

STICHPROBEN  
IN DER  
AMTLICHEN STATISTIK





STICHPROBEN  
IN DER  
AMTLICHEN STATISTIK



1960

---

HERAUSGEBER: STATISTISCHES BUNDESAMT / WIESBADEN  
VERLAG: W. KOHLHAMMER GMBH / STUTTGART UND MAINZ

**Nachdruck — auch auszugsweise — nur mit Quellenangabe  
und Einsendung eines Belegexemplares gestattet**

---

**Druck: Carl Ritter & Co., Wiesbaden**

## Vorwort

Das Stichprobenverfahren wird in ständig steigendem Maße in der amtlichen Statistik angewandt, so daß ein immer größerer Kreis von Statistikern und Benutzern statistischer Zahlen mit diesem Verfahren in Berührung kommt. Die methodischen Grundlagen dieser Statistiken sind in den Quellenveröffentlichungen verstreut und dort vielfach sehr knapp behandelt, so daß sich der Leser bisher nur unvollständig über die Anwendungsgebiete des Stichprobenverfahrens unterrichten konnte. Es erschien daher angebracht, die für die meisten amtlichen Stichprobenstatistiken noch fehlende Darstellung der Arbeitsmethodik nachzuholen sowie die Lehren aus den bisherigen Erfahrungen zu ziehen und für die weitere Arbeit nutzbar zu machen. Das Buch gibt den Mitte 1960 erreichten Stand der Anwendung des Stichprobenverfahrens in der deutschen amtlichen Statistik wieder.

Die Veröffentlichung ist eine Gemeinschaftsarbeit des Statistischen Bundesamtes und der Statistischen Landesämter. Sie besteht aus drei Teilen. Der Allgemeine Teil gibt eine zusammenfassende Darstellung des Stichprobenverfahrens und der bei seiner Anwendung gewonnenen Erfahrungen. Er wurde von den Mathematikern des Statistischen Bundesamtes ausgearbeitet. Der Besondere Teil enthält Einzeldarstellungen der wichtigsten Stichprobenstatistiken. An der Entwicklung der Pläne für diese Statistiken waren die Mathematiker sowie die zuständigen Fachreferenten des Statistischen Bundesamtes, der Statistischen Landesämter und des Kraftfahrt-Bundesamtes beteiligt. Die Leitung der mathematischen Arbeiten des Statistischen Bundesamtes lag bis Ende 1954 bei Prof. Dr. Meyrich, von Dezember 1954 bis Oktober 1958 bei Prof. Dr. Dr. Koller, ab Januar 1959 bei Dr. Schäffer. Die Autoren der Beiträge zum Besonderen Teil sind im Verzeichnis auf Seite 7 und 8 genannt. Der Technische Anhang enthält eine Formelsammlung und einige Graphiken zur Vereinfachung der Planung von Stichproben. Er wurde im Statistischen Bundesamt ausgearbeitet.

Die einzelnen Teile der Veröffentlichung wurden in mehreren Sitzungen des Arbeitskreises für mathematisch-statistische Methoden erörtert. Die in diesen Aussprachen gegebenen Anregungen wurden weitgehend berücksichtigt. Prof. Dr. Kellerer, München, hat bei der Überarbeitung des Manuskriptes beratend mitgewirkt.

Die Veröffentlichung wurde in der Abteilung „Allgemeine Organisation der Statistik“ des Lfd. Reg.-Dir. Dr. Szameitat im Hauptreferat „Mathematisch-statistische Methoden“ bearbeitet. Die Konzeption des Bandes beruht auf Arbeiten von Prof. Dr. Dr. Koller. Vorarbeiten für den Allgemeinen Teil wurden von den Referenten Dipl.-Math. Deininger und Dipl.-Math. Nourney geleistet. Die Ausarbeitung des Allgemeinen Teiles und die bei dieser Veröffentlichung besonders umfangreiche redaktionelle Bearbeitung aller Beiträge lag bei dem Hauptreferenten Reg.-Rat Dr. Schäffer.

Wiesbaden, im Oktober 1960

**Dr. Gerhard Fürst**

Präsident des Statistischen Bundesamtes

# Inhalt

	Seite
Einleitung . . . . .	9
 <b>I. Allgemeiner Teil</b>	
1. Einführung . . . . .	13
1.1 Vergleich von Stichprobenstatistiken mit Totalstatistiken . . . . .	13
1.1.1 Grundlagen . . . . .	13
1.1.2 Aussagekraft von Stichprobenstatistik und Totalstatistik . . . . .	16
1.2 Umfang und Genauigkeit von Stichproben . . . . .	19
1.2.1 Verflechtung der Hauptfaktoren eines Stichprobenplans . . . . .	19
1.2.2 Stichprobenumfang und Auswahlssatz . . . . .	20
1.2.3 Zufällige und systematische Fehler . . . . .	20
1.2.4 Erforderliche Genauigkeit . . . . .	21
1.3 Wichtige Einsatzstellen von Stichprobenverfahren . . . . .	22
2. Methodische Übersicht . . . . .	24
2.1 Aufbau des Stichprobenplans . . . . .	24
2.2 Auswahl der Stichprobe . . . . .	26
2.2.1 Festlegung der Auswahlseinheiten . . . . .	26
2.2.2 Auswahlverfahren . . . . .	28
2.2.3 Schichtung der Auswahlgesamtheit . . . . .	35
2.2.4 Anordnung der Auswahlseinheiten . . . . .	40
2.2.5 Klumpenauswahl und mehrstufige Auswahl . . . . .	41
2.2.6 Mehrphasige Auswahl . . . . .	43
2.2.7 Kombinationen von Auswahlverfahren . . . . .	44
2.3 Hochrechnung auf die Grundgesamtheit . . . . .	45
2.3.1 Freie Hochrechnung . . . . .	46
2.3.2 Gebundene Hochrechnung . . . . .	47
2.3.3 Gruppierung nach der Auswahl und Anpassung . . . . .	48
2.4 Beurteilung der Genauigkeit . . . . .	49
2.4.1 Zufallsfehler . . . . .	49
2.4.2 Systematische Fehler . . . . .	51
2.4.3 Gesamtfehler . . . . .	51
3. Theoretische Grundlagen und Erfahrungen der Stichprobenpraxis . . . . .	52
3.1 Variabilität . . . . .	52
3.1.1 Abschätzung der Varianz . . . . .	53
3.1.2 Wichtige Häufigkeitsverteilungen . . . . .	57
3.1.3 Kovariation von zwei Merkmalen . . . . .	66
3.2 Untersuchungen zum Auswahlverfahren . . . . .	69
3.2.1 Auswahlseinheiten . . . . .	70
3.2.2 Grundzüge des Deming-Plans . . . . .	72
3.2.3 Schichtung . . . . .	74
3.2.4 Anordnung . . . . .	83
3.2.5 Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten . . . . .	84
3.2.6 Auswirkung fehlerhafter Auswahlgrundlagen . . . . .	85
3.2.7 Kontrolle der Auswahl . . . . .	86
3.3 Hochrechnung . . . . .	87
3.3.1 Wahl des Hochrechnungsverfahrens . . . . .	87
3.3.2 Hochrechnung bei Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten . . . . .	91
3.3.3 Ergänzung der Stichprobe . . . . .	92
3.3.4 Anpassen an vorgegebene Randwerte . . . . .	94

		Seite
3.4 Beurteilung der Genauigkeit . . . . .		97
3.4.1 Abschätzung der Zufallsfehler . . . . .		97
3.4.2 Abschätzung der systematischen Fehler . . . . .		110
3.4.3 Gesamtfehler . . . . .		112
3.5 Laufende Stichprobenerhebungen . . . . .		114
3.5.1 Auswahlverfahren . . . . .		114
3.5.2 Hochrechnung . . . . .		117
3.5.3 Beurteilung der Genauigkeit . . . . .		118
II. Besonderer Teil		
	Verfasser	
Bevölkerung, Erwerbstätigkeit, Wahlen		
1. Repräsentative Vorwegaufbereitung der Volks- und Berufszählung 1946 . . . . .	W. Swoboda	121
2. Repräsentativverfahren bei der Volks- und Berufszählung 1950 . . . . .	W. Swoboda — R. Deininger	129
3. Repräsentativstatistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens (Mikrozensus) . . . . .	R. Deininger	135
4. Wanderungsstatistik in Berlin (West) im Jahre 1956 . . . . .	J. Glowinski	176
5. Statistik der Umsiedlungswilligkeit in Schleswig-Holstein 1953 . . . . .	G. Muske	180
6. Repräsentative Wahlstatistik 1953 und 1957. . . . .	S. Koller	184
Ernährung, Landwirtschaft und Forsten		
7. Repräsentative Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 . . . . .	R. Giehl	195
8. Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte in den land- und forstwirtschaftlichen Betrieben . . . . .	F. Ehlers — F. Ronge	205
9. Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben 1956/58 . . . . .	F. Ehlers	214
10. Bodennutzungserhebungen 1956 bis 1959 . . . . .	M. Nourney	221
11. Nachprüfung der Bodennutzungserhebungen . . . . .	M. Nourney	249
12. Obstbaumzählung 1958 . . . . .	M. Nourney	256
13. Besondere Erntermittlung . . . . .	M. Nourney — H. Kallmeyer	268
14. Viehzwischenzählungen . . . . .	H. Strecker	282
15. Nachprüfung der Viehzählungen . . . . .	H. Strecker	296
16. Milcherzeugungs- und -verwendungsstatistik. . . . .	H. Strecker — M. Nourney	301
Industrie und Handwerk		
17. Monatlicher Industriebericht — Untersuchungen zur Anwendung des Stichprobenverfahrens — . . . . .	G. Hotopp — K.-A. Schäffer	309
18. Jahreserhebung über die Nettoleistung der Industrie 1954 . . . . .	W. Flöter — K.-A. Schäffer	319
19. Handwerksberichterstattung . . . . .	H. Schneeberger	327
Bau- und Wohnungswesen		
20. Wohnungsstatistik 1956/57 . . . . .	R. Deininger	334
Handel und Verkehr		
21. Handels- und Gaststättenzählung . . . . .	W. Schmidt	355
22. Außenhandelsstatistik — Untersuchungen zur Anwendung des Stichprobenverfahrens — . . . . .	S. Koller	361

	Verfasser	Seite
23. Repräsentativerhebung über den Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen im Juli 1952 . . . . .	H.-J. Zindler	372
24. Statistik der Kosten und Leistungen im Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen, mit Binnenschiffen und mit Eisenbahnen im Jahre 1959 . . . . .	K.-A. Schäffer	379
25. Statistik der Kraftfahrzeugfahrleistungen im Jahre 1959 . . . . .	K.-A. Schäffer — W. Schmidt	391
26. Statistik des gewerblichen Güterfernverkehrs und des Werkfernverkehrs mit Kraftfahrzeugen . . .	E. Schmitz — D. Rohde	400
Öffentliche Fürsorge		
27. Jährliche Zusatzstatistik über die öffentliche Fürsorge . . . . .	R. Deininger	404
28. Statistik über die sozialen Verhältnisse der Renten- und Unterstützungsempfänger . . . . .	K.-H. Katsch	407
Öffentliche Finanzen, Steuern		
29. Jährliche Gemeindefinanzstatistik — Schatten- aufbereitung 1952 in Bayern — . . . . .	K.-A. Schäffer	419
30. Lohnsteuerstatistik 1950 . . . . .	F. Ehlers	430
31. Lohnsteuerstatistik 1955 . . . . .	K.-A. Schäffer	440
32. Lohnsteuerstatistik 1957 . . . . .	K.-A. Schäffer	463
33. Einkommensteuerstatistik 1957 . . . . .	K.-A. Schäffer	472
Löhne, Gehälter, Wirtschaftsrechnungen		
34. Allgemeine Verbrauchs- und Einkommenserhebung in privaten Haushalten . . . . .	R. Deininger — K.-A. Schäffer	486
35. Gehalts- und Lohnstrukturserhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 . . . . .	H. Bahlert — R. Deininger	492
36. Lohnstrukturserhebung in der Forstwirtschaft 1952/53 . . . . .	H. Pudill — R. Deininger	500
37. Gehalts- und Lohnstrukturserhebung in der Landwirtschaft 1953 . . . . .	R. Deininger	505
38. Gehalts- und Lohnstrukturserhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1957 . . . . .	R. Deininger	512
III. Technischer Anhang (vgl. auch besonderes Inhaltsverzeichnis)		
Vorbemerkung . . . . .		520
1. Einfache Zufallsauswahl . . . . .	K.-A. Schäffer	521
2. Einfache systematische Auswahl . . . . .	K.-A. Schäffer	532
3. Geschichtete einfache Zufallsauswahl . . . . .	K.-A. Schäffer	534
4. Einfache Zufallsauswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten . . . . .	W. Schmidt	557
5. Einfache Klumpen- und zweistufige Zufallsauswahl . . . . .	K.-A. Schäffer	565
6. Geschichtete Klumpen- und zweistufige Zufallsauswahl . . . . .	H. Schneeberger	573
7. Zweiphasige Zufallsauswahl . . . . .	K.-A. Schäffer	583
8. Graphische Tafeln zur Vereinfachung der Planung . .	M. Nourney	588
Grundzüge der im Besonderen Teil behandelten Stichprobenstatistiken . . . .		597
Literaturverzeichnis . . . . .		615
Alphabetisches Sachregister . . . . .		619

## Einleitung

Der vorliegende Band wendet sich an einen breiten, sehr unterschiedlich zusammengesetzten und in verschiedenartigem Maße an den Stichprobenproblemen interessierten Leserkreis. Aus diesem Grunde wurde die Veröffentlichung in drei Teile gegliedert: In einen Allgemeinen Teil, einen Besonderen Teil und einen Technischen Anhang.

Im Allgemeinen Teil (Teil I) werden bewußt mehrere Stufen der textlichen Ausführlichkeit nebeneinander verwendet. Der erste Abschnitt gibt eine allgemeinverständliche Einführung in die Prinzipien des Stichprobenverfahrens. Es folgt eine methodische Übersicht, in der die vielfältigen Formen des Stichprobenverfahrens verhältnismäßig ausführlich, jedoch ohne Formeln und technische Einzelheiten dargestellt werden. Der dritte Abschnitt ist knapper gefaßt. Er enthält methodische Einzelheiten und die praktischen Erfahrungen, die bei der Planung und Durchführung von Stichprobenstatistiken im Bereich der amtlichen Statistik gesammelt worden sind. Dieser Abschnitt ist vor allem für den Leser bestimmt, der sich auch mit der Stichprobenpraxis näher vertraut machen möchte.

Der Besondere Teil (Teil II) ist aus 38 Einzeldarstellungen der wichtigsten Repräsentativstatistiken zusammengesetzt. Es wird keine Vollständigkeit angestrebt, vielmehr werden grundsätzlich nur solche Statistiken behandelt, die auf einer Zufallsauswahl beruhen. Dementsprechend werden insbesondere die Lohn- und Preisstatistiken bewußt aus der Darstellung ~~herausgelassen~~. Von den auf Zufallsstichproben gegründeten Statistiken sind nur diejenigen dargestellt, die wichtige methodische Erkenntnisse vermittelt haben oder denen besondere Bedeutung zukommt. Aus diesen Gründen werden z. B. auch die Untersuchungen zur Anwendbarkeit des Stichprobenverfahrens in der Gemeindefinanzstatistik behandelt und einige noch nicht abgeschlossene oder noch im Planungsstadium stehende Statistiken (z. B. die Verbrauchs- und Einkommenserhebung) in den Besonderen Teil mit aufgenommen.

Die Darstellung ist grundsätzlich so gehalten, daß das Ziel der Statistik und die methodischen Besonderheiten möglichst auch demjenigen Leser verständlich werden, der das jeweilige Fachgebiet nicht genau kennt. In den Ausarbeitungen sind die Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes und der Statistischen Landesämter mit verwandt. Vor allem wird auf die spezifisch methodischen Schwierigkeiten der einzelnen Stichprobenstatistiken und auf die Erfahrungen aus der Praxis eingegangen.

Um eine möglichst weitgehende Einheitlichkeit in der Darstellung zu erreichen und um ferner Vergleiche zwischen den Stichprobenprojekten zu erleichtern, wurden die Einzelbeiträge bei der redaktionellen Überarbeitung im allgemeinen auf das folgende Gliederungsschema umgestellt:

1. Einleitung
2. Grundlagen des Stichprobenplans
3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan
4. Endgültiger Stichprobenplan
5. Durchführung des Stichprobenplans

Die Einleitung soll einen möglichst allgemein gehaltenen Überblick über das Ziel der Statistik und den Verwendungszweck ihrer Ergebnisse vermitteln. In diesem Abschnitt werden ferner die Rechtsgrundlage der Statistik genannt und Hinweise auf die Veröffentlichung der Ergebnisse oder auf den Stand der Bearbeitung gegeben.

Im Abschnitt über die Grundlagen des Stichprobenplans werden die bei der Planung zu berücksichtigenden, mehr oder weniger fest vorgeschriebenen Daten behandelt. Dazu gehören in der Regel das Tabellenprogramm, die Erhebungsgesamtheit und das Erhebungsverfahren. In diesem Abschnitt wird ferner auf die verfügbaren Auswahlgrundlagen, die dadurch bestimmten Möglichkeiten der Schichtung und Anordnung sowie auf die Begrenzung des Stichprobenumfangs durch die Rechtsgrundlage oder durch eine Kostengrenze eingegangen.

Der Abschnitt Voruntersuchungen zum Stichprobenplan gibt Aufschluß über die Schätzung der Besetzungszahlen, Varianzen und andere Grundwerte der Stichprobenplanung sowie über die Arbeiten, die zur Festlegung der Auswahlseinheiten, der Schichtung und Anordnung geführt haben. Ferner werden hier die methodisch wichtigen Erkenntnisse von Schattenaufbereitungen oder Probeerhebungen behandelt, falls solche Untersuchungen im Verlauf der Planung vorgenommen worden sind.

Der endgültige Stichprobenplan wird in der Regel im vierten Abschnitt dargestellt. Dazu gehört die Beschreibung des vorgesehenen Auswahlverfahrens, des Hochrechnungsverfahrens und des Verfahrens für die Fehlerrechnung. Sofern keine größeren Voruntersuchungen zum Stichprobenplan durchgeführt worden sind, wird auf eine gesonderte Darstellung verzichtet, d. h., die Erkenntnisse der Voruntersuchungen werden in den Abschnitt über den Stichprobenplan eingearbeitet.

Im letzten Abschnitt wird nicht nur die Durchführung des Stichprobenplans selbst dargestellt, sondern es werden auch methodische Schwierigkeiten und Besonderheiten behandelt, die bei der Verwirklichung des Plans aufgetreten sind. Ferner wird meist ein Überblick über die Genauigkeit der Ergebnisse gegeben. Die Ergebnisse selbst werden hier nicht aufgeführt, soweit sie nicht für das Verständnis der Genauigkeitsaussagen benötigt werden oder stichprobentechnisch besonders wichtig sind, wie z. B. Häufigkeitsverteilungen, Varianzen und Korrelationen. Abschließend wird die methodische Erkenntnis, die bei der Anwendung des Stichprobenverfahrens gewonnen worden ist, dargestellt und ihre künftige Auswertung angedeutet.

Der Technische Anhang (Teil III) ist für Stichproben-Spezialisten gedacht. Er enthält die Symbole und Bezeichnungen, die im vorliegenden Band einheitlich verwandt worden sind, sowie die für die Praxis wichtigsten Formeln. Ferner werden in diesem Anhang einige graphische Tafeln zur Vereinfachung der Planung von Stichprobenstatistiken wiedergegeben.

Die Literaturangaben sind im Anhang des Bandes zusammengestellt; im Text wird auf das Literaturverzeichnis durch den Namen des Autors und die laufende Nummer des Verzeichnisses hingewiesen (z. B. *H. Strecker* [70]). Die Veröffentlichung wird ergänzt durch ein Schlagwortverzeichnis sowie durch eine Synopse, in der die Grundzüge der im Besonderen Teil behandelten Stichprobenstatistiken zusammengestellt sind.

Es ist unvermeidlich, daß gewisse Überschneidungen vorkommen: Dasselbe Thema wird für die verschiedenen Leserkreise zunächst allgemein und außerdem an den praktischen Anwendungsfällen dargestellt. Hierin wird kein Nachteil gesehen. Die Verflechtung der einzelnen Teile ist durch die gegebenen Verweise erkennbar.

Dieser Band ist aus der Praxis entstanden und für die Praxis bestimmt. Er wurde nicht als Lehrbuch geschrieben. Auf die streng systematische Entwicklung der Verfahren und auf die Ableitung der Formeln wurde daher bewußt verzichtet. Die Begriffsbildung wurde vorwiegend nach praktischen Gesichtspunkten ausgerichtet; eine genaue Abgrenzung aller statistischen Bezeichnungen war nicht erreichbar, weil eine allgemeingültige Normung noch fehlt.

Für Leser, die an theoretischen Fragen interessiert sind, sei auf die grundlegende Darstellung von *H. Kellerer* [39] hingewiesen. Aus der englischsprachigen Literatur sind die Lehrbücher von *W. G. Cochran* [7] und *W. E. Deming* [13] sowie das umfassende zweibändige Werk von *Hansen—Hurwitz—Madow* [28] zu nennen. Eine Reihe weiterer Lehrbücher ist im Literaturverzeichnis zusammengestellt.



# **I. Allgemeiner Teil**

**Einführung in das Stichprobenverfahren  
und Erfahrungen aus der Praxis**



# 1. Einführung

## 1.1 Vergleich von Stichprobenstatistiken mit Totalstatistiken

### 1.1.1 Grundlagen

Die Hauptaufgabe der Statistik besteht in der Erfassung und Beschreibung von **statistischen Massen**. Dieses Ziel kann mit verschiedenen Methoden erreicht werden. Die nächstliegende ist die **Totalstatistik**. Dabei werden grundsätzlich alle Einheiten der zu untersuchenden Gesamtheit erfaßt und die erhobenen Angaben vollständig aufbereitet, oder es werden — bei sekundärstatistischem Material — alle verfügbaren Unterlagen aufbereitet.

So werden bei allgemeinen Volkszählungen alle Personen eines Landes erfaßt und nach verschiedenen Merkmalen, z. B. Geschlecht, Alter und Familienstand, ausgezählt. — Bei den jährlichen Umsatzsteuerstatistiken werden alle von den Finanzämtern erstellten Zählblätter aufbereitet, soweit sie die Freigrenze übersteigen.

Die vollständige Erhebung und Aufbereitung einer großen statistischen Masse ist sehr **kostspielig**. Außerdem verstreicht meist eine **lange Zeit**, bis die Ergebnisse vorgelegt werden können. Überdies ist bei vielen Fragestellungen aus der Natur der Sache heraus eine Totalstatistik praktisch nur schwer oder gar nicht durchführbar.

Im Gegensatz zu Totalstatistiken wird bei Teilstatistiken nur ein Teil der Masse erfaßt und statistisch bearbeitet (Teilerhebung), oder es wird eine vollständig vorliegende Masse nur teilweise aufbereitet; solche Teilaufbereitungen werden bei umfangreichem sekundärstatistischem Material sowie zur Erstellung von Vorweg-Ergebnissen angewandt.

Gelegentlich ist es vertretbar, nur einen Teil der Gesamtheit zu untersuchen und die Aussagen auf diesen Teil zu beschränken. So beziehen sich z. B. die laufenden Wirtschaftsrechnungen auf ganz wenige Typen von Haushalten. In der Regel sollen aber auch Teilstatistiken die gesamte Masse beschreiben. Zu diesem Zwecke reicht die statistische Bearbeitung einer Teilmasse nur dann aus, wenn sie die Gesamtmasse repräsentiert. Eine Teilmasse heißt **repräsentativ**, wenn sie in der Verteilung aller interessierenden statistischen Merkmale der Gesamtmasse entspricht, d. h. ein verkleinertes, aber sonst **wirklichkeitsgetreues Abbild** der Gesamtheit darstellt. Im folgenden werden solche repräsentativen Teilmassen „Stichproben“ (sample) genannt und die darauf aufgebauten Statistiken als Stichprobenstatistiken (sample survey) bezeichnet.

Unter den Verfahren, einen repräsentativen Teil aus einer Gesamtheit zu gewinnen, ist die **Zufallsauswahl** (random sampling) die **einzige**, die nur Abweichungen in einem voraus **berechenbaren** Umfang aufweist. Dies Verfahren beherrscht daher die folgenden Ausführungen; einige andere Auswahlverfahren werden kurz in 2.2.2 (S. 28) behandelt.

Eine Stichprobenstatistik hat gegenüber einer Totalstatistik den außerordentlichen Vorteil des kleineren Umfanges. Das bedeutet **geringere Kosten**, weniger Befragungen und Bearbeitungsaufwand sowie **schnellere Lieferung** der Ergebnisse. Außerdem können bei einer Stichprobenstatistik **mehr Zeit und Sorgfalt** auf jeden einzelnen Fall verwandt werden, als dies im allgemeinen bei einer Totalstatistik möglich ist. Daher können Fehler, die durch Mängel der Erhebungstechnik, der Abgrenzung der Erhebungseinheiten, der Fragestellung auf den Erhebungsbogen, aber auch durch die Aufbereitung hervorgerufen werden, bei Stichprobenstatistiken oft in engeren Grenzen gehalten werden als bei Totalstatistiken. Bei Stichprobenstatistiken besteht dagegen die Gefahr, daß die Auswahl gewisse Fehler aufweist, die sich dann auf die Ergebnisse auswirken. Es ist also von entscheidender Bedeutung, eine **gute Auswahlgrundlage** zu besitzen.

Es liegt nicht in der Absicht dieses Bandes, einseitig das Stichprobenverfahren als überlegen darzustellen. Für viele statistische Aufgaben sind Totalstatistiken unentbehrlich, z. B. bei Volkszählungen. Oft wird gerade vom Stichprobenfachmann eine

## I.1

Totalstatistik anstelle einer in Aussicht genommenen Stichprobenstatistik empfohlen. Der amerikanische Stichprobenfachmann *W. E. Deming* betont regelmäßig, er würde nie eine Stichprobenstatistik vorschlagen, wenn genügend Geld und Zeit zur Verfügung stehen würde, um eine Totalstatistik mit derselben Gründlichkeit durchzuführen. Dies ist aber praktisch selten der Fall, und die Statistiker kommen oft in die Zwangslage, ein Vorhaben entweder auf repräsentativer Grundlage zu verwirklichen oder ganz auf seine Durchführung und damit auf statistische Unterlagen zu verzichten.

Für viele Aufgaben ist das Stichprobenverfahren aber auch besser geeignet als die totalstatistische Methode, in manchen Fällen ist es sogar das einzige Verfahren, um Angaben zu erhalten; das gilt z. B. für die **Ernteterminnung**, bei der eine **Totalerhebung** völlig unmöglich wäre. Beide Verfahren müssen in jedem Anwendungsfall mit allen ihren Vor- und Nachteilen gegeneinander abgewogen werden. Häufig können auch die Vorteile beider Verfahren dadurch nutzbar gemacht werden, daß auf eine Totalstatistik eine oder mehrere Stichprobenstatistiken aufgestockt werden. Auf diese Weise läßt sich vielfach erst erreichen, daß auch schwierig zu erfassende Sachverhalte in die Statistik einbezogen werden können („mehrgeschossiger“ Aufbau eines Zählungswerkes; vgl. z. B. II.20, S. 334).

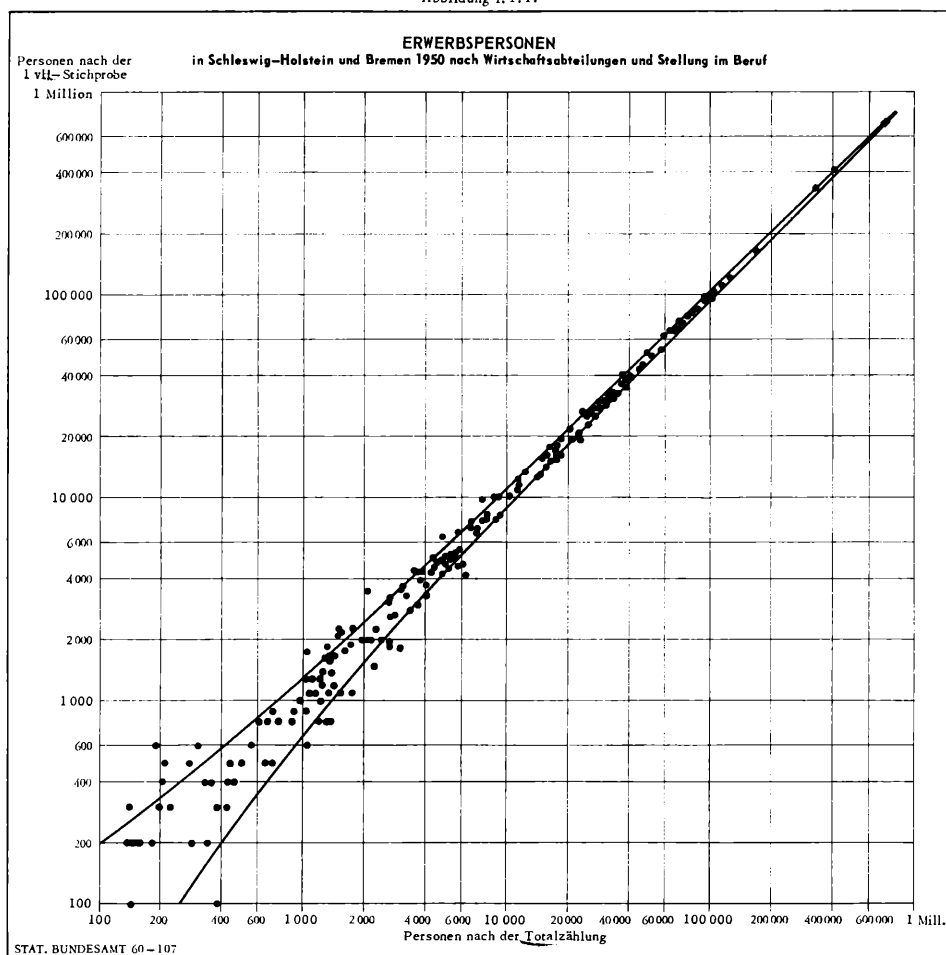
Die **Nachteile** einer Stichprobenstatistik, die man in Kauf nehmen muß, um ihre Vorteile ausnutzen zu können, sind die sogenannten **Stichprobenfehler**. Die Ergebnisse von Stichprobenstatistiken werden fast nie genau mit den Ergebnissen einer entsprechenden idealen Totalstatistik übereinstimmen, sondern davon mehr oder weniger stark abweichen. So wie bei 60 Würfeln mit einem Spielwürfel nicht jede der Nummern 1 bis 6 gerade zehnmal auftritt, so bilden sich auch bei der Zufallsstichprobe aus einer Gesamtheit nicht alle vorhandenen Strukturen genau im rechten Verhältnis ab; vielmehr ist die eine Merkmalskategorie zufällig etwas zu stark, die andere etwas zu schwach vertreten. Diese Unterschiede halten sich jedoch bei einer Zufallsstichprobe in einem Rahmen, der durch **Wahrscheinlichkeitsgesetze** bestimmt ist.

In den späteren Ausführungen wird noch viel von der Größe der Stichprobenfehler die Rede sein (vgl. S. 49 und S. 97). Hier sollen nur die wichtigsten Gesichtspunkte ohne die Zuhilfenahme mathematischer Genauigkeitsmaße aufgezeigt werden. Anschauliches Material dazu ist aus der **Volks- und Berufszählung 1950** zu entnehmen, bei der eine Stichprobe jeder 100sten Lochkarte gezogen und getrennt aufbereitet wurde, um an einem aus der Wirklichkeit genommenen Beobachtungsmaterial die tatsächliche Genauigkeit von Stichproben zu untersuchen (vgl. dazu auch II.2, S. 130). So wurden u. a. die Tabellen über die Erwerbspersonen in der Gliederung nach Wirtschaftsabteilungen und Stellung im Beruf sowohl auf repräsentativer Basis als auch total erstellt. Für alle Tabellenfelder können daher jeweils die Vollzählungsergebnisse den Stichprobenergebnissen gegenübergestellt werden. Dazu wird eine graphische Darstellung benutzt, die nach ihrer Form **Lanzettendiagramm** genannt wird (vgl. Abb. I.1.1). In einem Koordinatennetz, in dem beide Achsen logarithmisch geteilt sind, wird der Totalzählungswert als Abszisse und der zugehörige Schätzwert aus der Stichprobe (d. h. der mit 100 multiplizierte Stichprobenwert) als Ordinate eines Punktes dargestellt. Die logarithmischen Maßstäbe haben die Eigenschaft, daß gleiche Abstände an verschiedenen Stellen gleichen Zahlenverhältnissen entsprechen. Dadurch wird der Unterschied zwischen beiden Zahlen relativ zur Größe einer Zahl dargestellt.

**Jeder Punkt** in Abbildung I.1.1 entspricht einem **Tabellenfeld**; die Abbildung enthält die Punkte der genannten Tabelle für die Länder Schleswig-Holstein und Bremen.

Obwohl die **sachliche Bedeutung** der einzelnen Punkte nicht zu erkennen ist, gibt die Gesamtheit der Punkte ein anschauliches Bild über die Wirkung des Prinzips der großen Zahlen, das die Lehre von den Stichproben beherrscht: Je größer das Material ist, d. h. je mehr Beobachtungswerte in der Stichprobe enthalten sind, desto kleiner ist der Unterschied zwischen dem Schätzwert aus der Stichprobe und dem entsprechenden Totalzählungswert im Verhältnis zur Größe dieses Wertes.

Abbildung I.1.1.



Bei kleinen Zahlen, die durch Punkte im linken unteren Teil der Graphik dargestellt werden, sind die Unterschiede zwischen dem Totalzählungswert und dem Schätzwert aus der Stichprobe häufig recht groß. In Abbildung I.1.1 sind zwei Kurven eingezeichnet, die den Verlauf der später stets zu benutzenden Maßzahl für Stichprobenfehler, den sogenannten Standardfehler (standard error), angeben. Wird von der Diagonale aus ein Bereich nach oben und unten durch den Standardfehler abgegrenzt, so sollen unter bestimmten theoretischen Bedingungen in diesem einfachen Fehlerbereich rund 68 vH aller Fälle (hier: Punkte im Lanzettendiagramm) liegen, während rund 32 vH der Fälle diese Grenzen überschreiten. Der Bereich des doppelten Standardfehlers wird theoretisch von rund 95 vH aller Fälle eingehalten; nur in rund 5 vH aller Fälle wird der doppelte Fehlerbereich überschritten (vgl. auch 2.4.1, S. 49).

Bei der Untersuchung des oben dargestellten Materials aus der Volks- und Berufszählung 1950 hat sich z. B. ergeben (vgl. *F. Hage* [26] und II.2, S. 132), daß die Unterschiede zwischen dem Stichprobenergebnis und dem Vollzählungswert bei 66,8 vH der Tabellenfelder im einfachen Fehlerbereich und bei 95,4 vH der Tabellenfelder im doppelten Fehlerbereich lagen. Die empirische Prüfung an diesem Material hat also gezeigt, daß die theoretischen Anteilswerte praktisch zutreffen.

## I.1

### 1.1.2 Aussagekraft von Stichprobenstatistik und Totalstatistik

Bei den vorangehenden Ausführungen wurde der Einfachheit halber vorausgesetzt, daß eine sachlich, räumlich und zeitlich klar abgegrenzte statistische Gesamtheit beschrieben werden soll. Wenn eine Totalstatistik keine Unzulänglichkeiten aufweisen würde, könnten durch sie die „wahren Werte“ (true values) für diese Gesamtheit genau ermittelt und damit in diesem Idealfall die gestellte Beschreibungsaufgabe (z. B. die Ermittlung der Altersgliederung einer Bevölkerung) vollständig und exakt gelöst werden. Bei einer Stichprobenstatistik ist das a priori unmöglich: Selbst eine ganz einwandfrei durchgeführte Stichprobenstatistik ermöglicht es nicht, die wahren Werte in der Gesamtheit genau anzugeben. Die Gesetze der Wahrscheinlichkeitsrechnung erlauben vielmehr nur Aussagen der Art, daß die wahren Werte mit einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit zwischen mathematisch berechenbaren Grenzen, den sogenannten „**Konfidenz-Grenzen**“ (confidence limits), liegen. Bei Beschreibungsaufgaben, die insbesondere bei Bestandsstatistiken häufig im Vordergrund stehen, ist also die Totalstatistik der Stichprobenstatistik unter der obengenannten Idealbedingung grundsätzlich überlegen. In diesem Fall ist deshalb eine Stichprobenstatistik nur dann zu vertreten, wenn die genannten Grenzen so nahe beieinander liegen, d. h. wenn die Stichprobenfehler so klein sind, daß die Brauchbarkeit der gewonnenen Zahlen nicht beeinträchtigt wird. Für die praktische Anwendung ist nach aller Erfahrung kaum jemals die exakte Zahl bis auf die letzte Einheit wirklich erforderlich, vielmehr kann fast stets eine gewisse Unsicherheit in Kauf genommen werden, die je nach der Zielsetzung der Statistik größer oder kleiner sein darf.

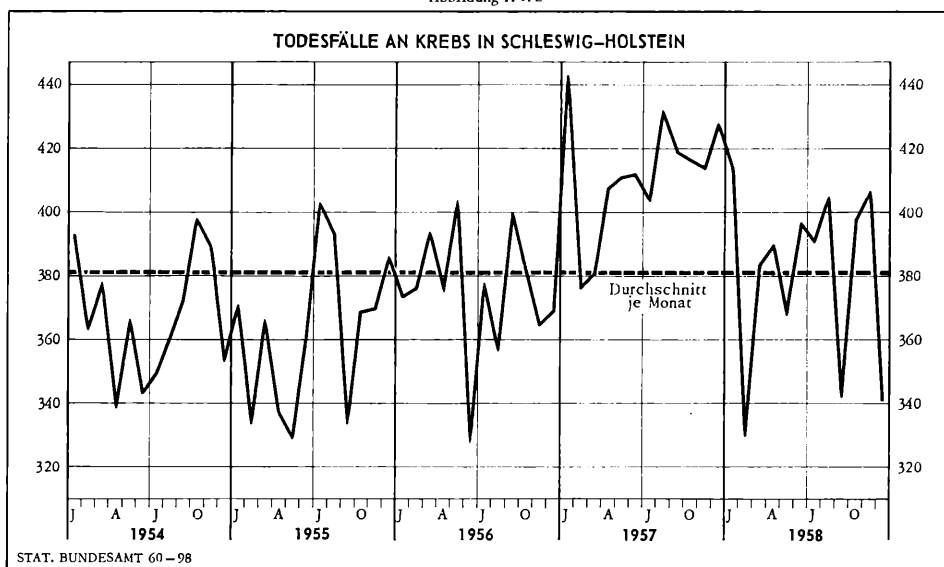
Die Überlegenheit der Totalstatistik bei Beschreibungsaufgaben wird dadurch eingeschränkt, daß die Abgrenzung der Gesamtheit recht problematisch sein kann. Die Überlegenheit steht und fällt nämlich damit, ob die Voraussetzung erfüllt ist, daß die Totalstatistik keine Unzulänglichkeiten aufweist. Praktisch lassen sich jedoch auch bei sorgfältiger Arbeit systematische Fehler nie ganz vermeiden. Je größer sie sind, desto mehr wird die Überlegenheit der Totalstatistik eingeschränkt. Bei den Überlegungen, welches Verfahren angewandt werden soll, spielt deshalb die Betrachtung der systematischen Fehler eine wichtige Rolle (vgl. 1.2.3, S. 20). Dabei ist zu beachten, daß auch bei Stichprobenstatistiken systematische Fehler nicht auszuschalten sind, jedoch haben sie hier meist andere Ursachen und andere Größe.

Die Zielsetzung der meisten Statistiken erschöpft sich aber nicht in der bloßen Feststellung von Zahlen; vielmehr sollen die Ergebnisse zugleich auch der **Ursachenforschung** dienen, d. h. für **Rückschlußaufgaben** verwandt werden. Wenn etwa die Zahl der Sterbefälle auf Grund einer bestimmten Krankheit für ein bestimmtes Gebiet in einem bestimmten Zeitraum festgestellt wird, so steht zwar zunächst die **Beschreibungsaufgabe** im Vordergrund. Dahinter steht aber die Aufgabe, die Sterblichkeitsverhältnisse dieses Gebietes zu charakterisieren. Hier liegt also das Ziel der Statistik nicht allein bei der Beschreibung, sondern im **Rückschluß** auf die zugrunde liegende **Situation** (Gesundheitsverhältnisse, Lebenshaltung, soziale Verhältnisse usw.).

Für solche Rückschlußaufgaben haben auch voll ausgezählte Ereignisse oder Bestände nur den Charakter von Indikatoren und sind nicht letztes Ziel und abschließende Lösung der statistischen Aufgabe. Die ermittelten Zahlen sind durch Zufälligkeiten beeinflusst, die von der statistischen Erfassung unabhängig sind; infolgedessen hätten die Zahlen bei völlig gleicher Grundsituation auch anders sein können. Der Zufallscharakter wird deutlich, wenn eine Reihe von Ereigniszahlen über einen längeren Zeitraum betrachtet wird, in dem die Grundsituation praktisch als konstant angesehen werden kann. Als Beispiel kann die Reihe der monatlichen Sterbefälle auf Grund von Krebs in Schleswig-Holstein in den Jahren 1954 bis 1958 dienen.

Abbildung I.1.2 zeigt die ganz unregelmäßigen Schwankungen dieser Reihe. Diese Schwankungen lassen es nicht zu, daß aus unterschiedlichen Zahlen in aufeinanderfolgenden Monaten auf eine Änderung der Grundsituation zwingend geschlossen werden

Abbildung I.1.2



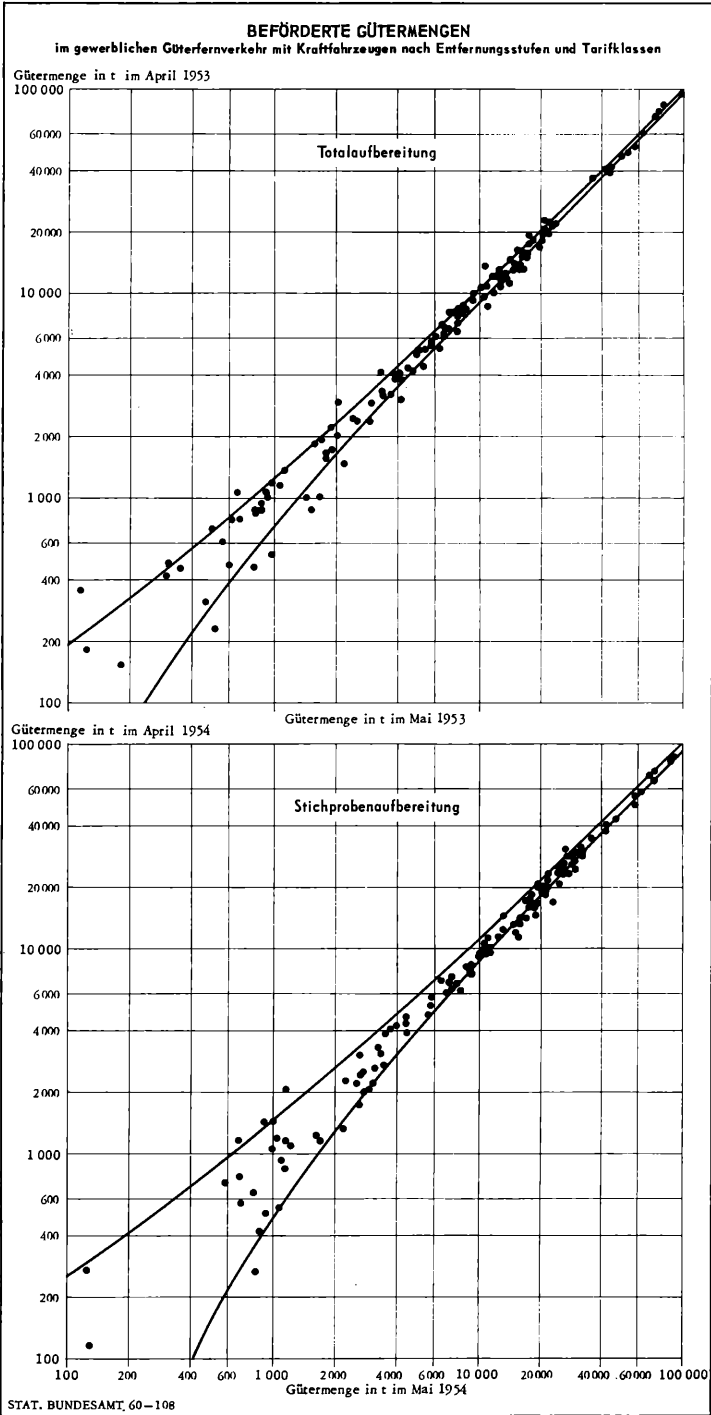
kann. Wenn man z. B. die Zahlen 404 und 328 für Mai und Juni 1956 allein vor sich gehabt und aus diesen auf eine starke Abnahme der Krebsgefährdung (Grundsituation) geschlossen hätte, so wäre man in den folgenden Monaten belehrt worden, daß der Schluß falsch war. Solche Fehlschlüsse soll die Betrachtung des Schwankungsbereiches verhüten, dessen Größe mit der später zu behandelnden Fehlerrechnung abgeschätzt werden kann (vgl. 3.4.1, S. 97). Aus Unterschieden, die im Bereich der Zufallsschwankungen liegen, dürfen keine Rückschlüsse auf eine veränderte Grundsituation gezogen werden.

Wäre nun statt der totalen Zählung — etwa aus Ersparnisgründen — nur jede vierte Sterbefall-Zählkarte bearbeitet und das Ergebnis mit 4 multipliziert worden, so hätte man eine Stichprobenaufbereitung durchgeführt. In diesem Fall würden die für die einzelnen Monate repräsentativ ermittelten Zahlen um den gleichen Grundwert schwanken, nur würde der Streubereich größer als bei einer Totalaufbereitung der Sterbefälle sein. Bei Rückschlußaufgaben besteht also kein grundsätzlicher, sondern nur ein gradueller Unterschied in der Aussagekraft von Totalstatistik und Stichprobenstatistik: Beide haben Zufallsschwankungen, die der Stichprobenstatistik sind nur größer.

Diese Betrachtungsweise ist bislang nur auf wenigen Fachgebieten üblich, obwohl überall in der praktischen Statistik reine Beschreibungsaufgaben selten auftreten, sondern meist in mehr oder minder starkem Maße mit Rückschlußaufgaben gekoppelt sind. Als Beispiel sei die Statistik des Güterfernverkehrs (vgl. II.26, S. 401) genannt. Hier werden Verkehrsleistungen von Transportfällen im Berichtszeitraum erfaßt, die u. a. nach Entfernungsstufen und Tarifklassen aufbereitet werden. Das Ziel der Statistik ist einerseits die Berichterstattung über die tatsächlichen Verkehrsleistungen in der Berichtszeit, andererseits und hauptsächlich aber die Schaffung einer zahlenmäßigen Basis für wirtschaftspolitische Vergleiche; allgemein gesagt: Für Rückschlüsse auf Grundsituationen.

Einen Vergleich der Aussagekraft von Totalstatistiken und von Stichprobenstatistiken für solche Rückschlußaufgaben ermöglicht Abbildung I.1.3 (S. 18).

Abbildung I.1.3.





Im oberen Diagramm werden die nach Entfernungsstufen und Tarifklassen gegliederten Ergebnisse aus der Totalstatistik des Güterfernverkehrs für April 1953 mit den entsprechenden Ergebnissen für Mai 1953 verglichen. Auf der Abszisse sind die Werte für Mai 1953, auf der Ordinate die für April 1953 dargestellt; jeder Punkt der Abbildung entspricht einem Tabellenfeld. In diesem Bild weist der Punkteschwarm genau die gleiche Lanzettform auf wie in der Abbildung I.1.1 (S. 15), bei der reine Zufallswirkungen zugrunde lagen. Zwischen April und Mai 1953 hat sich demnach die wirtschaftliche und verkehrsmäßige Grundsituation nicht wesentlich verändert. Für diese Grundsituation sind sowohl die April-Werte als auch die Mai-Werte eine Realisierung, die für den Rückschluß auf die Grundsituation Stichprobencharakter hat.

Im unteren Diagramm der Abbildung I.1.3 sind entsprechend die Ergebnisse für April 1954 und für Mai 1954 einander gegenübergestellt, die mit einem Stichprobenverfahren (Aufbereitung jeder dritten Sendung; vgl. II.26) ermittelt worden sind. Offenbar bestehen in diesen beiden Monaten wiederum etwa dieselben Wirtschafts- und Verkehrsverhältnisse. Die Stichprobenergebnisse passen ebenfalls in ein Lanzettendiagramm. Es hat den gleichen Charakter wie das Diagramm für die Ergebnisse der Totalstatistiken im oberen Teil der Abbildung, lediglich mit dem Unterschied, daß der Streuungsbereich größer ist.

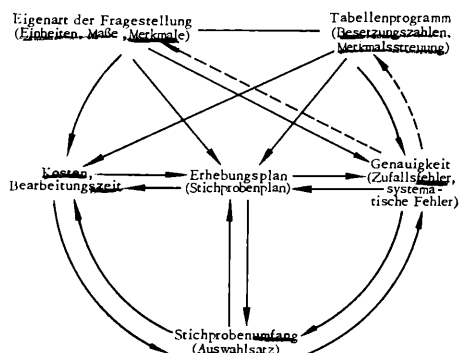
Das Prinzip der großen Zahlen gilt also hier für die Totalstatistiken grundsätzlich in der gleichen Weise wie für Stichprobenstatistiken: Auf großen Zahlen beruhende Werte unterscheiden sich verhältnismäßig wenig, die auf kleinen Zahlen beruhenden mehr. Es bestehen nur quantitative Unterschiede im Streuungsbereich und damit in der Genauigkeit des Rückschlusses.

## 1.2 Umfang und Genauigkeit von Stichproben

### 1.2.1 Verflechtung der Hauptfaktoren eines Stichprobenplans<sup>1)</sup>

Die **Genauigkeit** der Ergebnisse von Stichprobenstatistiken hängt vom Umfang der Stichprobe, d. h. von der Anzahl der repräsentativ erfaßten Einheiten und von der Streuung der einzelnen Merkmalswerte, ab. Die mathematisch-methodischen Einzelheiten dieser Abhängigkeit werden im Abschnitt 3 (S. 52ff.) näher behandelt.

Der **Stichprobenumfang** ist eine entscheidende Größe bei der Planung; er ist jedoch nicht von vornherein festgelegt, sondern muß erst aus der erforderlichen Genauigkeit, den zumutbaren Kosten, den Eigenarten des Erhebungsgegenstandes und des Erhebungsverfahrens entwickelt werden. Alle diese Größen sind wechselseitig miteinander verbunden, wie es im nachstehenden, ringartigen Schema veranschaulicht ist (vgl. K. Szameitat — S. Koller [73]).



<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.1., S. 24.

## I.1

Mit der Aufgabenstellung der Statistik sind die Erhebungsgesamtheit, die Art der Erhebungs- und Aufbereitungseinheiten, die zu erfassenden Merkmale mit den speziellen Problemen ihrer Definition, Abgrenzbarkeit, Vollständigkeit usw. im allgemeinen vorgegeben. Auch das Tabellenprogramm, das durch die Tiefe der sachlichen und regionalen Gliederung bestimmt ist, sowie Anhaltspunkte über die Besetzungszahlen der Tabellenfelder müssen vor der Entwicklung des Stichprobenplans vorliegen. Hieraus ergibt sich der Plan jedoch noch nicht zwangsläufig. Zu seiner endgültigen Festlegung gehört noch eine weitere Entscheidung, die entweder die erforderliche Genauigkeit, die Kosten oder den Stichprobenumfang unmittelbar betrifft. Häufig liegt die Situation so, daß zuerst die erforderliche Genauigkeit festgelegt wird, mit der die Ergebnisse zu erstellen sind, und daß danach derjenige Stichprobenplan gesucht wird, der diese Anforderungen mit den geringsten Kosten erfüllt. In der Praxis liegt aber auch nicht selten der andere Fall vor, daß die Kosten oder der Stichprobenumfang vorgegeben sind und daß der Stichprobenplan so aufgestellt werden muß, daß die größte Genauigkeit der Ergebnisse mit den verfügbaren Mitteln erreicht wird.

### 1.2.2 Stichprobenumfang und Auswahlssatz

Grundsätzlich ist zwischen dem Stichprobenumfang (size of sample), also der Zahl der in die Stichprobe einbezogenen Einheiten, und dem Auswahlssatz (sampling fraction), d. h. dem Anteil dieser Zahl an der Gesamtzahl aller vorhandenen Einheiten, zu unterscheiden. Der Auswahlssatz<sup>1)</sup> wird meist in vH ausgedrückt. Er kann nur in Verbindung mit einer absoluten Zahl zuverlässig gedeutet werden.

Eine Rückschau auf die Stichprobenstatistiken der letzten Jahre zeigt, daß die Stichprobenumfänge und Auswahlssätze sich außerordentlich stark unterscheiden; sie entsprechen jeweils den eben geschilderten Planungsfaktoren. Der höchste bisher in der deutschen amtlichen Statistik angewandte Auswahlssatz lag bei 33 vH (Güter- und Werkfernverkehr, Aufbereitung jedes dritten Beförderungsfalles von insgesamt rund 1 Million Fällen). Die niedrigsten Auswahlssätze kamen bei der Besonderen Erntermittlung vor (0,0001 vH der Fläche je Fruchtart). Eine Einzelübersicht, aus der für die bis Anfang 1960 durchgeführten Stichprobenstatistiken der Stichprobenumfang und der Auswahlssatz hervorgehen, wird in der Synopsis auf S. 598 ff. gegeben.

Ein internationaler Vergleich zeigt, daß die Stichprobenumfänge und Auswahlssätze im Ausland ebenfalls sehr unterschiedlich sind. Dort werden jedoch vergleichbare Stichprobenstatistiken eher mit kleinerem als mit größerem Umfang durchgeführt. Schließlich sei noch darauf hingewiesen, daß bei der Markt- und Meinungsforschung im allgemeinen höchstens 2000 Befragungen — also bei nicht mehr als 0,005 vH der Bevölkerung des Bundesgebietes über 18 Jahre — durchgeführt werden und daß diese Zahl nur selten überschritten wird.

### 1.2.3 Zufällige und systematische Fehler<sup>2)</sup>

Bei der Beurteilung der Genauigkeit einer Statistik kommt es allein auf die Größe des Gesamtfehlers, d. h. auf die Abweichung des Ergebnisses vom „wahren Wert“, an, nicht aber auf die einzelnen Fehlerkomponenten. Bei Stichprobenstatistiken besteht die Möglichkeit, eine wichtige Komponente, nämlich den Zufallsfehler (random sampling error), der Größenordnung nach zu bestimmen. Die Abweichungen vom „wahren Wert“ werden jedoch auch beeinflusst durch Mängel in der Erhebungstechnik, in der Abgrenzung der Erhebungsmasse, in der Begriffsbildung, in der Fragestellung sowie in der Aufbereitungstechnik. Jede Totalstatistik und jede Stichprobenstatistik hat Mängel dieser Art, die hier summarisch als „systematische Fehler“ (bias) bezeichnet werden sollen.

<sup>1)</sup> Die gelegentlich anstelle von Auswahlssatz angewandte Bezeichnung „Repräsentationsgrad“ sollte vermieden werden, weil sie irreführend ist (eine Stichprobe soll die Gesamtheit voll repräsentieren). — <sup>2)</sup> Vgl. auch 2.4, S. 49 und 3.4, S. 97.

Bei Altersangaben werden häufig runde Zahlen wie 40, 45, 50 Jahre bevorzugt, die Nachbarjahre werden etwas zu selten angegeben. Bei geeigneter Klassenbildung, z. B. 38 bis 42 Jahre, 43 bis 47 Jahre usw., werden die systematischen Fehler weitgehend ausgeschaltet. So günstig liegen die Verhältnisse aber nur selten.

Bei Lohnsteuerstatistiken (vgl. II.30 bis 32) können nur diejenigen Lohnsteuerkarten aufbereitet werden, die an das Finanzamt nach Ablauf des Jahres zurückgegeben worden sind. Eine Teilmenge der ausgegebenen Karten bleibt aus, so daß alle Zahlen absolut zu niedrig sind. Da unbekannt ist, wie sich die fehlenden Lohnsteuerkarten auf die Bruttolohngruppen verteilen, ist bei der Betrachtung der relativen Struktur der Lohnpyramide unbekannt, ob dieser systematische Fehler den Anteil einer Lohngruppe erhöht oder erniedrigt.

Dieselbe Situation liegt überall dort vor, wo eine Gruppe von Befragten keine Auskunft gegeben hat („Non-response-Problem“, vgl. 3.3.3, S. 92). Obwohl alle Gesamtzahlen absolut zu niedrig sind, ist die Verzerrung der Gliederungszahlen der Richtung nach nicht einheitlich und oft nicht vorauszusehen.

**Im Gegensatz zu den Zufallsfehlern sind systematische Fehler normalerweise nicht von der Merkmalshäufigkeit abhängig:** Seltene Merkmale können große oder kleine systematische Fehler aufweisen, häufige Merkmale ebenfalls. Sie unterscheiden sich von Zufallsfehlern dadurch, daß sie keine Ausgleichstendenz bei Vergrößerung des Materials zeigen. Daher können sie bei Vollzählungen größer sein als bei Stichprobenzählungen. Genaue quantitative Aussagen über systematische Fehler sind nur in wenigen Ausnahmefällen möglich, vgl. z. B. die Nachprüfung der Bodennutzungserhebungen (II.11, S. 249) und die Nachprüfung der Viehzählungen (II.15, S. 296).

Die Ursachen systematischer Fehler sind außerordentlich verschiedenartig und wirken sich dementsprechend auch stark unterschiedlich auf die Ergebnisse aus. Würde man sie im Einzelfall nach Richtung und Größe kennen, könnte man sie rechnerisch ausschalten. Die störenden systematischen Fehler sind diejenigen, die im Einzelfall nach Art, Richtung und Größe unbekannt sind, die also ebensowenig rechnerisch eliminiert werden können wie die Zufallsfehler. Die tatsächlichen systematischen und zufälligen Fehler können sich gegenseitig verstärken oder aufheben, je nachdem, wie sie zufällig zusammentreffen. Große Fehler überdecken dabei die kleinen, gleichgültig, welche von ihnen systematisch und welche zufällig sind.

Grundsätzlich müssen stets die aus Zufallsfehlern und systematischen Fehlern zusammengesetzten **Gesamtfehler** betrachtet werden. Anders ausgedrückt: Es kommt auf die „Treffgenauigkeit“ (**accuracy**) der Statistik an. Da jedoch die systematischen Fehler schwer zu quantifizieren sind, werden bei der Planung von Stichprobenstatistiken meist zunächst nur die abschätzbaren **Zufallsfehler** betrachtet. Die nach dem Modell wiederholter Stichproben bestimmte „Wiederholungsgenauigkeit“ (**precision**) gibt kein vollständiges Bild über die Güte der Statistik und darf deswegen auch nur als Ersatz für die Treffgenauigkeit angesehen werden.

## 1.2.4 Erforderliche Genauigkeit

Wenn eine bestimmte (Wiederholungs-)Genauigkeit für ein Tabellenfeld oder mehrere Tabellenfelder vorgegeben ist, so läßt sich — sofern genügend Anhaltspunkte für die Schätzung der Besetzungszahlen der Tabellenfelder und der Variabilität vorliegen — derjenige Stichprobenumfang angeben, bei dessen Verwirklichung bestimmte Fehlerspannen mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit eingehalten werden. Es ist ein besonderer Vorzug des Stichprobenverfahrens auf Zufallsbasis, daß bei vorgegebenen Fehlergrenzen der erforderliche Stichprobenumfang festgelegt werden kann bzw. bei vorgegebenem Stichprobenumfang die Standardfehler errechnet werden können.

Freilich können bei diesen Vorausschätzungen im wesentlichen nur Größenordnungen angegeben werden; die Genauigkeit dieser Rechnung darf nicht überfordert werden. Solange die Statistik nicht durchgeführt ist, sind immer nur Analogieschlüsse über die Besetzungszahlen der Tabellenfelder und über die Streuungen möglich, die bestenfalls aus früheren ähnlichen Statistiken stammen und auf die bevorstehende Statistik unmittelbar oder modifiziert übertragen werden müssen. Genauer können in vielen Fällen die Standardfehler und damit auch die Fehlergrenzen erst dann angegeben werden, wenn die Statistik selbst durchgeführt worden ist.

## I.1

Die Festlegung eines Maßstabes für die Genauigkeit stößt oft auf praktische Schwierigkeiten: Falls nur eine Genauigkeitsforderung gestellt wird, ist es schon schwer zu bestimmen, für welche der Ergebniszahlen die Forderung gelten soll. Bei vielfach untergliederten Tabellen ist es oft gar nicht möglich, eine der Zahlen als die dafür entscheidende anzugeben. Wenn für verschiedene Tabellenpositionen gleichzeitig Vorschriften über ihre Genauigkeit gegeben werden, dann entstehen besondere Probleme, da diese Vorschriften nicht immer miteinander vereinbar sind, z. B. wenn Genauigkeitsforderungen für sachliche und für regionale Untergliederungen nebeneinander bestehen. Nicht selten zeigt sich, daß eine der Forderungen einen größeren Stichprobenumfang und ein komplizierteres Auswahl- und Aufbereitungsverfahren erfordert als die anderen; dadurch kommt eine neue Variante in die Kostenkalkulation. So kann z. B. der Wunsch nach einer kleinen Zusatztablette oder einer tieferen regionalen Gliederung, die bei einer Totalstatistik nur verhältnismäßig geringe Mehrkosten bedingen würde, bei einer Stichprobenstatistik eine Vervielfachung der Kosten mit sich bringen, weil die zusätzliche Gliederung nur bei einem wesentlich größeren Stichprobenumfang mit der notwendigen Genauigkeit aufgestellt werden kann.

Die zweite Schwierigkeit liegt in der Bemessung der Genauigkeitsforderung. Bei Erörterungen und Verhandlungen über die Stichprobengenauigkeit zeigt sich immer wieder, daß im allgemeinen keine klar begründeten Vorstellungen über die erforderliche Genauigkeit einer statistischen Zahl bestehen. Grundsätzlich gilt, daß die Ergebnisse diejenige Genauigkeit aufweisen sollen, die bei ihrer späteren Verwendung zur Beantwortung bestimmter Fragen erforderlich ist: Die Fehler in den Ergebnissen dürfen nur so groß sein, daß sie keine falsche Lösung der Aufgabe, keine falsche Entscheidung verursachen können. Auf welche Größenordnung der Unterschiede kommt es also später an? Erst wenn man die Frage so stellt und am jeweiligen realen Beispiel durchdenkt, kommt man zu den richtigen Genauigkeitsforderungen. Ohne eine solche, auf die sachliche Fragestellung bezogene Präzisierung werden meistens die Genauigkeitsforderungen pauschal zu hoch gestellt. Oft wird angenommen, daß es grundsätzlich nicht möglich sei, mit Zahlen zu arbeiten, die z. B. einen relativen Standardfehler von 10 vH haben. Eine solche Genauigkeit genügt aber häufig, insbesondere bei kleineren Zahlen, bei denen vielfach nur größere Unterschiede von praktischer Bedeutung sind. Wenn es z. B. bei einer Häufigkeit von 5 vH darauf ankommt, eine Veränderung von 5 auf 6 vH, d. h. einen Unterschied von 20 vH in den Häufigkeiten festzustellen, dann würde ein relativer Standardfehler von 10 vH dazu völlig ausreichen (vgl. 2.4.1, S. 50). Freilich stellt sich auch oft die Forderung eines Standardfehlers von höchstens 5 vH, 2 vH oder 1 vH als berechtigt und notwendig heraus.

Bei manchen Stichprobenplänen hat es sich bewährt, statt zahlenmäßig genau vorgegebener Standardfehler für verschiedene Tabellenfelder nur eine Abstufung der Genauigkeit vorzugeben. Zum Beispiel wurden bei der Bodennutzungserhebung (vgl. II.10, S. 223) die einzelnen Fruchtarten in vier Genauigkeitsstufen eingeteilt. Die zahlenmäßige Festlegung wurde dann in einem späteren Stadium vorgenommen, in dem man die technischen Möglichkeiten der Verwirklichung in einem Stichprobenplan übersehen konnte.

## **1.3 Wichtige Einsatzstellen von Stichprobenverfahren**

Das Stichprobenverfahren steht nach den bisherigen Erfahrungen und der Planung für die nächsten Jahre bei folgenden — einander zum Teil überschneidenden — Aufgaben im Vordergrund:

1. Erhebung von Sachverhalten, bei denen sachliche oder technische Schwierigkeiten die Beschränkung auf eine Auswahl notwendig machen.

Von den bisherigen Stichprobenerhebungen sind als Beispiele hierfür die Besondere Ernteermittlung (vgl. II.13, S. 268), die landwirtschaftliche Arbeitskräftestatistik (vgl. II.9, S. 214), der Mikrozensus (vgl. II.3, S. 135) und die repräsentative (1 vH) Zusatzerhebung zur Wohnungsstatistik (vgl. II. 20, S. 334) zu nennen.

## 2. Umstellung bisher total durchgeführter Statistiken auf Stichprobenbasis.

Dabei werden im allgemeinen die Statistiken in größeren Zeitabständen weiterhin als Totalstatistiken durchgeführt, um regional und sachlich tief gegliederte Tabellen zu erstellen. Die ~~zwischen diesen Vollzählungen~~ liegenden Stichprobenstatistiken brauchen nur ein reduziertes Tabellenprogramm zu erbringen. Die Ergebnisse können schneller und mit geringerem Aufwand erstellt werden. Beispiele sind die Einkommensteuerstatistik (vgl. II.33, S. 472) und die Bodennutzungserhebung (vgl. II.10, S. 221).

## 3. Überbrückung der Zeitspanne zwischen zwei Totalstatistiken.

Die Zwischenschaltung von Stichprobenstatistiken zwischen zwei mit längerem Abstand durchgeführte Totalstatistiken soll die wichtigsten Ergebnisse auf den jeweils neuesten Stand bringen. Hierdurch ergibt sich ebenso ein Wechsel von Total- und Stichprobenstatistiken wie nach der unter 2. genannten Aufgabenstellung. So liefert z. B. der Mikrozensus (vgl. II.3, S. 135) Ergebnisse für den Zeitraum zwischen zwei Volks- und Berufszählungen.

## 4. Umstellung von bestehenden Teilerhebungen auf Stichprobenerhebungen für den Gesamtbereich zur Erhöhung der Aussagekraft.

Ein Beispiel sind die ~~Wirtschaftsrechnungen~~, die bisher nur für bestimmte Kategorien von Arbeitnehmerhaushalten laufend durchgeführt werden konnten, nunmehr aber als ~~Verbrauchs-~~ und Einkommenserhebung auf die Gesamtbevölkerung ausgedehnt werden sollen (vgl. II.34, S. 486).

## 5. Aufstocken von Stichprobenstatistiken auf Totalstatistiken.

Der Anschluß einer oder mehrerer repräsentativer Nacherhebungen an eine Vollerhebung erlaubt, auch solche Sachverhalte in ein Zählungswerk einzubeziehen, die schwierig zu erfragen sind oder einen großen Aufwand bei der Aufbereitung erfordern. Beispiel: Repräsentative (1 vH) Zusatzerhebung 1957 zur Wohnungsstatistik (vgl. II.20, S. 334). Dieses Verfahren eines „mehrgeschossigen“ Erhebungsaufbaus wird auch bei den nächsten Großzählungen, z. B. bei der Handels- und Gaststättenzählung (vgl. II.21, S. 355), angewandt werden. Die Entwicklung geht dahin, bei Großzählungen von vornherein die Erhebungsmerkmale und diejenigen Teile des Tabellenprogramms, von denen die Haupterhebung entlastet werden kann, abzuspalten und sie auf Stichproben zu verlegen.

## 6. Vorweg- und Teilaufbereitung auf Stichprobenbasis.

Die wichtigsten Ergebnisse einer Vollzählung können vorweg erstellt werden, indem zunächst eine aus dem Material der Totalstatistik gezogene Stichprobe aufbereitet wird (Beispiel: Volkszählung 1946, vgl. II.1, S. 121). Bestimmte Tabellengruppen von Großzählungen werden nur auf Grund einer Stichprobe aus dem vorhandenen Gesamtmaterial erstellt (Beispiel: Haushaltsstatistik bei der Volkszählung 1950, vgl. II.2, S. 129). Für die Volkszählung 1961 ist keine Vorwegaufbereitung vorgesehen, jedoch soll eine Haushalts- und Familienstatistik auf Grund einer Stichprobe aus dem Gesamtmaterial erstellt werden.

## 7. Nachprüfung von Statistiken auf ihre Genauigkeit.

In der Bundesrepublik Deutschland hat die Landwirtschaftsstatistik mit der repräsentativen Nachprüfung von Totalstatistiken begonnen, und zwar bei den Bodennutzungserhebungen (vgl. II.11, S. 249) und den Viehzählungen (vgl. II.15, S. 296). Ein weiterer Ausbau dieser Kontrollverfahren ist auch auf anderen Gebieten der Statistik vorgesehen. Auch die Stichprobenprüfung bei der Aufbereitung ist hier zu nennen.

Die wichtigsten amtlichen Statistiken, bei denen bislang ein auf der Zufallsauswahl beruhendes Stichprobenverfahren eingesetzt worden ist, werden im Besonderen Teil dieser Veröffentlichung eingehend dargestellt. Einen allgemeinen Überblick über diese Statistiken gibt die Synopsis auf S. 598 ff.

## 2. Methodische Übersicht

### 2.1 Aufbau des Stichprobenplans<sup>1)</sup>

Die Durchführung einer Stichprobenstatistik erfordert stets eine sehr gründliche Planung. Dabei müssen jeweils die einzelnen Schritte von der Auswahl der Stichprobenfälle bis zur Errechnung der Ergebnisse aufeinander abgestimmt und mit dem Ziel der Statistik in Einklang gebracht werden. Die Anweisung, wie bei einer bestimmten Stichprobenstatistik im einzelnen vorzugehen ist, heißt Stichprobenplan (sample design). Der Plan umfaßt insbesondere folgende drei Hauptteile:

#### Auswahlverfahren

Festlegung der Auswahlseinheiten  
Schichtung und Anordnung der Einheiten  
Auswahltechnik

#### Verfahren zur Hochrechnung oder Umrechnung der Ergebnisse

#### Verfahren zur Beurteilung der Genauigkeit der Ergebnisse

Ferner gehören zum Stichprobenplan auch noch diejenigen Teile der Erhebungs- und Aufbereitungsvorschriften, die durch stichprobentechnische Überlegungen bestimmt sind.

Der Planungsprozeß verläuft in der Regel zyklisch: Die Anregung zur Durchführung einer Statistik kommt meist von den zuständigen Bundesministerien. Im Statistischen Bundesamt werden dann die methodischen und technischen Vorarbeiten aufgenommen. Der erarbeitete erste Entwurf eines Erhebungs- und Aufbereitungsplanes wird anschließend vom zuständigen Fachausschuß des Statistischen Beirats beraten. Nach Klärung der methodischen und technischen Grundfragen, die gegebenenfalls zu einer Umgestaltung des Plans führen, wird der Entwurf einer Rechtsgrundlage im zuständigen Ressort unter Mitwirkung des Statistischen Bundesamtes ausgearbeitet. Nach Erlaß der Rechtsgrundlage, bei deren parlamentarischer Beratung weitere Änderungen auftreten können, wird dann der endgültige Plan festgelegt.

Der **Stichprobenplan** hängt im wesentlichen von folgenden Einflußgrößen ab:

1. vom **Tabellenprogramm** der Statistik;
2. von der Eigenart der **Eragestellung** und von der **Erhebungstechnik**;
3. von den verfügbaren **Unterlagen** für die Planung und die Auswahl;
4. von der **Variabilität** der zu erfassenden Merkmale;
5. vom **Stichprobenumfang** oder den **Gesamtkosten** bzw. von den **Genauigkeitsforderungen**.

Diese Einflußgrößen sind zwar grundsätzlich als Plandaten vorgegeben. Sie können jedoch zum Teil durch stichprobenmethodische Erfordernisse modifiziert werden und beeinflussen sich bis zu einem gewissen Grade auch gegenseitig (vgl. das Schema auf S. 19). Sie dürfen daher nicht isoliert betrachtet werden.

Das **Tabellenprogramm** ist in seinen Grundzügen meist fest vorgegeben. Bei seiner Ausgestaltung muß jedoch die Eigenart des Stichprobenverfahrens (vgl. 1.1.1, S. 14) berücksichtigt werden. Weder regionale noch sachliche Gliederungen dürfen bei Stichprobenzählungen beliebig weit getrieben werden; so können z. B. Statistiken, die Gemeinde-Ergebnisse auch für kleine Gemeinden liefern sollen, im allgemeinen nicht auf repräsentativer Grundlage erstellt werden. Zu beachten ist ferner, daß sich die **Kostenstruktur** von Stichprobenstatistiken und von Totalzählungen oft merklich unterscheidet: Während eine besonders tief gegliederte Tabelle bei Totalzählungen im wesentlichen nur höhere Aufbereitungskosten verursacht, kann sie bei Anwendung des Stichprobenverfahrens einen höheren Auswahlsatz oder ein komplizierteres Auswahl- und Bearbeitungsverfahren für die ganze Erhebung notwendig machen und damit einen unverhältnismäßig hohen Kostenanteil erfordern. Sehr bewährt hat sich das Verfahren, bei Stichprobenzählungen zunächst nur ein Rahmen-Tabellenprogramm

<sup>1)</sup> Vgl. auch 1.2.1, S. 19.

für die Aufbereitung festzulegen und das Veröffentlichungsprogramm an die Genauigkeit der Teilergebnisse anzupassen (vgl. 3.4.1, S. 105).

Der Stichprobenplan wird in mehrfacher Hinsicht von der Eigenart der Fragestellung beeinflusst: So hängt z. B. das Auswahlverfahren u. a. von den befragten Einheiten und vom Umfang der untersuchten Gesamtheit ab. Weiter müssen je nach den zu erhebenden Sachverhalten und der Periodizität unterschiedliche Erhebungsmethoden angewandt werden, für die wiederum bestimmte Auswahlverfahren zweckmäßig sind. So wird z. B. bei einer komplizierten Fragestellung, die den Einsatz von Interviewern erfordert, eine Beschränkung der Stichprobe auf einen Teil der Gemeinden wegen der hohen Reisekosten vorteilhafter sein als eine gleichmäßige regionale Verteilung auf alle Gemeinden. Im Stichprobenplan müssen schließlich Vorkehrungen getroffen werden, um systematische Fehler infolge unvollständiger oder unrichtiger Erfassung des Materials möglichst klein zu halten.

Zu Beginn ist stets auch die Frage zu klären, welche Unterlagen für die Planung und die Auswahl aus früheren Statistiken mit gleicher oder ähnlicher Fragestellung verfügbar sind. Die Zahl der theoretisch möglichen Stichprobenpläne wird praktisch meist schon dadurch erheblich eingeschränkt, daß die für manche Pläne erforderlichen Unterlagen nicht beschafft werden können. So ist es z. B. nicht möglich, unmittelbar Unternehmen auszuwählen, wenn eine vollständige Liste oder Kartei aller Unternehmen fehlt (vgl. z. B. II.24, S. 380).

Von großer Bedeutung für die Gestaltung des Stichprobenplans ist die Variabilität der zu erfassenden Merkmale. Die Verfahren zur Einschätzung und Berücksichtigung dieser Einflußgröße werden im Abschnitt 3 eingehend behandelt (vgl. insbesondere 3.1, S. 52).

Für den Stichprobenumfang wird in der Regel eine Höchstgrenze in der Rechtsgrundlage für die Statistik vorgeschrieben. Um die Bewegungsfreiheit der Stichprobenplanung nicht unnötig einzuengen, sollte entweder eine Höchstgrenze für die Gesamtzahl der Einheiten in der Stichprobe oder eine Höchstgrenze für den durchschnittlichen Auswahlatz in allen Bundesländern gegeben werden; die gesonderte Begrenzung für einzelne Teile der Gesamtheit hat sich als unvorteilhaft erwiesen (vgl. II.32, S. 464 und II.33, S. 473).

In manchen Fällen — insbesondere bei neuartigen Vorhaben — ist der Stichprobenumfang nicht von vornherein vorgegeben, sondern es wird statt dessen in den ersten Planungsstadien von Vorstellungen über die Genauigkeit der Ergebnisse oder über die Kosten der Statistik ausgegangen. Der Stichprobenumfang wird dann erst auf Grund der Ergebnisse von Voruntersuchungen, d. h. während des Planungsprozesses, festgelegt.

So wurden z. B. bei der Planung der Viehwisenzählungen Genauigkeitsforderungen für wichtige Teilergebnisse vorgeschrieben (vgl. II.14, S. 284). Andererseits wurde bei der Vorbereitung des Mikrozensus eine Kosten- grenze von jährlich etwa 1 Million DM zugrunde gelegt (vgl. II.3, S. 138).

Für die gesamte Stichprobenplanung gilt das folgende Optimalprinzip:

- a) Bei vorgegebenem Stichprobenumfang oder bei **vorgegebenen Gesamtkosten** sollen bestimmte Sachverhalte möglichst genau ermittelt werden;
- b) eine **vorgegebene Genauigkeit** soll mit möglichst geringem Aufwand erreicht werden.

Die Verwirklichung dieser Grundsätze erfordert bei komplizierten Vorhaben meist eingehende methodische Voruntersuchungen. Falls keine ausreichenden Unterlagen für die optimale Planung verfügbar sind, sollten sie nach Möglichkeit durch Probeerhebungen (vgl. 3.4.1, S. 104) beschafft werden.

In den folgenden Abschnitten werden die oben genannten Hauptteile des Stichprobenplans behandelt. Die Darstellung wird hier jedoch auf die Grundzüge der Verfahren beschränkt, um die allgemeine Verständlichkeit möglichst zu wahren.

## 2.2 Auswahl der Stichprobe<sup>1)</sup>

### 2.2.1 Festlegung der Auswahlseinheiten<sup>2)</sup>

Bei Totalstatistiken hatte die Festlegung der Erhebungseinheiten, der Aufbereitungseinheiten (Zähleinheiten) und der Darstellungseinheiten von jeher erhebliche Bedeutung. Nach dem Statistischen Gesetz<sup>3)</sup> muß in der Rechtsgrundlage jeder amtlichen Statistik der „Kreis der Befragten“ bestimmt werden. Die Befragten, die bei den meisten Statistiken zur Auskunft verpflichtet sind, bilden eine weitere Kategorie von Einheiten, die im allgemeinen mit der Erhebungseinheit identisch oder eng mit ihr verknüpft ist (Beispiel: Haushalt als Erhebungseinheit, Haushaltsmitglieder als Auskunftspflichtige).

**Erhebungseinheiten** (reporting units) sind die Einheiten, die bei der Erhebung herangezogen werden.

**Befragte oder Auskunftspersonen** (Auskunftspflichtige oder freiwillig Auskunftgebende) sind die Personen, die bei einer Primärstatistik Angaben zu machen haben (respondents).

**Aufbereitungseinheiten oder Zähleinheiten** (tabulating units, elementary units) sind die Einheiten, deren Zahl oder deren sonstige Merkmale bei der Aufbereitung festgestellt werden.

**Darstellungseinheiten** sind die Einheiten, für die statistische Nachweisungen gegeben werden.

Bei Stichprobenstatistiken ist die Wahl der Einheiten noch wichtiger. Dort tritt zu den obengenannten Einheiten noch eine weitere Art von Einheiten hinzu: Die Auswahlseinheiten. Bei mehrstufigen Auswahlverfahren wird nicht nur eine Art von Auswahlseinheiten benutzt; hier gibt es vielmehr mehrere Arten (vgl. 2.2.5, S. 41).

**Auswahlseinheiten** (sampling units) sind die Einheiten, die einem Auswahlvorgang zugrunde liegen und von denen jede ausgewählt werden könnte. Im Gegensatz dazu wird die Bezeichnung „Stichprobeneinheit“ in dieser Veröffentlichung ausschließlich für solche Auswahlseinheiten angewandt, die in eine bestimmte Stichprobe gezogen worden sind.

Die Erhebungseinheiten werden nach Gesichtspunkten der Erhebungsorganisation und der Auskunftserteilung bestimmt. Zähleinheiten sind die Träger der auszuwählenden Merkmale; sie sind auf Grund des Tabellenprogramms festgelegt. Dagegen sind Auswahlseinheiten stichprobentechnische Hilfseinheiten, die dazu dienen, den Zugang zu Erhebungseinheiten in repräsentativer Auswahl zu erschließen. Vielfach sind Erhebungseinheiten gleichzeitig auch Auswahlseinheiten. Oft sind die Erhebungseinheiten auch in umfassender gebildeten Auswahlseinheiten enthalten; nur in Ausnahmefällen werden Auswahlseinheiten angewandt, die einem Teil der Erhebungseinheiten entsprechen.

Einheiten können z. B. Personen, Gegenstände, Institutionen, Vorgänge oder auch Zusammenfassungen von ihnen sein. Die Erhebungs- und Aufbereitungseinheiten sind durch die statistische Aufgabenstellung sachlich bestimmt. Bei Auswahlseinheiten ist man dagegen sachlich weniger gebunden und kann, weil es sich nur um Hilfseinheiten handelt, jede arbeitstechnisch zweckmäßige Einheit — evtl. künstlich — festlegen.

Die folgenden Beispiele sollen die Vielfalt der Möglichkeiten zeigen:

Bei der Bodennutzungserhebung (vgl. II.10, S. 223) ist der landwirtschaftliche Betrieb Erhebungseinheit, Auswahlseinheit kann ebenfalls der landwirtschaftliche Betrieb sein. Man kann sich aber auch mit der Auswahl von Gemeinden begnügen und alle in einer ausgewählten Gemeinde liegenden Betriebe in die Erhebung einbeziehen. In diesem Fall bleibt der Betrieb Erhebungseinheit; die Gemeinde ist Auswahlseinheit. In beiden Fällen sind die Betriebe auch Aufbereitungseinheiten.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.2, S. 69. — <sup>2)</sup> Vgl. auch 3.2.1, S. 70. — <sup>3)</sup> Gesetz über die Statistik für Bundeszwecke vom 3. September 1953, Bundesgesetzblatt I, S. 1314.



Diese Statistik ließe sich aber auch anders aufbauen (vgl. II.10, S. 246): Man könnte Luftaufnahmen für eine Auswahl von Flächen durchführen und nach dem Bild die angebauten Fruchtarten und die Größe der Anbauflächen (Felder) bestimmen. Bei einem solchen Verfahren wären die entsprechend beschnittenen einzelnen Luftaufnahmen als Erhebungseinheiten anzusehen. Aufbereitungseinheiten wären die Felder mit den Merkmalen Flächengröße und Fruchtart. Zur Auswahl würde eine künstliche Netzeinteilung der Gesamtfläche verwendet werden, deren Planquadratrate die Auswahlseinheiten wären.

Bei den Lohnsteuerstatistiken 1950, 1955 und 1957 (vgl. II.30, S. 431) war die Lohnsteuerkarte oder das Lohnsteuerüberweisungsblatt Auswahlseinheit, die Aufbereitungseinheit war grundsätzlich der Steuerpflichtige.

Bei den repräsentativen Wahlstatistiken 1953 und 1957 (vgl. II.6, S. 184) war die Auswahlseinheit der Wahlbezirk, die Erhebungs- und Aufbereitungseinheit der Wahlberechtigte (für die Auszählung der Wahlbeteiligung), der Stimmzettel (für die Auszählung der gültigen und ungültigen Stimmen) und der gültige Stimmzettel (für die Auszählung der für die Parteien abgegebenen gültigen Stimmen).

Im Mikrozensus (vgl. II.3, S. 137) ist die Erhebungseinheit der Haushalt, die Aufbereitungseinheiten bilden Haushalte und Personen. Auswahlseinheiten sind einerseits Gemeinden (1. Auswahlstufe), andererseits Wohnungen (2. Auswahlstufe). Die Auswahlseinheiten sind mit keiner der sonstigen Einheiten identisch.

Allgemeine Regeln für die Wahl der Einheiten lassen sich nicht geben, sie müssen von Fall zu Fall unter Berücksichtigung der zu ermittelnden Angaben, der Bereitwilligkeit zur Auskunft, des Umfangs der Belästigung der Befragten, der Erhebungstechnik usw. festgelegt werden. Für die Festlegung der Auswahlseinheiten sind in erster Linie technische Gesichtspunkte (möglichst rationelle Durchführung der Auswahl) maßgebend. Dabei ist die Berücksichtigung der vorhandenen Unterlagen über die verschiedenen möglichen Arten von Auswahlseinheiten von besonderer Bedeutung.

Die Festlegung der Auswahlseinheiten ist so eng mit der ganzen Durcharbeitung des Stichprobenplans und den Überlegungen über den Arbeits- und Kostenaufwand verbunden, daß sie nicht einzeln vorweg behandelt werden kann. Es seien zunächst nur einige allgemeine Gesichtspunkte hervorgehoben:

Für jede Stichprobenstatistik gibt es stets mehrere Möglichkeiten zur Festlegung der Auswahlseinheiten. Bei den Untersuchungen zur Entwicklung eines Stichprobenplans sollten zunächst alle diese Möglichkeiten sorgfältig geprüft werden, bevor eine Entscheidung getroffen wird. Jede Voreingenommenheit für irgendeine naheliegend erscheinende Einheit sollte unter allen Umständen vermieden werden.

Besondere Erfahrungen hierüber liegen bei den Viehzwischenzählungen (vgl. II.14, S. 284) vor. Aus technischen Gründen wurde ursprünglich eine Auswahl von Gemeinden vorgesehen; in den Stichprobengemeinden wurden sämtliche Schweinehalter erfaßt. In einer Modifikation des Stichprobenplans wurden Einzelbetriebe als Auswahlseinheiten bestimmt; bei der Auswahl von Betrieben wurden keine zusammenhängenden Betriebskomplexe, sondern Einzelbetriebe erfaßt. Für den dritten Stichprobenplan wurden künstliche Auswahlseinheiten geschaffen: Regional zusammenhängende Betriebe wurden zu „Zählflächen“ zusammengefaßt und eine vollständige Einteilung aller in Betracht kommenden Gemeinden in solche Zählflächen, die je etwa 20 Schweinehaltungen umfaßten, getroffen. Dies Verfahren hat sich besonders bewährt und wird noch heute angewandt.

Als Auswahlseinheiten sind stets auch flächenmäßig definierte Einheiten in Betracht zu ziehen. Bei der sogenannten Flächenstichprobe (area sample), die anwendbar ist, wenn sich die Gesamtheit räumlich gliedern läßt, werden Flächen als Auswahlseinheiten benutzt. Sämtliche in ausgewählten Flächen liegenden Erhebungseinheiten — bei der Schweinezählung also z. B. alle Schweinehaltungen — werden aufgesucht. Wenn die Erhebungseinheiten selbst nicht sehr stabil sind, sondern wenn im Laufe der Zeit neue Einheiten auftreten und alte verschwinden — z. B. durch Erschließung von Neuland, durch Verpachtung, Erbschaft, Tod —, dann sind bei einer vollständigen Flächeneinteilung automatisch alle Erhebungseinheiten in ihrer jeweiligen Zahl erfaßbar.

Dagegen entstehen bei einer Auswahl, die sich auf Listen oder Karteien stützt, oft Schwierigkeiten durch das Zu- und Abgangsproblem: Abgänge können zwar bei der Erhebung festgestellt werden, jedoch ist im allgemeinen keine Möglichkeit gegeben, auch die Zugänge neuer Einheiten sicher zu erfassen. Lücken bei der Erfassung von neu aufgetretenen Einheiten können zu schwerwiegenden systematischen Fehlern in den Ergebnissen führen. Aus diesem Grunde sollte bei der Festlegung der Auswahlseinheiten stets ihre Stabilität berücksichtigt werden.

Die gegenseitige Stellung der Auswahlseinheiten gegenüber den Aufbereitungseinheiten ist von außerordentlicher Bedeutung für die Repräsentation. Folgende Regeln sind zu beachten:

## I.2

1. Aufbereitungseinheiten, die Teilen der Auswahleinheiten entsprechen, werden repräsentativ wiedergegeben, sofern das für die Auswahleinheiten gilt.

Beispiel: Beim Mikrozensus (vgl. II.3) wurden Gemeinden und Wohnungen ausgewählt, Haushalte und Personen gezählt. Wenn man die Personen mit ihren vielseitigen Gliederungen als Merkmale der — repräsentativ ausgewählten — Wohnungen auffaßt, wird deutlich, daß alle Personengliederungen ebenfalls repräsentativ in der Stichprobe erfaßt werden.

2. Aufbereitungseinheiten, die mehr als eine Auswahleinheit umfassen, werden normalerweise nicht repräsentativ, sondern verzerrt wiedergegeben. Es sind besondere, wahrscheinlichkeitstheoretisch begründete Umrechnungen notwendig (vgl. 3.3.2, S. 91), um von kleineren Auswahleinheiten auf größere Aufbereitungseinheiten überzugehen.

Wenn etwa in einer Personenkartei eine Auswahl von Personen durchgeführt wird und die ausgewählten Personen nach Haushaltsmerkmalen (also z. B. nach der Zahl der Haushaltsmitglieder, nach der Zahl der bewohnten Räume, dem Butterverbrauch oder nach dem Haushaltseinkommen) befragt werden, so ergäbe eine Zusammenstellung dieser Angaben Zahlen, die nicht ohne Umrechnungen für die Gesamtheit aller Haushalte zuträfen. Die Auswahl von Personen ist nämlich nicht repräsentativ für Haushalte, weil Haushalten mit mehreren Personen in diesem Fall eine größere Erfassungswahrscheinlichkeit zukäme als Haushalten mit wenigen Personen.

Bei jedem Stichprobenplan ist daher genau zu prüfen, ob durch den Übergang von Auswahleinheiten zu einer umfassenderen Einheit eine einseitige Selektion und damit eine Verzerrung der Ergebnisse eintritt.

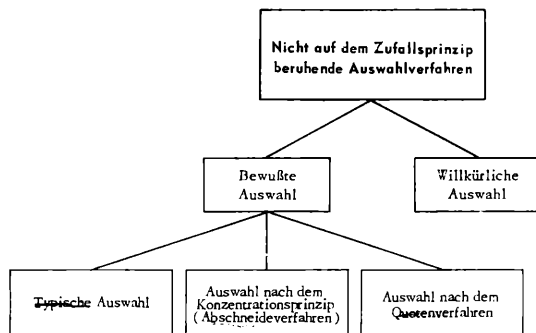
### 2.2.2 Auswahlverfahren

Schon einleitend war hervorgehoben worden (vgl. 1.1.1, S. 13), daß die Brauchbarkeit aller Stichprobenstatistiken in entscheidender Weise von der Auswahl abhängt. Das Prinzip „pars pro toto“ gilt nur, wenn es tatsächlich gelingt, die der Statistik zugrunde liegende Teilmasse so auszuwählen, daß sie ein verkleinertes, aber sonst wirklichkeitsgetreues Abbild der Grundgesamtheit ist.

Für das Ziehen der zu bearbeitenden Teilmasse aus der untersuchten Gesamtheit können verschiedene Auswahlverfahren angewandt werden. Grundsätzlich sind zwei Gruppen zu unterscheiden: Die auf dem Zufallsprinzip beruhenden Auswahlverfahren und die Verfahren, die nicht — oder nicht ausschließlich — auf dem Zufallsprinzip aufgebaut sind. Diese Verfahren erfordern stets an irgendeiner Stelle der Auswahl subjektive Entscheidungen. Das Ziehen von Zufallsstichproben hängt dagegen nicht von solchen Entscheidungen ab, sondern wird allein vom Zufall, d. h. völlig objektiv, gesteuert. Das hat den entscheidenden Vorteil, daß die gesamte Auswahl den bekannten Gesetzen der Wahrscheinlichkeitsrechnung unterworfen und damit auch die Güte der Ergebnisse berechenbar ist.

#### a) Nicht auf dem Zufallsprinzip beruhende Auswahlverfahren

Einen allgemeinen Überblick über diese Gruppe von Verfahren gibt das folgende Schema:



Danach ist zunächst zwischen bewußter Auswahl und rein willkürlicher Auswahl zu unterscheiden. Eine **willkürliche Auswahl** (purposive selection) von Personen liegt z. B. dann vor, wenn an den Brennpunkten des Fußgängerverkehrs Reklamezettel an die Passanten verteilt werden. Das Verfahren erfordert nur einen ganz geringen Aufwand. Es kann aber nicht gewährleisten, daß die Menge der erfaßten Personen die gleiche Struktur aufweist wie der Personenkreis, der eigentlich angesprochen werden sollte. Bei dem Verfahren im oben genannten Beispiel ist es ziemlich sicher, daß eine ganz bestimmte Gruppe der Bevölkerung in erster Linie erfaßt wird, Autobesitzer dagegen nur verhältnismäßig selten erreicht werden. Ferner können hier auch noch andere Umstände einer wirklich repräsentativen Auswahl entgegenwirken. So wird z. B. eine gewisse Bevölkerungsgruppe die Annahme der Zettel verweigern, in der Furcht, etwas kaufen zu müssen. Für genauere statistische Untersuchungen ist die willkürliche Auswahl völlig ungeeignet.

Zur Gruppe der bewußten Auswahlverfahren gehört die **typische Auswahl**, bei der solche Einheiten der Gesamtheit in die Stichprobe genommen werden, die subjektiv für „typisch“ gehalten werden, d. h. näherungsweise dem Durchschnitt entsprechen. Dieses Verfahren kann mit Nutzen angewandt werden, wenn es gilt, einen vorläufigen, pauschalen Überblick zu bekommen.

Die Probeerhebung Teil C für den Mikrozensus (vgl. II.3, S. 154) ist u. a. deshalb gerade im Lande Hessen durchgeführt worden, weil dieses Land dem Durchschnitt aller Bundesländer in vielen Merkmalen nahekommmt.

Das Verfahren der typischen Auswahl hat den großen Nachteil, daß es keine sicheren Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit zuläßt, weil die Auswahl mehr oder weniger subjektiv erfolgt. Außerdem werden die Informationen, die gerade in der Unterschiedlichkeit der Einheiten enthalten sind, nicht ausgeschöpft.

Ein Genauigkeitsvergleich mit einer Zufallsauswahl ist einmal probeweise durchgeführt worden: Bei der Planung des Stichprobenverfahrens für die Einkommensteuerstatistik 1957 (vgl. II.33, S. 474) wurden am Material der Volkszählung 1950 verschiedene Auswahlen von „typischen“ Finanzamtsbezirken mit gleich großen Zufallsstichproben von Finanzamtsbezirken verglichen. Dabei ergab sich, daß — gemessen an den Abweichungen zwischen den Stichprobenergebnissen und den Totalzählungswerten — auch die sorgfältigste Auswahl „typischer“ Bezirke keinen Vorteil vor einer gut geplanten Zufallsauswahl von Finanzamtsbezirken hatte.

Die Auswahl „typischer“ Fälle ist vom Standpunkt der Zuverlässigkeit der Ergebnisse gefährlich, denn niemand kann garantieren, daß die Fälle, die nach bisherigen Erfahrungen als typisch gelten konnten, auch typisch bleiben.

Bei der Bundestagswahlstatistik (vgl. II.6, S. 184) könnten z. B. in jedem Land diejenigen Wahlbezirke ausgewählt werden, die dem Landesdurchschnitt möglichst genau entsprechen haben. Es besteht kein Zweifel, daß man mit einer geringen Zahl von so ausgewählten Bezirken die Zahlen des vorangehenden Wahlergebnisses durch Probieren fast genau treffen kann. Es ist durchaus möglich, daß diese Bezirke auch bei der neuen Wahl einigermaßen in der Nähe des Landesdurchschnittes liegen werden. Aber dies ist in keiner Weise sicher: Gerade solche dem Durchschnitt entsprechenden, also in sich ziemlich inhomogenen Bezirke, könnten sich durchaus anders verhalten als etwa diejenigen Bezirke, in denen eine Partei vorherrschend war. Die Gesamtentwicklung von einer Wahl zur anderen entsteht aber als Summe aller Einzelentwicklungen. Es ist in gar keiner Weise gesichert, bei soziologischer Betrachtung geradezu unwahrscheinlich, daß die Entwicklung der herausgegriffenen, mit dem Landesdurchschnitt bei der vorigen Wahl übereinstimmenden Gruppe von Wahlbezirken die Entwicklung aller übrigen Bezirke, von denen sie charakteristisch verschieden ist, zutreffend wiedergeben wird.

Eine Auswahl typischer Fälle sollte nur dann vorgenommen werden, wenn es unter den gegebenen Verhältnissen schwierig oder unmöglich ist, eine echte Zufallsauswahl durchzuführen. Hierfür gibt es zahlreiche Beispiele. So wird z. B. in der Erntestatistik der Schmutzgehalt von Kartoffeln abgeschätzt, indem ein Sack mit typischer Verschmutzung herausgesucht wird. Ferner sei hier auch auf die laufenden Wirtschaftsrechnungen in Vier-Personen-Haushalten der mittleren Verbrauchergruppe hingewiesen. Die Auswahl „typischer“ Fälle hat ferner besondere Bedeutung beim Preisindex, der auf Grund der Preisnotierungen „typischer“ Waren ermittelt wird. An diesem Beispiel erkennt man aber auch besonders deutlich, daß „typische“ Einheiten wechseln können und nicht immer „typisch“ bleiben.

Verhältnismäßig häufig wird in der amtlichen Statistik das sogenannte **Abschneideverfahren** (cut-off-Verfahren) angewandt. Diesem Verfahren liegt eine Auswahl nach dem Konzentrationsprinzip zugrunde. Es beruht darauf, nur die „großen“ Einheiten der Gesamtheit, d. h. diejenigen in die Erhebung zu nehmen, die den

## I.2

größten Beitrag zu den Aufbereitungsmerkmalen liefern, die „kleinen“ Einheiten aber wegzulassen. Durch das Abschneiden der Einheiten mit geringem Gewicht (der „Füße“) wird erreicht, daß mit einem bestimmten Aufwand ein maximaler Anteil des Gesamtbetrages der Merkmale erfaßt wird.

Im monatlichen Baubericht werden z. B. nur Betriebe mit 20 und mehr Beschäftigten befragt, die Betriebe mit weniger als 20 Beschäftigten dagegen weggelassen. Auf diese Weise werden etwa 25 vH der Betriebe einbezogen, auf die jedoch rund 80 vH der Umsätze entfallen.

Das Abschneideverfahren ist einfach anwendbar, hat aber den Nachteil, daß es Sonderentwicklungen bei den kleinen Einheiten nicht erfaßt. Vorteilhaft ist dagegen, daß es sich mit anderen Verfahren kombinieren läßt. So kann z. B. aus der Gesamtheit der „kleinen“ Einheiten noch eine Zufallsstichprobe gezogen werden. Dadurch lassen sich zusätzlich Informationen über die Verhältnisse bei diesen Einheiten gewinnen.

Im Rahmen der Handwerksberichterstattung (vgl. II.19, S. 327) soll auch die Gesamtheit von Betrieben des Baugewerbes mit weniger als 20 Beschäftigten, über die bislang keine laufenden Ergebnisse verfügbar waren, repräsentativ erfaßt werden.

Ein repräsentatives Bild der Gesamtheit darf nicht nur die „typischen“ Fälle oder die größten bzw. gewichtigsten Fälle umfassen; es soll vielmehr sämtliche Fälle und sämtliche Strukturen der Gesamtheit in ihrer richtigen Häufigkeitsverteilung wiedergeben. Einen Teil dieses Zieles kann man durch das Verfahren der **Quotenauswahl** (quota-sampling) erreichen. Dieses Verfahren geht von der Annahme aus, daß eine Stichprobe, die in einigen Merkmalen (den „Quotenmerkmalen“) ein Miniaturbild der untersuchten Gesamtheit ist, auch für andere Merkmale die Verhältnisse in der Gesamtheit unverzerrt widerspiegelt. Die Zusammensetzung der Stichprobe wird dadurch gesteuert, daß für bestimmte Merkmale Quoten, d. h. Anteilswerte, vorge-schrieben werden, die bei der Auswahl zu berücksichtigen sind.

Das Verfahren wird häufig bei der Markt- und Meinungsforschung angewandt. Für eine Wahlprognose würde z. B. den Interviewern vorgeschrieben, wieviel Männer und wieviel Frauen, wieviel Personen in den einzelnen Altersgruppen, wieviel Personen bestimmter Konfessionen zu befragen sind.

Die Quotenauswahl kann durchaus zu brauchbaren Ergebnissen führen, es können aber auch grobe Verzerrungen entstehen, weil die Auswahl noch in einem erheblichen Ausmaß subjektive Momente enthält. Bei einer Personenauswahl durch Interviewer könnten z. B. Personen in Erdgeschoßwohnungen oder Personen, die die Tür öffnen, oder andere, für den Interviewer aus irgendeinem Grunde bequem zu erfassende Personengruppen bevorzugt werden, ohne daß dies voll kontrolliert werden könnte. Das Quotenverfahren kann daher nur dann mit Aussicht auf Erfolg benutzt werden, wenn ein gut ausgebildeter, gut überschaubarer und deshalb verhältnismäßig kleiner Interviewerstab laufend beschäftigt werden kann. Aber auch dann bleiben erhebliche Schwierigkeiten bestehen, die jederzeit zu großen Fehlern in der Auswahl und den Ergebnissen führen können.

Die Quotenauswahl wird in der amtlichen Statistik praktisch nicht benutzt. Sie kommt gelegentlich als Nebenbedingung vor: Bei der Besonderen Ernteermittlung wird den Kreiskommissionen die Auflage erteilt, die ortsüblichen Druschverfahren entsprechend ihrer tatsächlichen Anwendungshäufigkeit zu erfassen.

### b) Zufallsauswahl und Ersatzverfahren

Diese Gruppe von Auswahlverfahren hat gegenüber den Verfahren der bewußten und der willkürlichen Auswahl den entscheidenden Vorteil, daß der ihnen zugrundeliegende Zufallsmechanismus die Anwendung der Gesetze der Wahrscheinlichkeitstheorie erlaubt, mit deren Hilfe Aussagen über die Genauigkeit der Stichprobenergebnisse abgeleitet werden können.

Als Modellfall für die einfache Zufallsauswahl kann die Lotterieziehung gelten: Eine große Urne ist mit Losen für alle Auswahlseinheiten angefüllt. Aus der Menge der Lose wird nach gutem Durchmischen jeweils ein Los blind gezogen, so daß bei jeder Ziehung alle Lose in der Urne die gleiche Wahrscheinlichkeit haben, ausgewählt zu werden (über Ziehungen, bei denen die Einheiten unterschiedliche Wahrscheinlich-

keiten haben, vgl. 3.2.5, S. 84). Für die spätere mathematisch-statistische Bearbeitung sind zwei wichtige Möglichkeiten zu unterscheiden:

Bei der **Auswahl mit Zurücklegen** (sampling with replacement) wird jeweils ein Los gezogen, dessen Ergebnis festgestellt und das Los dann wieder in die Urne zurückgelegt. Dadurch erhält man die Grundgesamtheit aller Lose konstant, die Wahrscheinlichkeiten für Treffer und Nieten bleiben unbeeinflusst vom Ergebnis der schon vorangegangenen Ziehungen. Bei diesem Verfahren kann dieselbe Einheit mehrfach ausgewählt werden.

Bei der **Auswahl ohne Zurücklegen** (sampling without replacement) wird dagegen das gezogene Los nicht wieder in die Urne zurückgelegt. Damit verhindert man eine doppelte Auswahl derselben Einheit, jedoch wird dadurch die Auswahlwahrscheinlichkeit der Lose für die nächsten Ziehungen verändert. Je größer die Grundgesamtheit und je kleiner der Auswahlsatz ist, um so geringfügiger ist die Änderung.

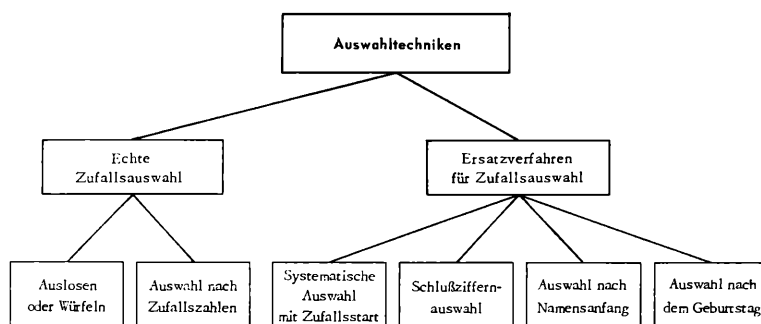
Beispiel: Aus 5000 durchmischten Lohnsteuerkarten einer Gemeinde soll eine Stichprobe mit dem Auswahl-satz 1 vH nach dem Zufallsprinzip gezogen werden. Bei Auswahl mit Zurücklegen wählt man eine Karte nach der anderen, notiert jeweils die darauf verzeichneten Angaben und legt die Karte zurück. Insgesamt sind so 50 Karten auszuwählen, von denen einige mehrfach in die Stichprobe gelangen können. Bei Auswahl ohne Zurücklegen ist es möglich, die 50 Karten zu ziehen, ohne daß zwischendurch ein Notieren der Angaben notwendig ist: Darin liegt ein wesentlicher Vorteil, weil die weitere Bearbeitung der Karten gesondert und ohne Unterbrechung durchgeführt werden kann.

In der Praxis wird fast stets die Auswahl ohne Zurücklegen angewandt, die überdies — vor allem bei höheren Auswahlsätzen — genauere Ergebnisse liefert (vgl. auch 2.2.3, S. 36). Bei den mathematischen Berechnungen wird das durch einen Faktor berücksichtigt, der kurz „Auswahlfaktor“ genannt wird (vgl. III.1.0 (4), S. 521).

Das Modell-Verfahren für die Zufallsauswahl ist in der Praxis meist zu aufwendig und wird deswegen in vereinfachter Form durchgeführt. Dabei muß aber jede subjektive Willkür ausgeschlossen werden. So wäre es z. B. nicht ratsam, eine Zufallsauswahl dadurch zu ersetzen, daß man selbst willkürlich ja oder nein sagt oder durch eine Hilfsperson sagen läßt, weil es nach allen Erfahrungen nicht möglich ist, dadurch eine Zufallsauswahl zu verwirklichen. Die Ergebnisse einer Stichprobenstatistik können auch dadurch erheblich verzerrt oder ganz unbrauchbar werden, daß nach der Auswahl willkürlich bestimmte Einheiten aus der Stichprobe entfernt werden.

Für die Durchführung der Zufallsauswahl ist grundsätzlich eine Auswahlgrundlage (frame) erforderlich, d. h. ein Verzeichnis aller Einheiten der Grundgesamtheit, etwa in Form von Listen, Zählblättern, Karteien, Platteien oder auch Landkarten. Die Art, der Umfang und die Anordnung der verfügbaren Auswahlgrundlage spielen eine entscheidende Rolle bei der Festlegung der Auswahltechnik. Dabei ist stets zu beachten, daß durch technische Mängel bei der Auswahl Verzerrungen entstehen können, die die Qualität der Ergebnisse nachhaltig beeinträchtigen. Aus diesem Grunde ist es erforderlich, daß alle technischen Schwierigkeiten, die sich bei einer Auswahl herausstellen, besonders eingehend von Spezialisten untersucht werden.

Das folgende Schema vermittelt einen Überblick über die praktisch angewandten Auswahltechniken zur Verwirklichung einer zufälligen oder zufallsähnlichen Auswahl:



## I.2

Eine echte Zufallsauswahl läßt sich vor allem bei kleinen Stichproben leicht durch **Auslosen** verwirklichen. Mangels anderer Hilfsmittel können z. B. 10 Zettel, die jeweils mit einer der Ziffern 0 bis 9 beschriftet sind, in einen Hut gelegt werden, aus denen dann nach gründlichem Durchmischen eine tatsächliche Ziehung vorgenommen werden kann. Dies Verfahren wird z. B. bei der Besonderen Ernteterminung (vgl. II.13, S. 271) zur Auswahl von Probefeldern angewandt.

Eine Vereinfachung bringt das Arbeiten mit den sogenannten **Zufallszahlen** (random numbers), denen protokollierte, echte Zufallsziehungen zugrunde liegen. In Übersicht I.2.1 sind 100 solcher Zahlen wiedergegeben; größere Tabellen sind z. B. von *R. A. Fisher-F. Yates* [19] und von *M. G. Kendall-B. B. Smith* [42] veröffentlicht.

Übersicht I.2.1

Tabelle von Zufallszahlen

85	47	04	66	08	34	72	57	59	13
72	82	32	99	90	63	95	73	76	63
91	36	74	43	53	30	82	13	54	00
77	53	84	46	47	31	91	18	95	58
37	27	47	39	19	84	83	70	07	48
34	18	04	52	35	56	27	09	24	86
11	20	99	45	18	48	13	93	55	34
27	37	83	28	71	00	06	41	41	74
10	65	81	92	59	58	76	17	14	97
59	71	74	17	32	27	55	10	24	19

Mit solchen Zufallszahlen kann jeder beliebige Auswahlatz verwirklicht werden. Soll z. B. mit dem Auswahlatz von 15 vH eine reine Zufallsauswahl aus Karteikarten durchgeführt werden, so kann folgendes Verfahren angewandt werden: Man blättert die Karteikarten durch und liest für jede Karteikarte eine zweistellige Zufallszahl ab. Liegt diese Zufallszahl im Bereich 0 bis 14, so gilt die Karteikarte als gewählt, andernfalls als nicht gewählt. In Übersicht I.2.1 sind die in diesen Bereich fallenden Zufallszahlen kursiv gesetzt.

Eine praktisch außerordentlich wichtige Vereinfachung des Auswahlverfahrens ermöglicht die sogenannte **systematische Auswahl** (systematic sampling). Nach diesem Verfahren kann eine einwandfreie Zufallsauswahl von z. B. 10 vH aus einer Gesamtheit vorgenommen werden, indem die Einheiten — etwa Karteikarten — durch Mischen in eine Zufallsanordnung gebracht werden und dann systematisch jede zehnte Karte gezogen wird; in diesem Fall ist 10 der Auswahlabstand (sampling interval). Bei der systematischen Auswahl muß der Beginn als „Zufallsstart“ (random starting point) durch eine echte Zufallsauswahl festgelegt werden. Dazu wird eine den Auswahlabstand nicht übertreffende Zufallszahl genommen und damit die erste Auswahlinheit bestimmt. Für den Auswahlatz 1:10 würde z. B. eine unter 11 liegende Zufallszahl zu wählen sein; ist diese 4, dann sind die Einheiten 4, 14, 24 usw. (also alle Einheiten mit der Endziffer 4) dem Kartenstapel zu entnehmen.

Wenn Auswahlätze anzuwenden sind, deren reziproke Werte keine ganzzahligen Auswahlabstände ergeben, muß die systematische Auswahl mit periodisch wechselnden Auswahlabständen durchgeführt werden.

Für eine Auswahl von 15 vH =  $\frac{3}{20}$  wären z. B. aus 20 hintereinanderliegenden Karteikarten je 3 Karten zu ziehen. Dazu wird der Auswahlabstand 7 jedes dritte Mal auf 6 erniedrigt; die Folge der Auswahlabstände lautet dann z. B. 7—7—6—7—6 ...

Diese Folge hat die Periode 3. Bei großen Periodenlängen (z. B. bei  $22 \text{ vH} = \frac{11}{50}$ ) ist das Verfahren unpraktisch. Die systematische Auswahl wird dann am besten in mehreren Schritten durchgeführt: z. B. wird für eine systematische Auswahl von 1000 Einheiten aus 38460 der berechnete Auswahlabstand 38,46 auf die nächsthöhere ganze Zahl, d. h. auf 39 gerundet und mit diesem Auswahlabstand der Hauptteil der Stichprobe gezogen (987 oder 986 Einheiten, je nach dem, ob der Zufallsstart zwischen 1 und 6 oder zwischen 7 und 38 liegt). Die noch fehlenden 13 oder 14 Einheiten werden durch eine zweite systematische Auswahl bestimmt.

Die systematische Auswahl ist dann einer Zufallsauswahl völlig äquivalent, wenn die Einheiten vor der Ziehung in eine Zufallsanordnung gebracht worden sind. Wenn sie dagegen in irgendeiner bestimmten Anordnung stehen, z. B. eine Einwohnerkartei nach dem Alphabet oder nach Straßen und Hausnummern, so ist nicht unbedingt eine völlige Äquivalenz zu einer Zufallsauswahl gegeben. Es kommt darauf an, ob irgendeines der Untersuchungsmerkmale mit der Anordnung der Einheiten verknüpft ist. Gefährlich ist eine Periodik in der Anordnung.

Wenn etwa in einer Siedlung Einfamilienhäuser gebaut sind, in denen aus irgendeinem besonderen Grunde ausschließlich Ehepaare mit vier Kindern wohnen, und wenn in der Kartei zunächst der Haushaltsvorstand, dann die Ehefrau, dann die Kinder stehen würden, so könnte bei der Auswahl von 1:6 der Fall eintreten, daß alle Karten von Haushaltsvorständen und gar keine Karten von Frauen oder Kindern gezogen werden. Ein solcher Extremfall wird in der Praxis nicht vorkommen; aber eine Prüfung, ob periodische Anordnungen vorliegen, ist immer erforderlich.

So ist es z. B. nicht ausgeschlossen, daß bei der Auswahl von Haushaltslisten, die häuserweise und zu etwa 50 Stück gebündelt abgelegt werden, bei einer Auswahl 1:50 fast immer die oberste Liste genommen wird. Auf diese Weise könnten leicht überwiegend Hausbesitzer oder überwiegend die Bewohner von Erdgeschoßwohnungen in die Stichprobe gelangen, die dann nicht mehr repräsentativ wäre.

Auf Anordnungseffekte wird noch unter 2.2.4 (S. 40) näher eingegangen. Hier sei nur erwähnt, daß z. B. Karteien, die in bestimmter Weise geordnet sind, damit für eine systematische Auswahl durchaus nicht unbrauchbar werden, sondern vielfach sogar besonders geeignet sind.

Bei Karteien oder Platteien kann eine systematische Auswahl billig und schnell verwirklicht werden, indem der Auswahlabstand entsprechend der Dicke der Karten bzw. Platten in cm umgerechnet und mit einer Schublehre abgemessen wird. Dieses grobe Auswahlverfahren ist im allgemeinen durchaus einwandfrei, wenn dabei auch nicht jedesmal genau die  $a$ -te Karte, sondern bei kleinen Schwankungen nur im Durchschnitt die  $a$ -te Karte gezogen wird. Das Verfahren kann aber leicht zu Fehlern führen, wenn nicht alle Karten die gleiche äußere Form haben.

So wurde z. B. bei der Überprüfung einer Karteiauswahl festgestellt, daß der Anteil der Haushaltsvorstände ungewöhnlich hoch war. Das hatte folgenden Grund: In der Kartei wurden neben den alten Karten neu gedruckte Karten verwandt, die etwas kleiner als die alten waren. Bei einer Auswahl mit genauem Durchzählen wäre alles in Ordnung gewesen. Beim Abmessen und manuellen Herausziehen an der Spitze der Schublehre wurden jedoch zu häufig die weiter vorstehenden längeren Karten gegriffen. Diese gehörten im allgemeinen zu älteren Personen und damit verhältnismäßig häufig zu Haushaltsvorständen.

Bei Karteiauswahlen mit mechanisch festgelegten Auswahlabständen muß geregelt werden, wie zu verfahren ist, wenn eine Leitkarte — z. B. die Karte mit den Straßennamen oder der Hausnummer — gewählt wird. Dann darf nicht ohne weiteres ersatzweise die nächste Karte genommen werden, denn das wäre leicht der Haushaltsvorstand in einer Erdgeschoßwohnung. Statt dessen kann folgende Regelung getroffen werden: Man bestimmt den Auswahlabstand ohne zwischenliegende Leitkarte und wendet diesen — bei Berücksichtigung der Leitkarten zu kurzen — Abstand an. Wenn die Auswahl auf eine Leitkarte trifft, wird diese ersatzlos fortgelassen.

Wenn Karteikarten oder andere Auswahlunterlagen vorliegen, die laufend durchnummeriert sind, so kann man diese Nummern zur systematischen Auswahl verwenden. Am einfachsten ist die **Auswahl nach Schlußziffern**. Wenn eine Stichprobe z. B. mit dem Wahlsatz 20 vH gezogen werden soll, so können alle Karten mit den Schlußziffern 3 und 8 gewählt werden. In Übersicht I.2.2 sind solche Schlußziffern für die wichtigsten Wahlsätze zusammengestellt.

## I.2

Übersicht I.2.2

Auswahlsatz in vH	Schlußziffern für systematische Auswahl
50	1 — 3 — 5 — 7 — 9
20	3 — 8
10	5
5	15 — 35 — 55 — 75 — 95
2	33 — 83
1	55
0,5	155 — 355 — 555 — 755 — 955
0,2	333 — 833
0,1	555

Das Schlußziffernverfahren kann unter gewissen Voraussetzungen auch dann angewandt werden, wenn die Nummernfolge zufällig unterbrochen ist oder wenn mehrere Zahlenreihen nebeneinander vorliegen, weil z. B. die Papiere an zahlreichen Stellen ausgefertigt worden sind. Die Auswahl nach bereits vorliegenden Schlußziffern

bietet u. a. den technischen Vorteil, daß eine neue Paginierung der Belege vor der Auswahl gespart werden kann. Andererseits können bei diesem Verfahren — besonders bei geschichteter Auswahl — große Schwierigkeiten und Fehler entstehen (vgl. II.30, S. 436).

Sehr bequem für eine Personenauswahl ist das Auswahlverfahren, das sich der **Namensanfänge** bedient. Bei der Statistik über die sozialen Verhältnisse der Renten- und Unterstützungsempfänger (vgl. II.28, S. 409) wurden z. B. alle Personen, deren Familienname mit L anfängt, in die Stichprobe genommen. Bei diesem Verfahren ist jedoch zu beachten, daß die Häufigkeit der Anfangsbuchstaben von Familiennamen in Deutschland regionale Unterschiede zeigt.

Eine Auszählung von 23 Adreß- und Telefonbüchern aus verschiedenen Gegenden Deutschlands ergab z. B. für Berlin, Hamburg und München die in Übersicht I.2.3 zusammengestellten Häufigkeiten. In dieser Übersicht sind auch die Häufigkeiten im Durchschnitt des Bundesgebietes aufgeführt, die aus den Verteilungen für die 23 Gebiete — unter ungefährender Berücksichtigung der ihnen zukommenden Bevölkerungszahlen — geschätzt worden sind.

Übersicht I.2.3

Anfangsbuchstabe des Zunamens	Häufigkeit der Anfangsbuchstaben in vH			
	Hamburg	Berlin	München	Durchschnitt im Bundesgebiet (geschätzt)
A	2,09	1,77	2,43	1,97
B	10,36	9,50	9,15	10,09
C	1,39	0,91	0,49	0,92
D	3,43	3,21	3,28	3,40
E	2,41	1,96	3,01	2,57
F	3,45	3,83	4,46	3,95
G	5,03	5,87	5,58	5,26
H	8,55	8,13	9,80	9,04
I/J	2,72	2,20	1,38	1,98
K	8,84	10,44	8,63	9,81
L	4,80	5,06	4,64	4,62
M	6,83	6,51	6,80	6,65
N	2,04	2,24	1,91	2,00
O	1,31	0,98	1,32	1,24
P	4,54	4,43	3,56	3,70
Q	0,18	0,14	0,04	0,12
R	5,61	5,56	5,83	5,52
S	14,14	15,08	16,01	14,97
T	2,94	2,64	1,58	2,18
U	0,47	0,52	0,54	0,54
V	1,35	1,05	1,06	1,29
W	6,37	6,28	6,56	6,68
X/Y	0,01	0,01	0,01	0,01
Z	1,14	1,68	1,93	1,49

Es besteht die Möglichkeit, daß außer regionalen Unterschieden auch soziale und berufliche Unterschiede in der Namensverteilung vorliegen. Nach den bisherigen Erfahrungen ist allerdings nicht mit sehr starken Verzerrungen zu rechnen. Dennoch



sollte nach Möglichkeit vermieden werden, für die Auswahl nur einen Buchstaben oder eine Buchstabengruppe festzulegen, weil dann Verzerrungen nicht ganz ausgeschlossen sind.

Durch wechselnde Zuteilung von Buchstabengruppen zu verschiedenen Materialteilen können Verzerrungen weitgehend vermieden werden. Für dieses Verfahren, das z. B. in der Fürsorgestatistik (vgl. II.27, S. 405) erprobt worden ist, wird das Alphabet so in Buchstabengruppen eingeteilt, daß jede Gruppe etwa die gleiche Namenshäufigkeit hat. Für eine 10 vH-Auswahl wurden z. B. 10 Gruppen gebildet. Eine Zusammenstellung von 10 Gruppen gibt Übersicht I.2.4. Dem ersten Materialteil wird die erste Buchstabengruppe, dem nächsten Materialteil die zweite Gruppe usw., dem elften Materialteil wieder die erste Gruppe zugeteilt.

Übersicht I.2.4

Gruppe	Anfangsbuchstaben des Zunamens	Häufigkeit (Durchschnitt im Bundesgebiet)
1	Aa bis Bqz	8,9
2	Br bis Ez	10,0
3	Fa bis Gz	9,2
4	Ha bis Jz	11,0
5	Ka bis Kz	9,8
6	La bis Mz	11,3
7	Na bis Rnz	10,3
8	Ro bis Schz	11,2
9	Sci bis Uz	8,8
10	Va bis Zz	9,5

Durch die wechselnde Zuteilung werden systematische Unterschiede in der Häufigkeit der Namensanfänge in den verschiedenen Ländern gut ausgeglichen. Der gewünschte Auswahlatz wird bei einwandfreier Durchführung mit hoher Genauigkeit eingehalten. In einem praktischen Fall konnte auf Grund dieser Zuverlässigkeit die fehlerhafte Definition einer Bezugsgröße aufgedeckt werden. Das Verfahren hat

weiter den Vorteil, daß es einfach durchzuführen und leicht zu kontrollieren ist. Es eignet sich daher gut für eine dezentralisierte Auswahl der Stichprobe. Selbstverständlich muß dann darauf geachtet werden, daß in Unkenntnis der Sachlage nicht etwa zu viele Personen in die Stichprobe einbezogen werden (vgl. II.35, S. 496).

Bei der Namensauswahl können sich unter Umständen manche Probleme vereinfachen. So wurde für einen Stichprobenplan, der allerdings nicht angewandt worden ist, der Übergang von der Auswahlinheit „Person“ auf die Einheit „Haushalt“ geprüft. Es stellte sich heraus, daß die Personenauswahl nach Namensanfängen auch unmittelbar und ohne Korrektur eine repräsentative Haushaltsauswahl für Haushalte mit gleichen Namen liefert.

Für die Auswahl von Personen kann auch das **Geburtsverfahren** benutzt werden. Bei diesem Verfahren werden alle Personen in die Stichprobe einbezogen, die an bestimmten Tagen im Jahr geboren sind. Werden z. B. alle am 15. eines Monats Geborenen ausgewählt, so erhält man eine Stichprobe mit einem Auswahlatz von näherungsweise 12:365, also etwa 3 vH. Das Verfahren kann nur dann herangezogen werden, wenn geeignete Auswahlgrundlagen für den zu erfassenden Personenkreis vorliegen. In Schweden wird das Verfahren häufig benutzt; in der Bundesrepublik wurde es mit gutem Erfolg bei einer Erhebung in Schleswig-Holstein über die Umsiedlungswilligkeit im Jahre 1952 (vgl. II.5, S. 181) angewandt.

### 2.2.3 Schichtung der Auswahlgesamtheit<sup>1)</sup>

Es gibt eine Reihe von Verfahren, mit denen verfügbare Unterlagen über die Gesamtheit ausgenutzt werden können, um bei gleichem Stichprobenumfang Ergebnisse mit kleineren Zufallsfehlern zu erhalten. Von diesen Verfahren wird die **Schichtung** (stratification) der Auswahlgesamtheit besonders häufig angewandt. Mit dieser Methode ist es möglich, das Ziehen von ungünstigen Stichproben auszuschalten, ohne das Zufallsprinzip bei der Auswahl aufzugeben.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.2.3, S. 74.

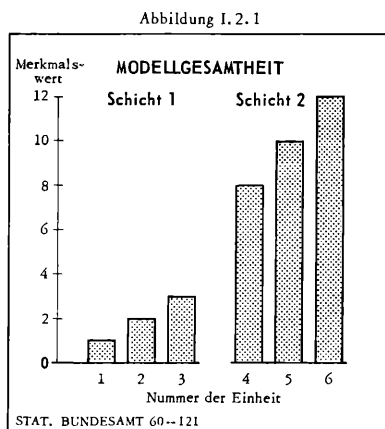
## 1.2

Bei der Schichtung wird die Auswahlgesamtheit in Gruppen geteilt; aus den Gruppen werden dann gesondert Zufallsstichproben gezogen. Solche Gruppen, die als neue Gesamtheiten bei der Zufallsauswahl behandelt werden, heißen Schichten (strata).

In der Praxis der amtlichen Statistik kommt der Schichtung eine große Bedeutung zu: Meist werden die Stichproben in den Statistischen Landesämtern gezogen; damit wird automatisch nach Bundesländern geschichtet (aus diesem Grunde wird diese Schichtung bei der Synopsis der Stichprobenstatistiken auf S. 598ff. nicht jeweils besonders aufgeführt). Weiter ist die Schichtung auch deshalb wichtig, weil mit dieser Auswahltechnik Ergebnisse für bestimmte Teile der Gesamtheit mit hoher Genauigkeit erstellt werden können. Praktisch bedeutsam ist ferner der Umstand, daß die Gesamtheiten in der Wirtschaftsstatistik fast immer einige wenige Einheiten mit besonders hohen Werten enthalten; diese Gruppe von Einheiten kann auf Stichprobenbasis meist nur mit einer geschichteten Auswahl zuverlässig erfaßt werden.

Die Wirkungsweise der Schichtung soll an einem einfachen Modell erläutert werden: Die Gesamtheit bestehe aus 6 Einheiten mit den Merkmalswerten 1, 2, 3, 8, 10 und 12; der Mittelwert dieser Gesamtheit ist also  $36:6 = 6$ . Die Abbildung I.2.1 zeigt, daß es in dieser Gesamtheit zwei Gruppen von Einheiten gibt, die in sich verhältnismäßig

homogen sind: Eine Gruppe umfaßt die Einheiten mit den Werten 1, 2 und 3, die zweite Gruppe die übrigen 3 Einheiten.



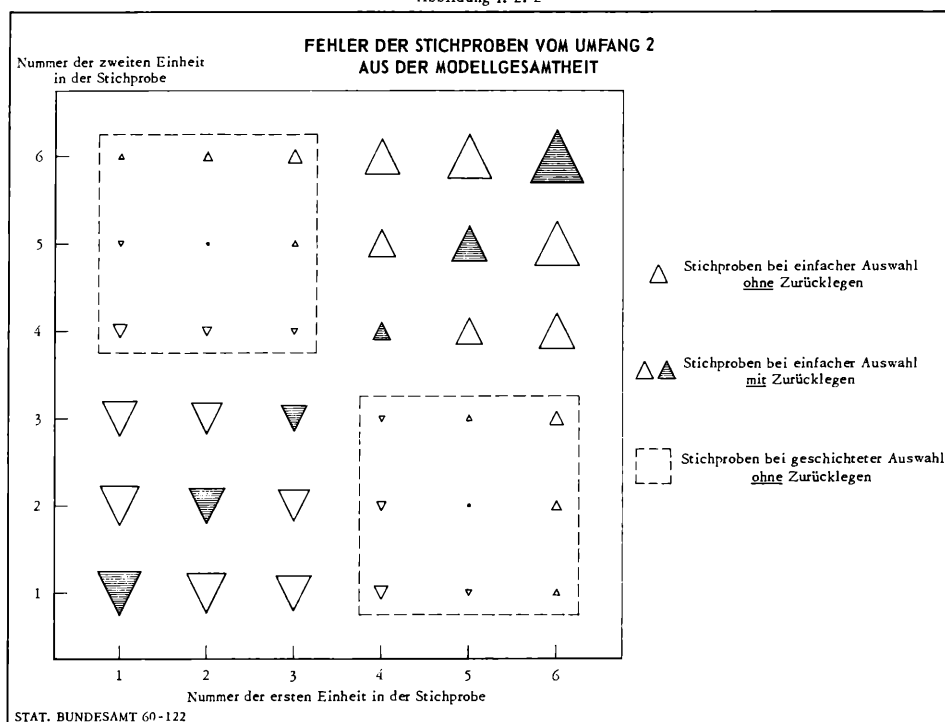
Um den Mittelwert der Gesamtheit zu schätzen, sollen aus dieser Gesamtheit 2 Einheiten entnommen werden. Wenn eine einfache Zufallsstichprobe ausgewählt wird, so können z. B. gerade die Einheiten mit den Werten 10 und 12 gezogen werden. Diese Stichprobe weicht in ihrer Struktur wesentlich von der Gesamtheit ab, weil sie nur Einheiten mit hohen Werten enthält. Dementsprechend unterscheidet sich auch der Mittelwert in der Stichprobe,  $(10+12):2 = 11$ , erheblich vom Mittelwert 6 in der Gesamtheit.

Mit einer geeigneten Schichtung der Gesamtheit wird dagegen erreicht, daß die Struktur der Gesamtheit durch die Stichprobe genauer wiedergegeben wird. Im Modellbeispiel werden zwei Schichten gebildet; die erste Schicht umfaßt die 3 Einheiten mit den kleinsten Werten, die zweite die 3 übrigen Einheiten. Aus jeder Schicht wird rein zufällig eine Einheit entnommen: Aus Schicht 1 z. B. die Einheit mit dem Wert 3, aus Schicht 2 die Einheit mit dem Wert 8. Offenbar repräsentiert diese Stichprobe die Gesamtheit besser als die erste: Jede Schicht ist genau ihrem Anteil in der Gesamtheit entsprechend in der Stichprobe vertreten. Der Mittelwert der Stichprobe ist  $(3+8):2 = 5,5$ . Er unterscheidet sich vom Mittelwert 6 der Gesamtheit weniger als der Mittelwert der einfachen Zufallsstichprobe, die oben als Beispiel genannt wurde.

Die Tatsache, daß durch Schichtung solche Stichproben ausgeschlossen werden, die wenig genaue Ergebnisse liefern, wird für das Modell in Abbildung I.2.2 anschaulich gemacht.

Bei ungeschichteter Auswahl mit Zurücklegen (vgl. 2.2.2, S. 31) gibt es 36 Möglichkeiten, eine Stichprobe zu 2 Einheiten zu ziehen. Diese Möglichkeiten sind in Abbildung I.2.2 durch Dreiecke symbolisiert; die Basislänge jedes Dreiecks ist proportional zur Abweichung des Mittelwertes in der Stichprobe von dem der Gesamtheit. Die Dreiecke sind nach unten gerichtet, wenn der Stichprobenwert zu tief liegt; im

Abbildung 1. 2. 2



anderen Falle zeigt die Spitze nach oben. Die 6 schraffierten Dreiecke gehören zu Stichproben, die nur bei einer einfachen Auswahl mit Zurücklegen möglich sind. Dazu gehören insbesondere auch die beiden Stichproben mit den größten Abweichungen. Diese beiden ungünstigsten Stichproben können bei einfacher Auswahl ohne Zurücklegen nicht auftreten; es bleiben jedoch bei diesem Auswahlverfahren einige Stichproben mit verhältnismäßig großen Abweichungen. Bei der geschichteten Auswahl von je einer Einheit aus den beiden Schichten sind nur noch diejenigen Stichproben möglich, deren Dreiecke in Abbildung I.2.2 links oben und rechts unten stehen und eingeraht sind. Man sieht deutlich, daß diese Stichproben im allgemeinen zu geringen Abweichungen führen. Diese Verringerung der Zufallsfehler durch Anwendung des Schichtungsprinzips wird kurz Schichtungseffekt genannt.

Bei der Planung einer geschichteten Auswahl müssen zunächst die Zahl und der Umfang der Schichten festgelegt werden. Für jede Schicht ist dann ein geeigneter Auswahlssatz zu bestimmen. Für diese beiden Schritte gilt das Prinzip, daß der Schichtungseffekt bei vorgegebenem Aufwand möglichst groß gemacht, d. h. die Zufallsfehler möglichst stark herabgesetzt werden sollen.

Zu beachten ist, daß in manchen Fällen selbst eine eingehende Schichtung zu keiner nennenswerten Verbesserung der Genauigkeit gegenüber einer ungeschichteten Auswahl führt; dieser Fall tritt insbesondere dann auf, wenn Anteilswerte geschätzt werden sollen, die keinen großen Variationsspielraum besitzen. In diesem Fall wird die Genauigkeit durch eine geschichtete Auswahl nicht wesentlich verbessert. Es muß jedoch berücksichtigt werden, daß eine Schichtung zusätzlichen Aufwand erfordert.

## I.2

Je nach der Sachlage sind zwei Aufgabenstellungen zu unterscheiden:

- a) Die Statistik soll nur Gesamtergebnisse einer statistischen Masse, nicht aber zugleich auch Angaben über Teile der Masse erbringen. In diesem Falle wird — wie oben im Modell-Beispiel — die Schichtung ausschließlich dazu benutzt, die Genauigkeit der Gesamtergebnisse zu steigern, d. h. deren Stichprobenfehler möglichst klein zu machen. Die Schichten sind nicht vorgegeben. Es besteht also die Möglichkeit, die Zahl der Schichten nach den praktischen Anforderungen und die Grenzen der Schichten nach einem Optimalprinzip festzulegen (vgl. 3.2.3, S. 77). Darüber hinaus kann auch der vorgesehene Stichprobenumfang so auf die Schichten aufgeteilt werden, daß der Standardfehler eines Gesamtergebnisses den kleinstmöglichen Wert annimmt (vgl. 3.2.3, S. 79).

Ein Beispiel für diesen Fall ist die repräsentative Schweinezählung (vgl. II.14, S. 291). Bei dieser Statistik brauchen nur Ergebnisse über die Schweinebestände in jedem Bundesland ermittelt zu werden. Zur Verbesserung der Genauigkeit werden die Auswahlseinheiten (Zählflächen) nach der Zahl der Zuchtsauen geschichtet. Die Abgrenzung der Schichten und die Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Schichten wurde nach Optimalprinzipien vorgenommen.

- b) Das Tabellenprogramm sieht nicht nur Gesamtergebnisse einer statistischen Masse, sondern auch Ergebnisse über genau bestimmte Teile der Gesamtheit vor. Die Größe der Teile (d. h. die Besetzungszahlen der Tabellenfelder) ist meist recht unterschiedlich. Sofern nun auch die schwach besetzten Tabellenfelder mit verhältnismäßig hoher Genauigkeit ermittelt werden sollen, muß eine geschichtete Stichprobenauswahl mit unterschiedlichen Auswahlätzen angewandt werden, weil sonst die Ergebnisse dieser Felder im Rahmen des vorgegebenen Stichprobenumfangs nicht ausreichend genau ermittelt werden können. Die Zahl der Schichten kann bis zu einem gewissen Grad variiert werden; dagegen sind die Grenzen der Schichten weitgehend durch das Tabellenprogramm bestimmt. Darüber hinaus kann auch die Aufteilung des Stichprobenumfangs nicht — wie beim ersten Fall — ausschließlich auf möglichst hohe Genauigkeit des Gesamtergebnisses ausgerichtet werden, weil die Ergebnisse der schwach besetzten Schichten bei einer solchen Aufteilung trotz der Schichtung meist nicht ausreichend genau erstellt werden können. Eine Stichprobenaufteilung, die auf einheitliche Genauigkeit in allen Schichten hinzielt, erfordert sehr hohe Auswahlsätze in den schwach besetzten Schichten, vielfach sogar den Auswahlatz 100 vH. Dies beeinträchtigt andererseits die Genauigkeit des Gesamtergebnisses. Meist wird ein Kompromiß derart geschlossen, daß die Genauigkeiten der Teilergebnisse nach ihrer Bedeutung so abgestuft werden, daß einerseits allzu hohe Auswahlsätze in den schwach besetzten Schichten und andererseits eine wesentliche Herabsetzung der Genauigkeit des Gesamtergebnisses vermieden werden (vgl. 3.2.3, S. 80).

Bei der Statistik der Kosten und Leistungen im Güterverkehr 1959 (vgl. II.24, S. 381) sollen u. a. die Verkehrsleistungen der Kraftfahrzeuge nach Fahrzeugarten und nach dem Gewerbe des Kraftfahrzeughalters gegliedert werden. Wegen der großen Unterschiede in den Fahrzeugzahlen mußte eine Schichtung nach beiden Merkmalen vorgesehen werden. Für die Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Schichten wurde eine Genauigkeitsabstufung zugrunde gelegt, nach der die Standardfehler der Teilergebnisse nach der (geschätzten) Verkehrsleistung aller Fahrzeuge in der Schicht abgestuft wurden.

Die Zahl der Schichten soll grundsätzlich möglichst klein gehalten werden. Schon aus praktischen Gründen muß eine Zersplitterung des Materials durch die Schichtung vermieden werden. Bei der ersten Aufgabenstellung lohnt es meist nicht, mehr als etwa 3 bis 5 Schichten zu bilden, weil eine weitere Vergrößerung der Zahl der Schichten in der Regel keine wesentlichen Genauigkeitssteigerungen erbringt. Bei der zweiten Aufgabenstellung kann dagegen eine stärkere Differenzierung noch sehr lohnend sein (vgl. 3.4.1, S. 101).

Die Schichtenbildung hängt wesentlich von den verfügbaren Unterlagen, insbesondere von der Auswahlgrundlage, ab. Aufgabe der Planung ist es, unter den vielen Möglichkeiten für die Schichtung diejenige herauszufinden, die einen möglichst großen

Schichtungseffekt ergibt. Dabei ist die Regel zu beachten, daß die Genauigkeit durch die Schichtung um so mehr gesteigert wird, je näher man der Homogenität innerhalb der Schichten kommt und je größer die Unterschiede zwischen den Schichten sind.

Es ist methodisch einwandfrei, wenn die Schichten nach dieser Regel auf Grund subjektiver Anschauung gebildet werden, sofern bei der Auswahl das Zufallsprinzip eingehalten wird (vgl. dazu II.10, S. 245). In den weitaus meisten Anwendungsfällen werden die Schichten jedoch objektiv, d. h. nach Merkmalen der Auswahlgrundlagen, gebildet. Für die Wahl der Schichtungsmerkmale gilt folgendes Prinzip:

Zur Schichtung einer Gesamtheit sind solche Merkmale anzuwenden, für die hinreichend genaue Angaben vorliegen und die mit den zu untersuchenden Merkmalen eng verbunden (korreliert) sind. Sofern Angaben über die Untersuchungsmerkmale vorliegen, sollen diese Merkmale zur Schichtung herangezogen werden.

Um diejenigen Merkmale zu finden, die einen starken Einfluß auf möglichst viele interessierende Merkmale ausüben, sind in manchen Fällen umfangreiche Voruntersuchungen notwendig. So mußten z. B. für die Gemeindeschichtung der Bodennutzungserhebungen eine ganze Reihe konkurrierender Merkmale untersucht werden (vgl. II.10, S. 230). Der Arbeitsaufwand solcher Prüfungen lohnt sich.

Vielfach werden die Auswahlseinheiten nicht nur nach einem Merkmal, sondern nach mehreren Merkmalen zugleich geschichtet; die Schichten setzen sich dabei aus Einheiten zusammen, die ganz bestimmte Merkmalskombinationen aufweisen. Diese kombinierte Schichtung erzeugt allerdings eine Vielzahl von Schichten und kann nur dann sinnvoll angewandt werden, wenn sie nicht zu einer Aufsplitterung der Gesamtheit in sehr kleine Teile führt.

Bei der Lohnsteuerstatistik 1955 (vgl. II.31, S. 448) wurden z. B. die Belege der Steuerpflichtigen zugleich nach Bruttolohngruppen, Geschlecht, Steuerklassen und einigen weiteren Merkmalen geschichtet; diese weitgehende Untergliederung des Materials nach Untersuchungsmerkmalen war möglich, weil es sich hier nicht um eine Stichprobenerhebung, sondern um eine repräsentative Aufbereitung eines vorliegenden Materials handelte.

Die Zahl der Schichten kann durch geeignete Kunstgriffe selbst dann in engen Grenzen gehalten werden, wenn mehrere Merkmale zur Schichtenbildung herangezogen werden. So wurde z. B. für die Bodennutzungserhebung das folgende Verfahren der simultanen Schichtung entwickelt (vgl. II.10, S. 227):

Die Methode geht davon aus, daß eine Reihe von Fruchtarten nicht in allen Gemeinden angebaut wird und der größte Teil der Anbaufläche in ganz wenigen Gemeinden liegt. Um diese seltenen Fruchtarten zuverlässig zu ermitteln, müssen solche Gemeinden in einer Schicht zusammengefaßt und vollzählig in die Stichprobe genommen werden. Zu diesem Zweck werden zunächst alle Gemeinden nach der Anbaufläche einer bestimmten seltenen Fruchtart sortiert und die Gemeinden mit der größten Anbaufläche der Schicht 1 zugeordnet. Aus den restlichen Gemeinden werden ganz entsprechend die Gemeinden mit Hauptanbau einer anderen seltenen Fruchtart ausgesondert. Das Verfahren wird fortgesetzt, bis alle Hauptanbau-Gemeinden von seltenen Fruchtarten der Schicht 1 zugeordnet sind. In der gleichen Weise wird eine Schicht 2 aus solchen Gemeinden gebildet, die zwar nicht in die Schicht 1 eingereiht worden sind, in denen aber eine oder mehrere seltene Fruchtarten noch so stark angebaut werden, daß sie mit einem höheren Auswahlatz als die übrigen Gemeinden erfaßt werden sollen. Die Gemeinden, die weder in Schicht 1 noch in Schicht 2 genommen werden, bilden die Schicht 3, für die der kleinste Auswahlatz vorgesehen ist.

In der Regel wird neben der Schichtung nach sachlichen Merkmalen auch eine Schichtung nach regionalen Gesichtspunkten vorgenommen. Die wichtigste Form ist die Schichtung nach Bundesländern. Auch innerhalb der Länder wird eine regionale Schichtung oft dadurch nahegelegt, daß das Grundmaterial vielfach nach Gemeinden und Kreisen abgelegt ist.

Bei der Planung einer geschichteten Auswahl sind schließlich für alle Schichten die Auswahlätze festzulegen. In manchen Fällen kann in allen Schichten ein einheitlicher Auswahlatz — wie im Modell auf S. 36 — angebracht sein. Mit diesem Verfahren wird erreicht, daß jede Schicht proportional zu ihrem Umfang in der Stichprobe vertreten ist. Diese sogenannte proportionale Aufteilung (proportional allocation) hat den Vorteil, daß die Stichprobenwerte der einzelnen Schichten unmittelbar additionsfähig sind; solche Stichproben heißen daher auch selbstgewichtend (self-weighting sample). Eine selbstgewichtende Stichprobe liegt z. B. dem Mikro-

## I.2

zensus zugrunde. Die Schichtung wirkt sich nur auf diejenigen Merkmale aus, die mit den Merkmalen korreliert sind, nach denen geschichtet wurde. Für alle übrigen Merkmale ist sie wirkungslos, kann aber bei einheitlichem Auswahlatz praktisch nicht zu einer Verschlechterung der Genauigkeit gegenüber einer gleichartigen, ungeschichteten Stichprobe führen.

Wenn die Umfänge der Schichten, die Homogenität oder die Erhebungskosten in den Schichten sehr unterschiedlich sind, wird für jede Schicht ein besonderer Auswahlatz festgelegt. Je nach der Art der Aufgabenstellung (vgl. S. 37) kann auf diese Weise die Genauigkeit der Einzelergebnisse gesteuert oder der vorgegebene Stichprobenumfang so auf die Schichten aufgeteilt werden, daß die Genauigkeit für ein Gesamtergebnis möglichst groß wird (vgl. 3.2.3, S. 79). Bei einer solchen optimalen Aufteilung (optimum allocation) des Stichprobenumfanges auf die Schichten kann grundsätzlich nur das Ergebnis für dasjenige Merkmal mit größter Genauigkeit ermittelt werden, nach dem die Aufteilung ausgerichtet worden ist. Meist werden aber auch die mit dem Aufteilungs-Merkmal korrelierten Merkmale genauer erfaßt als bei einer proportionalen Aufteilung mit gleichem Stichprobenumfang. Andererseits kann es aber auch vorkommen, daß die Aufteilung, die für ein Merkmal optimal ist, für andere Merkmale zu einer wesentlichen Minderung der Genauigkeit führt. Wenn also mit einer Stichprobe Gesamtwerte für viele Merkmale ermittelt werden sollen, dann ist eine proportionale Aufteilung oft besser als eine Aufteilung, die nur für ein Merkmal optimal ist. Ferner ist zu beachten, daß Stichprobenwerte aus Schichten, in denen unterschiedliche Auswahlätze verwendet worden sind, erst nach einer besonderen Umrechnung addiert werden dürfen; andernfalls würden sich schwerwiegende Verzerrungen ergeben.

### 2.2.4 Anordnung der Auswahlinheiten<sup>1)</sup>

Die Stichprobenfehler können auch dadurch vermindert werden, daß die Auswahlinheiten nach der Größe eines oder mehrerer Merkmale angeordnet werden und anschließend eine systematische Auswahl durchgeführt wird. Das Verfahren unterscheidet sich von der Schichtung hauptsächlich dadurch, daß entweder überhaupt keine Gruppen von Auswahlinheiten gebildet oder die Gruppen bei der Auswahl nicht getrennt gehalten werden.

Die Anordnung hat gegenüber der Schichtung den Nachteil, daß keine unterschiedlichen Auswahlätze verwendet werden können. Andererseits bietet sie den Vorteil, daß sowohl die Auswahl als auch die Hochrechnung besonders einfach sind. Die durch die Anordnung erreichbare Steigerung der Genauigkeit ist derjenigen bei der Verwendung einer vergleichbaren Schichtung mit einheitlichem Auswahlatz zumindest gleichwertig, vielfach ist der Anordnungseffekt sogar höher.

Die Anordnung erlaubt eine weitgehende Gliederung des Materials, ohne zu einer Zersplitterung in viele kleine Teile zu führen. Das Verfahren kann mit einer Schichtung kombiniert werden, indem die Auswahlinheiten in jeder Schicht angeordnet werden. Diese Kombination wird häufig und mit gutem Erfolg angewandt.

Im Mikrozensus (vgl. II.3, S. 159) werden z. B. die Auswahlinheiten zweiter Stufe, die Wohnungen, in jedem Land gesondert ausgewählt. Die Länder sind also Schichten. Bei der Auswahl werden Listen zugrunde gelegt, welche die Gesamtheit der Wohnungen in regionaler Folge, nämlich nach Gemeindebezirken, Straßen und Häusern geordnet, enthalten. Die Auswahl erfolgt systematisch. Dadurch wird gewährleistet, daß jedes Gebiet seiner Wohnungszahl entsprechend in der Stichprobe vertreten ist. Während bei einer reinen Zufallsauswahl aus der Gesamtheit noch die — allerdings wenig wahrscheinliche — Möglichkeit gegeben ist, daß nur Wohnungen aus einem bestimmten, für die Gesamtgemeinde nicht repräsentativen Bezirk ausgewählt werden, kann dieser Fall bei der systematischen Auswahl nach geordnetem Material nicht auftreten. Die Zufallsfehler der Stichprobenergebnisse sind daher im allgemeinen geringer.

Eine anders geartete Kombination von Schichtung und Anordnung sieht der Stichprobenplan für die Statistik der Kraftfahrzeugführleistungen vor (vgl. II.25, S. 396): Die Auswahlinheiten (Fahrzeuge) werden nach den beiden wichtigsten Gliederungsmerkmalen — Fahrzeugart und Beruf des Fahrzeughalters — geschichtet. Eine kombinierte Schichtung nach weiteren Merkmalen würde die Gesamtheit zu stark aufsplintern. Um eine Genauigkeitssteigerung für weitere Untergliederungen ohne diesen Nachteil zu erreichen, wurde eine Anordnung der Auswahlinheiten in den Schichten nach den beiden nächstwichtigen Gliederungsmerkmalen vorgesehen.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.2.4, S. 83.

An Stelle der systematischen Auswahl aus angeordnetem Material kann auch eine von *W. E. Deming* (vgl. 3.2.2, S. 72) vorgeschlagene Technik angewandt werden. Dabei werden die angeordneten Einheiten in „Zonen“ von der Größe des Auswahlabstandes zusammengefaßt; und in jeder Zone wird eine Zufallsauswahl durchgeführt. Dies Verfahren ist zwar zeitraubender, umgeht aber jede Gefahr eines periodischen Effektes (vgl. 2.2.2, S. 33). Nach einem ähnlichen Prinzip wurde bei der Bundestagswahlstatistik 1957 (vgl. II.6, S. 192) eine Auswahl der Wahlbezirke vorgenommen.

### 2.2.5 Klumpenauswahl und mehrstufige Auswahl<sup>1)</sup>

Bei den bisher betrachteten Auswahlverfahren wurde vorausgesetzt, daß die **Aufbereitungseinheit** und die **Auswahleinheit** identisch sind. Nun setzt eine solche einstufige Zufallsauswahl grundsätzlich voraus, daß sämtliche Aufbereitungseinheiten in einer Auswahlgrundlage erfaßt sind, möglichst sogar mit wichtigen Merkmalen, nach denen man die Einheiten schichten kann. Eine aktuelle und vollständige Auswahlgrundlage ist aber gerade bei großen Grundgesamtheiten, z. B. allen Personen in der Bundesrepublik, vielfach nicht verfügbar. Überdies wäre eine derartige Auswahl mit einem viel zu hohen Zeit- und Kostenaufwand verbunden. Diese Schwierigkeiten kann man mit Hilfe einer „Klumpenauswahl“ oder einer „mehrstufigen Auswahl“ vermeiden.

Bei der **Klumpenauswahl** (cluster sampling) werden Auswahleinheiten („Klumpen“) verwendet, die aus mehreren Aufbereitungseinheiten bestehen; die zufällig ausgewählten Klumpen werden mit allen zugehörigen Untersuchungseinheiten in die Stichprobe genommen. So wurden z. B. bei der 10-vH-Stichprobe der Wohnungsstatistik 1956/57 (vgl. II.20, S. 338) Wohnungen ausgewählt und Angaben über alle darin wohnenden Personen (Aufbereitungseinheiten) eingeholt.

Bei **mehrstufiger Auswahl** (multi-stage sampling) wird eine Reihe von Zufallsauswahlen hintereinander geschaltet: Für die Auswahl auf der ersten Stufe werden — ähnlich wie bei der Klumpenauswahl — Gruppen von Aufbereitungseinheiten zu übergeordneten Einheiten, den sogenannten **Auswahleinheiten erster Stufe** (primary sampling units), zusammengefaßt. Im Gegensatz zur Klumpenauswahl wird jedoch in den ausgewählten Einheiten erster Stufe eine **Unterauswahl** durchgeführt, bei der **Auswahleinheiten zweiter Stufe** (secondary sampling units) gezogen werden.

In vielen Anwendungsfällen ist es möglich, auf weitere Unterauswahlen zu verzichten, d. h. alle Aufbereitungseinheiten in die Stichprobe einzubeziehen, die zu den ausgewählten Einheiten zweiter Stufe gehören. Entsprechend den zwei Auswahlschritten spricht man dann von einer „zweistufigen Auswahl“ (two-stage sampling).

Ein zweistufiges Auswahlverfahren wurde z. B. bei der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1951/52 angewandt (vgl. II.35, S. 494). Auf der ersten Stufe wurde aus der Gesamtheit aller Betriebe ein bestimmter Anteil ausgewählt; in den ausgewählten Betrieben wurde dann eine Stichprobe von Beschäftigten (= Aufbereitungseinheiten) gezogen.

Auch für die Auswahl der Mikrozensus-Haushalte wurde ein zweistufiges Verfahren benutzt (vgl. II.3, S. 159): Auswahleinheiten erster Stufe waren Gemeinden, als Auswahleinheiten zweiter Stufe dienten Wohnungen. Im Gegensatz zum voranstehenden Beispiel wurden hier also auf der zweiten Stufe nicht unmittelbar Aufbereitungseinheiten (d. h. Haushalte), sondern Klumpen von Haushalten ausgewählt.

Falls es die Sachlage erfordert, können jedoch im Anschluß an die Auswahl auf der zweiten Stufe auch noch weitere Unterauswahlen vorgenommen werden. Die Auswahleinheit einer Stufe besteht jeweils aus einer Gruppe von Auswahleinheiten der nächstfolgenden Stufe. Mit jeder Auswahlstufe werden also die Auswahleinheiten kleiner. Die Auswahl auf der  $m$ -ten Stufe ist jeweils eine Unterauswahl aus den ausgewählten Einheiten  $(m-1)$ -ter Stufe.

Die jährlich durchgeführte „Besondere Erntermittlung“ beruht z. B. auf einer vierstufigen Auswahl (vgl. II.13, S. 271): Auf der ersten Stufe werden Gemeinden ausgewählt. In den Stichproben-Gemeinden werden auf der zweiten Stufe Betriebe ausgewählt. Bei den gezogenen Betrieben wird eine Unterauswahl von Feldern vorgenommen. Aus den damit bestimmten Probefeldern werden schließlich auf der vierten Stufe nach dem Zufallsprinzip Probeflächen bestimmt.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.2.1, S. 70

## 1.2

Die mehrstufige Auswahl bietet einmal den Vorteil, daß man nur für die Auswahlseinheiten erster Stufe eine vollständige Auswahlgrundlage benötigt. Für die Auswahl auf jeder folgenden Stufe wird dann nur noch Material für die zuvor ausgewählten Einheiten gebraucht. Mehrstufige Auswahlverfahren sind also dann besonders rationell, wenn geeignete Unterlagen für die unmittelbare Auswahl der Aufbereitungseinheiten zunächst nicht verfügbar sind (Einsparung von Auswahlkosten). Sie sind ferner dann zweckmäßig, wenn für die Erhebung Interviewer eingesetzt werden sollen (regional benachbarte Auswahlseinheiten ermöglichen Einsparungen an Reisekosten). Für die Anwendung und Gestaltung dieser Auswahlverfahren sind somit Kostengesichtspunkte ausschlaggebend.

Zu den Verfahren der Klumpenauswahl und der mehrstufigen Auswahl gehört als Sonderfall auch die **Flächenauswahl** (area sampling). Dabei werden die Auswahlseinheiten nach Flächen definiert. Als Beispiel sei die Auswahl von Probestücken in der „Besonderen Erntermittlung“ (vgl. II.13, S. 270) sowie die Auswahl von Zählflächen bei den Viehzwischenzählungen (vgl. II.14, S. 289) erwähnt.

Eine mehrstufige Auswahl ist technisch komplizierter; sie erfordert bei der Auswahl zusätzliche Sicherungen und bei der Fehlerrechnung einigen Mehraufwand. Dieser Nachteil der Mehrstufigkeit kann mit dem bereits genannten Auswahlverfahren von *W. E. Deming* (vgl. 3.2.2, S. 72) vermieden werden.

Die Einsparungen an Kosten durch die mehrstufige Auswahl müssen in der Regel durch einen Verlust an Genauigkeit erkaufte werden. Das liegt im wesentlichen daran, daß die auf der letzten Stufe ausgewählten Einheiten nicht über die ganze Gesamtheit gestreut sind. Stellt man sich z. B. die Verteilung der für die „Besondere Erntermittlung“ ausgewählten Probeflächen auf einer Karte dar, so herrscht der Eindruck der ersten Auswahlstufe vor; ein großer Teil der Gemeinden ist aus der Stichprobe ausgeschlossen; in den wenigen ausgewählten Gemeinden häufen sich die Stichprobenfälle. Die geringe Zahl von Schwerpunkten führt dazu, daß z. B. regionale Unterschiede stärker in das Ergebnis eingehen können als bei einer einfachen Zufallsauswahl. Dies kommt in der Vergrößerung der Zufallsfehler zum Ausdruck, die als Stufungseffekt bezeichnet wird. Grundsätzlich ergibt sich auch bei einer Klumpenauswahl eine Fehlererhöhung; man spricht hier von einem Klumpeneffekt.

Durch günstige Bildung von Auswahlseinheiten können diese Effekte vermindert werden. Es kommt im wesentlichen darauf an, daß die Auswahlseinheiten auf der ersten Stufe möglichst weitgehend die Gesamtheit widerspiegeln, d. h. in sich inhomogen sind; die Forderung ist also konträr zu der, die bei der Schichtenbildung erhoben wird (vgl. S. 39). Zwischen Fehlervergrößerung und Kostenminderung kann ein günstiger Kompromiß gefunden werden, indem die Auswahlätze in den Stufen entsprechend den Streuungsverhältnissen aufeinander abgestimmt werden.

Eine Verbesserung der Ergebnisgenauigkeit bei etwa konstanten Kosten kann auch durch eine Schichtung — besonders in den ersten Stufen — erreicht werden. Die oben genannten Erhebungen sind Beispiele dafür. Wünschenswert, aber nicht leicht erreichbar ist eine völlige Kompensation des Stufeneffektes durch eine Schichtung bzw. Anordnung.

Wenn bei einer mehrstufigen Auswahl die Einheiten der höheren Auswahlstufe eine unterschiedliche Zahl von Einheiten der niedrigeren Auswahlstufe umfassen, dann kann meist dadurch eine Fehlerminderung erreicht werden, daß die größeren Einheiten mit höherer Wahrscheinlichkeit ausgewählt werden. Für eine zweistufige Auswahl von Personen, die sich in der ersten Auswahlstufe auf  $\frac{1}{10}$  aller Gemeinden beschränkt, würde nicht einfach jede zehnte Gemeinde nach dem Gemeindeverzeichnis gewählt, sondern vielmehr die Einwohnerzahl der Gemeinden berücksichtigt werden. Dabei muß eine Gemeinde mit 800 Einwohnern die doppelte Wahrscheinlichkeit haben, in die Stichprobe zu kommen, wie eine Gemeinde mit 400 Einwohnern. Auf Verfahren



zur Durchführung einer solchen Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten wird in 3.2.5 (S. 84) eingegangen. Zur Vereinfachung der Hochrechnung werden bei den Auswahlen auf den folgenden Stufen die Auswahlsätze in der Regel so variiert, daß jede Auswahlinheit letzter Stufe zumindest näherungsweise die gleiche Auswahlchance hat.

Dieses Verfahren wird auch beim Mikrozensus angewandt, jedoch mit der Modifikation, daß in jeder Stichprobengemeinde eine feste Zahl von Personen ausgewählt wird. Dies ist für eine möglichst günstige Kostengestaltung erforderlich: Um Reisekosten zu sparen, müssen die Interviewer jeweils in einer Gemeinde gerade voll ausgelastet werden.

## 2.2.6 Mehrphasige Auswahl

Bei den mehrphasigen Auswahlverfahren (multi-phase sampling) werden mehrere Auswahlen mit der gleichen Auswahlinheit hintereinander durchgeführt. In der ersten Phase wird eine Stichprobe gezogen, aus der z. B. die Gliederung oder die Totalwerte der Gesamtheit ermittelt werden. In der zweiten Phase wird eine Unterstichprobe aus den bei der ersten Phase ausgewählten Einheiten gezogen usw. Während bei der mehrstufigen Auswahl eine Hierarchie von Auswahlinheiten benutzt wird, werden bei der mehrphasigen Auswahl stets die gleichen Auswahlinheiten angewandt; in den einzelnen Phasen können dagegen unterschiedliche Merkmale erhoben werden.

Dieses Auswahlverfahren kann nutzbar gemacht werden, wenn es gilt, Fragen mit verschiedenem Schwierigkeitsgrad zu untersuchen. Solche Aufgabenstellungen kommen in der amtlichen Statistik vor allem bei großen Zählungswerken häufig vor. Dem bereits auf S. 14 genannten „mehrgeschossigen Aufbau“ einer Großzählung aus einer Totalstatistik und darauf aufgestockten Stichprobenstatistiken entspricht auswahltechnisch eine mehrphasige Stichprobe. So wurde z. B. bei der Wohnungsstatistik 1956/57 eine zweiphasige Auswahl vorgesehen: In der ersten Phase wurde aus dem Material der Totalzählung eine 10 vH-Stichprobe von Wohnungen gezogen, für die einige besondere Angaben eingeholt wurden. Aus dieser Stichprobe wurden dann in der zweiten Phase nochmals Wohnungen ausgewählt, und zwar für eine Interview-Erhebung mit besonders schwieriger Fragestellung (vgl. II.20, S. 340).

Die mehrphasige Auswahl ist auch dann von Vorteil, wenn an verschiedene Merkmale sehr unterschiedliche Genauigkeitsanforderungen gestellt oder wenn über bestimmte Sachverhalte laufend Ergebnisse benötigt werden (Beispiel: Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben, vgl. II.9, S. 217). Das Auswahlverfahren kann ferner mit Nutzen angewandt werden, wenn eine Erhebung relativ hohe Kosten verursacht. In diesem Fall wird die erste Phase dazu benutzt, auf breiter Basis Angaben über die Grundgesamtheit zu gewinnen; die Informationen werden dann herangezogen, um die Ergebnissenauigkeit der verhältnismäßig kleinen Unterstichprobe der zweiten Phase durch Schichtung, Anordnung oder durch gebundene Hochrechnung (vgl. 2.3.2, S. 47) zu steigern.

Umgekehrt können auch durch die Unterstichprobe die Ergebnisse der ersten Phase verbessert werden. Als Beispiel sei das bei der Besonderen Ernteermittlung (vgl. II.13, S. 269) benutzte Verfahren genannt: Hier werden zunächst die Erträge auf dem Halm durch Probeschnitte in der ersten Phase ermittelt. In der zweiten Phase wird eine Unterstichprobe von Feldern genommen und durch Volldrusch die tatsächliche Ernte auf diesen Feldern festgestellt; daraus werden Korrekturfaktoren zur Berichtigung der Ernteschätzungen aus der ersten Phase errechnet. — Die Auswahltechnik wird vor allem dazu verwendet, um systematische Fehler infolge Antwortverweigerung oder Ausfall von Stichprobeneinheiten zu untersuchen: Aus den „Non-response-Fällen“ wird in der zweiten Phase eine Unterstichprobe gezogen und für die dabei ausgewählten Einheiten mit allen zu Gebote stehenden Mitteln versucht, die benötigten Angaben einzuholen.

## I.2

Weiter ist die Technik auch dann praktisch wichtig, wenn ein großes Material für die Auswahl vorliegt, das jedoch nur kurzfristig für die Auswahl verfügbar ist und nicht aus der bestehenden Ordnung gebracht werden darf. Oft ist es dann aber möglich, eine systematische Stichprobe zu ziehen und für die in der ersten Phase ausgewählten Einheiten die Angaben zusammenzustellen, die zur Auswahl der eigentlichen Stichprobe in der zweiten Phase benötigt werden. Dies Verfahren wurde z. B. 1945 für eine Interview-Befragung in Deutschland angewandt (vgl. *W. Cochran* [7], S. 268).

Schließlich kann auch das Ziehen von „ineinandergreifenden Stichproben“ (interpenetrating samples) als mehrphasige Auswahl gedeutet werden: Aus der eigentlichen Stichprobe werden nach derselben Auswahltechnik mehrere gleichartige Unterstichproben gebildet. Aus jeder dieser Unterstichproben läßt sich eine unabhängige Schätzung der Werte in der Grundgesamtheit gewinnen. Die Unterschiede zwischen den Schätzwerten machen den Genauigkeitsgrad der Stichprobenergebnisse anschaulich. Falls für alle Unterstichproben die gleiche Erhebungs- und Aufbereitungstechnik angewandt wird, kann aus den Unterschieden sehr einfach der Zufallsfehler der Gesamtstichprobe geschätzt werden (vgl. 3.4.1, S. 106). Werden dagegen die Unterstichproben verschieden behandelt, dann kann aus den Unterschieden zwischen den Schätzwerten auch auf die Wirkung der unterschiedlichen Behandlung geschlossen werden. Um z. B. den Einfluß von Interviewern auf die Ergebnisse der Statistik zu untersuchen, wird jedem Interviewer eine besondere Unterstichprobe zugewiesen. Die methodischen Grundlagen werden im Anhang zu II.3, S. 172, beschrieben.

Auf Grund von ineinandergreifenden Stichproben läßt sich auch eine „Rotation“, d. h. der planmäßige Austausch eines bestimmten Teils der Einheiten einer Stichprobe gegen neue Einheiten, verwirklichen. Ein solcher teilweiser Austausch ist zweckmäßig, wenn bestimmte Sachverhalte laufend erfragt werden sollen: Einerseits entstehen bei häufiger Befragung der gleichen Personen leicht systematische Fehler durch Antwortmüdigkeit; andererseits würde bei vollständigem Wechsel die zeitliche Entwicklung verhältnismäßig ungenau geschätzt werden (vgl. 3.5.1, S. 114).

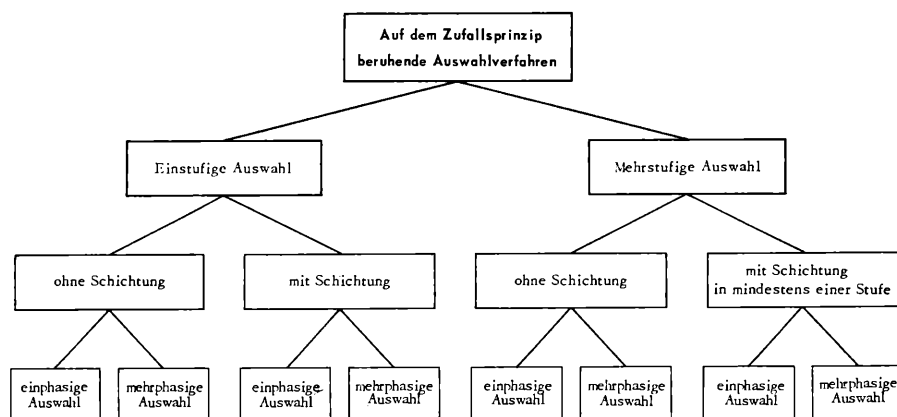
Die Genauigkeit der Ergebnisse aus einer mehrphasigen Auswahl ist gleich der einer einphasigen Auswahl, falls die in der ersten Phase enthaltene Information nicht für die Auswahl der nächsten Phasen ausgenutzt wird (z. B. beim Bilden ineinandergreifender Stichproben). Dagegen kann die Genauigkeit mit diesem Auswahlverfahren — vor allem bei starken Kostenunterschieden zwischen den Arbeiten in den einzelnen Phasen — erheblich gegenüber einer einphasigen Auswahl verbessert werden, falls die Informationen aus der ersten Phase zweckmäßig ausgenutzt werden. Die mehrfachen Auswahlvorgänge lohnen sich also nur in diesem Fall. Bei der Schätzung der Zufallsfehler für die Ergebnisse aus der zweiten Phase ist jedoch zu berücksichtigen, daß die mit der ersten Phase gewonnenen Informationen selbst Zufallsfehler haben.

### 2.2.7 Kombinationen von Auswahlverfahren<sup>1)</sup>

In den vorangehenden Ausführungen wurde bereits mehrfach darauf hingewiesen, daß die verschiedenen Formen der Auswahl sich nicht ausschließen, sondern in mannigfacher Form miteinander kombiniert werden können. Das Schema auf S. 45 gibt einen Überblick über die wichtigsten Kombinationen.

Als Beispiel für eine geschichtete, mehrstufige und mehrphasige Auswahl kann die 1 vH-Stichprobe der Wohnungstatistik 1956/57<sup>2)</sup> dienen (vgl. II.20, S. 340): Zunächst wurden Gemeinden (Auswahleinheiten erster Stufe) nach Ländern und Gemeindegrößenklassen geschichtet und eine Stichprobe mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Größe der Gemeinden gezogen. Auswahleinheiten zweiter Stufe waren Wohnungen in ausgewählten Gemeinden. Die Stichproben-Wohnungen wurden zweiphasig ausgewählt: Die erste Phase bestand in einer systematischen Auswahl jeder zehnten

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.2, S. 69. — <sup>2)</sup> Diese Stichprobe wurde auch für die 1 vH-Mikrozensuserhebung im Oktober 1957 benutzt (vgl. II.3, S. 162).



Wohnung in der regionalen Anordnung nach der Totalstatistik; in der zweiten Phase wurde daraus eine vorher bestimmte Zahl von Wohnungen ausgewählt. Diese Auswahltechnik war zum Teil durch die Aufgabenstellung und die organisatorischen Bedingungen bestimmt. So wurde z. B. die zweistufige Auswahl mit Rücksicht auf den — wegen der schwierigen Fragestellung notwendigen — Einsatz von Interviewern angewandt; die Unterauswahl aus der 10 vH-Stichprobe war dagegen wegen der schnelleren Verfügbarkeit dieses Materials zweckmäßig. Zu einem Teil wurde die benutzte Auswahltechnik aber auch auf Grund methodischer Untersuchungen festgelegt, z. B. die Schichtung und Anordnung bei der Gemeindeauswahl.

Das Beispiel zeigt, daß die Anforderungen der Praxis durch geschickte Kombination der Auswahltechniken erfüllt werden können und daß daneben auch noch viel Spielraum für die Ausgestaltung des Verfahrens übrigbleibt, um z. B. bei vorgegebenem Stichprobenumfang eine möglichst große Genauigkeit der Ergebnisse zu erreichen.

Die in den wichtigsten Anwendungsfällen angewandten Auswahlverfahren sind in der Synopsis auf S. 598 ff. zusammengestellt.

### 2.3 Hochrechnung auf die Grundgesamtheit<sup>1)</sup>

Die Auswahl der Stichprobe soll ein verkleinertes, aber sonst wirklichkeitsgetreues Abbild der Grundgesamtheit liefern. Dieses Bild wird sozusagen bei der Aufbereitung entwickelt und muß anschließend im allgemeinen „auf Lebensgröße“ gebracht werden. Man nennt dies Hochrechnung der Stichprobe auf die Grundgesamtheit.

Bei Verwendung unterschiedlicher Auswahlsätze können einzelne Teile des Abbildes der Gesamtheit mehr oder weniger stark verkleinert worden sein. Die Teilbilder mit unterschiedlichem Maßstab müssen dementsprechend verschieden stark vergrößert werden, wenn sie zu einem unverzerrten Gesamtbild zusammengesetzt werden sollen.

Unter diesem Gesichtspunkt betrachtet, ist die Hochrechnung von der Stichprobe auf die Gesamtheit die Umkehrung aller Verkleinerungsprozeduren durch die Auswahl. Sie hat alle Besonderheiten der Auswahl wie Mehrstufigkeit, Anwendung verschiedener Auswahlsätze in den einzelnen Schichten usw. genau, nur in umgekehrter Richtung, zu wiederholen.

Bei geschichteter Auswahl mit einheitlichem Auswahl Satz in allen Schichten kann das Material aller Schichten zusammengefaßt und eine Hochrechnung für die gesamte Stichprobe vorgenommen werden. Diese Vereinfachung gilt für alle selbstgewich-

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.3, S. 87.

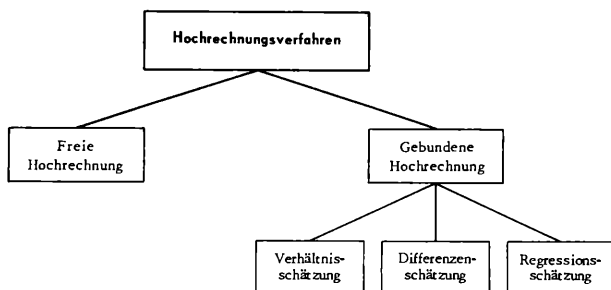
## I.2

tenden Stichproben (self-weighting sample), auch wenn sie mehrstufig ausgewählt worden sind. Eine solche selbstgewichtende, mehrstufige Stichprobe liegt z. B. dem Mikrozensus (vgl. II.3, S. 160) zugrunde.

Auch dann, wenn keine Totalwerte sondern Anteilswerte und Durchschnittswerte benötigt werden, ist in den meisten Fällen eine Umrechnung der ursprünglichen Stichprobenwerte entsprechend den unterschiedlichen Auswahlätzen und sonstigen Besonderheiten des Auswahlverfahrens erforderlich. Nur in selbstgewichtenden Stichproben können Gliederungszahlen und Durchschnittswerte für die Gesamtheit ohne Umrechnung unmittelbar aus den Stichprobenwerten berechnet werden. Eine Umrechnung kann auch dann gespart werden, wenn z. B. Gliederungszahlen nicht für die Gesamtheit, sondern nur für die Schichten ausgewiesen werden sollen. Das gilt z. B. für die meisten Ergebnisse von Lohn- und Gehaltsstrukturstatistiken (vgl. II.35, S. 492).

In der Stichprobenmethodik wird die Hochrechnung oder Umrechnung auf die Grundgesamtheit stets „Schätzung“ (estimation) genannt. Das nach einer bestimmten „Schätzformel“ oder „Schätzfunktion“ (estimator) errechnete Endergebnis einer Stichprobe heißt Schätzwert (estimate). Abweichend vom Sprachgebrauch des täglichen Lebens wird damit also nicht ein aus der Luft gegriffener Vermutungswert bezeichnet. Vielmehr kommt in diesen international festgelegten Begriffen nur zum Ausdruck, daß das errechnete Ergebnis im Rahmen des Stichprobenfehlers und des systematischen Fehlers unsicher ist.

Einen Überblick über die grundsätzlich zu unterscheidenden Arten von Hochrechnungsverfahren gibt das folgende Schema:



Diese Techniken können in mannigfacher Weise mit den Auswahlverfahren (vgl. das Schema auf S. 45) kombiniert werden. Bei der Planung ist jeweils diejenige Kombination zu bestimmen, die der gestellten Aufgabe am besten entspricht. Dabei ist stets zu beachten, daß die Auswahlverfahren und die Hochrechnungsverfahren in mancher Hinsicht wechselseitig voneinander abhängen (vgl. 3.3.1, S. 88).

### 2.3.1 Freie Hochrechnung<sup>1)</sup>

Wenn alle Stichprobenwerte mit dem reziproken Wert des Auswahlatzes multipliziert werden, spricht man von freier Hochrechnung. Dieser Ausdruck erklärt sich daraus, daß keine sonstigen Informationen irgendwelcher Art für die Hochrechnung herangezogen werden.

Die Bezeichnung ist auch dann zutreffend, wenn bei einer geschichteten Stichprobe wegen der unterschiedlichen Auswahlätze in den einzelnen Schichten getrennt (frei) hochgerechnet werden muß. Dasselbe gilt für die Hochrechnung innerhalb einzelner Stufen bei einer mehrstufigen Auswahl und auch, wenn bei einer Erhebung die Ein-

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.3.1, S. 87.

heiten mit verschiedenen Wahrscheinlichkeiten ausgewählt worden sind und jeweils mit dem reziproken Wert ihrer Auswahlwahrscheinlichkeiten hochgerechnet werden.

Die Beseitigung von auswahl- und erhebungstechnischen Mängeln (wie z. B. Ausfällen) bei der Hochrechnung bedingt keine Änderung des Prinzips der freien Hochrechnung und ist daher nicht als besondere Hochrechnungsart anzusehen.

Die Hochrechnung mit dem reziproken Auswahlssatz kann stets für die Merkmale der Auswahlseinheiten angewandt werden. Nach der unter 2.2.1 (S. 28) angeführten Regel ist sie auch für alle untergeordneten Aufbereitungseinheiten adäquat. Falsch wäre es jedoch, sie für Einheiten anzuwenden, die den Auswahlseinheiten übergeordnet sind. So kann man z. B. nach einer Auswahl von Personen nicht ohne weiteres auf die Zählung von Haushaltsmerkmalen oder Wohnungsmerkmalen übergehen. Dies bedeutet jedoch nicht den unbedingten Verzicht auf solche — in manchen Fällen arbeits-technisch zweckmäßigen — Auswahlseinheiten, sondern nur die Notwendigkeit von wahrscheinlichkeitstheoretisch bedingten Umrechnungen (vgl. 3.3.2, S. 91).

### 2.3.2 Gebundene Hochrechnung<sup>1)</sup>

Im Gegensatz zur freien Hochrechnung, bei der nur die reziproken Auswahlssätze in die Rechnung eingehen, werden bei der gebundenen Hochrechnung zusätzliche Informationen über die Grundgesamtheit zur Verbesserung der Genauigkeit der Schätzung ausgenutzt. Während die zusätzliche Information z. B. bei der Schichtung (vgl. 2.2.3, S. 35) und Anordnung (vgl. 2.2.4, S. 40) herangezogen wird, um das Ziehen ungünstiger Stichproben einzuschränken, dient sie bei der gebundenen Hochrechnung dazu, die Ergebnisse der vorliegenden Stichprobe zu justieren.

Bei der gebundenen Hochrechnung (auch „Anhängeverfahren“ genannt) werden stets zwei Merkmale gleichzeitig betrachtet: Das Untersuchungsmerkmal, für das etwa der Totalwert geschätzt werden soll, und das Basismerkmal, für das der Basiswert, z. B. der Totalwert aus einer anderen Statistik oder — bei laufenden Erhebungen — aus einer früheren Statistik, bekannt ist. Für beide Merkmale ist der Gesamtwert in der Stichprobe dem Zufall unterworfen. Sofern jedoch die beiden Merkmale untereinander eng korreliert sind, dann sind die Gesamtwerte des Basismerkmals und des Untersuchungsmerkmals in der Stichprobe regelmäßig entweder beide größer oder beide kleiner als die entsprechenden Totalwerte in der Grundgesamtheit. Dementsprechend haben die Quotienten und die Differenzen der Werte aus Untersuchungs- und Basismerkmalen der Stichprobe bei guter Korrelation kleinere Zufallsfehler als die Werte selbst.

Bei der **Verhältnisschätzung** wird der Quotient mit dem Basiswert multipliziert. Das Produkt ist dann der Verhältnis-Schätzwert für das Untersuchungsmerkmal.

Zum Beispiel wurden bei der repräsentativen Zusatzerhebung zur Jahreserhebung der Nettoleistung der Industrie 1954 (vgl. II.18, S. 322) die Wareneingänge bestimmter Materialarten (Untersuchungsmerkmale) sowie der Wareneingang insgesamt (Basismerkmal) in der Stichprobe festgestellt. Der gesamte Wareneingang aller Unternehmen (der Basiswert) war für jeden Industriezweig mit der Hauptidehebung ermittelt worden. Für jeden Industriezweig und für jede Materialart wurden die Quotienten

$$\frac{\text{Wareneingang der Materialart}}{\text{Wareneingang insgesamt}}$$

aus den Stichprobenwerten errechnet und mit dem entsprechenden totalen Basiswert multipliziert.

Entsprechend wird bei der **Differenzenschätzung** von den Differenzen der Stichprobenwerte ausgegangen. Zur Berechnung von Totalwerten aus der Stichprobe werden bei diesem Verfahren die Differenzen mit dem reziproken Auswahlssatz hochgerechnet und dann zu dem totalen Basiswert addiert.

Die Differenzenschätzung wurde z. B. bei der Bodennutzungshauptidehebung 1957 (vgl. II.10, S. 233) angewandt: Untersuchungsmerkmale waren die Anbauflächen von Fruchtartgruppen im Jahre 1957; als Basismerkmal dienten die entsprechenden Flächen im Jahre 1956, deren Gesamtwerte aus der Totalerhebung 1956 bekannt waren. Für die Stichprobengemeinden wurden in jeder Fruchtartgruppe die Differenzen

$$\text{Anbaufläche 1957} - \text{Anbaufläche 1956}$$

festgestellt und nach Hochrechnung zum Basiswert addiert.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.3.1, S. 87

## I.2

Zu den Verfahren der gebundenen Hochrechnung gehört ferner die **Regressions-schätzung**. Sie nutzt die vorliegende Information am besten aus. Dennoch ist sie in der amtlichen Statistik bislang nur wenig angewandt worden, weil bei diesem Verfahren außer den Differenzen auch noch der Regressionskoeffizient berechnet werden muß (vgl. 3.1.3, S. 67). Diese Rechnung ist ohne geeignete Hilfsmittel zeitraubend und aufwendig.

Während die freie Hochrechnung stets anwendbar ist, setzt also die gebundene Hochrechnung die Kenntnis von Totalwerten oder dgl. voraus; diese Werte müssen jedoch nicht aus einer Totalstatistik stammen, sondern können selbst auch das Ergebnis einer Stichprobenstatistik sein. Die gebundene Hochrechnung erfordert im allgemeinen mehr Arbeit, kann aber dafür auch genauere Ergebnisse liefern. Die Steigerung der Genauigkeit hängt wesentlich von der Korrelation zwischen dem jeweils betrachteten Untersuchungsmerkmal und dem Basismerkmal ab. Sofern die Merkmale nicht eng korreliert sind, lohnt der Mehraufwand für die gebundene Hochrechnung nicht, in manchen Fällen ist die Genauigkeit bei diesen Verfahren sogar geringer als bei freier Hochrechnung. Es muß also für jedes Merkmal überlegt werden, ob die gebundene Hochrechnung zweckmäßig ist und welchem Verfahren dann der Vorzug gegeben werden soll (vgl. 3.3.1, S. 87).

### 2.3.3 Gruppierung nach der Auswahl und Anpassung<sup>1)</sup>

Die Hochrechnung kann noch verfeinert werden, wenn zusätzliche Informationen über bestimmte Gruppen der Gesamtheit vorliegen, z. B. über den Umfang der Gruppen. Bei der Gruppierung nach der Auswahl (stratification after sampling) wird auch die Stichprobe für die Aufbereitung in „Hochrechnungsgruppen“ gegliedert und der Umfang dieser Gruppen ausgezählt. Für die bei der Gruppierung benutzten Merkmale wird die Stichprobe an die Gesamtheit so angepaßt, daß ihre Gesamtwerte in den Hochrechnungsgruppen keine Zufallsfehler mehr aufweisen. Das Verfahren hat für die übrigen Merkmale etwa die gleiche Wirkung wie eine geschichtete Auswahl mit einheitlichem Auswahlssatz.

Die Methode hat den großen Vorteil, daß der Aufwand für eine Schichtung oder Anordnung aller Einheiten der Grundgesamtheit vermieden werden kann. Außerdem können dabei Auswahl- und Erhebungsfehler in gewissem Maße zum Verschwinden gebracht werden, eine Eigenschaft, die der Schichtung nicht zukommt. Andererseits bringt die Gruppierung nach der Auswahl nicht diejenige Genauigkeit, die bei einer Schichtung und Auswahl mit unterschiedlichen Auswahlssätzen möglich ist. Insofern ist ihr Wirkungsbereich gegenüber einer Schichtung etwas eingeschränkt.

Zum Beispiel werden beim Mikrozensus (vgl. II.3, S. 164) die Lochkarten für die mit der Stichprobe erfaßten Personen nach Geschlecht und Gruppen von Geburtsjahrgängen sortiert und ausgezählt. Auf diese Weise wird die Grundlage für eine Anpassung der Mikrozensus-Ergebnisse an die Zahlen der Fortschreibung der Gesamtbevölkerung geschaffen.

Für die praktische Durchführung der Anpassung können zwei Verfahren angewandt werden. Beim ersten Verfahren werden die für die jeweilige Berechnungsmethode zutreffenden Hochrechnungsfaktoren errechnet und die Stichprobenwerte damit multipliziert. Wenn das Tabellenprogramm der Stichprobenstatistik umfangreich ist, erfordert diese Technik einen hohen Aufwand. In diesem Fall muß nämlich mit einer großen Zahl verschiedener Faktoren gearbeitet werden. Man bedient sich dann gerne der zweiten Technik, die jedoch nur bei freier Hochrechnung möglich ist: Im Material werden nach dem Zufallsprinzip so viele Einheiten doppelt in die Aufbereitung einbezogen bzw. aus der Aufbereitung herausgenommen, bis die Materialmenge im Verhältnis zur Besetzungsmenge gerade dem theoretischen Auswahlssatz entspricht. Anschließend an dies „Doppeln und Streichen“ werden die Stichprobenwerte mit dem reziproken Wert der Auswahlssätze frei hochgerechnet. Diese

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.3.3, S. 92.

Technik hat den Vorteil, daß für die Hochrechnung nur glatte Faktoren anzuwenden sind (bei selbstgewichtenden Stichproben sogar nur ein einziger Faktor). Dies Verfahren wurde z. B. bei der Anpassung der Mikrozensus-Ergebnisse an die Fortschreibung der Bevölkerung angewandt.

## 2.4 Beurteilung der Genauigkeit<sup>1)</sup>

Jede Statistik, also auch eine Totalstatistik, kann eigentlich nur dann wirklich richtig beurteilt werden, wenn die Genauigkeit ihrer Ergebnisse bekannt oder wenigstens ziemlich genau abschätzbar ist. Leider ist dies auch bei Totalstatistiken nicht oft der Fall. Benutzer werden hierdurch nicht selten zu Fehlschlüssen verleitet, wenn sie nicht beachten, daß keine statistisch ermittelte Zahl absolut genau mit dem „wahren Wert“ übereinstimmt, sondern vielmehr gewisse Fehler durchaus möglich sind. Der Statistiker hat daher die Verpflichtung (vgl. *O. Anderson* [3], S. 111), ausreichende Informationen über die Fehler zu geben.

Grundsätzlich sind zwei Arten von Fehlern zu unterscheiden (vgl. 1.2.3, S. 20):

Zufallsfehler sind Abweichungen, die darauf zurückzuführen sind, daß nicht alle Einheiten der untersuchten Gesamtheit, sondern nur die nach dem Zufallsprinzip ausgewählten Einheiten aus der Gesamtheit wirklich für die Statistik herangezogen werden.

Systematische Fehler sind alle übrigen Abweichungen, die auf falschen Angaben der Befragten oder der Interviewer, Fehlern bei der Abgrenzung der Gesamtheit und bei der Zuordnung von Einheiten zu bestimmten Teilen der Gesamtheit, Ausfall von zu befragenden Einheiten sowie auf Fehlern bei der Erhebung und bei der Aufbereitung beruhen, soweit diese nicht auf eine Zufallsauswahl zurückzuführen sind.

Diese Unterscheidung ist bewußt auf das Stichprobenverfahren mit Zufallsauswahl ausgerichtet. Teilstatistiken, die sich nicht auf das Zufallsprinzip gründen, sowie alle Totalstatistiken haben nach dieser Abgrenzung keine Zufallsfehler, sondern nur systematische Fehler. Einige der systematischen Fehlerkomponenten haben zweifellos zufallsähnlichen Charakter. Sie werden hier dennoch nicht zu den Zufallsfehlern gerechnet, weil die Größe dieser Fehlerkomponenten im Gegensatz zu den Zufallsfehlern nicht bei der Planung gesteuert und nach der Aufbereitung rechnerisch abgeschätzt werden kann.

Die Erfahrung zeigt, daß gerade systematische Fehler oft erheblich unterschätzt werden (vgl. *O. Morgenstern* [50]). So wird im Zusammenhang mit Stichprobenverfahren nicht selten von deren Ungenauigkeit gesprochen, wobei nur an die Zufallsfehler gedacht wird. Darüber werden die systematischen Fehler, die bei Totalstatistiken (infolge der Erfassung und Bearbeitung einer technisch nur schwer zu bewältigenden großen Masse von Unterlagen) meist größer als bei Stichproben sind, völlig vergessen. Die Zufallsfehler, die bei jeder Stichprobenstatistik und bei jeder Anwendung einer Totalstatistik für Rückschlußaufgaben beachtet werden müssen, werden bei statistischen Veröffentlichungen sehr uneinheitlich behandelt. Manche Autoren betonen sie sehr stark, andere ignorieren sie und arbeiten mit den Ergebnissen, als wären sie exakt. Im folgenden sollen die beiden Fehlerarten kurz unter methodischer Sicht analysiert werden.

### 2.4.1 Zufallsfehler<sup>2)</sup>

Das Wesen der Zufallsfehler und die Wirkungsweise des Prinzips der großen Zahlen ist in den Lanzettdiagrammen unter 1.1 (S. 15 ff.) dargestellt worden. Es handelt sich um Fehler, die ausschließlich durch Zufallserscheinungen erzeugt werden. Ihr Ein-

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.4, S. 97. — <sup>2)</sup> Vgl. auch 3.4.1, S. 97.

## I.2

fluß auf Stichproben ist nur dann ganz genau zu fassen, wenn die Abweichung des Stichprobenergebnisses vom wahren Wert bekannt ist und systematische Fehler ausgeschlossen sind. Dieser Fall ist bei keiner praktischen Anwendung des Stichprobenverfahrens gegeben. Er wird am ehesten noch bei sogenannten „Schattenaufbereitungen“ erreicht, bei denen aus totalstatistischem Material Stichproben für methodische Untersuchungen entnommen werden (vgl. das Lanzettdiagramm auf S. 178).

Aus einer Stichprobe allein kann man jedoch nie den exakten Wert des Zufallsfehlers erschließen. Vielmehr ist es höchstens möglich, die Größenordnung des Fehlers zu schätzen. Hierzu bedient man sich meist eines Schätzwertes für eine Maßzahl, die als Standardfehler (standard error) des Stichprobenergebnisses bezeichnet wird.

Verbal ausgedrückt, ist der Standardfehler folgendermaßen definiert: Das Quadrat des Standardfehlers ist der Mittelwert der Quadrate der Abweichung der einzelnen möglichen Stichprobenergebnisse vom Gesamtmittel, dem sogenannten Erwartungswert (expected value) des Stichprobenergebnisses (vgl. S. 520).

Auf Grund der Kenntnis des Standardfehlers kann die Größenordnung des Zufallsfehlers eines Stichprobenergebnisses abgeschätzt werden: Im Durchschnitt ist von 1000 Stichprobenergebnissen der

Zufallsfehler von 683	Ergebnissen kleiner als der einfache	Standardfehler
Zufallsfehler von 900	Ergebnissen kleiner als der 1,64-fache	Standardfehler
Zufallsfehler von 955	Ergebnissen kleiner als der zweifache	Standardfehler
Zufallsfehler von 990	Ergebnissen kleiner als der 2,58-fache	Standardfehler
Zufallsfehler von 997	Ergebnissen kleiner als der dreifache	Standardfehler

Es ist also im Einzelfall durchaus möglich, daß die wirkliche Abweichung auch das Doppelte des Standardfehlers überschreitet, doch sind die meisten tatsächlich vorkommenden Stichprobenfehler kleiner als der Standardfehler. Daher gibt die übliche Angabe des Einheitsmaßes, nämlich des einfachen Standardfehlers, eine realistische Vorstellung von der Größe der vorkommenden Abweichungen. Die Erfahrung hat gezeigt, daß die früher übliche Angabe des Bereiches des doppelten Standardfehlers („Zuverlässigkeitsbereich“) bei einem nicht speziell geschulten Diskussionspartner sehr leicht die Vorstellung erweckte, daß eine entsprechende Abweichung nun tatsächlich oft vorkommt. Dies führte zu übersteigerten Forderungen an die höchstzulässige Größe des Standardfehlers.

Bei Schattenaufbereitungen (vgl. 3.4.1, S. 97) ist die Möglichkeit gegeben, die Zufallsfehler als Differenz zwischen den Stichprobenergebnissen und den entsprechenden Werten der Totalstatistik zu berechnen. Zum Vergleich dieser „Abweichungen“ mit den zugehörigen Standardfehlern wird meist der Fehlerquotient

$$\text{Fehlerquotient} = \frac{\text{Abweichung}}{\text{Standardfehler}}$$

angewandt. Nach der oben dargestellten Gesetzmäßigkeit müssen dann von 100 Fehlerquotienten rund 68 einen Wert zwischen  $-1$  und  $+1$ , rund 95 einen Wert zwischen  $-2$  und  $+2$  besitzen (vgl. II.1, II.2 und II.4). Fehlerquotienten, deren absoluter Wert (d. h. der Wert ohne Berücksichtigung des Vorzeichens) über 2 oder gar 3 liegt, kommen nur sehr selten allein auf Grund von Zufallsauswirkungen zustande. Sofern der Standardfehler zutreffend berechnet worden ist, besteht in solchen Fällen eine statistische Sicherheit von 95 vH bzw. von 99,7 vH, daß die Abweichung nicht zufällig, sondern durch andere Einflüsse bedingt ist. Solche Abweichungen heißen „signifikant“.

Die praktische Berechnung der Standardfehler sollte möglichst gleichzeitig mit der Hochrechnung vorgenommen werden, damit schon bei der ersten Bekanntgabe der Ergebnisse auch ihre Genauigkeit berücksichtigt werden kann, soweit sie vom Zufallsfehler beeinflusst wird. Die frühzeitige Berechnung oder Abschätzung der Standardfehler ist vor allem auch in den Fällen notwendig, in denen die Gliederungstiefe der veröffentlichten Tabellen von der Genauigkeit der Ergebnisse abhängig gemacht wird. Vereinfachte Schätzverfahren hierfür werden unter 3.4.1 (S. 105) beschrieben.



### 2.4.2 Systematische Fehler<sup>1)</sup>

Die systematischen Fehler sind im allgemeinen mindestens von der gleichen Bedeutung wie die zufälligen Stichprobenfehler. Sie lassen sich quantitativ nur durch Kontrollerhebungen feststellen, die in Deutschland zuerst auf dem Gebiet der Landwirtschaftsstatistik bei der Bodennutzungserhebung (vgl. II.11, S. 249) und bei den Viehzählungen (vgl. II.15, S. 296) durchgeführt worden sind. Hier werden im Anschluß an die Grunderhebung in einer Stichprobe von Betrieben sehr gründliche Feststellungen getroffen, die die Fehler der primären Angaben zeigen.

Bei der Besonderen Erntermittlung (vgl. II.13, S. 269) bestehen die systematischen Fehler darin, daß der ersten Ertragsschätzung jeweils Stücke von 5 qm zugrunde liegen, die durch Probeschnitte sehr sorgfältig abgeerntet werden. Bei der tatsächlichen Ernte kann nicht mit der gleichen Sorgfalt wie bei den Probeschnitten vorgegangen werden: Es entsteht ein Ernteverlust, um den die Bestimmung aus den Probeschnitten zu hoch liegt. Für die Erntestatistik ist dies ein systematischer Fehler der Probeschnitte, obwohl die Ergebnisse im gewissen Sinne genauer sind. Die Ernteverluste werden durch eine Unterstichprobe (zweiphasiges Verfahren) bestimmt, so daß die systematischen Fehler korrigiert werden können.

Von diesen wenigen Ausnahmen abgesehen, ist nur wenig über die Höhe der systematischen Fehler bekannt. Hier größere Klarheit zu gewinnen, ist eine der wichtigsten künftigen Aufgaben.

Durch Kontrollerhebungen läßt sich das Problem der systematischen Fehler weitgehend entschärfen. Hat man jedoch keine Kontrollen — und damit auch keine Berichtigungen — so kann man allenfalls die Größenordnung des systematischen Fehlers subjektiv abschätzen. Für das einzelne Tabellenfeld sind jedoch sowohl Richtung wie Größe des systematischen Fehlers unbekannt. Man weiß also praktisch von ihm höchstens soviel wie von den Zufallsfehlern, nämlich die Größenordnung.

### 2.4.3 Gesamtfehler<sup>2)</sup>

Die jeweils wirklich vorliegenden, aber unbekannten systematischen und zufälligen Fehler können sich gegenseitig verstärken oder aufheben, je nachdem, wie sie — wiederum zufällig — zusammentreffen. Wegen der Unbestimmtheit der Größe und Richtung kann die Zusammensetzung systematischer und zufälliger Fehler zum Gesamtfehler nur im statistischen Durchschnitt betrachtet werden. Die Untersuchung des Gesamtfehlers (vgl. 3.4.3, S. 112) führt zu folgenden Ergebnissen:

Ein verhältnismäßig hoher Zufallsfehler überdeckt den systematischen Fehler. Ein geringer Zufallsfehler wird dagegen vom systematischen Fehler verdeckt. In diesem Fall ist der systematische Fehler für den Gesamtfehler entscheidend. Schon ein Standardfehler von etwa der halben Größe des systematischen Fehlers führt nur noch zu einer geringen Steigerung des Gesamtfehlers. Eine weitere Verkleinerung des Zufallsfehlers, die meist durch eine erhebliche Vergrößerung des Stichprobenumfangs und durch Erhöhung der Kosten erkauft werden muß, lohnt dann nicht mehr. Das gilt umso mehr, als bei der Vergrößerung des Stichprobenumfangs nicht selten auch der systematische Fehler wächst. Als allgemeine Regel<sup>3)</sup> sollte man daher beachten:

Der Umfang einer Stichprobe sollte nur so groß sein, daß der Standardfehler sicher kleiner als etwa der halbe systematische Fehler wird. Es lohnt sich nicht, den Umfang darüber hinaus wesentlich zu vergrößern.

Freilich ist die quantitative Schätzung der Größenordnung von systematischen Fehlern im Regelfall außerordentlich schwierig, doch wird man meist in der Lage sein, die Größenordnung etwa bis auf den Faktor 2 oder 3 anzugeben. In manchen Fällen ist allerdings wohl nur eine Abschätzung bis auf Zehnerpotenzen möglich.

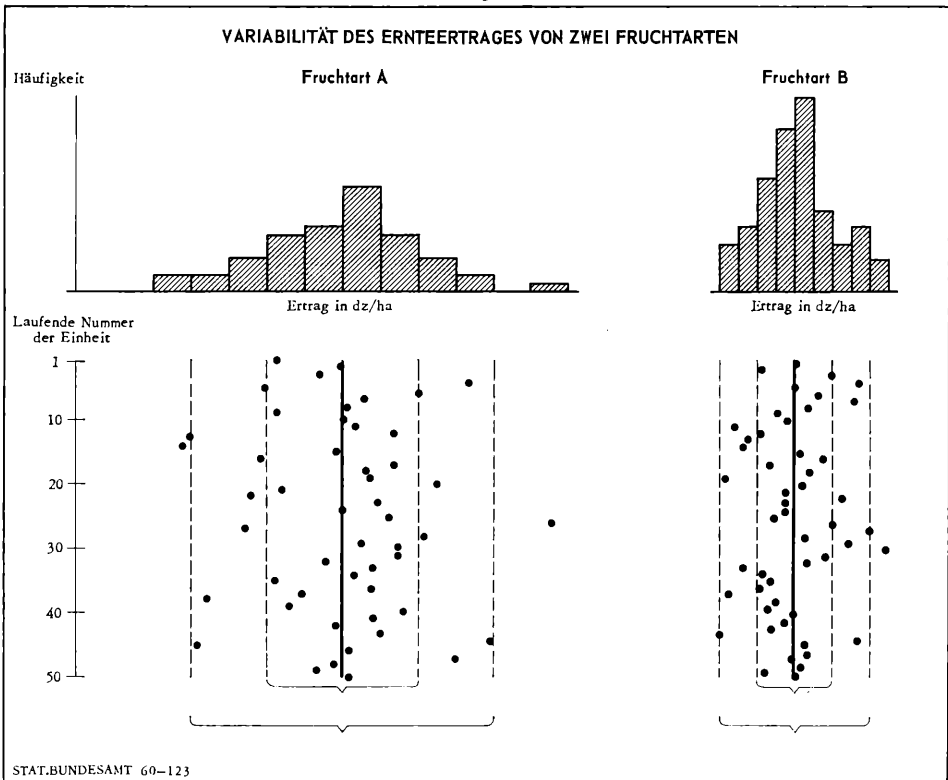
<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.4.2, S. 110. — <sup>2)</sup> Vgl. auch 3.4.3, S. 112. — <sup>3)</sup> Vgl. K. Szameitat - S. Koller [73].

### 3. Theoretische Grundlagen und Erfahrungen der Stichprobenpraxis

#### 3.1 Variabilität

Es ist eine bekannte Erscheinung, daß die Werte, die ein quantitatives Merkmal für die Einheiten einer statistischen Gesamtheit annimmt, in der Regel nicht gleich groß sind. Sie „streuen“ um einen mittleren Wert. Im unteren Teil der Abbildung I.3.1 wird das am Beispiel von Ernteerträgen gezeigt, die in der Besonderen Ernteermittlung durch Probeschnitte ermittelt worden sind. Die Einzelwerte sind in der Reihenfolge aufgetragen, in der sie gewonnen wurden.

Abbildung I. 3. 1.



Die Abbildung zeigt anschaulich, daß die „Streuung“ bei der Fruchtart A wesentlich größer als bei der Fruchtart B ist. Die Variabilität der Merkmale, die statistisch erfaßt werden sollen, gehört zu den Daten, die bei der Planung von Stichprobenstatistiken von grundlegender Bedeutung sind (vgl. 2.1, S. 24). Insbesondere wird auch für die Schätzung der Standardfehler nach Abschluß der Erhebung eine quantitative Beschreibung dieses Phänomens benötigt.

Die beste Beschreibung einer Reihe von Einzelwerten gibt die zugehörige empirische Häufigkeitsverteilung (frequency distribution). Damit wird der Zusammenhang zwischen der Anzahl oder dem Anteil von Einheiten, deren Werte in bestimmte Werteklassen fallen, und den mittleren Werten dieser Klassen bezeichnet. Im oberen

Teil der Abbildung I.3.1 sind die Häufigkeitsverteilungen für die beiden Beobachtungsreihen dargestellt. Die Verteilungen machen zugleich die mittlere Lage und die Streuung der Einzelwerte sowie einige weitere Eigenschaften der Reihe anschaulich.

Die Häufigkeitsverteilung ist für viele praktische Aufgabenstellungen nicht handlich genug. Sie wird daher ersetzt durch statistische Maßzahlen. Im Gegensatz zur Häufigkeitsverteilung kennzeichnen die Maßzahlen nur eine einzige Eigenschaft der Reihe von Einzelwerten, fassen aber die Informationen darüber in einer einzigen Zahl zusammen. So läßt z. B. die Abbildung I.3.1 erkennen, daß ein mittlerer Wert (hier der arithmetische Mittelwert) nur einen Durchblick auf die „mittlere Lage“ der Einzelwerte zuläßt, daß er aber nichts darüber aussagt, wie stark die Einzelwerte um den mittleren Wert streuen.

Zur Beschreibung der mittleren Lage (location) der Einzelwerte können mehrere Maßzahlen aus der Häufigkeitsverteilung abgeleitet werden. Für die Stichprobentheorie spielt der arithmetische Mittelwert (arithmetic mean) die wichtigste Rolle; daneben werden bei besonderen sachlichen Aufgabenstellungen auch andere Maßzahlen verwendet.

Die Streuung (dispersion) der Einzelwerte kann ebenfalls durch mehrere Maßzahlen gekennzeichnet werden. Das wichtigste Maß für die Streuung ist die Varianz (variance) und die daraus abgeleitete Standardabweichung (standard deviation). Beide sind durch ihre Eigenschaften vor anderen Streuungsmaßen besonders ausgezeichnet. In Abbildung I.3.1 ist der Bereich der einfachen und der doppelten Standardabweichung um den arithmetischen Mittelwert eingetragen.

### 3.1.1 Abschätzung der Varianz

Die Einzelwerte, die ein bestimmtes Merkmal für die  $n$  Einheiten einer genau abgegrenzten Gesamtheit annimmt, sollen mit

$$x_1, x_2, x_3, \dots, x_{n-1}, x_n$$

bezeichnet werden;  $x_i$  ist also der Einzelwert der  $i$ -ten Einheit, wobei der Index  $i$  alle ganzzahligen Werte zwischen 1 und  $n$  annehmen kann. Die Einzelwerte werden meist durch eine Stichprobe ermittelt; aus diesem Grunde werden hier — entsprechend der Symbolik in der Formelsammlung (S. 521 ff) — Kleinbuchstaben benutzt.

Falls alle Werte  $x_i$  das gleiche Gewicht haben (in der Praxis ist das meist der Fall), so gelten folgende Definitionen:

$$(1) \quad x = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{arithmetischer Mittelwert} \\ \text{(gesprochen: } x \text{ quer)}$$

$$(2) \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - x)^2 \quad \text{Varianz}$$

$$(3) \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - x)^2} \quad \text{Standardabweichung}$$

$$(4) \quad v = s/x \quad \text{Variationskoeffizient}$$

Der griechische Buchstabe  $\Sigma$  (Sigma, gesprochen: Summe) wird hier und im folgenden als Symbol für die Summierung von Größen gebraucht. Der Index und der Bereich, in dem er läuft, werden in der Regel zum Summenzeichen hinzugefügt. Es bedeutet z. B.

$$\sum_{i=1}^n x_i = x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_{n-1} + x_n$$

Die Standardabweichung  $s$  (früher auch „mittlere quadratische Abweichung“ genannt) hat — im Gegensatz zur Varianz  $s^2$  — die gleiche Dimension wie das statistische Merkmal. Die Standardabweichung ist jedoch von der Maßeinheit abhängig. Zu Vergleichszwecken wird stattdessen häufig der Variationskoeffizient  $v$  benutzt. Er ist von der Maßeinheit unabhängig und wird meist in Prozent ausgedrückt.

### I.3

Während der arithmetische Mittelwert leicht aus den Einzelwerten nach der Definitionsgleichung berechnet werden kann, ist die Definitionsgleichung der Varianz nicht sehr vorteilhaft. Zur **Berechnung aus Einzelwerten** wird deswegen meist die folgende Formel (5) angewandt (die zugehörige Formel für den arithmetischen Mittelwert wird nochmals genannt):

$$(1) \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$(5) \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \right]$$

Diese Formel ist der Definitionsgleichung (2) überlegen, weil hier nicht erst die meist unhandlichen Einzelabweichungen zu berechnen sind, sondern unmittelbar die Quadrate aus den Einzelwerten gebildet werden können. Sie müssen jedoch mit etwa drei zusätzlichen Stellen berechnet werden, weil die Varianz aus einer verhältnismäßig kleinen Differenz zweier großer Zahlen ermittelt wird<sup>1)</sup>. Sofern geeignete Rechenmaschinen zur Verfügung stehen, ist dies Verfahren sehr vorteilhaft.

Beispiel: In Abbildung I.3.1 wurden für Fruchtart A folgende 50 Ertragswerte in dz/ha eingetragen:

21,7	28,1	22,3	31,3	29,6
26,7	31,1	19,7	25,6	26,6
25,0	14,6	29,8	29,4	30,0
37,1	14,1	26,8	22,9	38,7
20,7	26,5	30,6	21,6	15,4
33,2	20,5	43,4	29,3	27,6
28,6	31,1	18,7	23,9	35,9
27,3	28,4	33,5	16,3	26,2
21,7	28,5	28,4	22,8	25,1
27,0	34,3	31,4	31,9	27,6

Aus den Werten:

erhält man folgende Ergebnisse:

$$\begin{aligned} n &= 50 & \bar{x} &= \frac{1348,5}{50} = 26,97 \text{ dz/ha} \\ \sum x_i &= 1348,5 \text{ dz/ha} & s^2 &= \frac{1810,42}{49} = 36,95 \text{ (dz/ha)}^2 \\ \sum x_i^2 &= 38179,47 \text{ (dz/ha)}^2 & s &= \sqrt{36,95} = 6,08 \text{ dz/ha} \\ \frac{1}{n} (\sum x_i)^2 &= 36369,05 \text{ (dz/ha)}^2 & v &= \frac{6,08}{26,97} = 22,5 \text{ vH} \\ \text{Differenz} &= 1810,42 \text{ (dz/ha)}^2 \end{aligned}$$

Die Berechnung des arithmetischen Mittelwertes und der Varianz aus einer größeren Zahl von Einzelwerten wird durch eine Klassierung sehr erleichtert: Der gesamte Bereich, in dem die Werte streuen, wird in 10 oder mehr Klassen eingeteilt.

Soweit möglich, soll eine für Rechenarbeiten günstige Einteilung in gleich breite Klassen gewählt werden. Bei der Festlegung der Klassengrenzen muß darauf geachtet werden, daß die besonders häufig vorkommenden Werte möglichst in die Mitte von Klassen fallen.

Die Häufung einzelner Werte ist vor allem bei geschätzten Werten anzutreffen. So wurde z. B. bei der Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 (vgl. II.7, S. 195) für die Stichprobenbetriebe einer

1) Mit Rücksicht auf die Rechengenauigkeit sollte die Formel

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^n x_i^2 - n(\bar{x})^2 \right]$$

nicht verwandt werden, weil sie durch Runden von  $\bar{x}$  zu fehlerhaften Ergebnissen führen kann.

bestimmten Schicht in Bayern u. a. die Anbaufläche von Weizen in Ar untersucht. Diese Flächen wurden von den Betriebsinhabern nicht abgemessen, sondern nur geschätzt. Die in Abbildung I.3.2 wiedergegebene Häufigkeitsverteilung zeigt deutlich, daß bei diesen Schätzungen Werte wie 5—10—17 Ar (gleich  $\frac{1}{2}$  Tagewerk) und Vielfache davon stark bevorzugt worden sind. Offenbar würde eine Klasseneinteilung mit den Grenzen 5—10—15—20 Ar ein sehr verzerrtes Bild von der Verteilung geben und dementsprechend auch zu fehlerhaften Werten für Mittelwert und Varianz führen.

Die Anzahl der Einzelwerte, die in die  $j$ -te Klasse von insgesamt  $k$  Klassen fallen, wird mit  $n_j$  bezeichnet ( $j = 1, 2, 3, \dots, k$ ) und heißt die Besetzungszahl (cell frequency) der Klasse. Die Besetzungszahlen können am einfachsten mit Hilfe einer Strichliste aus der Reihe der Einzelwerte abgeleitet werden (vgl. das Beispiel auf S. 56). Die Summe der Besetzungszahlen  $n_j$  über alle Klassen ist gleich der Gesamtzahl  $n$  der Einzelwerte:

$$(6) \quad \sum_{j=1}^k n_j = n$$

Der Mittelpunkt geschlossener Klassen, die Klassenmitte (class mark), erhält das Symbol  $x_j$ .

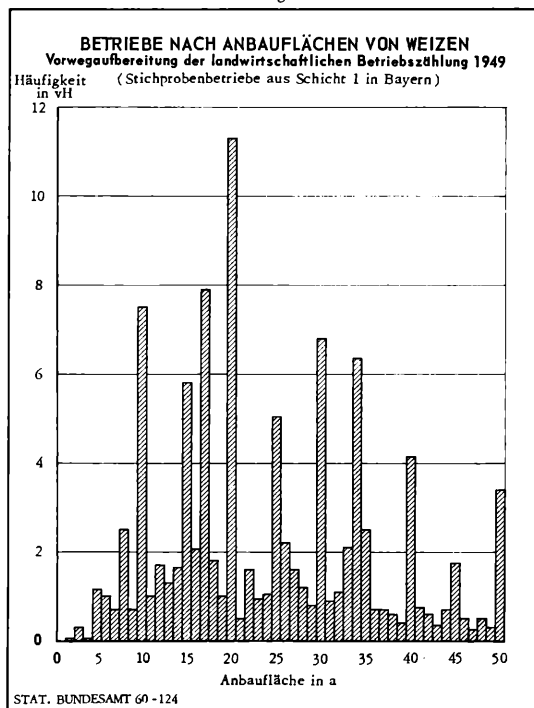
Bei der **Berechnung aus klassierten Werten** werden alle in einer geschlossenen Klasse liegenden Einzelwerte durch den Wert der Klassenmitte ersetzt. Diese Rechenvereinfachung ist anwendbar, wenn mindestens 25 Einzelwerte vorliegen und wenn bei der Klassierung etwa 10 oder mehr Klassen gebildet werden. Die in offene Randklassen (d. h. Klassen ohne Unter- bzw. Obergrenze am Anfang bzw. Ende der Klasseneinteilung) fallenden Einheiten sind mit ihren Einzelwerten zu erfassen; die Kenntnis der Zahl dieser Einheiten genügt nicht für eine zuverlässige Berechnung der Maßzahlen aus klassierten Werten.

Bei einer Klasseneinteilung ohne offene Randklassen und mit einheitlicher Klassenbreite  $b$  können der arithmetische Mittelwert und die Varianz leicht auf folgende Weise berechnet werden: Es wird eine Klasse im Zentrum der Tabelle gewählt, deren Klassenmitte gleich  $a$  sei. Die Abweichungen

$$(7) \quad z_j = \frac{1}{b} (x_j - a)$$

sind — wegen der einheitlichen Klassenbreite — ganze Zahlen; das gleiche gilt für die mit den Besetzungszahlen  $n_j$  gebildeten Produkte  $n_j z_j$  und  $n_j z_j^2$ . Der arithmetische Mittelwert  $\bar{x}$  und die Varianz  $s^2$  ergeben sich aus diesen Werten nach den Formeln

Abbildung I. 3. 2



### I.3

$$(8) \quad \bar{x} = a + \frac{b}{n} \sum_{j=1}^k n_j z_j$$

$$(9) \quad s^2 = \frac{b^2}{n-1} \left[ \sum_{j=1}^k n_j z_j^2 - \frac{1}{n} \left( \sum_{j=1}^k n_j z_j \right)^2 \right]$$

Für sehr viele praktische Zwecke ist diese Berechnungsweise am günstigsten.

Beispiel: Die Einzelwerte auf S. 54 können wie folgt in 11 Klassen mit der einheitlichen Breite  $b = 3,0$  dz/ha gruppiert werden. In der anschließenden Rechnung wird für den Wert  $a$  die Klassenmitte der sechsten Klasse gewählt, d. h.  $a = 28,45$  dz/ha.

Klasse dz/ha	Klassen- mitte $x_j$ dz/ha	Strichliste	Beset- zungs- zahl $n_j$	Häufig- keit vH	Sum- men- häufig- keit vH	$z_j$	$n_j z_j$	$n_j z_j^2$
	1	2	3	4	5	6	7	8
12 bis unter 15.....	—	//	2	4	4	—5	—10	50
15 bis unter 18.....	—	///	2	4	8	—4	—8	32
18 bis unter 21.....	—	////	4	8	16	—3	—12	36
21 bis unter 24.....	—	//////	7	14	30	—2	—14	28
24 bis unter 27.....	—	//////	8	16	46	—1	—8	8
27 bis unter 30.....	28,45	//////	13	26	72	0	0	0
30 bis unter 33.....	—	//////	7	14	86	1	7	7
33 bis unter 36.....	—	//////	4	8	94	2	8	16
36 bis unter 39.....	—	////	2	4	98	3	6	18
39 bis unter 42.....	—	///	—	—	98	4	—	—
42 bis unter 45.....	—	/	1	2	100	5	5	25
Zusammen .....	—	—	50	100	—		26—52 = —26	220

Aus den Werten:

$$n = 50$$

$$\sum n_j z_j = -26 \text{ dz/ha}$$

$$\sum n_j z_j^2 = 220 \text{ (dz/ha)}^2$$

$$\frac{1}{n} (\sum n_j z_j)^2 = 13,52 \text{ (dz/ha)}^2$$

$$\text{Differenz} = 206,48 \text{ (dz/ha)}^2$$

erhält man folgende Ergebnisse:

$$\bar{x} = 28,45 + \frac{3,0}{50} \cdot (-26) = 26,89 \text{ dz/ha}$$

$$s^2 = \frac{(3,0)^2}{49} \cdot 206,48 = 37,92 \text{ (dz/ha)}^2$$

$$s = \sqrt{37,92} = 6,16 \text{ dz/ha}$$

$$v = \frac{6,16}{26,89} = 22,9 \text{ vH}$$

Die Ergebnisse stimmen recht gut mit den Resultaten der Rechnung aus Einzelwerten (vgl. S. 54) überein.

Die Formeln (8) und (9) sind auch dann anwendbar, wenn die Merkmalswerte nur ganze Zahlen annehmen. Sie können dagegen nicht angewandt werden, wenn bei der Klassierung der Einzelwerte ungleiche Klassenbreiten gewählt werden (nur zweckmäßig bei sehr schiefen Verteilungen) oder wenn Randklassen offen sind. Für die gemeinsame Berechnung des arithmetischen Mittelwertes  $\bar{x}$  und der Varianz  $s^2$  sind in diesem Fall die Formeln

$$(10) \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \left[ \sum_j n_j x_j + \sum^R x_i \right]$$

$$(11) \quad s^2 = \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_j n_j x_j^2 + \sum^R x_i^2 - \frac{1}{n} \left[ \sum_j n_j x_j + \sum^R x_i \right]^2 \right\}$$

geeignet; dabei bezeichnet  $\sum_j$  die Summe über die geschlossenen Klassen und  $\sum^R$  die Summe über die offene(n) Randklasse(n). Das gelegentlich benutzte Verfahren, den

offenen Randklassen einen Rechenwert zuzuteilen, der von den Mitteln der Nachbar-  
klassen den Abstand  $b$  hat, ist wegen der Unkenntnis des dabei begangenen Fehlers  
nicht zu empfehlen. Daher sollen die in offene Klassen fallenden Beobachtungswerte  
bei der Klassierung mit ihren Einzelwerten erfaßt werden.

Beispiel: Die praktische Auswertung dieser Formeln soll hier wieder anhand der Einzelwerte von S. 54 gezeigt  
werden:

Klasse dz/ha	Einzelwerte $x_i$ Klassenmitte $x_j$ dz/ha	Beset- zungszahl $n_j$	$\Sigma^R x_i$ bzw. $n_j \cdot x_j$ dz/ha	$\Sigma^R x_i^2$ bzw. $n_j \cdot x_j^2$ (dz/ha) <sup>2</sup>
unter 15 .....	14,1—14,6 <sup>1)</sup>	2	28,70	411,97
15 bis unter 18 .....	16,45	2	32,90	541,20
18 bis unter 21 .....	19,45	4	77,80	1 513,20
21 bis unter 24 .....	22,45	7	157,15	3 528,00
24 bis unter 27 .....	25,45	8	203,60	5 181,60
27 bis unter 30 .....	28,45	13	369,85	10 522,20
30 bis unter 33 .....	31,45	7	220,15	6 923,70
33 bis unter 36 .....	34,45	4	137,80	4 747,20
36 bis unter 39 .....	37,45	2	74,90	2 805,00
39 bis unter 42 .....	40,45	—	—	—
42 und mehr .....	43,40 <sup>1)</sup>	1	43,40	1 883,56
Zusammen .....	—	50	1 346,25	38 057,63

<sup>1)</sup> Einzelwerte

Aus den Werten:

$$n = 50$$

$$\Sigma n_j x_j + \Sigma^R x_i = 1\,346,25 \text{ dz/ha}$$

$$\Sigma n_j x_j^2 + \Sigma^R x_i^2 = 38\,057,63 \text{ (dz/ha)}^2$$

$$\frac{1}{n} \left[ \Sigma n_j x_j + \Sigma^R x_i \right]^2 = 36\,247,78 \text{ (dz/ha)}^2$$

$$\text{Differenz} = 1\,809,85 \text{ (dz/ha)}^2$$

erhält man folgende Ergebnisse:

$$\bar{x} = \frac{1346,25}{50} = 26,93 \text{ dz/ha}$$

$$s^2 = \frac{1809,85}{49} = 36,94 \text{ (dz/ha)}^2$$

$$s = \sqrt{36,94} = 6,08 \text{ dz/ha}$$

$$v = \frac{6,08}{26,93} = 22,5 \text{ vH}$$

Diese Ergebnisse stimmen sehr genau mit den aus Einzelwerten ermittelten Resultaten überein (vgl. S. 54).

### 3.1.2 Wichtige Häufigkeitsverteilungen

Im vorangehenden Abschnitt wurden die Verfahren behandelt, die ganz allgemein  
zur Berechnung des arithmetischen Mittelwertes und der Varianz von Einzelwerten  
eines Merkmals angewandt werden können. Diese beiden Maßzahlen reichen bei vielen  
Planungsaufgaben aus, um die Eigenart des betrachteten Merkmals ausreichend zu  
kennzeichnen. Die volle Information darüber gibt jedoch nur die Häufigkeitsverteilung  
(vgl. S. 52). Diese Information wird z. B. gebraucht, wenn es gilt, günstige Schicht-  
grenzen zu ermitteln (vgl. 3.2.3, S. 77); sie kann aber auch nutzbringend eingesetzt  
werden, um den Mittelwert und die Varianz abzuschätzen. Im folgenden werden die  
praktisch wichtigsten Typen von Häufigkeitsverteilungen und die für sie geltenden  
speziellen Formeln zur Abschätzung der Varianz beschrieben.

Große Bedeutung hat die **Binomialverteilung**: In einer Gesamtheit soll die Anzahl  
der Einheiten mit einer bestimmten Eigenschaft ermittelt werden. Dazu wird allen  
Einheiten, die diese Eigenschaften besitzen, d. h. einer „Untergruppe“ der Gesamtheit  
angehören, der Merkmalswert 1 zugeordnet; alle übrigen Einheiten erhalten den  
Wert 0. Der arithmetische Mittelwert für dieses Merkmal ist gleich dem Anteil  $P$  der  
Einheiten, die zur Untergruppe gehören. Die Varianz  $\sigma_b^2$  für das Merkmal in der Grund-  
gesamtheit ergibt sich aus Formel (2), S. 53, zu

$$(12) \quad \sigma_b^2 = P(1 - P).$$

### I.3

Als Symbol für die Varianz wird hier  $\sigma^2$  an Stelle des bislang verwandten  $s^2$  benutzt, um anzudeuten, daß es sich um eine Maßzahl für die Grundgesamtheit handelt (vgl. III. 1.0, S. 521); der Index B weist auf die Binomialverteilung hin (vgl. auch Formel III. 1.0 (37), S. 524).

Wenn aus der Gesamtheit einfache Zufallsstichproben mit Zurücklegen gezogen werden oder wenn bei einer einfachen Zufallsauswahl ohne Zurücklegen der Umfang  $N$  der Gesamtheit sehr groß im Vergleich zum Stichprobenumfang  $n$  ist, dann folgt die mit der Stichprobe erfaßte Anzahl  $x$  der Einheiten aus der Untergruppe der Binomialverteilung

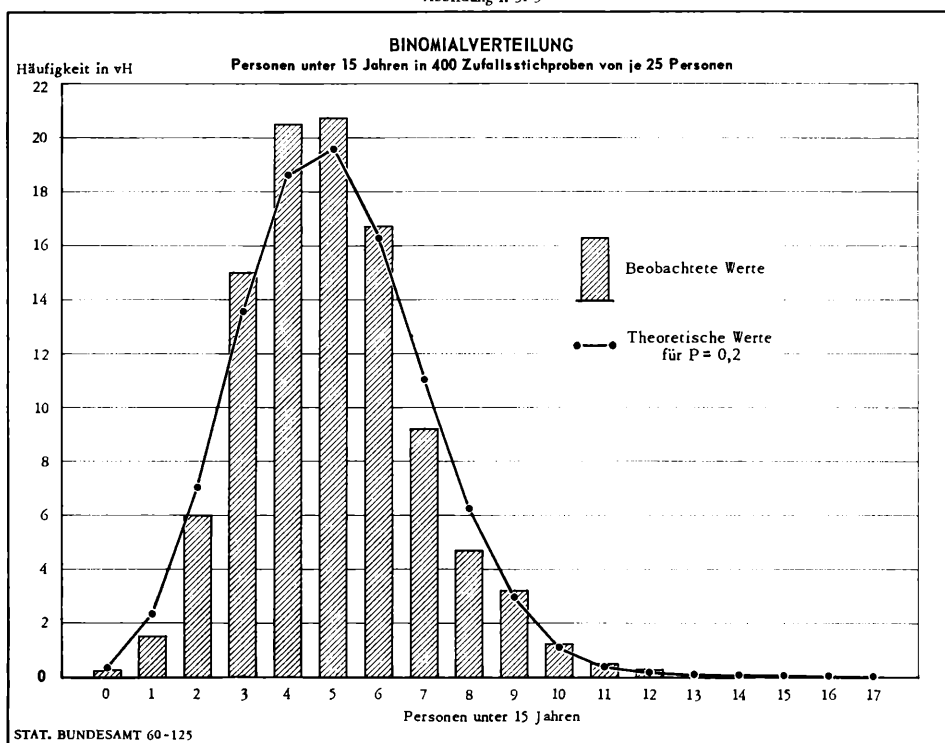
$$(13) \quad f(x; n, P) = \frac{n!}{x! (n-x)!} P^x (1-P)^{n-x}.$$

Dabei ist

$$n! = 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot n \quad (\text{gesprochen: } n\text{-Fakultät})$$

Beispiel: Der Anteil der Personen mit einem Alter unter 15 Jahren an der Wohnbevölkerung der Bundesrepublik lag Ende 1957 bei  $P = 20$  vH. Wenn aus dieser Gesamtheit einfache Zufallsstichproben von  $n = 25$  Personen gezogen werden, dann sind im Durchschnitt 5 Personen dieser Bevölkerungsgruppe in der Stichprobe zu erwarten. Diese Anzahl würde der Binomialverteilung folgen, die in Abbildung I.3.3 dargestellt ist. Daraus ist u. a. zu entnehmen, daß nur in 207 von 1000 Stichproben die beobachtete Anzahl genau dem Erwartungswert 5 entspricht. Die Abbildung zeigt ferner, daß die Binomialverteilung in der Regel schief ist (Symmetrie ergibt sich nur bei  $P = 50$  vH). Die dargestellten Beobachtungswerte ergaben sich bei Modellziehungen.

Abbildung I. 3. 3



Der Binomialverteilung genügen außer der Anzahl  $x$  der Einheiten aus der Untergruppe auch alle Maßzahlen, die aus der Zahl  $x$  durch Multiplikation mit konstanten Faktoren ermittelt werden. Dazu gehört insbesondere der Anteil  $p = x/n$  der Untergruppe in der Stichprobe sowie die Schätzung  $x' = Np$  für den Umfang der Untergruppe in der Gesamtheit. Aus dieser Tatsache ist die große praktische Bedeutung dieser Verteilung und der dafür geltenden Varianzformel zu erklären.

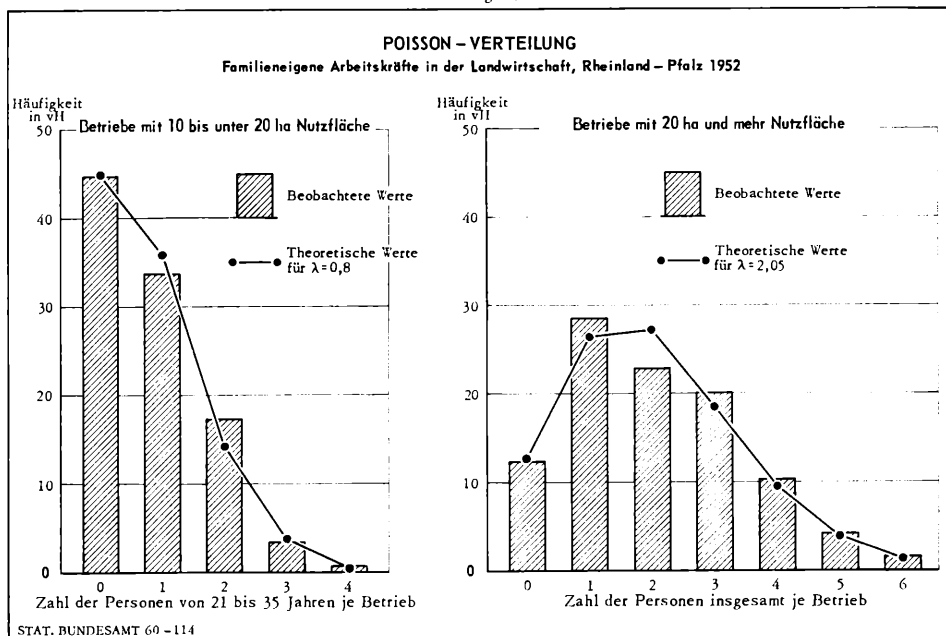


Der Anteil  $P$  und die Varianz  $\sigma_B^2$  in der Grundgesamtheit werden geschätzt durch den Anteil  $p$  in der Stichprobe bzw. durch die Schätzformel

$$(14) \quad s_B^2 = p(1 - p).$$

Die **Poisson-Verteilung** gilt vielfach für Merkmale, die nur ganzzahlige Werte annehmen können. Solche Verteilungen haben sich z. B. angenähert für die Zahl der landwirtschaftlichen Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben ergeben (vgl. II.8 und II.9). In Abbildung I.3.4 sind zwei solcher Verteilungen dargestellt, die bei der Zählung zum 1. April 1952 ermittelt worden sind.

Abbildung I. 3. 4



Die Formel für die Poisson-Verteilung lautet:

$$(15) \quad f(x; \lambda) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$

Hier sind  $x$  die ganzzahligen Merkmalswerte und  $\lambda$  der Mittelwert in der Grundgesamtheit. Dieser „Parameter“ kann durch den Mittelwert  $\bar{x}$  in der Stichprobe geschätzt werden. Abbildung I.3.4 zeigt, daß die so nach Formel (15) errechneten Häufigkeiten gut mit den Beobachtungen übereinstimmen.

Die Poisson-Verteilung hat die Eigenschaft, daß die Varianz in der Grundgesamtheit gleich dem Mittelwert  $\lambda$  ist (dagegen ist die Varianz bei der Binomialverteilung stets kleiner als der Mittelwert, kommt ihm aber bei sehr kleinem  $P$  verhältnismäßig nahe). Diese für die Varianzabschätzung ideale Eigenschaft gilt näherungsweise<sup>1)</sup> auch für die aus der Stichprobe ermittelten Werte:

$$(16) \quad s^2 \doteq x$$

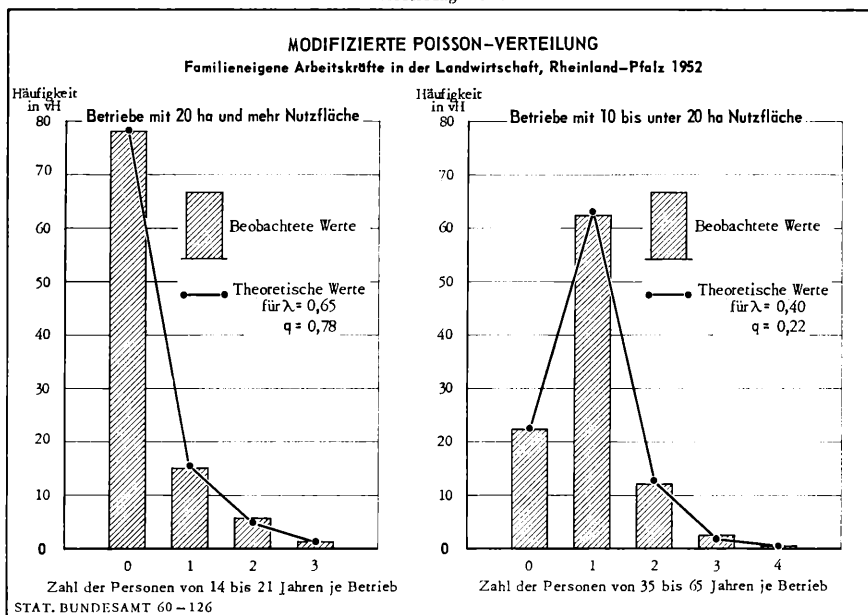
So wurde z. B. für die links abgebildete Verteilung bei  $\bar{x} = 0,82$  die Varianz zu  $s^2 = 0,80$  errechnet, während die Schätzung der Varianz nach Formel (16) den Wert 0,82 ergeben hat.

<sup>1)</sup> Das Zeichen  $\doteq$  wird in dieser Veröffentlichung stets als Symbol für „ungefähr gleich“ benutzt.

### I.3

In der Praxis kommt es oft vor, daß der Anteil  $q$  der Einheiten mit dem Wert  $x = 0$  aus bestimmten sachlichen Gründen wesentlich von dem Wert  $e^{-\lambda}$  abweicht, der sich nach Formel (15) für die Nullklasse ergibt, daß aber für die übrigen Klassen mit guter Näherung die Poisson-Verteilung gilt. Es liegt dann eine **modifizierte Poisson-Verteilung** vor. In Abbildung I.3.5 sind zwei Beispiele dargestellt: Auf Grund der nicht-modifizierten Verteilung würde sich hier aus den Mittelwerten  $\bar{x}$  ein Anteil der Nullklasse von 74 vH bzw. 38 vH statt der empirischen Werte 78 vH bzw. 22 vH ergeben.

Abbildung I. 3. 5



Die Beispiele zeigen bereits, daß die einfache Formel (16) zur Schätzung der Varianz bei Poisson-Verteilung für die modifizierte Verteilung nicht gilt. Für diese Verteilung ist vielmehr die folgende Formel anzuwenden:

$$(17) \quad s^2 = x(A - x).$$

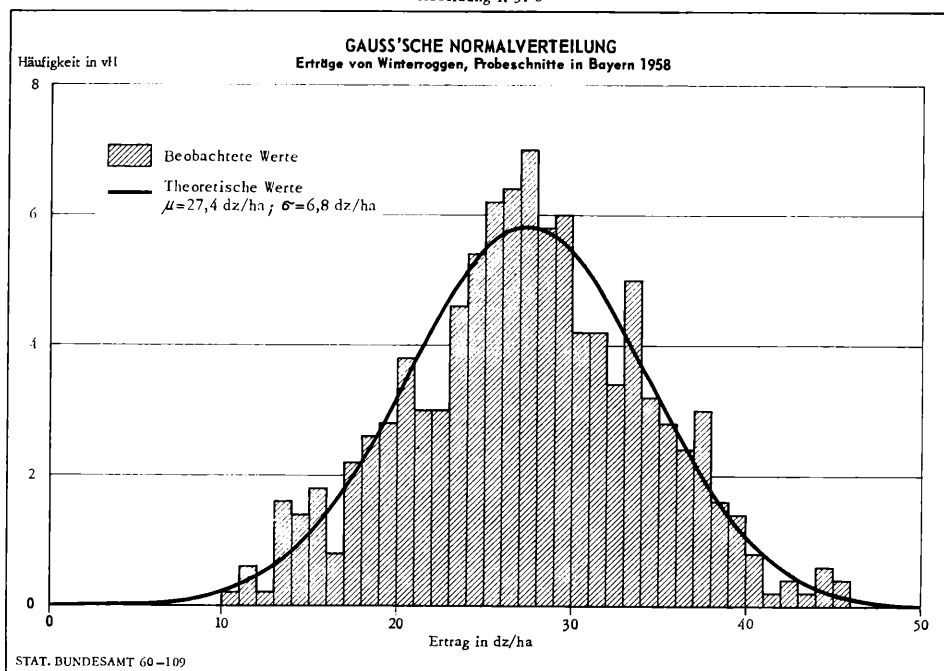
Dabei ist  $x$  der beobachtete Mittelwert und  $A$  eine Korrekturgröße, die mit Hilfe der Graphik III.8.1 (S. 589) aus dem Hilfswert

$$(18) \quad x^* = \frac{x}{1-q}$$

zu ermitteln ist (vgl. H.-J. Zindler [85]). Die Anwendung des Verfahrens auf die beiden dargestellten Verteilungen gibt ein Beispiel dafür (vgl. S. 588), daß damit die Varianz recht gut und einfach abgeschätzt werden kann.

Die bekannteste und theoretisch wichtigste stetige Verteilung ist die **Gauß'sche Normalverteilung**. Sie hat eine glockenförmige, symmetrische Gestalt. Die Verteilung gilt näherungsweise für zahlreiche biologische Merkmale, z. B. für die Ernteerträge der Fruchtarten. In Abbildung I.3.6 sind die Häufigkeitsverteilungen der Ernteerträge von Winterroggen und Winterweizen dargestellt, wie sie sich im Jahr 1958 bei den Probe-schnitten der Besonderen Erntemittlung (vgl. II.13, S. 268) auf zufällig ausgewählten Feldern in Bayern ergeben haben. Außer den empirischen Verteilungen enthält die Abbildung auch die entsprechenden Gauß'schen Verteilungskurven.

Abbildung I. 3. 6



Die theoretische Bedeutung dieser Verteilung beruht darauf, daß arithmetische Mittelwerte und damit verknüpfte Maßzahlen (z. B. Schätzungen von Totalzahlen) bereits in verhältnismäßig kleinen Zufallsstichproben in guter Näherung der Gauß'schen Normalverteilung entsprechen. Die Näherung ist — unter sonst gleichen Bedingungen — umso besser, je größer die Zahl der Einzelwerte ist, die in die Berechnung des Mittelwertes eingehen. Dieser „zentrale Grenzwertsatz“ der Wahrscheinlichkeitsrechnung gilt für fast alle in der amtlichen Statistik praktisch vorkommenden Verteilungen der Einzelwerte. Auf diesem Satz beruhen auch die Aussagen über die Größenordnung von Zufallsfehlern in 2.4.1 (S. 50).

Zur Feststellung, ob eine empirische Verteilung näherungsweise einer Gauß'schen Normalverteilung entspricht, wird meist das „Wahrscheinlichkeitsnetz“ herangezogen. Zunächst sind dafür Summenhäufigkeiten (cumulated frequencies) zu berechnen, d. h. der Anteil der Einheiten, deren Merkmalswert unter bestimmten Grenzwerten liegt.

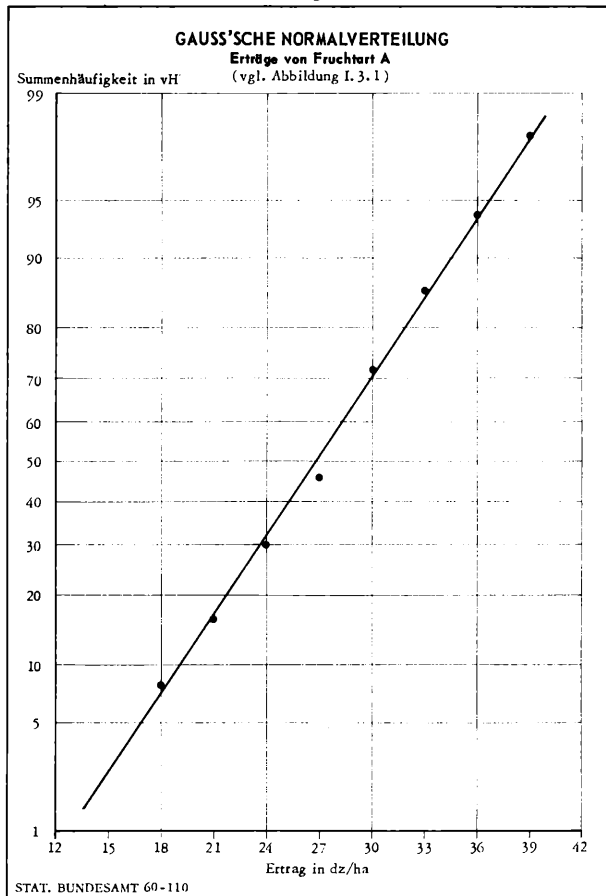
Für klassierte Werte werden die Summenhäufigkeiten  $F_m$  durch schrittweises Summieren der Besetzungszahlen  $n_j$  bzw. der Häufigkeiten  $w_j$  in den Klassen nach der Formel

$$(19) \quad F_m = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^m n_j = \sum_{j=1}^m w_j \quad (m = 1, 2, \dots, k)$$

bestimmt (vgl. Beispiel auf S. 56, Spalte 4 und 5).

Im Wahrscheinlichkeitsnetz wird jeweils die Summenhäufigkeit (auf der Ordinate) gegen den zugehörigen Grenzwert (auf der Abszisse) abgetragen. Die Ordinatenachse ist so eingeteilt, daß die eingetragenen Punkte exakt auf einer Geraden liegen, falls die Verteilung des Merkmals genau einer Gauß'schen Normalverteilung entspricht. In Abbildung I.3.7 sind die im Beispiel auf S. 54 angegebenen Ernteerträge im Wahrscheinlichkeitsnetz dargestellt. Der Vergleich der Punkte mit den ausgleichenden Geraden zeigt, daß die Ernteerträge ziemlich genau einer Gauß'schen Normalverteilung folgen.

Abbildung I. 3. 7



Die Gauß'sche Normalverteilung wird durch die Formel

$$(20) \quad f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

beschrieben; darin bezeichnen  $\mu$  den Mittelwert und  $\sigma^2$  die Varianz der Verteilung.

Die Parameter  $\mu$  und  $\sigma^2$  der Verteilung werden am genauesten durch den arithmetischen Mittelwert  $\bar{x}$  und die Varianz  $s^2$  nach den Formeln (1) und (5) bzw. (8) und (9) geschätzt. Falls die Punkte im Wahrscheinlichkeitsnetz näherungsweise auf einer Geraden liegen, können Näherungswerte für  $\bar{x}$  und  $s$  mit geringem Rechenaufwand graphisch ermittelt werden. Dazu ist für bestimmte Anteilswerte  $P$  auf der Abszisse jeweils der „Quantilwert“  $x_P$  zu bestimmen, für den nach der Ausgleichsgerade die Summenhäufigkeit gleich  $P$  ist. Häufig wird das folgende Paar von Maßzahlen zur Abschätzung von  $\bar{x}$  und  $s$  benutzt:

$$(21) \quad \bar{x}' = x_{0,5} \qquad s' = 0,5 [x_{0,84} - x_{0,16}]$$

Die statistische Leistungsfähigkeit dieser Maße ist jedoch wesentlich kleiner als die des folgenden Paares von Maßzahlen

$$(22) \quad \bar{x}' = 0,5 [x_{0,73} + x_{0,27}] \qquad s' = 0,34 [x_{0,93} - x_{0,07}]$$

Beispiel: Nach Abbildung I.3.7 (S. 62) ergeben sich folgende Quantilwerte für die Verteilung der Ernteerträge:

$x_{0,5} = 26,9 \text{ dz/ha}$	$x_{0,84} = 32,9 \text{ dz/ha}$
$x_{0,73} = 30,8 \text{ dz/ha}$	$x_{0,16} = 20,9 \text{ dz/ha}$
$x_{0,27} = 23,0 \text{ dz/ha}$	$x_{0,93} = 35,8 \text{ dz/ha}$
	$x_{0,07} = 18,0 \text{ dz/ha}$

Danach erhält man folgende Schätzwerte

nach Formel (21)

$$\bar{x}' = 26,9 \text{ dz/ha} \quad s' = 6,0 \text{ dz/ha}$$

nach Formel (22)

$$x' = 26,9 \text{ dz/ha} \quad s' = 6,1 \text{ dz/ha}$$

Diese Schätzungen stimmen verhältnismäßig gut mit den aus den Einzelwerten errechneten Werten (vgl. S. 54)

$$\bar{x} = 27,0 \text{ dz/ha} \quad s = 6,1 \text{ dz/ha}$$

überein.

Für Merkmale, die näherungsweise einer Gauß'schen Normalverteilung folgen, kann die Standardabweichung auch unmittelbar aus der Spannweite (range) abgeschätzt werden: Die Spannweite  $R$  ist die Differenz zwischen dem größten und dem kleinsten Einzelwert einer Stichprobe. Auf dieser einfach zu berechnenden Maßzahl ist der folgende Schätzwert für die Standardabweichung aufgebaut:

$$(23) \quad s'' = D_n \cdot R$$

Die Faktoren  $D_n$  hängen ab von der Zahl der Einzelwerte, die bei der Berechnung der Spannweite berücksichtigt worden sind. Die praktisch benötigten Werte dieser Faktoren sind in Übersicht I.3.1 zusammengestellt.

Übersicht I.3.1

$n$	$D_n$
2	0,886
3	0,591
4	0,486
5	0,430
6	0,395
7	0,370
8	0,351
9	0,337
10	0,325

Dies Verfahren hat den Nachteil, daß es empfindlich gegen „Ausreißer“ ist und daß seine Leistungsfähigkeit rasch absinkt, wenn mehr als 10 Einzelwerte bei der Ermittlung der Spannweite verwandt werden. Besonders nützlich ist das Verfahren bei der Abschätzung von Standardfehlern aus den Ergebnissen von Unterstichproben (vgl. 3.4.1, S. 107).

Von großer praktischer Bedeutung ist die **logarithmische Normalverteilung**, die im folgenden kurz „Log-Normalverteilung“ genannt wird. Zahlreiche wirtschaftsstatistische Merkmale folgen dieser Verteilung.

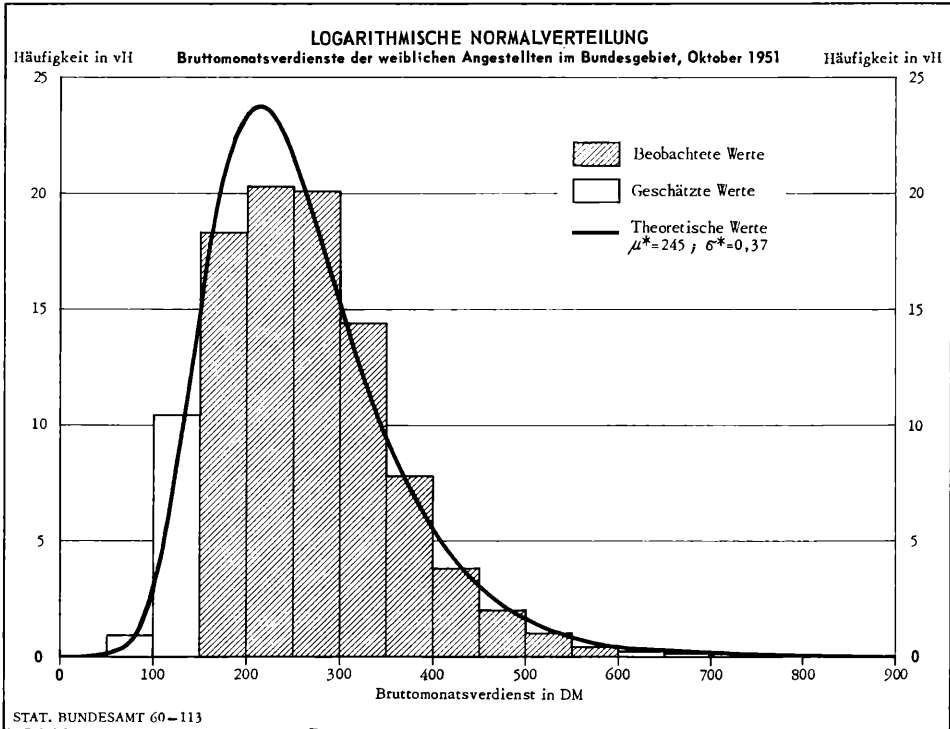
Ihre Entstehung kann darauf zurückgeführt werden (vgl. *J. Aitchison — J. A. C. Brown* [1]), daß viele Zufallsgrößen multiplikativ zusammenwirken, die Wirkung einer Zufallsänderung also jeweils der zuvor bestehenden Größe proportional ist. Dagegen kommt die Gauß'sche Normalverteilung durch additives Zusammenwirken vieler Zufallsgrößen zustande. Es ist somit verständlich, daß die Log-Normalverteilung bei wirtschaftlichen Merkmalen vorherrscht.

Die Log-Normalverteilung gilt z. B. in guter Näherung für die Bruttomonatsverdienste der Angestellten, die mit der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 im Bundesgebiet ermittelt worden sind (vgl. II.35, S. 497).

### I.3

In Abbildung I.3.8 ist die Verteilung der Verdienste der weiblichen Angestellten im Bundesgebiet für Oktober 1951 dargestellt.

Abbildung I. 3. 8



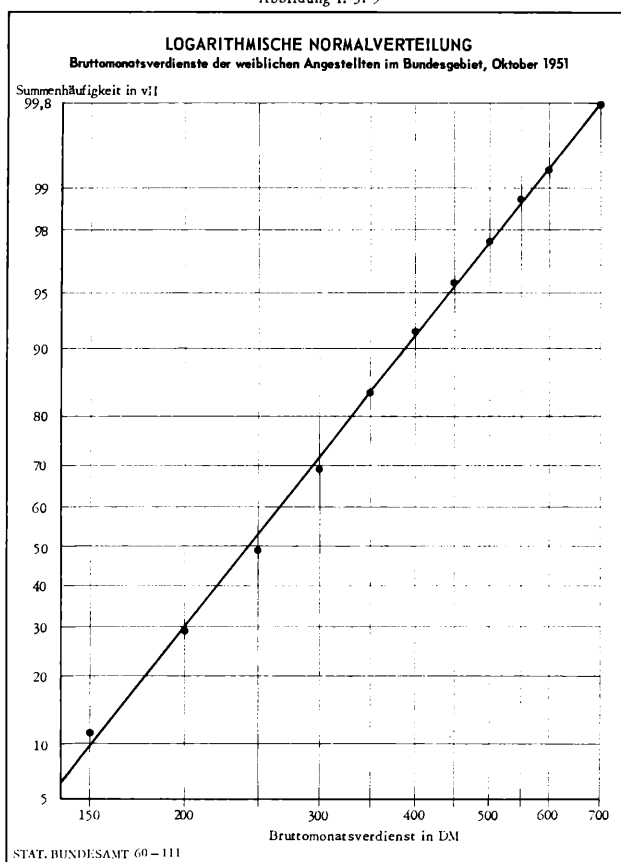
Die Abbildung zeigt, daß die Verteilung schief ist: Sehr große Werte kommen zwar vor, sind aber wesentlich seltener als ganz kleine Werte. Die Log-Normalverteilung gilt ferner z. B. für die Umsätze von Unternehmen, die Werte von Ausfuhrfällen (vgl. II.22, S. 363) sowie die Anbauflächen verschiedener Fruchtarten in den Gemeinden (vgl. II.10, S. 225). Näherungsweise folgen dieser Verteilung oft auch solche Merkmale, die nur ganzzahlige Werte annehmen können, so z. B. die Anzahl der Ausfuhrfälle nach dem Ausfuhrwert (vgl. II.22, S. 363), die Zahl der Zuchtsauen auf den Zählflächen (vgl. II.14, S. 291) und die Zahl der Obstbäume in den Gemeinden (vgl. II.12, S. 264). Häufig ist auch die Zahl der Tabellenfelder nach der Feldbesetzung annähernd log-normal verteilt.

Zur Prüfung, ob ein Merkmal der Log-Normalverteilung folgt, wird das logarithmische Wahrscheinlichkeitsnetz angewandt. Es unterscheidet sich von dem oben genannten Wahrscheinlichkeitsnetz dadurch, daß die Abszissenachse logarithmisch geteilt ist. In Abbildung I.3.9 ist die Verteilung der Bruttoverdienste (vgl. Abbildung I.3.8) in diesem Netz dargestellt. Die Abbildung zeigt, daß die Punkte näherungsweise auf einer Geraden liegen und daß somit für die Verdienste annähernd eine Log-Normalverteilung gegeben ist.

Die Formel für die Log-Normalverteilung lautet:

$$(24) \quad f(x; \mu^*, \sigma^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} x \sigma^*} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\log x - \mu^*}{\sigma^*} \right)^2}$$

Abbildung I. 3. 9



Sie unterscheidet sich von der Gauß'schen Normalverteilung (vgl. Formel (20) auf S. 62) formal dadurch, daß im Exponenten an Stelle von  $x$  der natürliche Logarithmus von  $x$  steht. Im Gegensatz zur Gauß'schen Verteilung kann aus den Parametern  $\mu^*$  und  $\sigma^*$  nicht unmittelbar auf die mittlere Lage und die Streuung von  $x$  geschlossen werden.

Die beiden Parameter  $\mu^*$  und  $\sigma^*$  können nach den Formeln

$$(25) \quad \mu^* = 1,15 (\lg x_{0,73} + \lg x_{0,27}) \quad \sigma^* = 0,78 (\lg x_{0,93} - \lg x_{0,07})$$

geschätzt werden; dabei bezeichnet  $\lg$  den dekadischen Logarithmus und  $x_p$  den Quantilwert zum Anteil  $p$ .

In der Praxis werden die Auswahlseinheiten fast regelmäßig in Schichten eingeteilt (vgl. 2.2.3, S. 35). Wenn zur Abgrenzung ein quantitatives Merkmal verwandt wird, dann kann die Varianz für das Abgrenzungsmerkmal abgeschätzt werden, indem für die in einer geschlossenen Klasse liegenden Werte näherungsweise eine **Rechteckverteilung** unterstellt wird. Die Varianz ist dann etwa gleich  $b^2/12$ , wenn  $b$  die Klassenbreite bezeichnet. Das Verfahren gibt recht gute Näherungswerte, wenn die Klasse nicht allzu breit ist (vgl. z. B. Übersicht II.31.19, S. 457).

Die Methode kann verfeinert werden, indem an Stelle der Rechteckverteilung **lineare, parabolische oder exponentielle Verteilungen** herangezogen werden; wenn exponentielle Verteilungen zu Grunde gelegt werden, kann die Varianz auch in offenen Klassen abgeschätzt werden (vgl. K.-A. Schäffer — M. Nourney [56]). Das Verfahren wird im Einzelnen in III.8.2 (S. 590) beschrieben.

## I.3

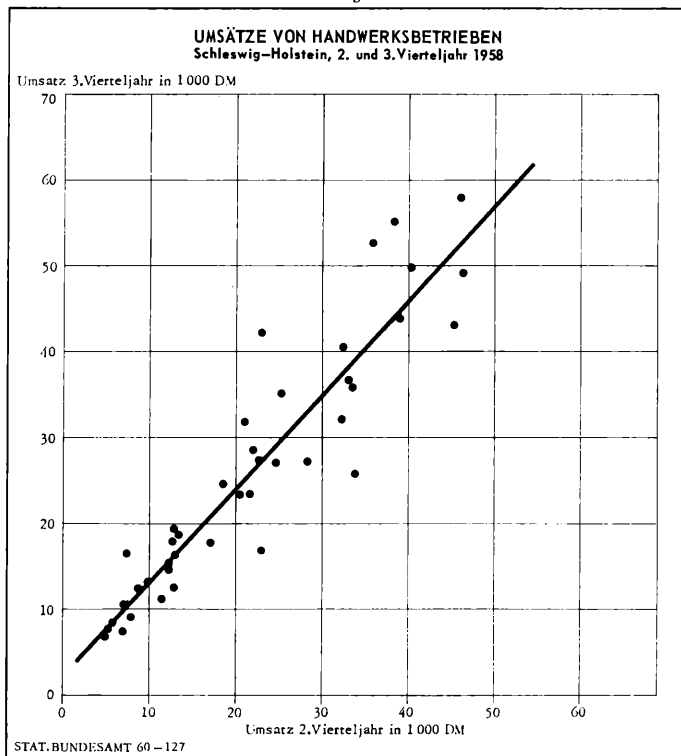
In der Praxis kommen vielfach auch Verteilungen vor, die nicht oder nur auf komplizierte Weise durch mathematische Funktionen dargestellt werden können. Bei inhomogenem Material sind auch Verteilungen mit zwei oder mehreren Gipfeln anzutreffen. Für die Stichprobentheorie ist jedoch der auf Seite 61 erwähnte zentrale Grenzwertsatz von entscheidender Bedeutung, nach dem Mittelwerte von Stichproben aus praktisch beliebigen Grundgesamtheiten einer Gauß'schen Normalverteilung folgen, sofern der Stichprobenumfang nicht allzu klein ist.

### 3.1.3 Kovariation von zwei Merkmalen

Bei Statistiken müssen in der Regel mehrere Merkmale zugleich untersucht werden. Für die Planung von Stichprobenstatistiken wird deswegen meist außer der Kenntnis der Variabilität der Merkmale auch noch Aufschluß darüber benötigt, in welcher Weise die Merkmale miteinander variieren, d. h. über ihre Kovariation (covariation). Hier soll nur die Kovariation zweier Merkmale beschrieben werden.

Eine erschöpfende Vorstellung von der Variabilität bei den betrachteten Merkmalen sowie von der Art und der Stärke ihrer Kovariation gibt das Streubild (scatter diagram). Im Gegensatz zum Streubild für ein Merkmal (vgl. Abbildung I.3.1, S. 52) wird hier in einem Koordinatensystem für jede Einheit der Wert  $x_i$  des ersten Merkmals gegen den Wert  $y_i$  des zweiten Merkmals abgetragen. Die laufende Nummer  $i$  der Einheit kann hier also nicht unmittelbar in die Graphik aufgenommen werden. Abbildung I.3.10 zeigt ein solches Streubild, in dem für 40 Handwerksbetriebe in Schleswig-Holstein der Umsatz im dritten Quartal 1958 gegen den Umsatz im zweiten Quartal 1958 aufgetragen ist.

Abbildung I. 3. 10.





Aus diesem Diagramm ist z. B. zu entnehmen, daß der Umsatz im dritten Quartal regelmäßig umso größer ist, je größer er im zweiten Quartal war. Diese statistische Abhängigkeit einer Größe von einer anderen kann oft näherungsweise durch eine Gerade, die Regressionsgerade (regression line), ausgedrückt werden. Wenn die Größe  $y$  auf der waagerechten Achse, die von  $y$  abhängige Größe  $x$  auf der senkrechten Achse (also umgekehrt wie sonst üblich) abgetragen ist, dann wird die Regressionsgerade für die Abhängigkeit der Größe  $x$  von der Größe  $y$  numerisch so bestimmt, daß die Summe der Quadrate der senkrechten Abstände der Punkte von der Geraden möglichst klein ausfallen (sog. „Prinzip der kleinsten Quadrate“).

Für den umgekehrten Schluß, d. h. von  $x$  auf  $y$ , ist eine zweite Regressionsgerade anzuwenden, bei der die Summe der Quadrate der waagerechten Abstände minimiert wird; dieser Fall wird hier nicht weiter betrachtet.

Die Regressionsgerade für den Schluß von  $y$  auf  $x$  hat die Formel

$$x_i^* = \bar{x} + b(y_i - \bar{y});$$

darin ist  $x_i^*$  der aus dem beobachteten Wert  $y_i$  geschätzte Wert von  $x_i$ . Die Gerade läuft durch den Punkt mit den Koordinaten  $(\bar{x}, \bar{y})$  und hat den Anstieg

$$(26) \quad b = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \frac{s_{xy}}{s_y^2}$$

Dieser Faktor heißt der Regressionskoeffizient (regression coefficient). Der Nenner des Bruches ist die Varianz  $s_y^2$  der Einzelwerte  $y_i$ , der Zähler  $s_{xy}$  des Bruches wird Kovarianz (covariance) genannt (vgl. auch die Formeln in III.1.0, S. 523).

Zur praktischen Berechnung der Kovarianz aus Einzelwerten wird die der Formel (5), S. 54, entsprechende Formel

$$(27) \quad s_{xy} = \frac{1}{n-1} \left[ \sum_{i=1}^n x_i y_i - \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n x_i \right) \left( \sum_{i=1}^n y_i \right) \right]$$

herangezogen.

Beispiel: Bei der vierteljährlichen Handwerksberichterstattung in Schleswig-Holstein haben sich für  $n = 40$  Betriebe eines Handwerkszweiges folgende Umsätze im 2. und 3. Vierteljahr 1958 ergeben (in TDM):

$y_i$	$x_i$	$y_i$	$x_i$	$y_i$	$x_i$	$y_i$	$x_i$
6,9	7,4	12,4	14,8	16,8	17,6	38,4	55,3
8,4	9,1	24,6	27,2	12,3	15,3	45,1	43,3
12,9	16,3	23,0	16,9	39,0	43,9	32,9	36,6
7,3	16,6	21,8	28,4	40,2	50,0	35,6	52,8
5,3	8,0	21,6	23,3	46,0	58,3	25,1	35,3
5,8	8,5	12,8	12,5	33,7	25,9	22,9	42,2
5,0	7,0	12,8	19,3	20,5	23,4	46,3	49,2
8,8	12,4	13,4	18,7	21,1	31,8	32,3	40,6
11,6	11,3	12,6	18,0	22,5	27,3	28,3	27,2
9,9	13,2	18,6	24,7	33,5	35,7	32,1	32,1

Aus den Werten:

$$\sum x_i = 1\,057,4 \text{ TDM}$$

$$\sum y_i = 880,1 \text{ TDM}$$

$$\sum x_i y_i = 29\,787,68 \text{ (TDM)}^2$$

$$\frac{1}{n} (\sum x_i) (\sum y_i) = 23\,265,44 \text{ (TDM)}^2$$

$$\text{Differenz} = 6\,522,24 \text{ (TDM)}^2$$

erhält man folgende Ergebnisse:

$$\bar{x} = \frac{1057,4}{40} = 26,44 \text{ TDM}$$

$$\bar{y} = \frac{880,1}{40} = 22,00 \text{ TDM}$$

$$s_{xy} = \frac{6522,24}{39} = 167,2 \text{ (TDM)}^2$$

$$s_y^2 = \frac{5959,15}{39} = 152,8 \text{ (TDM)}^2$$

$$b = \frac{167,2}{152,8} = 1,094$$

Die Gleichung der Regressionsgeraden lautet danach

$$x^* = 26,44 + 1,094(y - 22,00)$$

### I.3

Entsprechend ergibt sich

$$\begin{aligned} \Sigma y_1^2 &= 25\,323,55 \text{ (TDM)}^2 \\ \frac{1}{n} (\Sigma y_1)^2 &= 19\,364,40 \text{ (TDM)}^2 & s_x^2 &= 213,3 \text{ (TDM)}^2 \\ \text{Differenz} &= 5\,959,15 \text{ (TDM)}^2 \end{aligned}$$

Die Beschreibung der statistischen Abhängigkeit der Größe  $x$  (im Beispiel: Umsatz 3. Quartal) von der Größe  $y$  (im Beispiel: Umsatz 2. Quartal) durch die Regressionsgerade wird praktisch in der Regressionsschätzung ausgenutzt. In III.1.6 (S. 527) sind die Formeln zusammengestellt, die zur Schätzung des Totalwertes einer Größe mit Hilfe einer Regressionsbeziehung anzuwenden sind. Hier wird der Fall betrachtet, daß jeweils der Einzelwert  $x_1$  einer Einheit aus dem zugehörigen Wert  $y_1$  geschätzt werden soll. Die Varianz  $s_x^2$  dieser Werte  $x_1$  kann in zwei Teile aufgespalten werden:

$$(28) \quad s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i^* - x_i)^2 + \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i^* - \bar{x})^2$$

Offenbar ist die Regressionsschätzung umso genauer, je kleiner der erste Summand ausfällt, der aus den quadrierten Abweichungen  $(x_i^* - x_i)^2$  zwischen den geschätzten Werten  $x_i^*$  und den wirklichen Einzelwerten  $x_i$  gebildet ist. Je kleiner der erste Summand ist, umso größer muß nach der Gleichung der zweite Summand sein.

Ein Maß für die Genauigkeit der Schätzung durch die Regressionsgerade ist der Bestimmtheitskoeffizient (coefficient of determination)

$$(29) \quad r_{xy}^2 = 1 - \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i^* - x_i)^2}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i^* - \bar{x})^2}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Wenn die Regressionsschätzung  $x_i^*$  stets genau mit  $x_i$  übereinstimmt (maximale Genauigkeit), dann ist  $r^2 = 1$ . Falls andererseits  $x_i^*$  immer gleich  $\bar{x}$  ist (d. h., wenn der Regressionskoeffizient  $b = 0$  ist), gilt  $r^2 = 0$  und die Regressionsschätzung bringt keine Verbesserung.

Die Quadratwurzel aus dem Bestimmtheitskoeffizienten  $r^2$  heißt **Korrelationskoeffizient** (coefficient of correlation) zwischen  $X$  und  $Y$ . Er kann leicht aus der Kovarianz und den Standardabweichungen nach der Formel

$$(30) \quad r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x \cdot s_y}$$

berechnet werden.

Beispiel: Aus den Ergebnissen des Beispiels auf S. 67 erhält man für den Korrelationskoeffizienten den Wert

$$r_{xy} = \frac{167,2}{180,6} = 0,926$$

Der Bestimmtheitskoeffizient ist somit

$$r_{xy}^2 = 0,857$$

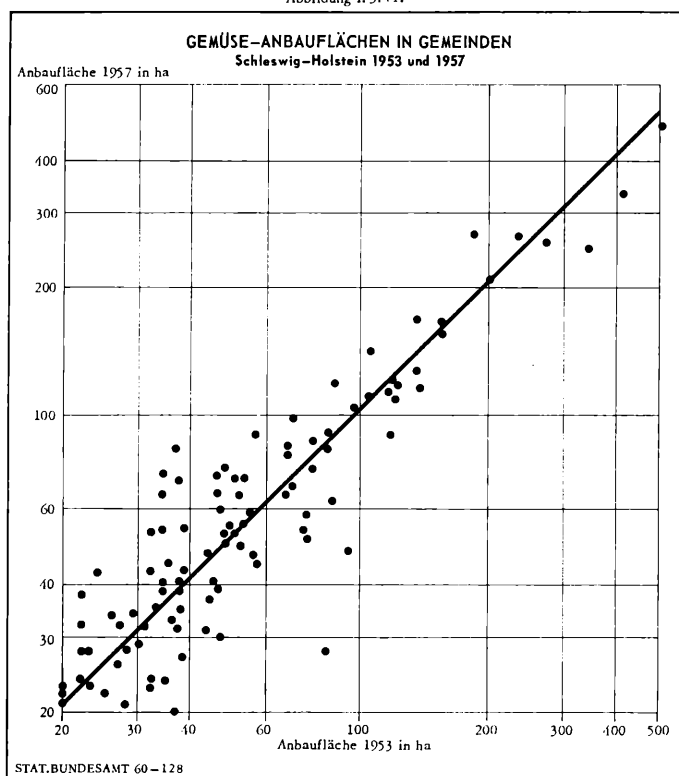
Der Korrelationskoeffizient  $r$  wird als Maß für den statistischen Zusammenhang, die **Korrelation**, zwischen zwei Größen benutzt. Wenn der Regressionskoeffizient  $b$  größer als Null ist, spricht man von positiver Korrelation. Dann ist  $r_{xy}$  wegen

$$(31) \quad b = r_{xy} \cdot s_x / s_y$$

ebenfalls positiv und die Regressionsgerade steigt mit wachsenden Werten von  $y$ .

Der Korrelationskoeffizient hat nur dann uneingeschränkten Aussagewert, wenn der Zusammenhang der Größen tatsächlich durch eine Gerade angenähert werden kann. Bei wirtschaftsstatistischen Merkmalen trifft das in den meisten Fällen nicht für die Werte selbst, sondern für die logarithmierten Werte zu. In Abbildung I.3.11 wird das am Beispiel der Anbauflächen von Gemüse gezeigt, die 1953 und 1957 für Gemeinden in Schleswig-Holstein ermittelt worden sind.

Abbildung I.3.11.



### 3.2 Untersuchungen zum Auswahlverfahren<sup>1)</sup>

Im Abschnitt 2.2 (S. 26ff) wurde bereits ein Überblick über die große Vielfalt von Auswahlmethoden gegeben. Unter diesen Verfahren muß jeweils das geeignetste herausgesucht werden. In der Regel ist es notwendig, zu diesem Zweck mehrere Methoden parallel zueinander zu untersuchen, weil die Festlegung des besten Verfahrens von vielen Faktoren abhängt, die einander zum Teil widersprechen.

Über den theoretischen Erwägungen dürfen dabei praktische Gesichtspunkte nicht vergessen werden. Insbesondere ist stets zu bedenken, daß Verfahren, die einfach verwirklicht werden können, weniger anfällig gegen Fehler bei der Auswahl sind als komplizierte Verfahren. Dieser Gesichtspunkt ist ganz besonders wichtig, wenn das Ziehen der Stichprobe nicht von besonders geschulten Kräften voll überwacht werden kann (z. B. bei Auswahl aus einer Vielzahl von Karteien).

Für die Gestaltung des Auswahlplans ist ferner die Güte der Auswahlgrundlage von großer Bedeutung. Diese Grundlage muß vor allem vollständig sein und die Identifizierung jeder einzelnen Auswahleinheit ermöglichen; darüber hinaus soll sie möglichst wenig durch die zeitliche Entwicklung beeinflusst werden und ferner Möglichkeiten für die Schichtung oder Anordnung der Auswahleinheiten bieten. Falls die Unterlagen für die Auswahl mangelhaft sind, sollte ein möglichst einfaches Verfahren angewandt werden, weil die Verbesserungen, die mit einer verfeinerten Methode theoretisch

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.2, S. 26.

## I.3

erreicht werden können, praktisch durch systematische Fehler — z. B. infolge von Materiallücken — überdeckt werden (vgl. 3.3.3, S. 93).

Nur bei ganz einfachen Plänen ist es möglich und ratsam, die Auswahl gleichzeitig mit der Erhebung vorzunehmen, sie also den Zählern zu überlassen.

Ein Beispiel dafür ist die 10 vH-Stichprobe der Wohnungsstatistik 1956/57 (vgl. II.20, S. 338): Die Zähler hatten jede zehnte Wohnung der Totalstatistik in die Stichprobe einzubeziehen.

Bei komplizierten Plänen muß die Auswahl zentral durchgeführt werden, weil Fehler oder Irrtümer bei der Auswahl das Gelingen der Stichprobenstatistik auf das schwerste gefährden. Das gilt sowohl für Stichprobenerhebungen als auch für Stichprobenaufbereitungen.

### 3.2.1 Auswahlseinheiten<sup>1)</sup>

Die Erhebungseinheiten und die Aufbereitungseinheiten sind durch die Art des statistischen Materials, die Rechtsgrundlage und das Tabellenprogramm fast immer fest vorgegeben. Die Auswahlseinheiten können dagegen im Rahmen der Aufgabenstellung nach methodischen Grundsätzen frei bestimmt werden.

Schon bei einstufigen Auswahlverfahren, für die nur jeweils eine Auswahlseinheit zu bestimmen ist, gibt es in der Regel mehrere miteinander konkurrierende Auswahlseinheiten. Im Falle von zwei- und mehrstufigen Auswahlverfahren (vgl. 2.2.5, S. 41), für die jeweils eine Hierarchie von Auswahlseinheiten festgelegt werden muß, ist die Mannigfaltigkeit im allgemeinen noch viel größer. Im folgenden werden diese beiden Fälle gesondert behandelt.

Die Auswahlseinheit für **einstufige Auswahlverfahren** sollte möglichst gleich der Aufbereitungseinheit sein oder diese Einheit einschließen. Es wurde bereits in Ziffer 2.2.1 (S. 28) darauf hingewiesen, daß eine Verletzung dieses Grundsatzes zu einer Verzerrung führen kann, die durch aufwendige Umrechnungsverfahren wieder beseitigt werden muß (vgl. 2.3.1, S. 47).

Nach den Beziehungen zwischen Auswahlseinheit und Aufbereitungseinheit werden einfache Zufallsauswahlverfahren von sogenannten **Klumpenauswahlverfahren** unterschieden: Bei der ersten Art stimmt die Auswahlseinheit mit der Aufbereitungseinheit überein; so wurden z. B. bei dem in Nordrhein-Westfalen angewandten Auswahlverfahren für die Bodennutzungserhebung (vgl. II.10, S. 242) unmittelbar Betriebe ausgewählt, die in dieser Statistik als Aufbereitungseinheiten gelten. Bei den Klumpenauswahlverfahren dienen dagegen natürliche oder künstliche Gruppen von Aufbereitungseinheiten, die „Klumpen“ (cluster), als Auswahlseinheiten. Die ausgewählten Klumpen werden mit allen zugehörigen Erhebungseinheiten in die Stichprobe einbezogen. Ein solches Auswahlverfahren wurde z. B. bei dem Stichprobenplan des Statistischen Bundesamtes für die Bodennutzungserhebung 1957 (vgl. II.10, S. 231) angewandt. Eine Klumpenauswahl wurde auch bei der repräsentativen Wahlstatistik 1953 und 1957 (vgl. II.6, S. 184) verwendet.

Die Zufallsfehler von Klumpenauswahlverfahren sind in der Regel größer als die Zufallsfehler von einfachen Auswahlverfahren bei gleichem Stichprobenumfang, gleicher Schichtung und Hochrechnung. Das Verhältnis ihrer Standardfehler hat (vgl. Formel III.5.1, S. 570) den Wert

$$(32) \quad [1 + \delta(N - 1)].$$

Diese Größe ist ein Maß für den Klumpeneffekt (vgl. 2.2.5, S. 42). In der Formel bezeichnet  $N$  die durchschnittliche Zahl von Aufbereitungseinheiten je Auswahlseinheit und  $\delta$  das Homogenitätsmaß für die Aufbereitungseinheiten innerhalb der Klumpen,

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.2.2, S. 28 und 2.2.5, S. 41.

bezogen auf das jeweils betrachtete Untersuchungsmerkmal. Die Werte von  $\delta$  liegen stets im Bereich

$$-\frac{1}{N-1} \leq \delta \leq 1.$$

Wenn die Homogenität innerhalb der Klumpen groß ist, dann hat  $\delta$  einen hohen positiven Wert. In diesem Fall kann aus einem Klumpen wenig Information über die Gesamtheit abgeleitet werden. Das andere Extrem — negative Werte von  $\delta$  — ist praktisch verhältnismäßig selten; es ergibt sich, wenn die Unterschiede zwischen den Klumpen klein und die Zusammensetzung der Klumpen selbst sehr inhomogen ist. In diesem Fall geben wenige Klumpen bereits ein gutes Bild der Gesamtheit, so daß die Standardfehler bei einer Auswahl solcher Klumpen sogar kleiner als die Standardfehler für eine einfache Zufallsauswahl von Aufbereitungseinheiten sein können.

Beispiel: Es soll der Anteil der landwirtschaftlichen Betriebe im Lande festgestellt werden, die Elektromotoren einer bestimmten Art besitzen. Der Einfachheit halber werde eine Stichprobe von Gemeinden gezogen, in denen sämtliche Betriebe befragt werden sollen. Falls in einigen Gemeinden nahezu alle Betriebe, in den übrigen Gemeinden dagegen nur ganz wenige Betriebe solche Motoren besitzen, ist wegen der großen Homogenität mit verhältnismäßig hohen Zufallsfehlern zu rechnen. Ist dagegen der Anteil in allen Gemeinden nahezu der gleiche, so genügt die Auswahl weniger Gemeinden für ein zuverlässiges Ergebnis.

Der Wert von  $\delta$  wird u. a. wesentlich von der Klumpengröße bestimmt, d. h. der durchschnittlichen Zahl  $N$  der Aufbereitungseinheiten je Auswahlinheit. Für viele Merkmale (vgl. *Hansen-Hurwitz-Madow* [28], Vol. I, S. 306 ff.) gilt näherungsweise

$$(33) \quad \delta \doteq a \cdot N^b,$$

wobei  $a$  eine positive und  $b$  eine negative Zahl ist. Die Größen  $a$  und  $b$  können durch Berechnung von  $\delta$  für einige verschiedene Klumpengrößen  $N$  abgeschätzt werden. Aus diesem Zusammenhang ergibt sich, daß der Wert von  $\delta$  mit wachsendem  $N$  abnimmt. Weil  $b$  meist über  $-\frac{1}{2}$  liegt, ist die Abnahme von  $\delta$  und damit auch die Verkleinerung des Fehlerfaktors in Formel (32) regelmäßig wesentlich schwächer als die Zunahme von  $N$ . Trotz der Abnahme von  $\delta$  wächst deswegen bei einer Klumpenauswahl in der Regel der Zufallsfehler mit der durchschnittlichen Klumpengröße  $N$ . Dazu kommt noch, daß durch Übergang auf größere Auswahlinheiten die Möglichkeiten für die fehlermindernde Schichtung und Anordnung der Auswahlinheiten eingeengt werden.

Bei der Festlegung der Auswahlinheit sind ferner die Kosten für die Vorbereitung und die Durchführung der Erfassung maßgebend. Sie wachsen mit der Zahl  $m$  der ausgewählten Klumpen und mit der durchschnittlichen Zahl  $\bar{N}$  von Aufbereitungseinheiten je Klumpen. Wenn eine Kostenfunktion der Art

$$(34) \quad C = c_1 m + c_2 m \bar{N}$$

gilt und der Stichprobenumfang  $m\bar{N}$  vorgegeben ist, dann sinken die Kosten, wenn die Zahl  $m$  abnimmt, d. h.  $\bar{N}$  zunimmt. Andererseits wächst aber mit zunehmendem  $\bar{N}$  der Fehlerfaktor (32); ein Optimum liegt daher bei einem mittleren Wert von  $\bar{N}$ , der für die Kostenfunktion (34) sowie auch für kompliziertere Kostenfunktionen berechnet werden kann; vgl. Formeln III.5.3 (3) und 5.3 (5), S. 572.

**Mehrstufige Auswahlverfahren** ermöglichen grundsätzlich eine Verkleinerung der Zufallsfehler gegenüber der entsprechenden einstufigen Klumpenauswahl; sie sollten deswegen stets in die Untersuchungen einbezogen werden.

Die Größe der Zufallsfehler wird wesentlich vom Aufbau des mehrstufigen Auswahlverfahrens beeinflusst. Das Wesentliche läßt sich jedoch bereits an der ungeschichteten zweistufigen Auswahl zeigen: Das Verhältnis der Standardfehler bei diesem Verfahren gegenüber der einfachen Zufallsauswahl hat bei sonst gleichen Voraussetzungen den Wert

$$(35) \quad [1 + \delta(\bar{n} - 1)].$$

Dieser Fehlerfaktor mißt den Stufungseffekt bei zweistufiger Auswahl (vgl. 2.2.5, S. 42). Der Faktor (35) unterscheidet sich von dem Faktor (32) für einfache Klumpen-

## I.3

auswahl dadurch, daß anstelle von  $\bar{N}$  die Größe  $\bar{n}$  tritt. Damit wird die durchschnittliche Zahl derjenigen Auswahlseinheiten zweiter Stufe bezeichnet, die aus den Auswahlseinheiten erster Stufe ausgewählt werden. Bei echter zweistufiger Auswahl ist  $\bar{n}$  kleiner als  $\bar{N}$ ; infolgedessen muß bei positiven Werten von  $\delta$  der Stufungseffekt kleiner als der Klumpeneffekt sein.

$\bar{n}/\bar{N}$  ist der Auswahlssatz in der zweiten Stufe, der bei dem zweistufigen Auswahlverfahren jeweils auf Grund von Kostenüberlegungen (vgl. III.5.3 (3) und 5.3 (5)) optimal festgelegt werden kann. Bei Erhebungen, die mit einem Interview-Verfahren durchgeführt werden, muß die Wahl der Größe  $\bar{n}$  ferner nach der Zahl der Interviews ausgerichtet werden, die einem Interviewer zugewiesen werden kann. Beim Mikrozensus (II.3, S. 144) wurde z. B. davon ausgegangen, daß jeder Interviewer etwa 30 bis 40 Haushalte befragen soll.

Bei mehrstufiger Auswahl ist eine Schichtung — vor allem in der ersten Auswahlstufe — verhältnismäßig leicht durchführbar; vielfach wird die Schichtung überhaupt erst durch eine mehrstufige Auswahl praktisch möglich. Durch eine günstige Schichtung und Anordnung kann für manche Merkmale sogar der Stufungseffekt wieder aufgehoben werden. Bei der Festlegung der Auswahlseinheiten muß also für jede untersuchte Hierarchie von Einheiten der jeweils erreichbare Schichtungs- und Anordnungseffekt mit dem Stufungseffekt verglichen werden.

Falls sich die Auswahlseinheiten erster Stufe in ihrer Größe, d. h. der Zahl der zugehörigen Aufbereitungseinheiten, unterscheiden, tritt zu den in Formeln (32) und (35) beschriebenen Größen ein weiterer Faktor hinzu. Er ist um so größer, je stärker die Unterschiede in der Größe der Auswahlseinheiten erster Stufe sind. Aus diesem Grunde ist es vorteilhaft, in der ersten Stufe Auswahlseinheiten zu verwenden, die hinsichtlich der Größe von mindestens einem Untersuchungsmerkmal annähernd übereinstimmen. Das kann bei natürlichen Auswahlseinheiten meist durch eine Schichtung erreicht werden. In vielen Fällen ist es vorteilhafter, künstliche Auswahlseinheiten von etwa gleicher Größe zu bilden. Von besonderer praktischer Bedeutung sind regional abgegrenzte Auswahlseinheiten: Außer der Verkleinerung der Zufallsfehler, die durch Abstimmung der Größe erreicht wird, können auch die Vorteile der Flächenstichprobe (vgl. 3.2.6, S. 86) nutzbar gemacht werden.

Ein gutes Beispiel ist die repräsentative Viehzwischenzählung (vgl. II.14, S. 289). Hier sind Viehhaltungen die Erhebungseinheiten und künstlich gebildete „Zählflächen“ mit je 15 bis 25 Schweinehaltungen die Auswahlseinheiten. Die Zählflächen werden zusätzlich nach der Zahl der Zuchtsauen geschichtet.

Die Vorteile künstlicher Auswahlseinheiten müssen allerdings durch den Arbeitsaufwand für die Konstruktion solcher Einheiten erkauft werden; dazu sind genaue Unterlagen (Listen, Landkarten, Stadtpläne u. ä.) erforderlich. Überdies muß ständig dafür gesorgt werden, daß die Abgrenzungen der künstlichen Auswahlseinheiten eingehalten bzw. berichtigt werden.

Ein wesentlicher Vorteil der mehrstufigen Auswahlverfahren liegt darin, daß eine vollständige Grundlage nur für die Auswahlseinheiten in der ersten Stufe erforderlich ist; in den weiteren Stufen braucht dagegen jeweils nur noch eine Grundlage für tatsächlich ausgewählte Einheiten vorangegangener Stufen erstellt zu werden. Vorteilhaft ist ferner die Tatsache, daß größere Auswahlseinheiten durch den Zugang und Abgang der nächstkleineren Einheiten gewöhnlich nicht nennenswert beeinflußt werden; als Auswahlgrundlage können deswegen oft auch ältere Unterlagen verwandt werden.

### 3.2.2 Grundzüge des Deming-Plans<sup>1)</sup>

Ein von *W. E. Deming* [14] vorgeschlagener Plan nutzt die Vorteile mehrstufiger Auswahlverfahren, vermeidet aber die Mehrstufigkeit selbst. Die Erleichterungen der Auswahl und der Fehlerrechnung werden durch geschickte Kombination verschiedener

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.2.5, S. 41.

Techniken erreicht. Das Auswahlverfahren hat insbesondere den Vorzug, daß es in einfacher Weise künstliche Auswahlseinheiten mit jeweils der gleichen Zahl von Aufbereitungseinheiten schafft, die Stichprobe automatisch nach der Dichte der Gesamtheit verteilt und überdies eine feine Schichtung ermöglicht.

Das Wesen dieses Plans läßt sich am besten an einem Beispiel erkennen. In der folgenden Darstellung, die von *H.-J. Zindler* [85] gegeben wurde, wird angenommen, daß eine Bevölkerungsstichprobe in einem größeren Gebiet, z. B. einem Land, durchgeführt werden soll. Alle Einzelheiten werden an diesem Beispiel gezeigt. Der Anwendungsbereich des *Deming*-Planes ist aber selbstverständlich keineswegs auf das Gebiet der Bevölkerungsstichprobe beschränkt.

Als Auswahlseinheiten sollen bei der Erhebung Klumpen aus mehreren Wohnungen, sogenannte „Segmente“, verwandt werden. Die optimale Größe eines solchen Klumpens wäre durch die üblichen theoretischen Voruntersuchungen an vorhandenem oder eigens für diesen Zweck beschafftem Material festzulegen. Als Beispiel wird angenommen, daß man sich für eine Segmentgröße von zehn Wohnungen entschieden hätte. Je nach dem Ziel der Erhebung würde man dann eine Reihe von Schichten bilden (z. B. Gemeinden nach dem Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung oder nach konfessionellen Gesichtspunkten) und in diesen Schichten die gegebenen oder errechneten Auswahlsätze zu verwirklichen suchen. Der theoretisch einfachste Weg dazu wäre der, eine vollständige Liste aller Segmente in sämtlichen Schichten aufzustellen und danach auszuwählen.

Zunächst sei vorausgesetzt, daß eine solche Liste oder Kartei vorläge. Nach dem *Deming*-Plan geht die Auswahl dann so vor sich, daß die Liste in „Zonen“ unterteilt wird, die sämtlich die gleiche Anzahl  $Z$  von Segmenten enthalten. Am Ende einer Schicht müßte man gegebenenfalls einige „Leertzahlen“ hinzufügen, um die Zone voll zu machen. Aus jeder Zone werden dann  $k$  Segmente durch Zufallsauswahl bestimmt, wobei in jeder Zone eine unabhängige Auswahl stattfindet. Alle Personen, die für die Erhebung in Frage kommen, werden in den ausgewählten Segmenten erfaßt.

Die Bestimmung des „Zonenintervalls“  $Z$  ist sehr einfach: Sind in der betreffenden Schicht insgesamt  $N$  Segmente vorhanden und sollen  $n$  davon in die Auswahl kommen, wobei  $k$  Segmente je Zone gezogen werden sollen, so ist

$$(36) \quad L = \frac{n}{k}$$

die Zahl der Zonen in dieser Schicht und

$$(37) \quad Z = \frac{N}{L} = k \cdot \frac{N}{n}$$

die Zahl der Segmente je Zone (das Zonenintervall). Dieses Verfahren ist einstufig, so daß sich für die Hochrechnung und die Fehlerrechnung einfache Formeln ergeben.

Bei praktischen Anwendungen sind vollständige Listen aller Segmente meist nicht vorhanden. Sie könnten aus Kosten- und Zeitgründen auch gar nicht aufgestellt werden. In diesem Fall wird versucht, die Abgrenzung solcher Segmente, die für die Auswahl nicht in Betracht kommen, nach Möglichkeit zu vermeiden. Dieses Vorgehen ähnelt in bestimmter Weise der Flächenstichprobe. Wenn z. B. aus einer Totalstatistik nicht veraltetes und regional einigermaßen untergliedertes Material über die Bevölkerung oder über die Zahl der Wohnungen vorliegt, dann ist es möglich, durch Umrechnung der Segmentgröße auf den Stand der Totalstatistik jedem Land, jedem Kreis, jeder Gemeinde eine bestimmte Anzahl von Segmenten zuzuordnen. (Wegen der Probleme, die dadurch entstehen, daß der für die Umrechnung zugrunde gelegte Durchschnittswert nicht überall zutrifft, sei auf die oben genannte Originalarbeit von

## I.3

*Deming* verwiesen.) Auf diese Weise erhält man — nach Vornahme der z. B. wegen etwaiger Neubesiedlung erforderlichen Ergänzungen — eine vollständige Liste aller Segmente, die etwa die folgende Form haben könnte:

Gemeinde Nr.	Zone Nr.	Segment Nr.	Zahl der Segmente
1	1	1—89	89
2		90—135	46
3		136—237	102
4	1/2	238—717	480
5	2	718—932	215
.	.	.....	...

Auf Grund dieser Liste ist es nicht schwer, die Zonen — nur auf dem Papier — abzugrenzen. Wäre beispielsweise  $Z = 680$ , so würde die erste Zone die Gemeinden 1, 2, 3 und einen Teil der Gemeinde Nr. 4 umfassen. In allen diesen Zonen werden dann mit Hilfe von Zufallszahlen  $k$  Segmente ausgewählt. Durch die laufende Numerierung der Segmente ist damit zunächst die Gemeinde bestimmt, auf die ein ausgewähltes Segment entfällt. Wäre etwa die erste der  $k$  Zufallszahlen in der Zone 1 durch 117 gegeben, so gehört also ein ausgewähltes Segment zur Gemeinde Nr. 2. Hat man nun aus der Totalzählung weiter detaillierte Daten zur Verfügung, z. B. über Zählbezirke, so kann man durch Wiederholung desselben Verfahrens die Lage der einbezogenen Segmente weiter eingrenzen. Gibt es solche ausführlichen statistischen Unterlagen nicht, so kann man mit Hilfe von Durchschnittswerten, brauchbaren Gemeindekarten oder auch durch Begehung die Zahl der Segmente in einzelnen Gemeindeteilen oder Zählbezirken roh abschätzen, wobei natürlich die beim vorhergehenden Auswahlschritt verwendete Gesamtzahl der Segmente wieder herauskommen muß. Nach einer Reihe derartiger Schritte ist die Lage der auszuwählenden Segmente so weit festgelegt, daß ein Gebiet von beispielsweise 50 oder 100 Wohnungen — das entspricht ungefähr der Größe eines Zählbezirks — das ausgewählte Segment enthalten muß. Dieses Gebiet wird nun an Ort und Stelle in soviel Segmente eingeteilt, wie dem Gebiet ursprünglich mit Hilfe der Zählbezirksstatistik oder anderer Unterlagen zugeordnet waren; die Abgrenzung und Listung der Segmente wird vom Außendienst vorgenommen. Es genügen dazu einfache Schätzungen der Wohnungszahl, wie man sie bei einer Begehung erhält. Sind alle Segmente in dem betreffenden Gebiet eindeutig festgelegt, dann wird eines der Segmente mit einer Zufallszahl ausgewählt. Hier werden dann alle in die Erhebung einzubeziehenden Personen befragt.

Im Rahmen dieser Veröffentlichung können nur die Grundzüge des Verfahrens, jedoch nicht alle Einzelheiten des gesamten Planes geschildert werden. Besonders hervorgehoben werden muß aber noch, daß man selbstverständlich in bezug auf die Größe und Art der Auswahlinheit, auf die Art der Schichtung und die Anwendung unterschiedlicher Auswahlsätze durch Festlegung verschieden großer Zonenintervalle in den Schichten völlig freie Hand hat. Ferner kann man beliebige Hochrechnungsmethoden anwenden oder auch — wenn dies einen Genauigkeitsgewinn verspricht — Klumpen heterogener Auswahlinheiten bilden. Dies wird in der Originalarbeit als „two-way stratification with forced selection of heterogeneous sampling units“ bezeichnet.

### 3.2.3 Schichtung<sup>1)</sup>

Durch eine Schichtung, d. h. eine Einteilung der Auswahlgesamtheit vor der Auswahl in Teilgesamtheiten und gesonderte Auswahl aus diesen „Schichten“, kann die Genauigkeit der Stichprobenergebnisse meist erheblich gesteigert werden; die Verkleinerung der Standardfehler durch die Schichtung heißt „Schichtungseffekt“. Bei der Planung von Stichprobenstatistiken sollte diese Möglichkeit zur Steigerung der Ergebnisgenauigkeit, wenn irgend möglich, ausgenutzt werden.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.2.3, S. 35.



Die Grundzüge der Schichtung wurden bereits in 2.2.3 (S. 35 ff.) beschrieben. Danach sind zwei verschiedene Aufgabenstellungen zu unterscheiden:

- a) Die Statistik soll nur Gesamtergebnisse einer Gesamtheit, nicht aber zugleich auch Angaben über Teile der Gesamtheit erbringen.
- b) Außer Gesamtergebnissen soll die Statistik auch Ergebnisse über genau bestimmte Teile der Gesamtheit liefern.

Für die erste Aufgabenstellung sind bei der Planung folgende Fragen zu lösen (vgl. *T. Dalenius* [10], S. 159):

1. Festlegung der Schichtungsmerkmale;
2. Festlegung der Anzahl der Schichten;
3. Festlegung der Schichtgrenzen;
4. Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Schichten.

Dagegen ist bei der Aufgabenstellung b) der erste und dritte Punkt meist schon durch das Tabellenprogramm weitgehend bestimmt. Bis zu einem gewissen Grad gilt das auch für den zweiten Punkt. Die Lösung der vierten Frage erfordert andere Verfahren als bei der Aufgabenstellung a).

Die Festlegung der **Schichtungsmerkmale** wurde bereits ausführlich auf S. 38 ff. behandelt. Im folgenden wird nur noch auf die technischen Fragen zu Punkt 2 bis 4 eingegangen.

Falls die Schichtung ausschließlich zur Steigerung der Genauigkeit von Gesamtergebnissen dient (Aufgabenstellung a), kann die **Zahl der Schichten** ausschließlich nach methodischen Gesichtspunkten bestimmt werden. Dafür gilt der Grundsatz, daß nicht zu viele Schichten gebildet werden sollen: Einerseits steigt der Aufwand für die Vorbereitung und Aufbereitung der Stichprobenstatistik mit der Anzahl der Schichten, andererseits kann die Genauigkeit des Gesamtergebnisses durch eine Vergrößerung der Schichtzahl nicht beliebig gesteigert werden.

Anhaltspunkte über die Verkleinerung der Zufallsfehler durch Vergrößerung der Schichtzahl für ein Merkmal gibt Abbildung I.3.12 (S. 76). Darin ist der

$$\text{Verkleinerungsfaktor} = \frac{\text{Standardfehler bei geschichteter Auswahl aus } L \text{ Schichten}}{\text{Standardfehler bei ungeschichteter Auswahl}}$$

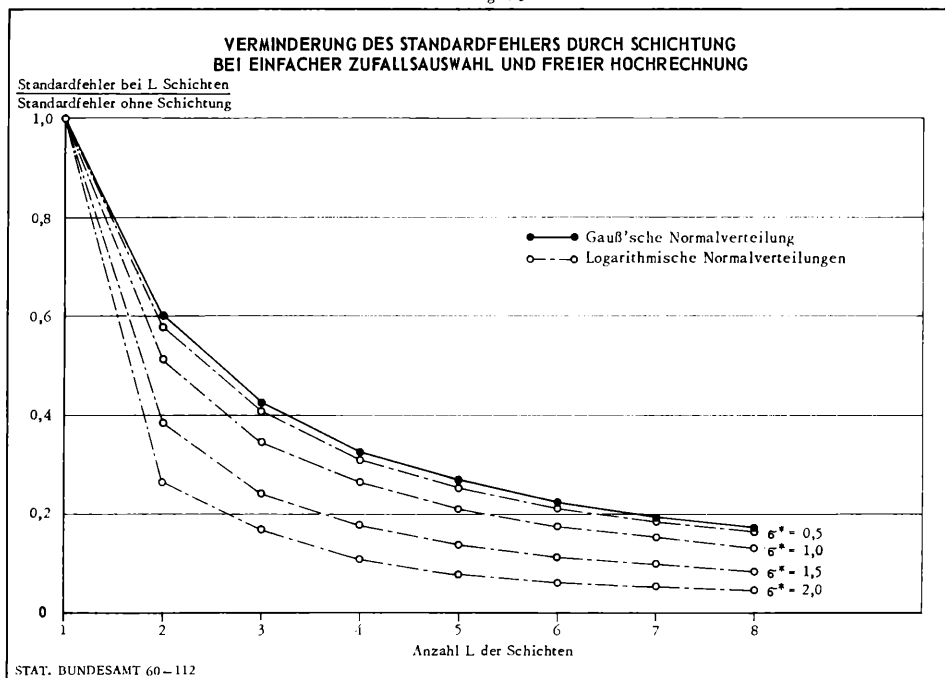
in Abhängigkeit von der Schichtzahl  $L$  dargestellt. Die Standardfehler gelten für die Schätzung eines Totalwertes (oder Mittelwertes) bei freier Hochrechnung für ein Untersuchungsmerkmal, das einer Gauß'schen Normalverteilung bzw. einer Log-Normalverteilung folgt. Dabei ist weiter vorausgesetzt, daß die Schichten nach dem Untersuchungsmerkmal optimal abgegrenzt sind (vgl. S. 77 ff.) und daß der Stichprobenumfang nach dem gleichen Merkmal auch optimal aufgeteilt wird (vgl. S. 79 ff.).

Die Abbildung bestätigt die Regel (vgl. *T. Dalenius* [10], S. 189), daß eine Vergrößerung der Schichtzahl von  $L-1$  auf  $L$  lediglich eine Verkleinerung des Standardfehlers um etwa  $1/L$  bewirkt. Unter den genannten Idealbedingungen wird der größte Teil des Schichtungseffektes durch drei bis vier Schichten bereits weitgehend ausgeschöpft.

In der Praxis sind diese Bedingungen, die bei der Herleitung der Verkleinerungsfaktoren in Abbildung I.3.12 unterstellt werden, nur selten streng erfüllt. Im folgenden soll an einem Modellbeispiel aus der Bodennutzungserhebung (vgl. II.10, S. 227) gezeigt werden, wie sich Abweichungen von den theoretischen Bedingungen auf den Schichtungseffekt auswirken.

Zugrunde gelegt werden die Anbauflächen einiger Fruchtarten, die in den Jahren 1955 und 1956 von 90 Gemeinden im Kreise Wetzlar gemeldet worden sind. Für die Modell-Untersuchungen wird angenommen, daß 30 Gemeinden ausgewählt und die Werte auf die Gesamtheit von 90 Gemeinden hochgerechnet werden sollen. Für die Untersuchung der geschichteten Auswahl werden die Gemeinden nach ihrer Ackerfläche 1955 in zwei bis sechs Schichten mit gleichem Umfang eingeteilt (bei  $L = 4$

Abbildung I. 3. 12



Schichten unterscheiden sich die Schichtumfänge um eine Gemeinde). In Übersicht I.3.2 sind die Standardfehler für drei Untersuchungsmerkmale zusammengestellt, die sich bei freier Hochrechnung und proportionaler Aufteilung sowie bei optimaler Aufteilung nach dem Schichtungsmerkmal (Ackerfläche 1955) ergeben.

Übersicht I.3.2

Auswahl	Relative Standardfehler bei freier Hochrechnung in vII							
	Ackerfläche 1955		Ackerfläche 1956		Roggenfläche 1956		Grasfläche 1956	
	proportionale Aufteilung	optimale Aufteilung	proportionale Aufteilung	optimale Aufteilung	proportionale Aufteilung	optimale Aufteilung	proportionale Aufteilung	optimale Aufteilung
	1	2	3	4	5	6	7	8
ungeschichtet . . . . .	7,4		7,3		7,3		13,2	
mit 2 Schichten . . .	4,3	4,1	4,3	4,1	4,8	4,6	12,8	12,4
mit 3 Schichten . . .	3,0	2,7	3,0	2,7	4,2	4,1	12,4	12,2
mit 4 Schichten . . .	2,5	2,2	2,5	2,5	4,1	4,0	12,4	12,2
mit 5 Schichten . . .	2,0	1,6	2,0	1,7	3,9	4,0	12,4	
mit 6 Schichten . . .	1,8	1,4	1,8	1,4	3,8	3,5	12,3	11,9

Die Zusammenstellung läßt erkennen, daß der theoretisch abgeleitete Verkleinerungsfaktor den Schichtungseffekt ziemlich genau wiedergibt, wenn das Untersuchungsmerkmal mit dem Schichtungsmerkmal übereinstimmt (Spalten 1 und 2) oder wenn die Korrelation zum Schichtungsmerkmal groß ist; das gilt für das Merkmal Ackerfläche 1956 (vgl. Spalten 3 und 4) mit einem Korrelationskoeffizienten  $r = 0,99$ . Falls dagegen die beiden Merkmale nicht sehr eng miteinander korreliert sind, so

ergibt sich ein anderer Verlauf für den Schichtungseffekt: Für die Roggenfläche 1956, deren Korrelation zum Schichtungsmerkmal gleich 0,83 ist, können zwar durch Schichtung die Standardfehler vermindert werden, von  $L = 3$  Schichten ab ist der Effekt jedoch sehr gering (vgl. Spalten 5 und 6). Für die Grasfläche 1956 ergibt die Schichtung nach der Ackerfläche 1955 praktisch keine Verbesserung (vgl. Spalten 7 und 8); dies Merkmal hat nur einen Korrelationskoeffizienten von 0,32. Bei allen Merkmalen sind in diesem Beispiel die Unterschiede zwischen den Standardfehlern bei proportionaler und bei optimaler Aufteilung nur geringfügig. Die Verbesserung durch optimale Aufteilung ist in der Regel bei großer Schichtzahl relativ größer als bei kleiner Schichtzahl. Das liegt an den mit der Zahl der Schichten wachsenden Unterschieden zwischen den Merkmalsvarianzen.

Die theoretischen und praktischen Untersuchungen zeigen also, daß es sich im allgemeinen nicht lohnt, wesentlich mehr als etwa vier bis sechs Schichten nach einem Merkmal zu bilden, wenn ausschließlich Gesamtergebnisse ermittelt werden sollen. Diese Aussage gilt nicht nur für die freie Hochrechnung, die hier ausschließlich betrachtet wurde, sondern erst recht auch für die gebundene Hochrechnung. Darauf wird unter 3.3.1 (S. 88) noch näher eingegangen.

Bei der **Abgrenzung von Schichten** nach einem quantitativen Merkmal sollen nach Möglichkeit glatte Merkmalswerte als Schichtgrenzen verwandt werden, weil damit die Einteilung der Auswahleinheiten sehr erleichtert wird. Häufig werden die Einheiten mit extrem hohen Merkmalswerten (z. B. Unternehmen mit über 1 Million DM Jahresumsatz bei einer Schichtung von Unternehmen nach ihrem Umsatz) in einer Sonderschicht zusammengefaßt und vollzählig in die Stichprobe einbezogen. Solche „Randschichten“ sollen möglichst wenige Einheiten enthalten; im übrigen darf das Verfahren nur dann angewandt werden, wenn der Gesamtauswahlsatz groß ist (z. B. über 20 vH) und wenn mindestens  $L = 3$  Schichten gebildet werden (vgl. *T. Dalenius* [10], S. 178ff.).

In den meisten Fällen werden die Schichtgrenzen subjektiv auf Grund der Eigenart des Materials festgelegt. Eine größere Genauigkeit ist jedoch dadurch zu erreichen, daß die Schichtgrenzen nach einem Optimalprinzip bestimmt werden. *T. Dalenius* und *M. Gurney* [9, 11] haben nachgewiesen, daß der Standardfehler für einen geschätzten Mittelwert oder Totalwert bei vorgegebener Schichtzahl  $L$  und freier Hochrechnung den kleinstmöglichen Wert annimmt, wenn die Schichtgrenzen  $y_h$  die folgenden Bedingungen erfüllen:

bei proportionaler Aufteilung des Stichprobenumfangs (vgl. S. 79)

$$(38) \quad A_h^{\text{prop.}} = y_h - \frac{X_h + X_{h+1}}{2} = 0$$

für alle Schichten  $h = 1, 2, \dots, L - 1$

bei optimaler Aufteilung nach *Neyman-Tschuprow* (vgl. S. 79)

$$(39) \quad A_h^{\text{opt.}} = \frac{\sigma_h^2 + (y_h - \bar{X}_h)^2}{\sigma_h} - \frac{\sigma_{h+1}^2 + (y_h - \bar{X}_{h+1})^2}{\sigma_{h+1}} = 0$$

für alle Schichten  $h = 1, 2, \dots, L - 1$

Diese Formeln gelten nur unter den Voraussetzungen, daß das Schichtungsmerkmal gleich dem Untersuchungsmerkmal ist, daß außerdem der vorgegebene durchschnittliche Auswahlsatz verhältnismäßig klein ist und daß schließlich keine Randschicht voll erfaßt werden soll.

Die optimalen Schichtgrenzen lassen sich nach diesen Formeln nicht unmittelbar berechnen, weil die Mittelwerte  $\bar{X}_h$  und Standardabweichungen  $\sigma_h$  in der  $h$ -ten Schicht von den Schichtgrenzen  $y_h$  und  $y_{h+1}$  abhängen; die optimalen Grenzen können daher nur iterativ ermittelt werden.

### I.3

Ein Rechenverfahren zur Bestimmung der optimalen Schichtgrenzen anhand von empirischem Material wurde von *H. Strecker* ([70], S. 80ff.) entwickelt, der bei der Planung der Viehzwischenzählungen (vgl. II.14, S. 291) zum erstenmal in Deutschland die optimale Schichtabgrenzung praktisch angewandt hat.

Im zweiten Stichprobenplan für die Viehzwischenzählungen (vgl. S. 289) wurden Zählflächen als Auswahl-einheiten gebildet. Die Auswahlgesamtheit, d. h. die Menge aller Zählflächen, sollte nach der Zahl der Zuchtsauen auf den Zählflächen geschichtet werden. Für die optimale Schichtabgrenzung stand die in Übersicht II.14.6 auf S. 291 wiedergegebene Häufigkeitsverteilung der Zählflächen nach der Zahl der Zuchtsauen zur Verfügung. *Strecker* berechnete danach zunächst die optimalen Schichtgrenzen für  $L = 2$  Schichten sowohl für die proportionale Aufteilung als auch für die optimale Aufteilung. In Übersicht I.3.3 sind die Ergebnisse zusammengestellt.

Übersicht I.3.3

Schichtgrenze $y_1$	$\Delta_1^{\text{prop.}}$	$\Delta_1^{\text{opt.}}$
12	3,20	— 5,5
13	2,73	— 2,2
14	2,17	+ 1,9
15	1,58	+ 6,1
16	1,00	+ 10,2
17	0,73	+ 11,6
18	0,53	+ 12,4
19	0,14	+ 15,1
20	0,58	+ 20,8

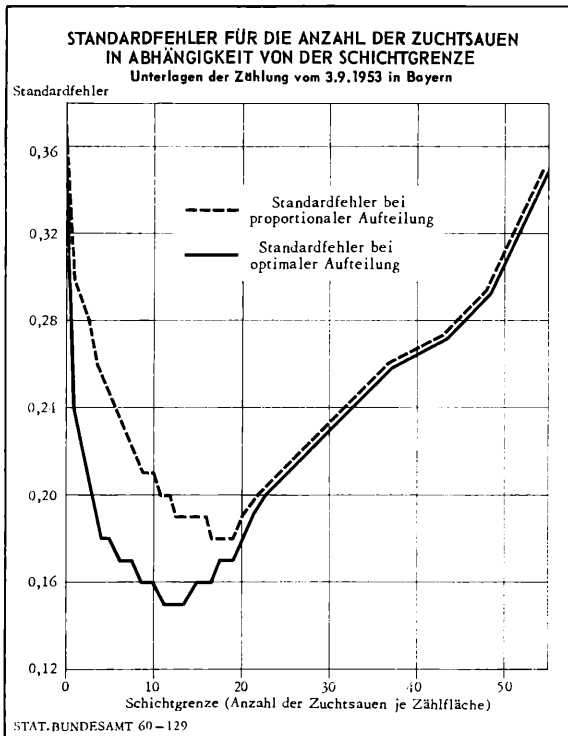
Danach können die Bedingungsgleichungen

$$\Delta_1^{\text{prop.}} = 0 \text{ und } \Delta_1^{\text{opt.}} = 0$$

für keinen ganzzahligen Wert von  $y_1$  erfüllt werden. Da die Zahl der Zuchtsauen nur ganzzahliger Werte fähig ist, muß hier als Schichtgrenze diejenige ganze Zahl genommen werden, für die die Gleichungen in bester Näherung erfüllt sind. Nach Übersicht I.3.3 ist somit die optimale Schichtgrenze bei proportionaler Aufteilung  $y_1 = 19$  und bei optimaler Aufteilung  $y_1 = 14$  Zuchtsauen.

In Abbildung I.3.13 sind für verschiedene Schichtgrenzen  $y_1$  die relativen Standardfehler dargestellt, die sich bei geschichteter Auswahl von 600 Zählflächen aus der Grundgesamtheit von 6000 Zählflächen bei freier Hochrechnung ergeben. Danach kann durch günstige Wahl der Schichtgrenzen der Standardfehler ganz erheblich verkleinert werden.

Abbildung I.3.13.



Andererseits ergibt sich für beide Aufteilungen ein verhältnismäßig breites Minimum des Standardfehlers. Die Verwendung gerundeter Werte für die Schichtgrenzen bedingt also praktisch keinen Genauigkeitsverlust. Es ist bemerkenswert, daß die hier für einen Einzelfall aufgezeigte Eigenschaft ganz allgemein gilt.

Die optimalen Schichtgrenzen für die Zahl der Zuchtsauen wurden von *Strecker* auch für  $L = 3$  Schichten und optimale Aufteilung des Stichprobenumfanges nach *Neyman-Tschuprow* berechnet (vgl. [70], S. 83ff.). Die optimalen Grenzen sind dort gegeben, wo die Größen  $\Delta_1^{\text{opt.}}$  und  $\Delta_2^{\text{opt.}}$  gleichzeitig der Null am nächsten sind; dies war für

$$y_1 = 7 \text{ und } y_2 = 25 \text{ Zuchtsauen}$$

der Fall. Für eine geschichtete Auswahl von 600 aus 6000 Zählflächen ergab sich bei optimaler Aufteilung und Abgrenzung nach diesem Merkmal für  $L = 3$  Schichten ein Standardfehler von etwa 0,12 gegenüber 0,15 bei  $L = 2$  Schichten. Die Verkleinerung des Zufallsfehlers durch Vergrößerung der Schichtzahl ist also verhältnismäßig gering: Der größte Teil des Schichtungseffektes wird auch hier bereits durch den Übergang von der ungeschichteten Auswahl (Standardfehler 0,37) auf eine Auswahl aus zwei Schichten erzielt (vgl. dazu auch Abbildung I.3.12, S. 76).

Die Bestimmung der optimalen Schichtgrenzen an empirischem Material erfordert schon bei geringen Schichtzahlen verhältnismäßig großen Rechenaufwand. Dieser Aufwand kann meist dadurch gespart werden, daß die optimalen Schichtgrenzen für stetige Verteilungen ein für allemal berechnet und dann praktisch als Näherungswerte verwandt werden. *T. Dalenius* und *M. Gurney* [11] sowie *T. Dalenius* und *J. L. Hodges* [12] haben solche Grenzen für einige einfache Verteilungen berechnet. Von *H.-J. Zindler* [83] wurden die optimalen Schichtgrenzen unter der Voraussetzung ermittelt, daß das Schichtungsmerkmal mit dem Untersuchungsmerkmal identisch ist und beide einer Gauß'schen Normalverteilung folgen. In der letzten Zeit wurden von *E. Block* [6] die optimalen Grenzen für die Log-Normalverteilung berechnet. Für den Fall der Identität von Schichtungsmerkmal und Untersuchungsmerkmal haben schließlich *T. Dalenius* und *J. L. Hodges* [12] ein Näherungsverfahren für optimale Schichtgrenzen angegeben. Die Auswertung dieses Näherungsansatzes ist für die Log-Normalverteilung verhältnismäßig einfach und führt fast genau auf die exakt ermittelten Werte. Eine graphische Tafel zur Bestimmung optimaler Schichtgrenzen wird in III.8.3 (S. 592) gegeben.

Für die **Aufteilung des Stichprobenumfanges** ist die Aufgabenstellung der Statistik (vgl. S. 75) ausschlaggebend. Die Aufteilungsverfahren sind grundsätzlich verschieden und werden deswegen im folgenden gesondert behandelt.

Für Aufgabenstellung a), bei der nur ein Gesamtergebnis gefordert wird, ist die Aufteilung theoretisch weitgehend gelöst: Sofern die Varianzen in den Schichten nicht sehr unterschiedlich sind, oder falls keine sicheren Grundlagen für die Schätzung dieser Größen verfügbar sind, sollte in allen Schichten der gleiche Auswahlssatz angewandt werden. Diese proportionale Aufteilung (vgl. III.3.1 (1), S. 538) hat den Vorteil, daß die Stichprobe selbstgewichtigend ist.

Wenn die Merkmalsstreuung in den Schichten unterschiedlich ist, die Kosten für die Erhebung und Aufbereitung in den Schichten dagegen gleich sind, kann die Genauigkeit der Ergebnisse meist dadurch erheblich verbessert werden, daß der Stichprobenumfang nach dem Verfahren von *Neyman-Tschuprow* auf die Schichten aufgeteilt wird (vgl. III.3.1 (2), S. 538). Diese Aufteilung führt bei vorgegebenem Stichprobenumfang und fester Schichteinteilung zum kleinsten Stichprobenfehler für das Gesamtergebnis des Aufteilungsmerkmals, d. h. desjenigen Merkmals, dessen Standardabweichungen bei der Aufteilung berücksichtigt werden. Aus diesem Grunde wird diese Aufteilung auf die Schichten kurz „optimale Aufteilung“ genannt. Zu beachten ist jedoch, daß die Aufteilung immer nur für ein Merkmal, nämlich das Aufteilungsmerkmal, wirklich optimal ist. Gelegentlich werden auch die nach der optimalen Aufteilung berechneten Auswahlssätze in den Schichten „optimal“ genannt, obwohl diese Bezeichnung streng genommen nicht einwandfrei ist.

Wenn die Standardabweichungen für das Aufteilungsmerkmal nicht genau bekannt sind, kann die optimale Aufteilung näherungsweise durch die Aufteilung nach Totalwerten in den Schichten ersetzt werden („value allocation“, vgl. III.3.1 (12), S. 539); bei diesem Ansatz wird unterstellt, daß die Variationskoeffizienten in allen Schichten den gleichen Wert haben. Diese Aufteilung darf jedoch nur nach genauer Prüfung angewandt werden. In ungünstigen Fällen bringt sie größere Standardfehler als die proportionale Aufteilung.

Falls sich die Kosten in den Schichten stark unterscheiden oder falls die Erhebung der Einheiten in einigen Schichten besonders große Schwierigkeiten und Verzögerungen verursacht (das trifft z. B. häufig für Kleinbetriebe zu), führt die Aufteilung nach *Yates-Zacopanay* (vgl. III.3.1 (8), S. 539) zu den günstigsten Ergebnissen.

In der amtlichen Statistik müssen bei Aufgabenstellung a) fast stets Gesamtergebnisse für mehrere Untersuchungsmerkmale erstellt werden. Die Aufteilung des Stich-

### I.3

probenumfanges kann aber meist nur nach einem Merkmal ausgerichtet werden. Sofern es ein Merkmal gibt, mit dem alle wichtigen Untersuchungsmerkmale eng korreliert sind, entsteht keine Schwierigkeit: Die optimale Aufteilung nach diesem Merkmal bewirkt auch für die übrigen Untersuchungsmerkmale eine Genauigkeitsverbesserung, zumindest aber keine Genauigkeitsminderung gegenüber einer proportionalen Aufteilung. Für das auf S. 75 betrachtete Beispiel gilt das für alle Merkmale (vgl. Übersicht I.3.2, S. 76). Dagegen entsteht ein großes Problem, wenn es wichtige Untersuchungsmerkmale gibt, die mit keinem anderen Merkmal, das für die Aufteilung geeignet ist, hinreichend eng korreliert sind: Eine Aufteilung, die für einige Merkmale zu einer beachtlichen Fehlerreduktion führt, kann in diesem Fall die Standardfehler für andere wichtige Untersuchungsmerkmale wesentlich steigern. Eine theoretisch befriedigende und zugleich praktisch leicht anwendbare Lösung dieses Problems ist bislang noch nicht gefunden worden. Vielfach wird deswegen in solchen Fällen eine proportionale Aufteilung des Stichprobenumfanges angewandt. Sie sichert zwar, daß kein Untersuchungsmerkmal sehr schlecht erfaßt wird, bringt jedoch für wichtige Merkmale unter Umständen nur eine verhältnismäßig geringe Genauigkeit. In solchen Fällen wurde bislang meist das wichtigste Merkmal herausgegriffen. Bei den Viehzwischenzählungen wurde z. B. als Aufteilungsmerkmal die „Zahl der Zuchtsauen“ genommen (vgl. II.14, S. 293). Ein Kompromißansatz wurde bei der Obstbaumzählung erprobt (vgl. II.12, S. 262). Über einige andere Ansätze berichtet *T. Dalenius* [8]. Das Verfahren der Aufteilung mit Hilfe eines „Linear-Programms“ wurde von *S. Nordbotten* [51, 52] diskutiert. Diese Ansätze konnten jedoch bislang wegen des erheblichen Rechenaufwandes nicht praktisch angewandt werden.

Für Aufgabenstellung b), bei der außer Gesamtergebnissen auch Ergebnisse für bestimmte Teile der Gesamtheit ermittelt werden sollen, ist die Aufteilung nach *Neyman-Tschuprow* meist unzweckmäßig, weil dabei die Genauigkeit der Ergebnisse in den Schichten sehr ungleich ausfallen kann. Dieses Aufteilungsverfahren sollte deswegen bei Aufgabenstellung b) nicht angewandt werden.

Grundsätzlich können die Auswahlsätze in den Schichten so festgelegt werden, daß die Standardfehler von jeweils einem Merkmal, dem „Richtmerkmal“, bestimmten Anforderungen genügen. Diese Anforderungen müssen der Bedeutung der Teilergebnisse und der Größe der zu erwartenden systematischen Fehler angepaßt sein.

So wurde z. B. bei der Lohnsteuerstatistik 1955 (vgl. II.31, S. 442) vorgeschrieben, daß die relativen Standardfehler aller Teilergebnisse in der Bruttolohngruppe von 2 400 bis 3 600 DM die Höchstgrenze 4 vH nicht übersteigen; für die höheren Bruttolohngruppen wurden Grenzen von 3 vH oder 2 vH vorgesehen.

Zumeist muß jedoch bei der Planung geschichteter Stichproben von einem fest vorgegebenen Stichprobenumfang ausgegangen werden. Wegen der Abhängigkeit der Standardfehler vom Stichprobenumfang ist es in diesem Fall nicht möglich, für die Standardfehler der Schichtergebnisse bestimmte absolute Werte vorzuschreiben. Dagegen kann stets eine Abstufung der Standardfehler in den Schichten, d. h. eine Vorschrift über Relationen von Fehlergrößen, mit dem vorgegebenen Stichprobenumfang in Einklang gebracht werden. Solche Fehlerabstufungen sind auch deshalb ein wertvolles Instrument für die Planung geschichteter Stichproben, weil sie einen sachlich angemessenen Mittelweg zwischen hoher Gesamtgenauigkeit und gleicher Genauigkeit aller Teilergebnisse eröffnen.

In der Praxis hat sich die in Abbildung I.3.14 gezeigte Art von Abstufungen bewährt. Dabei werden die Sollwerte  $\varepsilon$  der relativen Standardfehler mit dem Schichtumfang  $N$  nach der Formel

$$(40) \quad \varepsilon = C/N^a$$

verknüpft. Der Exponent  $a$  muß zwischen 0 und  $1/2$  liegen: Falls  $a = 0$  ist, wird für alle Schichten der gleiche relative Standardfehler vorgeschrieben; in diesem Fall

ergeben sich verhältnismäßig hohe Fehler für die Gesamtergebnisse. Andererseits führt der Exponent  $a = 1/2$  auf einheitliche Auswahlssätze in allen Schichten und zugleich auf optimale Genauigkeit des Gesamtergebnisses, falls die Variationskoeffizienten des betrachteten Merkmals in allen Schichten den gleichen Wert haben. Die Abbildung I.3.14 gibt eine Reihe von Kompromissen zwischen diesen beiden extremen Abstufungen mit den zugehörigen Exponenten. Auf Grund der sachlichen Anforderungen wird eine bestimmte Abstufung und damit auch ein bestimmter Exponent  $a$  gewählt.

Für die Kraftfahrzeugerhebung der Statistik der Kosten und Leistungen im Güterverkehr 1959 (vgl. II.24, S. 381) wurde dieser Ansatz zum erstenmal angewandt. Dabei wurden Abstufungen mit dem Exponenten  $a = 1/10$  zugrunde gelegt. Die relativen Standardfehler sollten nach den Verkehrsleistungen (in tkm) der Fahrzeuge jeder Schicht abgestuft werden.

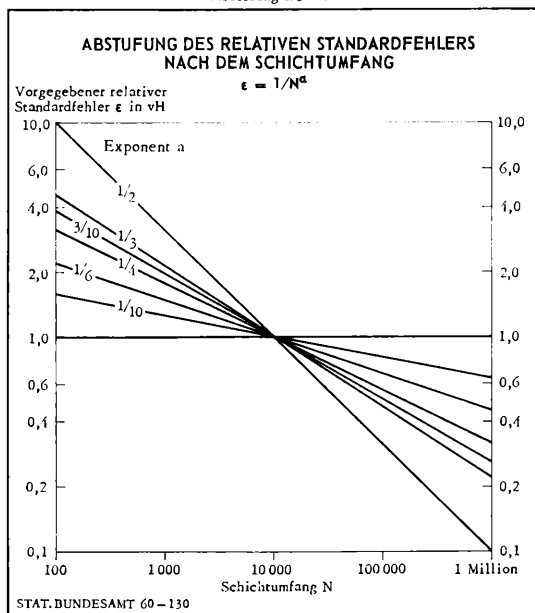
Die Konstante  $C$  bestimmt die absolute Größe der Zufallsfehler und hängt vom Stichprobenumfang ab. Der zum vorgegebenen Stichprobenumfang passende Wert  $C$  muß durch systematisches Probieren bestimmt werden. Das Verfahren wird im einzelnen in III.8.4, S. 594, beschrieben.

Dieses Verfahren hat den Vorteil, daß die Genauigkeit für das Richtmerkmal ganz beliebig gesteuert werden kann; nachteilig ist dagegen die iterative Berechnung der Konstanten  $C$  und damit auch der Auswahlssätze. Diesen Nachteil vermeidet das Verfahren von *F. Ehlers*, das für die Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben (vgl. II.8) entwickelt wurde. Es beruht auf der Forderung, daß die Summe der Produkte der absoluten und relativen Standardfehler über alle Schichten den kleinstmöglichen Wert annehmen soll. Dieses Prinzip ist ein Kompromiß zwischen der Forderung von *Neyman-Tschuprow*, daß die Summe der Fehlervarianzen, d. h. der Quadrate der absoluten Standardfehler, minimiert wird, und der entgegengesetzten Forderung, daß die Quadratsumme der relativen Fehler möglichst klein sein soll: Falls das Richtmerkmal in allen Schichten den gleichen Mittelwert und die gleiche Standardabweichung hat, führt die erste Forderung auf konstante Auswahlssätze, die zweite Forderung auf konstante Stichprobenumfänge in den Schichten. Falls sich also die Schichtumfänge stark unterscheiden, ergeben sich im ersten Fall sehr starke Genauigkeitsunterschiede zwischen den Schichten, während im zweiten Fall in den kleineren Schichten genauere Ergebnisse als in den größeren Schichten herauskommen. Der von *Ehlers* vorgeschlagene Ansatz führt zu folgender Aufteilungsformel:

$$(41) \quad n_h = n \cdot \frac{S_h \cdot \sqrt{N_h / \bar{X}_h}}{\sum S_h \cdot \sqrt{N_h / \bar{X}_h}}$$

Hier kann also unmittelbar der Stichprobenumfang  $n_h$  in den Schichten aus dem Gesamtstichprobenumfang  $n$  berechnet werden. Ein besonderer Vorteil dieses Verfahrens liegt darin, daß für ein Richtmerkmal, das in allen Schichten näherungsweise

Abbildung I.3.14



I.3

einer *Poisson*-Verteilung (vgl. 3.1.2, S. 59) folgt, wegen  $S_h/\sqrt{X_h} \rightarrow 1$  die sehr einfache Aufteilungsformel

(42) 
$$n_h = n \frac{\sqrt{N_h}}{\sum \sqrt{N_h}}$$

gilt. In diesem — durchaus nicht seltenen Fall — sind somit keine Voruntersuchungen zur Bestimmung der Größen  $\bar{X}_h$  und  $S_h$  notwendig.

Die Wirkungsweise der beiden Verfahren soll an der praktisch wichtigen Aufteilung auf die Bundesländer erläutert werden. Es wird unterstellt, daß die Zahl der Erhebungseinheiten der Einwohnerzahl der Länder proportional ist und daß das betrachtete Merkmal in allen Ländern den gleichen Variationskoeffizienten hat. In Übersicht I.3.4 sind für die durchschnittlichen Auswahlsätze 5 vH und 30 vH im Bundesgebiet die für die Länder geltenden Auswahlsätze und die auf Nordrhein-Westfalen bezogenen Standardfehler zusammengestellt, die sich für die Aufteilung nach dem Verfahren von *Ehlers* sowie nach den Abstufungen mit Exponenten  $a = 1/2, 1/4$  und 0 ergeben. Auf eine Rundung der Auswahlsätze wurde verzichtet, um den Vergleich zwischen den Abstufungen nicht zu stören.

Übersicht I.3.4

Land	Einwohnerzahl in Millionen (JD 1958)	Abstufung mit a = ½ (Gleiche Auswahlsätze)		Abstufung mit a = 1/4		Abstufung nach Verfahren von F. Ehlers		Abstufung mit a = 0 (Gleiche Standardfehler)	
		Auswahl- satz in vH	Stand- ard- fehler relativ zu Nord- rhein- West- falen	Auswahl- satz in vH	Stand- ard- fehler relativ zu Nord- rhein- West- falen	Auswahl- satz in vH	Stand- ard- fehler relativ zu Nord- rhein- West- falen	Auswahl- satz in vH	Stand- ard- fehler relativ zu Nord- rhein- West- falen
Durchschnittlicher Auswahlsatz im Bundesgebiet: 5 vH									
Bremen .....	0,670	5	4,76	13,76	2,19	15,37	2,07	30,03	1,00
Saarland .....	1,031	5	3,85	11,40	1,96	12,32	1,90	21,98	1,00
Hamburg .....	1,797	5	2,91	8,88	1,71	9,35	1,67	13,87	1,00
Schleswig-Holstein .....	2,269	5	2,59	7,97	1,61	8,33	1,59	11,30	1,00
Rheinland-Pfalz .....	3,335	5	2,14	6,66	1,47	6,87	1,46	7,96	1,00
Hessen .....	4,623	5	1,82	5,72	1,35	5,84	1,35	5,88	1,00
Niedersachsen .....	6,503	5	1,52	4,86	1,24	4,92	1,25	4,26	1,00
Baden-Württemberg .....	7,367	5	1,44	4,59	1,20	4,62	1,21	3,77	1,00
Bayern .....	9,235	5	1,29	4,12	1,14	4,13	1,14	3,04	1,00
Nordrhein-Westfalen .....	15,323	5	1,00	3,23	1,00	3,20	1,00	1,85	1,00
Bundesgebiet .....	52,153	5	0,54	5,00	0,46	5,00	0,46	5,00	0,41
Durchschnittlicher Auswahlsatz im Bundesgebiet: 30 vH									
Bremen .....	0,670	30	4,79	57,74	2,19	91,49	0,71	81,30	1,00
Saarland .....	1,031	30	3,84	52,44	1,96	73,71	1,13	74,07	1,00
Hamburg .....	1,797	30	2,90	45,52	1,71	55,93	1,27	61,73	1,00
Schleswig-Holstein .....	2,269	30	2,59	42,59	1,61	49,71	1,29	56,18	1,00
Rheinland-Pfalz .....	3,335	30	2,13	37,95	1,46	41,05	1,27	46,51	1,00
Hessen .....	4,623	30	1,82	34,22	1,35	34,87	1,23	38,46	1,00
Niedersachsen .....	6,503	30	1,51	30,47	1,24	29,40	1,17	30,77	1,00
Baden-Württemberg .....	7,367	30	1,44	29,19	1,20	27,61	1,15	28,17	1,00
Bayern .....	9,235	30	1,28	26,91	1,13	24,67	1,10	23,92	1,00
Nordrhein-Westfalen .....	15,323	30	1,00	22,22	1,00	19,16	1,00	15,88	1,00
Bundesgebiet .....	52,153	30	0,54	30,00	0,46	30,00	0,42	30,00	0,41

Die Übersicht I.3.4 zeigt, daß bei dem Gesamtauswahlsatz 5 vH die Aufteilung nach der Formel von *Ehlers* praktisch mit der Aufteilung für den Exponenten  $a = 1/4$  übereinstimmt; hier können beide Aufteilungen als guter Kompromiß gelten, weil einerseits der Fehler für das Bundesgebiet gegenüber der optimalen Aufteilung nur um 7 vH größer ist und weil andererseits das Verhältnis der Standardfehler für das



kleinste Land (Bremen) und für das größte Land (Nordrhein-Westfalen) etwa bei 1:2 liegt. Für den Gesamtauswahlsatz 30 vH gilt diese Aussage jedoch nur für die Aufteilung nach dem Exponentialansatz (40); für die Aufteilung nach Formel (41) ist der Fehler im kleinsten Land sogar noch kleiner als im größten Land. Das Verfahren von *Ehlers* arbeitet also gut bei kleinem Gesamtauswahlsatz, es versagt dagegen bei großem Gesamtauswahlsatz. In diesem Fall ist eine Aufteilung nach dem Exponentialverfahren günstiger: Sie erfordert zwar eine iterative Berechnung, sichert aber auch die gewünschte Steuerung der Genauigkeit.

### 3.2.4 Anordnung<sup>1)</sup>

Häufig kann durch eine günstige Anordnung der Auswahlinheiten in Verbindung mit dem systematischen Auswahlverfahren eine erhebliche Genauigkeitsverbesserung erreicht werden (vgl. 2.2.4, S. 40). Dieser „Anordnungseffekt“ kann der Wirkung einer entsprechenden Schichtung gleichkommen, sie in manchen Fällen sogar übertreffen.

Da auch die Auswahlinheiten innerhalb von Schichten angeordnet werden können, ist es möglich, für die Genauigkeitssteigerung gleichzeitig das Schichtungsprinzip und das Anordnungsprinzip nutzbar zu machen. Diese Kombination ist praktisch sehr wertvoll: Für die wichtigsten Merkmale und Gliederungen der Gesamtheit kann die Schichtung verwandt werden. Sie erfordert eine saubere Aufteilung der statistischen Masse in Schichten, die bis nach dem Ziehen der Stichproben aus diesen getrennt zu halten sind; die Zahl der Schichten muß aus diesem Grunde möglichst klein gehalten werden. Durch Anordnung der Auswahlinheiten innerhalb der Schichten — verbunden mit einer systematischen Auswahl — kann eine erhebliche zusätzliche Steigerung der Genauigkeit erreicht werden.

In der Regel wird zunächst die anzuordnende Auswahlgesamtheit oder Schicht nach dem ersten „Anordnungsmerkmal“ in Gruppen gegliedert; diese Gruppen werden weiter nach dem zweiten Anordnungsmerkmal sortiert usw. Die Einheiten in den bei diesem Prozeß entstehenden „Anordnungsgruppen“ werden dann entweder nach weiteren Anordnungsmerkmalen in eine genau vorgegebene Reihenfolge gebracht (z. B. in eine regionale Anordnung von Nord nach Süd), oder die Anordnung hört nach der Gruppenbildung auf. Bei sehr umfangreichen Massen wird auf die Weiterführung der Anordnung meist verzichtet. In diesem Fall bleibt die ursprüngliche Reihenfolge in der Auswahlgesamtheit bis zu einem gewissen Grade bestehen; unter Umständen können also Periodeneffekte im Material auch nach der Anordnung noch zu systematischen Fehlern führen (vgl. 2.2.2, S. 33). Nach Möglichkeit sollte deswegen die Anordnung nur bei solchen Gruppen abgebrochen werden, in denen die Einheiten rein zufällig liegen.

Für die Gemeindeauswahl des Mikrozensus (vgl. II.3, S. 139) wurden die Gemeinden jedes Bundeslandes nach Gemeindegrößenklassen geschichtet und dann innerhalb der einzelnen Schichten nach verschiedenen Strukturzahlen und regionalen Gesichtspunkten so angeordnet, daß die Reihenfolge der Gemeinden innerhalb der Schichten vollständig determiniert war. Die Anordnungsgruppen wurden dann selbst noch in eine bestimmte Reihenfolge gebracht.

Bei der Statistik der Kraftfahrzeugfahrleistungen (vgl. II.25, S. 396) wurde die Gesamtheit der Kraftfahrzeuge nach Fahrzeuggruppen und dem Beruf des Fahrzeughalters — den beiden wichtigsten Gliederungsmerkmalen — geschichtet. In den Schichten wurden die Lochkarten der Fahrzeuge nach den beiden nächstwichtigen Gliederungsmerkmalen, dem Baujahr und dem Standort, angeordnet. Im Gegensatz zur Mikrozensusanordnung wurden hier jedoch nur Anordnungsgruppen gebildet; die Reihenfolge der Fahrzeuge innerhalb dieser Gruppen wurde nicht vorgeschrieben, d. h. die vorliegende Karteiordnung blieb insoweit bestimmend.

Die Wirksamkeit der Anordnung läßt sich schwerer als der Schichtungseffekt ermitteln, weil dazu wesentlich mehr Information über die Gesamtheit benötigt wird. In der Praxis steht diese Information selten zur Verfügung. Der Anordnungseffekt kann jedoch meist ausreichend genau mit Hilfe von Unterstichproben abgeschätzt werden (vgl. 3.4.1, S. 106).

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.2.4, S. 40.

## I.3

Grundsätzlich hängt der Anordnungseffekt für ein Untersuchungsmerkmal davon ab, wie eng es mit den Anordnungsmerkmalen korreliert ist. Die größte Genauigkeitsverbesserung durch Anordnung wird für das erste Anordnungsmerkmal erreicht. Der Effekt nimmt für die folgenden Anordnungsmerkmale meist ab, und zwar umso stärker, je unterschiedlicher der Umfang der nach diesem Merkmal gebildeten Anordnungsgruppen und je kleiner die durchschnittliche Größe der Gruppen im Vergleich zum Auswahlabstand ist (vgl. II.3, S. 143).

### 3.2.5 Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten<sup>1)</sup>

Bei mehrstufigen Auswahlverfahren sind die Auswahlseinheiten erster Stufe häufig von sehr unterschiedlicher Größe. In solchen Fällen können die Standardfehler der Ergebnisse dadurch vermindert werden, daß für die Auswahl ungleiche Wahrscheinlichkeiten vorgesehen werden (vgl. 2.2.5, S. 42). Am zweckmäßigsten ist es, Wahrscheinlichkeiten proportional zur Größe, in manchen Fällen auch proportional zur Quadratwurzel der Größe, anzuwenden. Für die Auswahlen in den weiteren Stufen sollten die Auswahlwahrscheinlichkeiten möglichst so festgelegt werden, daß alle Einheiten letzter Stufe die gleiche Auswahlchance haben, so daß die Einzelwerte ungewichtet addiert werden können („selbstgewichtende Stichprobe“).

Mit diesem Verfahren ist es möglich, die Zahl der Schichten in der ersten Auswahlstufe zu vermindern: Die Auswahl mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Größe ersetzt in ihrer Wirkung näherungsweise eine Schichtung der Einheiten nach ihrer Größe; die Schichtung kann somit auf andere wichtige Merkmale abgestellt werden, die sonst nicht wirksam hätten berücksichtigt werden können.

Gelegentlich werden auch bei einstufiger Auswahl ungleiche Wahrscheinlichkeiten angewandt, um eine Verbesserung der Genauigkeit zu erzielen (vgl. II.12, S. 265). Dieses Verfahren erfordert jedoch einen verhältnismäßig großen Aufwand bei der Hochrechnung, weil hier die Einzelwerte erst nach einer Gewichtung additionsfähig sind (vgl. 3.3.2, S. 91).

Außer diesen Fällen, in denen bewußt ungleiche Auswahlwahrscheinlichkeiten angesetzt werden, kommt eine Variation der Wahrscheinlichkeiten zwangsläufig dann zustande, wenn die Aufbereitungseinheiten unterschiedlich viele Auswahlseinheiten umfassen (vgl. 2.2.1, S. 28). Hier müssen ebenfalls die Einzelangaben vor der Zusammenfassung umgewichtet werden.

Zur Verwirklichung einer Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten wird meist das Kumulationsverfahren angewandt, das bereits beim *Deming-Plan* (vgl. 3.2.2, S. 74) geschildert wurde. Wenn z. B. Gemeinden mit Wahrscheinlichkeiten proportional zu ihrer Einwohnerzahl ausgewählt werden sollen, werden bei diesem Verfahren die Einwohnerzahlen aller in Betracht kommenden Gemeinden kumuliert, d. h. schrittweise addiert, und nach jeder Addition die Zwischensumme niedergeschrieben. So würde sich z. B. bei acht Gemeinden das folgende Bild ergeben:

Gemeinde- Nummer	Einwohnerzahl	Kumulierte Einwohnerzahl	Auswahl- Nummer
1	400	400	1 259
2	600	1 000	
3	800	1 800	
4	500	2 300	
5	700	3 000	3 459
6	300	3 300	
7	200	3 500	
8	900	4 400	

Zur Auswahl von zwei Gemeinden würde ein auf Einwohner bezogener Auswahlabstand von

$$4\,400 : 2 = 2\,200$$

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.3.2, S. 91.

genommen und mit diesem Abstand eine systematische Auswahl von fiktiven Personen-Nummern durchgeführt. Diejenigen Gemeinden, in denen die so gewählten Personen-Nummern liegen, werden in die Stichprobe genommen. Als Startpunkt für die systematische Auswahl ist aus einer Tabelle eine Zufallszahl zu entnehmen, die kleiner als der Auswahlabstand — hier also kleiner als 2200 — ist. Falls diese Zufallszahl z. B. 1259 ist, dann würde die dritte und siebte Gemeinde ausgewählt, weil die Personen-Nummern 1259 und  $1259 + 2200 = 3459$  zu diesen Gemeinden gehören.

Ein anderes Verfahren zur Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten wurde von *D. B. Lahiri* (vgl. [81], S. 347) angegeben. Nach dem *Lahiri*-Verfahren wird zunächst eine Konstante bestimmt, die größer ist als die Einwohnerzahlen aller betrachteten Gemeinden; bei den obengenannten acht Gemeinden würde das z. B. die Zahl 1000 sein. Es werden dann aus einer Tafel Paare von Zufallszahlen *a* und *b* so entnommen, daß *a* jeweils höchstens gleich 8 (d. h. gleich der Zahl der Auswahl-einheiten) und *b* jeweils kleiner als 1000 (d. h. gleich der Höchstzahl) ist. Wenn die Einwohnerzahl der *a*-ten Gemeinde größer oder gleich *b* ist, so wird diese Gemeinde in die Stichprobe genommen, andernfalls wird sie zurückgestellt. Dieser Prozeß wird mit weiteren Paaren von Zufallszahlen so lange fortgeführt, bis die erforderliche Anzahl von Gemeinden ausgewählt ist. Für das obengenannte Beispiel würde das etwa so aussehen:

Zufallszahlen		Einwohnerzahl der <i>a</i> -ten Gemeinde
<i>a</i>	<i>b</i>	
5	627	700
4	813	500
5	876	700
2	755	600
4	141	500

Auf Grund des ersten Paares würde die fünfte Gemeinde gewählt werden, weil ihre Einwohnerzahl 700 die Zufallszahl 627 übertrifft. Die nächsten drei Zahlenpaare würden zu keiner Auswahl führen, mit dem fünften Paar würde dann die Gemeinde mit der Nummer 4 gewählt.

Das Verfahren von *Lahiri* hat den Vorteil, daß mit ihm die Additionen eingespart werden können. Andererseits muß man auf die beim Kumulationsverfahren mögliche Ausnutzung von Anordnungseffekten verzichten.

Bei der Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten wird in der Regel vorgesehen, daß sie „mit Zurücklegen“ erfolgt und daß somit Einheiten mehrfach in die Stichprobe gewählt werden können. Bei einstufiger Auswahl müssen auch die Einzelwerte dieser Einheiten mehrfach in die Aufbereitung aufgenommen werden. Dagegen wird bei mehrstufiger Auswahl aus solchen Einheiten erster Stufe eine entsprechend größere Unterauswahl getroffen. So wurde z. B. beim Mikrozensus (vgl. II.3, S. 144) für jede Gemeinde ein der mehrfachen Auswahl entsprechendes Vielfaches von 100 Personen in die Stichprobe genommen.

### 3.2.6 Auswirkung fehlerhafter Auswahlgrundlagen<sup>1)</sup>

Die Güte einer Stichprobe — und damit auch die Güte der darauf aufgebauten Statistik — hängt wesentlich von der Genauigkeit der Auswahlgrundlage ab. In der Praxis ist es kaum zu vermeiden, daß die Auswahlgrundlage von der Wirklichkeit abweicht, weil die Unterlagen, nach denen sie erstellt ist, Fehler enthalten oder weil sie nicht mehr aktuell ist, d. h. Änderungen seit der Zusammenstellung nicht enthält. Infolgedessen kann es in Wirklichkeit Einheiten geben, die in der Auswahlgrundlage nicht enthalten sind. Andererseits können darin auch Einheiten vorkommen, die nicht

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.3.3, S. 92.

## I.3

mehr existieren oder noch nie existiert haben. Möglicherweise sind auch einzelne Einheiten mehrfach aufgeführt. Weiter kann die Auswahlgrundlage auch Fehler infolge falscher Abgrenzung der Einheiten (z. B. Wohnungen) enthalten. Schließlich wird bei Erhebungen die Güte der Statistik auch durch unrichtig oder unvollständig angegebene Adressen nachteilig beeinflusst: Solche Fehler ziehen unter Umständen erhebliche Schwierigkeiten bei der Erhebung nach sich, ganz abgesehen davon, daß ein Teil der Einheiten überhaupt nicht angesprochen werden kann und für die Statistik ausfällt.

Alle Mängel der Auswahlgrundlage bewirken, daß bestimmte Einheiten gar keine, andere Einheiten fälschlich eine mehrfache Auswahlchance haben. Die genannten Fehler treten in mehr oder weniger großem Umfang bei allen Auswahlgrundlagen auf. Verhältnismäßig sicher sind die bei Flächenstichproben zugrunde gelegten Verzeichnisse von regional abgegrenzten Einheiten, sofern sie laufend berichtigt werden oder das ganze Erhebungsgebiet lückenlos überdecken.

Bei fast jeder Erhebung entziehen sich einige Einheiten der Erfassung. Die „Ausfälle“ werfen besondere Probleme auf, die jeweils sorgfältig untersucht werden müssen. Mit Rücksicht auf die Wirkung muß zwischen „echten“ und „unechten Ausfällen“ unterschieden werden (vgl. 3.3.3, S. 93).

### 3.2.7 Kontrolle der Auswahl

Die Güte der Stichprobenergebnisse kann durch eine Kontrolle der Auswahl gesteigert werden (vgl. *S. Koller* [46]). Sofern als Auswahlgrundlage das Material einer früheren Totalstatistik zur Verfügung steht, kann mit Hilfe einer Schattenaufbereitung (vgl. 3.4.1, S. 97) für jede gezogene Stichprobe festgestellt werden, inwieweit ihre Ergebnisse mit den Ergebnissen der Totalstatistik übereinstimmen.

Die Genauigkeit der Stichprobenergebnisse kann bereits durch ein einfaches Vergleichsverfahren unter Umständen erheblich gesteigert werden. Man zieht eine vorgegebene Zahl von Stichproben nach einem einheitlichen Auswahlverfahren. Diejenige Stichprobe wird praktisch angewandt, die gegenüber den Ergebnissen der Totalstatistik die kleinsten Abweichungen zeigt. Eine wesentliche Verbesserung ist nur dann zu erwarten, wenn mindestens drei Parallelstichproben überprüft werden und wenn die Korrelation zwischen den Merkmalswerten zum Zeitpunkt der Totalzählung und der Stichprobenzählung nicht kleiner als 0,8 ist.

Übersicht I.3.5

Merkmal	Annahmegrenze für relative Abweichung (in vH)		
	Bundesrepublik Deutschland	Größere Bundesländer (Bevölkerung über 5 Mill.)	Kleinere Bundesländer (Bevölkerung unter 5 Mill.)
Zahl der Haushaltungen .....	0,25	0,5	0,75
Heimatvertriebene .....	1,5	2,0	3,0
Evangelische Bevölkerung .....	1,5	2,0	3,0
Wohnbevölkerung über 65 Jahre .....	0,5	1,0	1,5
Normalwohngebäude .....	0,25	0,5	0,75
Normalwohnungen .....	0,25	0,5	0,75
Wohnräume über 6 qm .....	0,25	0,5	0,75
Zahl der Wohnparteien .....	0,25	0,5	0,75
Erwerbspersonen in Land- und Forstwirtschaft ..	0,5	1,0	1,5
Erwerbspersonen in Industrie und Handwerk ..	0,5	1,0	1,5
Erwerbspersonen im Handel usw. ....	0,5	1,0	1,5
Erwerbspersonen männlich .....	0,5	1,0	1,5
Selbständige Erwerbspersonen .....	0,5	1,0	1,5
Beamte und Angestellte .....	0,5	1,0	1,5
Arbeiter .....	0,5	1,0	1,5
Einpendler .....	1,5	2,0	3,0
Auspendler .....	1,5	2,0	3,0

Es kann jedoch auch ein Abnahmeplan folgender Art angewandt werden: Auf Grund von sachlichen Erwägungen wird für das  $j$ -te kontrollierte Merkmal eine Höchstgrenze  $\varepsilon_j$  für die relative Abweichung  $a_j$  des Stichprobenergebnisses vom Totalzählungswert festgelegt. Eine Stichprobe gilt als annehmbar, wenn

$$-\varepsilon_j < a_j < \varepsilon_j$$

für alle Merkmale gilt. Stichproben, bei denen für ein Merkmal oder sogar mehrere Merkmale die Annahmegrenze überschritten ist, werden verworfen.

Dieses Verfahren ist vor allem für die Gemeindeauswahl des Mikrozensus (vgl. II.3, S. 160) angewandt worden, um das Risiko zu vermindern, das in einer ungünstigen Zufallsauswahl der Gemeinden liegen kann. Dabei wurden die in Übersicht I.3.5 aufgeführten Annahmegrenzen verwandt. Das Verfahren wurde ferner bei der Wahlstatistik angewandt (vgl. II.6, S. 193).

### 3.3 Hochrechnung<sup>1)</sup>

Eine methodisch einwandfreie Hochrechnung setzt voraus, daß die Gesamtheit, auf die die Stichprobe hochgerechnet werden soll, genau abgegrenzt wird. Grundsätzlich kann nur auf die Gesamtheit der Einheiten abgestellt werden, die beim Ziehen der Stichprobe eine Auswahlchance gehabt haben. Diese Auswahlgesamtheit ist durch die Auswahlgrundlage gegeben. Sie unterscheidet sich praktisch meist von der Erhebungsgesamtheit, deren sachliche, räumliche und zeitliche Abgrenzung von der Rechtsgrundlage sowie von methodischen Überlegungen abhängt. Die Unterschiede zwischen Erhebungsgesamtheit und Auswahlgesamtheit sind im wesentlichen auf Unvollkommenheiten der Auswahlgrundlagen zurückzuführen. In manchen Fällen kann die Schwierigkeit durch die Hochrechnung überbrückt werden, nämlich dann, wenn der Umfang der Unterschiedsmasse verhältnismäßig klein ist oder wenn ihre Struktur von der Auswahlgesamtheit nicht wesentlich abweicht. Diese Voraussetzungen sind jedoch nicht immer erfüllt; insbesondere bestehen häufig wesentliche Strukturunterschiede.

Bei der Lohnsteuerstatistik (vgl. II.30, S. 430) umfaßt z. B. die Erhebungsgesamtheit alle Personen, die in einem bestimmten Jahre lohnsteuerpflichtig geworden sind. Dagegen ist die Auswahlgesamtheit durch die Masse der Lohnsteuerkarten gegeben, die von den Pflichtigen über die Finanzämter zu den Statistischen Landesämtern gelangen. Ein Teil der zu Recht ausgegebenen Lohnsteuerkarten bleibt regelmäßig aus. In der Fehlmasse, die etwa 15 vH der Erhebungsgesamtheit ausmacht, ist u. a. der Anteil der Steuerpflichtigen mit kleinem Bruttolohn und der Anteil der nicht ganzjährig Beschäftigten größer als in der Auswahlgesamtheit. Aus diesem Grunde darf die Stichprobe nicht auf die Erhebungsgesamtheit hochgerechnet werden.

Ein weiteres Problem entsteht bei Stichprobenerhebungen dadurch, daß regelmäßig einige ausgewählte Einheiten nicht erfaßt werden können (vgl. 3.2.6, S. 85). Auf solche Ausfälle ist es zurückzuführen, daß der theoretische Auswahlatz, der beim Ziehen der Stichprobe angewandt worden ist, nicht eingehalten werden kann. Der effektive Auswahlatz, d. h. das Verhältnis der Anzahl erfaßter Einheiten zur Gesamtzahl der Einheiten in der Auswahlgesamtheit, bleibt hinter dem theoretischen Wert zurück. Grundsätzlich ist bei der Hochrechnung vom theoretischen Auswahlatz auszugehen; der effektive Auswahlatz darf nur nach eingehender Prüfung der möglichen systematischen Fehler verwandt werden (vgl. 3.3.3, S. 93).

Bei geschichteten und bei mehrstufigen Stichproben müssen die Stichprobenwerte in der Regel getrennt nach Stufen und Schichten hochgerechnet werden. Bei der Gruppierung nach der Auswahl (vgl. 2.3.3, S. 48) muß das Material weiter nach Hochrechnungsgруппen untergliedert werden. Sofern eine Auswahl mit unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten durchgeführt wird (vgl. 3.2.5, S. 84), ist grundsätzlich sogar jede Einheit gesondert hochzurechnen (vgl. 3.3.2, S. 91).

#### 3.3.1 Wahl des Hochrechnungsverfahrens<sup>2)</sup>

Das theoretisch einfachste Hochrechnungsverfahren ist die freie Hochrechnung (vgl. 2.3.1, S. 46), bei der die Stichprobenwerte mit dem Kehrwert des Auswahlatzes auf die Gesamtheit umgerechnet werden; vgl. z. B. Formel III.1. (1), S. 525. Das

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.3, S. 45. — <sup>2)</sup> Vgl. auch 2.3.1, S. 46 und 2.3.2, S. 47.

### I.3

Verfahren ist besonders einfach, wenn bei der Auswahl glatte Auswahlsätze angewandt werden. Falls nämlich die Zahl der Ausfälle und der Zugänge ohne Auswahlchance klein ist, können für die Hochrechnung glatte Faktoren verwandt werden. Sie haben bei einer Lochkartenaufbereitung überdies den großen Vorteil, daß die Hochrechnung zugleich mit der maschinellen Tabellierung vorgenommen werden kann, d. h. keinen besonderen Arbeitsgang erfordert.

Die Genauigkeit der Stichprobenergebnisse kann in vielen Fällen durch eine gebundene Hochrechnung (vgl. 2.3.2, S. 47) verbessert werden, bei der Ergebnisse einer früheren Statistik in bestimmter Weise als Hochrechnungsbasis verwandt werden.

Den genannten Hochrechnungsverfahren liegen verschiedene Modell-Annahmen zugrunde. Wenn  $x_i$  den Wert des Untersuchungsmerkmals und  $y_i$  den Wert des Basismerkmals für die  $i$ -te Einheit bezeichnen, dann werden folgende Verknüpfungen unterstellt:

freie Hochrechnung	$x_i = A$	$+ \eta_i$
Verhältnisschätzung	$x_i =$	$By_i + \eta_i$
Differenzschätzung	$x_i = A +$	$y_i + \eta_i$
Regressionsschätzung	$x_i = A +$	$By_i + \eta_i$

Dabei sind  $A$  und  $B$  konstante Zahlen und  $\eta_i$  ist eine Größe, um die die Werte der  $i$ -ten Einheit von der Modell-Annahme abweichen. Die Zusammenstellung zeigt, daß die  $\eta_i$  wesentlich von der Art des Hochrechnungsverfahrens abhängen. Sie sind — bei vorgegebenen Auswahlverfahren — umso kleiner, je besser die Modell-Annahmen der sachlichen Situation entsprechen. So ist es z. B. naheliegend, Verschiebungen in der Zahl von Arbeitskräften als additiven (oder subtraktiven) Prozeß, Steigerungen des Umsatzes dagegen auf einen multiplikativen Prozeß zurückzuführen. Im ersten Fall ist dann eine Differenzschätzung, im zweiten Fall eine Verhältnisschätzung angemessen. Zu beachten ist ferner, daß die Differenzschätzung nur dann sinnvoll ist, wenn das Untersuchungsmerkmal und das Basismerkmal gleichartig sind (z. B. Zahl der Arbeitskräfte zu zwei verschiedenen Zeitpunkten). Die Anwendbarkeit der Verhältnisschätzung und der Regressionsschätzung ist nicht in dieser Weise eingeschränkt; so könnte z. B. mit diesem Verfahren auch der Umsatz einer Gruppe von Unternehmen auf Grund der Beschäftigtenzahlen geschätzt werden.

Die Wirksamkeit der gebundenen Hochrechnung hängt im wesentlichen von der Korrelation zwischen den Werten des Untersuchungsmerkmals und des angewandten Basismerkmals ab. Die Genauigkeit wird ferner vom Quotienten  $T$  der Mittelwerte beeinflusst. Abbildung I.3.15 zeigt die Verhältnisse zwischen den Standardfehlern bei gebundener Hochrechnung zu den Standardfehlern bei freier Hochrechnung. Sie gilt unter der Voraussetzung, daß es sich um eine einfache Zufallsstichprobe handelt und daß die Variationskoeffizienten des Untersuchungsmerkmals und des Basismerkmals etwa gleich sind. Das gilt z. B. näherungsweise, wenn sich die Merkmale nur durch die zeitliche Bestimmung unterscheiden.

Die Graphik zeigt, daß die Regressionsschätzung der freien Hochrechnung stets überlegen ist; nur wenn der Korrelationskoeffizient gleich Null ist, sind die Standardfehler gleich (vgl. 3.1.3, S. 68). Die übrigen Verfahren der gebundenen Hochrechnung sind bei enger positiver Korrelation leistungsfähiger als die freie Hochrechnung, dagegen führen sie bei negativer Korrelation stets zu größeren Standardfehlern als das wesentlich einfachere Verfahren der freien Hochrechnung.

Beim Vergleich der Hochrechnungsverfahren ist zu beachten, daß die Verhältnisschätzung und die Regressionsschätzung einen gewissen systematischen Fehler (bias) verursachen; vgl. z. B. Formel III.1.4 (3), S. 527. Dieser systematische Fehler ist gegenüber dem Standardfehler des Verfahrens völlig unbedeutend, wenn bei einfacher Zufallsauswahl mehr als etwa 30 Einheiten gezogen werden.

Bei geschichteten Auswahlverfahren muß besonders kritisch untersucht werden, ob die gebundene Hochrechnung sinnvoll ist: Vielfach wird bereits durch die



### 1.3

Die Zusammenstellung zeigt zunächst, daß die freie Hochrechnung einer geschichteten Stichprobe aus drei Schichten zu etwa den gleichen Standardfehlern führt wie die Hochrechnungsverfahren, die an das Schichtungsmerkmal (Ackerfläche 1955) gebunden sind. Eine zusätzliche Schichtung nach diesem Merkmal hat praktisch keinen Erfolg: Die Information, die in den Angaben über die Ackerfläche 1955 enthalten ist, wird bereits durch die gebundene Hochrechnung voll ausgenutzt.

Ein völlig anderes Bild ergibt sich, wenn für die Hochrechnung die Information in den Angaben über die Roggenfläche 1955 zusätzlich für die Hochrechnung nutzbar gemacht werden kann. Das Untersuchungsmerkmal (Roggenfläche 1956) ist mit der Roggenfläche 1955 wesentlich stärker korreliert als mit der Ackerfläche 1955; im ersten Fall ist  $r = 0,98$  gegenüber  $r = 0,83$  im zweiten Fall. Dementsprechend wird durch Bindung der Hochrechnung an die Roggenfläche 1955 bereits bei ungeschichteter Auswahl eine Verminderung der Standardfehler auf etwa ein Drittel erreicht. Eine zusätzliche Schichtung nach der Ackerfläche 1955 bleibt völlig unwirksam.

Durch optimale Aufteilung des Stichprobenumfangs (30 Gemeinden) nach der Roggenfläche 1955 können die Standardfehler nicht mehr wesentlich vermindert werden. Bei kombinierter Verhältnisschätzung ergibt sich bei 6 Schichten und optimaler Aufteilung ein relativer Standardfehler von 1,1 vH gegenüber 1,3 vH bei proportionaler Aufteilung; die übrigen Unterschiede sind noch kleiner.

Bei Kombination von geschichteter Auswahl mit Verhältnisschätzung sind zwei Schätzfunktionen zu unterscheiden: die kombinierte Verhältnisschätzung (vgl. III.3.5, S. 543) und die separate Verhältnisschätzung (vgl. III.3.6, S. 545). Diese beiden Verfahren werden in III.3.15 (S. 554) miteinander verglichen. Hier sei nur darauf hingewiesen, daß die separate Verhältnisschätzung größeren Arbeitsaufwand erfordert und daß sich die Genauigkeit der Ergebnisse beträchtlich mindern kann, wenn sehr viele Schichten gebildet werden und die Stichprobenumfänge in den Schichten klein sind. Im oben betrachteten Beispiel stimmen zwar die Standardfehler bei separater Verhältnisschätzung mit denen bei kombinierter Verhältnisschätzung überein. Das gilt jedoch nicht für die systematischen Fehler, die bei Anwendung der Verhältnisschätzung entstehen (vgl. Formel III.3.15 (15), S. 554). Diese systematischen Fehler sind bei kombinierter Verhältnisschätzung praktisch unbedeutend, wenn insgesamt mehr als 30 Einheiten ausgewählt werden. Bei separater Verhältnisschätzung ist das erst dann sicher, wenn aus jeder Schicht etwa 30 Einheiten gezogen werden.

Bei der Wahl des Hochrechnungsverfahrens ist stets zu beachten, daß durch die Bindung an ein Merkmal unter bestimmten Voraussetzungen genauere Ergebnisse zu erzielen sind, daß diese Steigerung der Genauigkeit aber durch Mehraufwand erkauft werden muß: Stets müssen die Summen der Bezugsmerkmale zusammengestellt werden. Bei der Regressionsschätzung (vgl. z. B. Formel III.1.6 (1), S. 527) werden darüber hinaus auch die Varianzen und Kovarianzen der Erhebungs- und Basismerkmale bereits für die Hochrechnung benötigt. Die Berechnung dieser Größen erfordert erheblichen Rechenaufwand und kann somit die Bereitstellung der Ergebnisse verzögern. Bei Einsatz einer elektronischen Rechanlage für die Aufbereitung der Statistik würde diese Eigenart der Regressionsschätzung praktisch nicht ins Gewicht fallen. In diesem Fall könnte die höhere Genauigkeit der Regressionsschätzung wirklich ausgeschöpft werden.

Die Durchführung der gebundenen Hochrechnung stößt bei starker Aufgliederung der Stichprobe gelegentlich auf Schwierigkeiten. Die Verhältnisschätzung versagt, wenn die Stichprobensumme des Bezugsmerkmals, die im Nenner der Hochrechnungsformel steht, sehr klein oder gleich Null ist. Ähnliche Schwierigkeiten treten auch bei der Differenzschätzung auf. Eine geringe Stichprobenbesetzung und starke Abnahme gegenüber demselben Merkmal im Bezugszeitpunkt kann auf negative Werte und damit auf unbrauchbare Ergebnisse führen. In beiden Fällen können die Nachteile dadurch umgangen werden, daß schwach besetzte Gruppen mit gleichartigen anderen Gruppen zusammengefaßt, gemeinsam hochgerechnet und anschließend gegebenenfalls nach einem geeigneten Modus wieder aufgliedert werden.

Bei den Stichprobenerhebungen zur Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben (vgl. II.9, S. 217) wurde die Hochrechnung der monatlichen Erhebungen an die Ergebnisse der Basiserhebung gebunden. Zunächst war vorgesehen, die gebundene Hochrechnung gesondert für jede Tabellenposition durchzuführen. Die dabei entstehenden Unzulänglichkeiten sollen hier an einem krassen Modell-Beispiel gezeigt werden: Von  $Y = 300$  weiblichen familienfremden Arbeitskräften einer Tabellenposition im Juli 1956 seien durch die 1 vH-Stichprobe für die folgenden Monate zufällig  $y = 5$  Personen dieser Gruppe erfaßt. Zur Zeit der Hackfrucht-Ernte im September sind in den Stichprobenbetrieben  $x = 10$  Personen dieser Gruppe vorhanden. Die Formel für die Verhältnisschätzung (vgl. Formel III.1.4 (1), S. 526) führt dann auf einen Totalwert von

$$X = \frac{Y}{y} \cdot x = \frac{300}{5} \cdot 10 = 600$$



Personen im September. Wären stattdessen im Juli 1956 zufällig nur  $y = 4$  Personen in den Stichprobenbetrieben gewesen, dann hätte — bei unverändertem Wert  $x = 10$  für September — das hochgerechnete Ergebnis  $X = 750$  gelaute. Geringfügige Zufallsabweichungen wirken sich also sehr stark auf die Ergebnisse aus. Wenn andererseits die Zahl der familienfremden Arbeitskräfte von  $y = 5$  auf  $x = 1$  zurückgeht, dann ergibt die Differenzschätzung (vgl. Formel III.1.5 (1) S. 527) sogar einen negativen Gesamtwert:

$$X = Y + \frac{1}{x} (x - y) = 300 + 100 (1 - 5) = -100.$$

In beiden Fällen sind die Hochrechnungsverfahren durch die starke Untergliederung der Bezugswerte überfordert.

### 3.3.2 Hochrechnung bei Auswahl<sup>1)</sup> mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten

Es wurde bereits in 2.2.1 (S. 28) und 3.2.5 (S. 84) darauf hingewiesen, daß Aufbereitungseinheiten, die mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten ausgewählt worden sind, nicht unmittelbar addiert werden dürfen, weil dann verzerrte Ergebnisse entstehen würden. Einer Verzerrung kann nur dadurch begegnet werden, daß die Auswahlseinheiten jeweils mit dem Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeit multipliziert werden (vgl. III.4, S. 557 ff.).

Die entzerrenden Korrekturen sollen hier an einem Beispiel dargestellt werden: Vorgegeben sei eine Personenkartei von 2300 Personen, die insgesamt zu 1000 Haushalten gehören (vgl. Übersicht I.3.7).

Übersicht I.3.7

Zahl der Personen im Haushalt	Haushalte	Personen	
	Anzahl	Anzahl	vH
1	300	300	13,3
2	300	600	26,0
3	200	600	26,0
4	200	800	34,7
Zusammen	1 000	2 300	100

Die Zahl der Personen ist in den größeren Haushalten gehäuft. Wenn also eine Auswahl von Personen getroffen wird und die dabei erfaßten Personen nach Haushaltsmerkmalen befragt werden, dann führt die Aufbereitung dieser Angaben nach Haushalten zu einer Überbesetzung der großen Haushalte und — kompensatorisch — zu einer Unterbesetzung der kleinen Haushalte. Der Grad der Verzerrung hängt vom Auswahlverfahren und von der Anordnung der Karteikarten ab.

Wenn eine einfache Zufallsstichprobe gezogen oder wenn die Karteikarten in Zufallsfolge liegen und daraus eine systematische Auswahl gezogen wird, so ist die Wahrscheinlichkeit, daß ein Haushalt mit  $k$  Personen über ein oder mehr als ein Haushaltsmitglied in die Auswahl kommt, beim Auswahlssatz  $f$  etwa gleich  $1 - (1 - f)^k$ . Bei Auswahl von  $f = 25$  vH der Personen ergeben sich danach für das oben aufgeführte Beispiel die in Übersicht I.3.8 genannten Werte.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.2.5, S. 84.

Übersicht I.3.8

Zahl der Personen im Haushalt	Auswahlwahrscheinlichkeit des Haushalts		Hochrechnungsfaktor für den Fall $f = 25$ vH
	Näherungsformel	Wert bei $f = 25$ vH	
1	$f$	25 vH	4
2	$1 - (1 - f)^2$	44 vH	2,3
3	$1 - (1 - f)^3$	58 vH	1,7
4	$1 - (1 - f)^4$	69 vH	1,45

### I.3

Das Auswahlverfahren hat also eine Selektionswirkung. Dieser Effekt muß dadurch rückgängig gemacht werden, daß jede Haushaltsgröße gesondert bearbeitet und bei der Hochrechnung in jeder Gruppe der reziproke Wert der Auswahlwahrscheinlichkeit angewandt wird (vgl. letzte Spalte in Übersicht I.3.8).

Falls die Karteikarten nach Haushalten geordnet sind und eine systematische Auswahl mit Abstand  $1/f$  gezogen wird, ist die Auswahlwahrscheinlichkeit von Haushalten mit  $k$  Personen näherungsweise gleich  $k \cdot f$  bzw. gleich 1, falls die Zahl  $k \cdot f$  größer als 1 ist. Für das Beispiel ergeben sich die in Übersicht I.3.9 genannten Werte.

Übersicht I.3.9

Zahl der Personen im Haushalt	Auswahlwahrscheinlichkeit des Haushalts		Hochrechnungsfaktor für den Fall $f = 25 \text{ vH}$
	Näherungsformel	Wert bei $f = 25 \text{ vH}$	
1	$f$	25 vH	4
2	$2f$	50 vH	2
3	$3f$	75 vH	1,33
4	$4f$	100 vH	1

Die gleichen Werte gelten auch dann, wenn nach einer Zufallsauswahl von Personen jeder Haushalt so oft gezählt wird, wie Haushaltsmitglieder ausgewählt sind.

Daraus folgt, daß bei einer Karteiauswahl mit Übergang zu höheren Einheiten die Hochrechnungsfaktoren von der Anordnung in der Kartei und von den Einzelheiten der Auswahl- und Zählprozedur abhängen. Vielfach ist nun aber die genaue Anordnung einer Kartei nicht bekannt oder uneinheitlich. Wenn z. B. die Kartei nach Zunamen alphabetisch geordnet ist, so werden bei seltenen Namen, die im Ort nur in einer Familie vorkommen, die Karten eines Haushaltes hintereinander stehen, bei häufigeren Namen liegen die Karten der Haushaltsmitglieder verstreut, wenn diese etwa nach dem Vornamen geordnet sind. Bei einer systematischen Auswahl kann dann keine der beiden Formeln genau zugrunde gelegt werden; es empfiehlt sich daher, in solchen Fällen unbedingt eine echte Zufallsauswahl vorzunehmen.

#### 3.3.3 Ergänzung der Stichprobe<sup>1)</sup>

Besondere Beachtung verlangt bei der Hochrechnung die Tatsache, daß bei Erhebungen regelmäßig ein Teil der Zählpapiere verspätet eintrifft oder ganz ausfällt. Es besteht jedoch ein besonders dringendes Bedürfnis nach Vollständigkeit der Unterlagen, da jede Auswahlinheit viele andere Einheiten repräsentieren soll.

Die Einhaltung der Einsendetermine ist von großer praktischer Bedeutung, weil die nachträgliche Einbeziehung der Nachzügler bei der Aufbereitung von Stichprobenstatistiken normalerweise einen höheren Arbeitsaufwand verursacht als bei Totalstatistiken. Das gilt vor allem für die gebundene Hochrechnung. Hier müssen zunächst die Summen der Basiswerte in der Stichprobe um die Einzelwerte für die Nachzügler ergänzt und dann die Faktoren für die Hochrechnung entsprechend abgeändert werden. Bei freier Hochrechnung mit effektiven Auswahlätzen ergeben sich ebenfalls Änderungen in den Hochrechnungsfaktoren. Im Gegensatz zur Totalstatistik können die Einzelwerte der Nachzügler hier also nicht einfach zu den vorläufigen Gesamtwerten hinzugerechnet werden. Verhältnismäßig einfach ist die Berücksichtigung von verspäteten Meldungen bei freier Hochrechnung mit theoretischen Auswahlätzen. Bei diesem Verfahren ist es möglich, die mit dem reziproken Auswahlatz hochgerechneten Einzelwerte unmittelbar zu den vorläufigen Ergebnissen zu addieren.

Methodisch schwieriger ist die Berücksichtigung der Ausfälle. Hier ist die Unterscheidung zwischen unechten und echten Ausfällen von entscheidender Bedeutung.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 3.2.6, S. 85.

Als unechte Ausfälle werden diejenigen Einheiten bezeichnet, die in der Auswahlgrundlage verzeichnet sind, zum Zeitpunkt der Erhebung jedoch nicht existieren. So können z. B. Unternehmen, die in einer Liste enthalten sind, im Zeitpunkt der Erhebung bereits aufgelöst sein; weiter ist es möglich, daß infolge falscher Abgrenzung Unternehmen aufgeführt sind, die nicht zu dem untersuchten Wirtschaftsbereich gehören. Die unechten Ausfälle werden bei der Erhebung automatisch festgestellt. Sie repräsentieren die Menge aller Einheiten, die fälschlich in der Auswahlgrundlage verzeichnet sind. Die unechten Ausfälle dürfen deswegen nicht durch andere Einheiten ersetzt werden.

Echte Ausfälle heißen diejenigen Einheiten, die am Stichtage der Statistik existieren, sich aber der Erfassung entziehen. Das kann daran liegen, daß die Auswahlgrundlage Lücken hat (z. B. können leicht Wohnungen in Neubauten fehlen). Echte Ausfälle können auch dadurch entstehen, daß ein Teil der Auskunftspersonen nicht erreichbar ist oder die Antwort verweigert („non-response-Fälle“).

Aus diesem Grunde ist es besonders wichtig, die Ausfallgründe zu kennen: In der Regel trifft jede Ursache besonders stark eine ganz bestimmte Gruppe von Einheiten, die keinen Querschnitt der Erhebungsgesamtheit darstellt. Es sollte stets die Frage geklärt werden, ob die Gruppe der echten Ausfälle in den Basis- und in den Untersuchungsmerkmalen mit der Gruppe der übrigen Einheiten übereinstimmt oder aber etwa in typischer Weise nach einer Richtung abweicht.

So werden z. B. die durch einen Krankenhausaufenthalt von Personen erzeugten Ausfälle von Mikrozensus Haushalten vorwiegend 1-Personen-Haushalte betreffen; außerdem werden sich diese Ausfälle vor allem auf ältere Leute konzentrieren.

Für die Behandlung dieser Frage gibt es verschiedene Methoden: Gewisse Anhaltspunkte über das Auftreten von Verzerrungen durch Nichtbeantwortung, d. h. über den non-response-Effekt, kann man häufig schon durch eine Untersuchung der echten Ausfälle auf Grund der Basiswerte in der Auswahlgrundlage erhalten. Eine Quantifizierung des non-response-Effekts und Berichtigung der systematischen Fehler ist dagegen nur dann möglich, wenn eine zweiphasige Stichprobenerhebung (vgl. 2.2.6, S. 43) verwirklicht werden kann. Bei diesem Stichprobenverfahren wird im Anschluß an die Haupterhebung (1. Phase) eine Sonderbefragung bei einer Stichprobe aus den echten Ausfällen der ersten Phase durchgeführt (2. Phase). Die Einheiten in der zweiten Phase werden je nach Umfang und Bedeutung der Ausfälle entweder persönlich angeschrieben oder durch Interviewer befragt. Die so gewonnenen Angaben von zunächst ausgefallenen Einheiten sind unter bestimmten Bedingungen repräsentativ für die Gruppe der echten Ausfälle und können dann zur Berichtigung der Haupterhebung benutzt werden (vgl. III.7.3 (9), S. 586).

Falls dieses Verfahren nicht anwendbar ist, kann der systematische Fehler infolge echter Ausfälle meist durch gezielte Ergänzung der Stichprobe vermindert werden: An Stelle der ausgefallenen Einheiten werden möglichst ähnliche Ersatzeinheiten bestimmt und in die Stichprobe einbezogen. Diese Ergänzung sollte nach Möglichkeit schon bei der Erhebung selbst vorgenommen werden; in vielen Fällen ist das jedoch so schwierig, daß die Ergänzung erst bei der Aufbereitung durchgeführt werden kann.

Bei Verweigerungen sind häufig recht wenig Anhaltspunkte für eine gezielte Anpassung gegeben. Wenn daher die Verweigerungsquote verhältnismäßig groß ist, so wird die Aussagekraft der Ergebnisse erheblich eingeschränkt. Aber auch bei Teilverweigerungen (Nichtbeantwortung bestimmter Fragen) lassen sich aus den anderen Daten nur schwer und nur mit größter Vorsicht Analogieschlüsse ziehen: Zwei Erhebungseinheiten, die sonst in allen Merkmalen übereinstimmen, von denen jedoch die erste eine Frage nicht beantwortet, können sich eben in diesem Merkmal wesentlich unterscheiden, da die Verweigerung häufig ihre Ursache in einer Anomalie der Erhebungseinheit hinsichtlich des Merkmals hat, bei dem die Antwort verweigert wurde. Aus diesen Gründen sollte bei jeder Erhebung versucht werden, die Verweigerungsquote möglichst niedrig zu halten (z. B. durch mehrfaches Anschreiben). Diese Bemühungen sind meist recht erfolgreich.

## I.3

An Stelle der ausgefallenen Einheiten sind notfalls möglichst adäquate Ersatz-einheiten in die Stichprobe einzubeziehen. Da nur den echten Ausfällen Einheiten entsprechen, die im Erhebungszeitpunkt wirklich existieren, braucht und darf nur in diesen Fällen eine Ergänzung vorgenommen werden. Falls nämlich auch die unechten Ausfälle ersetzt würden, so würde die Erhebungsgesamtheit in falscher Weise vergrößert.

Für die Ergänzung echter Ausfälle ist das „Doppeln“ zweckmäßig. Bei diesem Verfahren werden erfaßte Einheiten nach dem Zufallsprinzip herausgegriffen und ihre Angaben doppelt in die Aufbereitung einbezogen. Das Verfahren wird näher in 3.3.4 (S. 95) beschrieben. Bei der Vervollständigung der Stichprobe ist stets der oben genannte Grundsatz zu beachten, daß möglichst ähnliche Einheiten zur Ergänzung herangezogen werden sollen. Durch ungezieltes, schematisches Doppeln von Einheiten aus einer Gruppe, die sich in ihrer Struktur von der Gruppe der echten Ausfälle unterscheidet, können noch zusätzliche systematische Fehler in die Ergebnisse hineingetragen werden.

Anhaltspunkte über die Größenordnung solcher Fehler können verhältnismäßig einfach für den Fall gegeben werden, daß für eine Gesamtheit der Anteil  $p$  der Einheiten mit einer bestimmten Eigenschaft ermittelt werden soll. Es sei  $p_a$  der Anteil dieser Einheiten in der Gruppe der Ausfälle und  $a = p_a/p$  der konstante Faktor, um den sich der wahre Wert  $p$  von  $p_a$  unterscheidet. Wenn  $k$  den Anteil der erfaßten Einheiten in der Gesamtheit bezeichnet, dann ist folgender Unterschied zu erwarten zwischen dem Anteil  $p$  und seinem Schätzwert  $p_e$ , den man bei schematischem Doppeln auf Grund der erfaßten Einheiten erhält:

$$(43) \quad \frac{p_e - p}{p} = (1 - a) \frac{1 - k}{k}$$

Selbstverständlich ist die Abweichung sowohl im Fall  $a = 1$  (kein Strukturunterschied im betrachteten Merkmal) als auch im Fall  $k = 1$  (kein Ausfall von Einheiten) gleich Null. Wenn dagegen z. B. nur  $k = 80$  vH der Einheiten erfaßt werden und das Merkmal in der Gruppe der Ausfälle nur halb so häufig vorkommt wie in der vollen Gesamtheit (d. h. wenn  $a = \frac{1}{2}$  ist), dann ergibt sich nach Formel (43) ein systematischer Fehler von 12,5 vH des richtigen Anteils.

### 3.3.4 Anpassen an vorgegebene Randwerte

Das Stichprobenverfahren wird häufig dazu benutzt, um die Struktur von Gesamtheiten zu untersuchen, über die bestimmte Globalzahlen bereits aus anderen Statistiken bekannt sind. So wurde z. B. die Totalerhebung der Wohnungsstatistik 1956/57 u. a. durch eine repräsentative 10 vH-Erhebung ergänzt (vgl. II.20, S. 334). Ein anderes Beispiel ist der Mikrozensus; hier liegen Gesamtzahlen für die Wohnbevölkerung aus der Fortschreibung der Bevölkerung vor.

Die repräsentativ erstellten Ergebnisse stimmen in den Gesamtzahlen meist nicht genau mit den bekannten „Randwerten“ überein, sondern unterscheiden sich durch Zufallsfehler von ihnen. Darüber hinaus können Differenzen auch durch Unterschiede in der Erhebungs- und Aufbereitungstechnik der verglichenen Statistiken sowie durch unterschiedliche systematische Fehler der Stichprobenstatistik und der Totalstatistik, insbesondere natürlich auch durch Ausfälle von Einheiten, entstehen.

Die Unterschiede zwischen den aus Stichprobenstatistiken geschätzten Totalwerten und den aus anderen Quellen stammenden Randwerten können für den Benutzer der Statistik zu Schwierigkeiten führen. Aus diesem Grunde werden Differenzen, die die Brauchbarkeit der Ergebnisse beeinträchtigen könnten, meist durch eine Anpassungsprozedur beseitigt. Im folgenden werden Verfahren zur Beseitigung von Differenzen auf Grund von Zufallsfehlern beschrieben.

Zunächst soll vorausgesetzt werden, daß außer den Stichprobenwerten ein Randwert bekannt ist. Zur Anpassung der Stichprobenergebnisse an den vorgegebenen Randwert haben sich vor allem zwei Methoden bewährt: Die proportionale Anpassung und das „Doppeln und Streichen“.

Die proportionale Anpassung wird vor allem auf bereits vorliegende Tabellen angewandt. Es sei  $y_i$  das Teilergebnis für das Merkmal mit bekanntem Randwert, das „Anpassungsmerkmal“, und  $x_i$  das Teilergebnis im gleichen Tabellenfeld für irgendein Untersuchungsmerkmal. Zur Anpassung wird der Faktor  $k = Y/\Sigma y_i$  aus dem Rand-

wert  $Y$  und dem entsprechenden Stichprobenergebnis vor der Anpassung gebildet. Mit diesem Faktor werden alle Stichprobenergebnisse  $x_j$  multipliziert. Es handelt sich also praktisch um eine Verhältnisschätzung:

$$(44) \quad x_j^* = k \cdot x_j$$

Damit wird erreicht, daß die Summe der angepaßten Teilergebnisse für das Anpassungsmerkmal genau auf den bekannten Randwert  $Y$  führt und die angepaßten Ergebnisse  $x_j^*$  für alle anderen Merkmale entsprechend proportional verändert werden. Um Rundungsfehler zu vermeiden, sollte die Stellenzahl des Faktors  $k$  die Stellenzahl von  $Y$  um eins übertreffen.

Die Methode des „Doppelns und Streichens“ (random substitution and elimination) ist nur zweckmäßig, wenn die Randzahlen vor der Tabellierung bekannt sind. Das Verfahren geht von dem Gedanken aus, daß die Merkmalswerte Zufallscharakter haben und daß eine nach dem Zufallsprinzip vorgenommene Vergrößerung oder Verkleinerung der Stichprobe nach der Durchführung der Erhebung die Ergebnisse im Durchschnitt nicht verändern.

Nach diesem Verfahren wird bei einer Untererfassung eine entsprechende Anzahl von Stichprobeneinheiten zufällig ausgewählt und doppelt in die Aufbereitung einbezogen („Doppeln“); bei einer Übererfassung wird eine bestimmte Anzahl der erfaßten Stichprobeneinheiten zufällig ausgewählt und von der Aufbereitung ausgeschlossen („Streichen“). Die auf diese Weise an den Sollwert angepaßte Stichprobe wird mit dem ursprünglich vorgesehenen Hochrechnungsfaktor auf die Gesamtheit umgerechnet. Eine solche Ergänzung hat auf die Stichprobenergebnisse im Durchschnitt aller Fälle dieselbe Wirkung wie das Hochrechnen mit dem reziproken effektiven Auswahlssatz, bei dem die Abweichungen von dem ursprünglich vorgesehenen Auswahlssatz berücksichtigt und auf alle Merkmalswerte proportional übertragen werden. Die Methode des Doppelns und Streichens erfordert weniger Arbeit als die proportionale Anpassung, wenn für die Ergebnisse ein tiefgegliedertes Tabellenprogramm vorgesehen ist.

Durch Doppelns und Streichen in einer Stichprobe werden die Zufallsfehler vergrößert. Die Vergrößerung durch „Streichen“ entspricht genau dem verminderten neuen Stichprobenumfang. Der Zufallsfehler von Stichprobenergebnissen, die durch „Doppeln“ ergänzt worden sind, ist größer als der Fehler einer Stichprobe von gleichem Umfang, die an Stelle der gedoppelten Einheiten je zwei unabhängige Einzelwerte enthält. Das ist darauf zurückzuführen, daß in der künstlich aufgefüllten Stichprobe nicht mehr alle Einheiten unabhängig voneinander sind. Wenn in einer Stichprobe vom Umfang  $n$  nach dem Zufallsprinzip  $n_1$  Einheiten ausgewählt und gedoppelt werden, dann wird die Fehlervarianz der Ergebnisse näherungsweise um den Faktor

$$(45) \quad D = \frac{1 + \frac{3n_1}{n}}{\left(1 + \frac{n_1}{n}\right)^2}$$

vergrößert; dabei ist vorausgesetzt, daß der Auswahlssatz verhältnismäßig klein ist. Der Faktor  $D$  ist bei  $n_1 = n/3$  am größten und nimmt dort den Wert 1,125 an.

Falls für eine Gesamtheit mehrere Randwerte vorliegen, von denen die entsprechenden Stichprobenergebnisse zufällig abweichen, dann müssen bei einer Anpassung zugleich mehrere Bedingungen erfüllt werden. Das ist noch verhältnismäßig einfach, falls der Randwert für Gruppen von Einheiten gilt, die sich gegenseitig nicht überschneiden (z. B. bei einer einfachen Gliederung). In diesem Falle können die Stichprobenergebnisse jeweils gesondert für eine Gruppe an den dafür geltenden Randwert angepaßt werden. Komplizierter sind die Fälle, in denen Randzahlen für Gruppen vorliegen, die einander überschneiden, z. B. bei einer kombinierten Gliederung.

Eine proportionale Anpassung auf mehrere Randzahlen ist näherungsweise zwar möglich, jedoch technisch wesentlich schwieriger als die Anpassung an einen Rand-

### I.3

wert: Nach Anpassung der Einzelergebnisse an einen Randwert wird die Summe der neuen Einzelergebnisse im allgemeinen noch nicht mit dem zweiten Randwert übereinstimmen. Sie müssen deshalb an den zweiten Randwert angepaßt werden. Anschließend wird eine Anpassung auf den dritten Randwert erforderlich sein usw. Eine Addition der mehrfach umgerechneten Einzelergebnisse wird im allgemeinen wieder Abweichungen von dem ersten Randwert ergeben. Das Verfahren muß daher iterativ so lange fortgesetzt werden, bis die Abweichungen ein vorgeschriebenes Maß nicht mehr überschreiten. Wenn viele Randwerte zu berücksichtigen sind, ist die mehrfache proportionale Anpassung recht zeitraubend (vgl. II.2, S. 131).

Außer der proportionalen Anpassung gibt es noch andere Rechenverfahren, die nach theoretisch-statistischen Gesichtspunkten angelegt sind und meist schon nach einer geringen Zahl von Iterationsschritten auf eine gute Übereinstimmung mit den Randzahlen führen (vgl. *W. E. Deming* — *F. F. Stephan* [15], *K. Weichselberger* [79], *P. Thionet* [77]). Bei diesen Verfahren ist jedoch jeder Einzelschritt technisch schwieriger als bei proportionaler Anpassung; sie sind daher nur dann wirklich praktikabel, wenn eine elektronische Großrechenanlage mit genügender Speicherkapazität zur Verfügung steht.

Das Verfahren des Doppels und Streichens hat große Vorteile, wenn zugleich an viele Randzahlen angepaßt werden soll. Auch hier muß — ebenso wie bei der mehrfachen proportionalen Anpassung — das Verfahren schrittweise durchgeführt werden. Im allgemeinen kommt man weder mit bloßem Streichen noch mit bloßem Doppeln zum Ziel, sondern muß beides nacheinander unter ständiger Beachtung der Auswirkung bei den Werten aller Merkmale vornehmen. Dieses Verfahren ist z. B. beim Mikrozensus zur Anpassung der Ergebnisse an die Fortschreibung der Bevölkerung angewandt worden (vgl. II.3, S. 165).

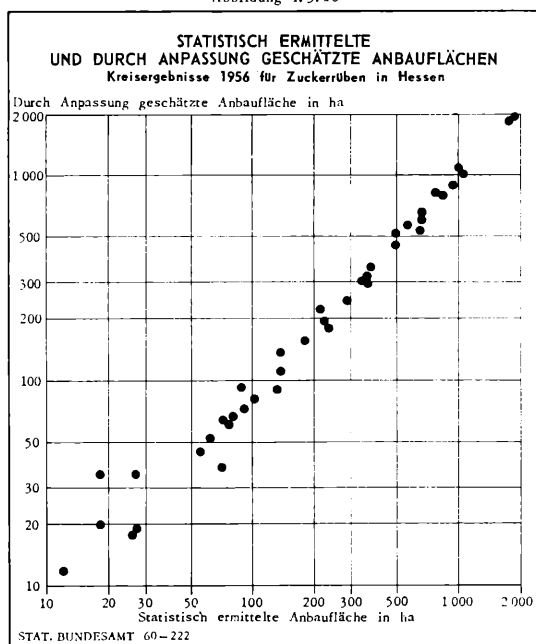
Die mehrfache proportionale Anpassung kann auch für die regionale Aufgliederung von repräsentativ ermittelten Ergebnissen angewandt werden. In diesem Fall sind die

Stichprobenergebnisse für das Bundesgebiet oder für die Länder als Randwerte zu nehmen, an die z. B. die Einzelergebnisse für Kreise angepaßt werden.

So wurden z.B. bei der repräsentativen Bodennutzungserhebung 1957 (vgl. II.10, S. 221) je Land die Flächen ermittelt, auf denen bestimmte Fruchtarten angebaut worden sind. Für jeden Kreis war die Ackerfläche (Summe der Anbauflächen aller Fruchtarten) aus der totalen Vorerhebung 1957 bekannt; außerdem lagen die Kreisergebnisse aus den Totalerhebungen des Jahres 1956 vor. Probeweise wurden im Land Rheinland-Pfalz die Kreisergebnisse für jede Fruchtart proportional an das repräsentativ erstellte Landesergebnis angepaßt. Anschließend mußten die umgerechneten Einzelergebnisse in jedem Kreis auf die Ackerfläche abgestimmt werden. Das Verfahren wurde mehrfach iteriert und mit einer Anpassung an die Ackerflächen abgeschlossen. Die verbleibenden Abweichungen zwischen den Summen der errechneten Kreisergebnisse und den repräsentativ ermittelten Landesergebnissen für die Fruchtarten waren kleiner als deren Standardfehler.

Die Abweichungen der auf diese Weise ermittelten Ergebnisse von den wahren Werten beruhen im wesentlichen auf syste-

Abbildung 1.3.16



matischen Fehlern und können schon deswegen nicht mit Hilfe einer Fehlerrechnung abgeschätzt werden. Das Verfahren darf aus diesem Grunde nur nach sorgfältiger Prüfung angewandt werden. Insbesondere sollte stets die Größenordnung der Abweichungen durch Vergleichsrechnungen festgestellt werden.

Um Aufschluß über die systematischen Fehler der in Rheinland-Pfalz errechneten Kreisergebnisse zur Bodennutzungserhebung 1957 zu gewinnen, wurde eine Schattenaufbereitung des Materials aus den Jahren 1951 bis 1956 durchgeführt. In Abbildung I.3.16 sind für die Fruchtart Zuckerrüben die für 1956 total ermittelten und die errechneten Kreisergebnisse gegenübergestellt. Der Punkteschwarm hat auch hier die bekannte Lanzettform (vgl. I.1.1, S. 15).

### **3.4 Beurteilung der Genauigkeit<sup>1)</sup>**

Die Fehler einer Stichprobenstatistik setzen sich, wie bereits mehrfach erwähnt, aus Zufallsfehlern und systematischen Fehlern zusammen. Die Größenordnung der Zufallsfehler kann zuverlässig auf Grund einer Fehlerrechnung beurteilt werden (vgl. 3.4.1). Die Abschätzung der systematischen Fehler ist ungleich schwieriger und erfordert jeweils besondere Verfahren (vgl. 3.4.2, S. 110). Beide Fehlerarten zusammen ergeben den Gesamtfehler, der erst die vollständige Grundlage zur Beurteilung der statistischen Ergebnisse gibt (vgl. 3.4.3, S. 112).

#### **3.4.1 Abschätzung der Zufallsfehler<sup>2)</sup>**

In den ersten Phasen der Stichprobenplanung genügt vielfach eine ganz grobe Abschätzung der Stichprobenfehler. Zu diesem Zweck stehen mehrere Verfahren zur Verfügung, die bei der Planung auch gemeinsam eingesetzt werden können.

Eine wichtige Methode ist die sogenannte „Schattenaufbereitung“, d. h. die Erprobung eines Stichprobenplans anhand des Materials einer früheren Totalstatistik mit gleichen oder ähnlichen Merkmalen. Außerdem bieten Schattenaufbereitungen die Möglichkeit, die Wirksamkeit der Stichprobenverfahren zu demonstrieren, Erfahrungen über die gegenseitige Abhängigkeit und das Zusammenwirken der verschiedenen Komponenten (Stufen, Schichten) des Auswahlplans zu sammeln und die Wirksamkeit von Anhangeverfahren zu untersuchen. Besonders wichtig ist das Verfahren der Schattenaufbereitung auch für die Beurteilung der systematischen Auswahl aus einer angeordneten Menge von Einheiten. Die Analyse der Ergebnisse von Schattenaufbereitungen gibt ferner Hinweise auf Mängel eines Stichprobenplans und damit Gelegenheit, den Plan zu verbessern. Auf Grund von Schattenaufbereitungen können schließlich auch Erfahrungen über eine zweckmäßige Arbeitstechnik sowie über den erforderlichen Zeitaufwand für die Aufbereitung der Stichprobenergebnisse gesammelt werden.

In dem für die Schattenaufbereitung zugrunde gelegten Material werden zunächst die Werte für die beabsichtigten Arten von Auswahlseinheiten zusammengestellt, wenn sie nicht bereits bei der früheren Aufbereitung ermittelt worden sind. Entsprechend dem untersuchten Stichprobenplan werden dann eine oder mehrere Stichproben gezogen und aufbereitet. Aus den Ergebnissen kann die Genauigkeit des untersuchten Stichprobenverfahrens grundsätzlich auf drei Arten abgeschätzt werden:

- a) Die Ergebnisse einer Stichprobe werden mit den bekannten Werten der Vollerhebung verglichen. Die Abweichung, die positiv oder negativ sein kann, ist eine Realisation des Zufallsfehlers aus der großen Menge der Fehler, die bei dem untersuchten Stichprobenplan möglich sind (vgl. I.1.1, S. 14). Diese Information läßt keine volle Beurteilung der Genauigkeit zu.
- b) Die Schattenaufbereitung mehrerer gleichartiger Stichproben parallel nebeneinander gibt zuverlässigere Anhaltspunkte über die Genauigkeit des Stichprobenverfahrens. Bei diesem Vorgehen, das allerdings einen größeren Arbeitsaufwand verursacht, kann der Standardfehler unmittelbar aus den Ergebnissen der Parallelstich-

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.4, S. 49. — <sup>2)</sup> Vgl. auch 2.4.1, S. 49.

### I.3

proben abgeschätzt werden. Gegebenenfalls läßt sich dabei auch eine systematische Abweichung der Stichprobenergebnisse vom wahren Wert nachweisen.

- c) Aus der Stichprobe der Schattenaufbereitung werden die Grundwerte für die Fehlerrechnung ermittelt und danach die Standardfehler berechnet.

Die unter a) genannte Methode wurde z. B. zur Untersuchung der Frage angewandt, ob der Versuch, die jährliche Gemeindefinanzstatistik auf ein Stichprobenverfahren umzustellen, überhaupt Aussicht auf Erfolg haben könnte (vgl. II.29, S. 421). Das Verfahren der Schattenaufbereitung von Parallelstichproben wurde u. a. bei der Planung der Einkommensteuerstatistik angewandt (vgl. II.33, S. 478). Bei der Vorbereitung eines Stichprobenplans für die Bodennutzungserhebung wurde in einigen aufeinander aufbauenden Schattenaufbereitungen das Verfahren der simultanen Schichtung (vgl. 2.2.3, S. 39) entwickelt und die Wirksamkeit verschiedener Hochrechnungsverfahren untersucht. Dabei wurden die Verfahren a) und c) benutzt (vgl. II.10, S. 230).

Ein Pauschalverfahren zur groben Abschätzung der Standardfehler geht von den Fehlerwerten aus, die sich bei dem vorgesehenen Stichprobenumfang für eine einfache Zufallsstichprobe bei freier Hochrechnung ergeben würden und berücksichtigt die Besonderheiten des geplanten Verfahrens näherungsweise durch Zuschlags- bzw. Abschlagsfaktoren. Die Standardfehler bei einfacher Zufallsauswahl können unmittelbar aus der Abbildung I.3.17 abgelesen werden, sofern der Anteil  $P$  der Einheiten mit einer bestimmten Eigenschaft oder der Variationskoeffizient  $V$  für das betrachtete Merkmal (vgl. Formel 4, S. 53) näherungsweise bekannt ist.

Aus der Darstellung ergibt sich z. B. für eine einfache Zufallsstichprobe von  $n = 1000$  Einheiten aus einer Gesamtheit von  $N = 10000$  Einheiten bei einem Variationskoeffizienten von  $V = 50$  vH ein relativer Standardfehler von 1,5 vH. Wenn eine gleich große Stichprobe aus einer Gesamtheit von  $N = 50000$  Einheiten gezogen wird, dann ist — bei gleichem Variationskoeffizienten — der Standardfehler etwa 1,6 vH. Der geringfügige Unterschied zeigt, daß eine ganz grobe Schätzung von  $N$  ausreicht.

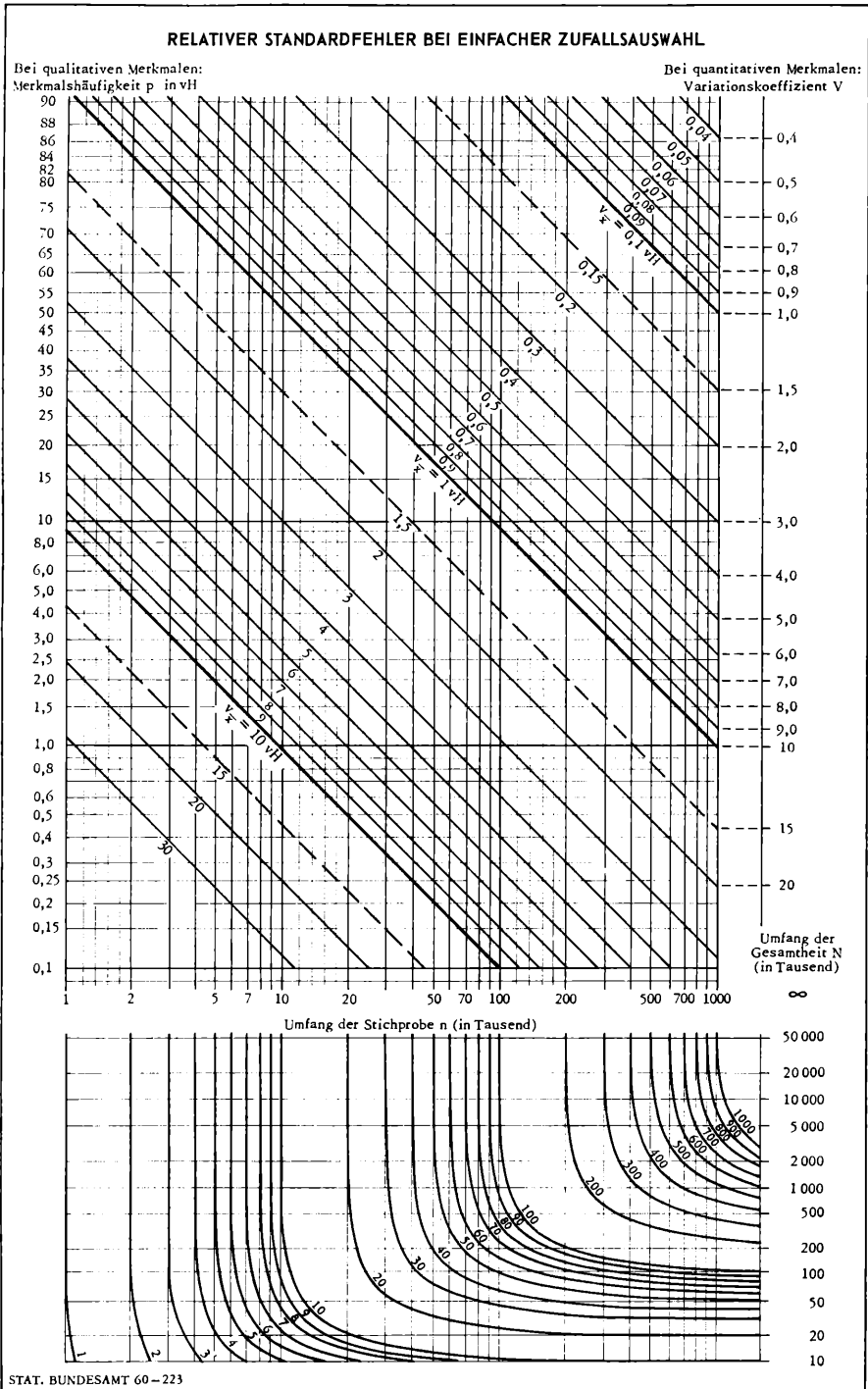
Die Übersicht I.3.10 (vgl. S. 100) läßt erkennen, daß die Variationskoeffizienten in vielen praktisch wichtigen Fällen in einem verhältnismäßig engen Bereich liegen; für die ersten Überlegungen können sie deswegen durch Vergleich mit den Variationskoeffizienten ähnlicher Merkmale meist ausreichend genau abgeschätzt werden.

Die Verminderung der Zufallsfehler durch gebundene Hochrechnung kann mit Hilfe der Abbildung I.3.15 (S. 89) abgeschätzt werden, sofern die dort zugrunde gelegten Annahmen näherungsweise erfüllt sind. Anhaltspunkte über die Fehlerreduktion bei Schichtung nach dem Untersuchungsmerkmal gibt Abbildung I.3.12 (S. 76) für den Fall, daß nur ein Gesamtergebnis für alle Schichten ermittelt werden soll. Diese Graphik kann in erster Näherung auch dann angewandt werden, wenn nicht nach dem Untersuchungsmerkmal selbst, sondern nach einem damit sehr eng korrelierten Merkmal geschichtet wird. Die Anordnungseffekte sind meist nur sehr schwer abzuschätzen; in manchen Fällen kann der Vergleich mit einer entsprechenden Schichtung gewisse Anhaltspunkte geben.

Die Vergrößerung der Zufallsfehler infolge einer Klumpenauswahl oder einer mehrstufigen Auswahl kann näherungsweise durch Zuschlagsfaktoren berücksichtigt werden, die mit einer Schätzung des Homogenitätsmaßes  $\delta$  aus Formel (32) für den Klumpeneffekt (vgl. S. 70) und aus Formel (35) für den Stufungseffekt (vgl. S. 71) ermittelt werden können. Diese Effekte werden nicht in vollem Umfang wirksam, sofern eine geschichtete oder eine systematische Auswahl aus angeordnetem Material vorgenommen wird. In diesem — praktisch häufigen — Fall werden die Klumpen- und Stufungseffekte durch die gegenläufigen Schichtungs- oder Anordnungseffekte bei manchen Merkmalen stark eingeschränkt. Die Wirkungen können mit Hilfe von empirisch ermittelten Zuschlägen zu den Standardfehlern bei einfacher Zufallsauswahl berücksichtigt werden.



Abbildung 1. 3. 17



# I.3

Übersicht I.3.10

Merkmal	Einheit	Gesamtheit	Mittelwert des Merkmals je Einheit	Variations- koeffizient des Merkmals in vH
Zahl der Personen	Haushalt	Niedersachsen 13.9.1950 Nordrhein- Westfalen 13.9.1950 Hessen 13.9.1950 Bundesgebiet 13.9.1950	3,2 3,1 3,0 3,1	79 68 70 72
Zahl der ständig beschäf- tigten männlichen fami- lieneigenen Arbeitskräfte in der Landwirtschaft	Landwirtschaftlicher Betrieb	Hessen, Mai 1949, Betriebe mit einer Nutzfläche von über 0 bis unter 2 ha 2 bis unter 5 ha 5 bis unter 20 ha 20 bis unter 50 ha über 0 bis unter 50 ha	0,14 0,39 0,77 0,84 0,39	250 125 70 60 130
Anbaufläche von Roggen Winterweizen Klee Zuckerrüben	Gemeinde	Hessen, 1956	48 ha 35 ha 14 ha 7 ha	90 250 100 600
Zahl der ertragfähigen Apfelbäume (ohne Büsche, Spindeln, Spaliere)	Gemeinde	Hessen, Oktober 1951, insgesamt darunter in Gemeinden mit ... Obstbäumen 0 bis unter 500 5 000 bis unter 10 000 40 000 bis unter 60 000	1 170 110 2 100 13 200	136 41 40 33
Zahl der Ferkel Jungschweine trächtigen Zuchtsauen 1/2 bis 1 Jahr alt 1 Jahr und älter	Gemeinde	Bayern, 2. 9. 1950	90 135 5,4 12	102 72 130 133
Gesamtumsatz	Unternehmen	Hessen, Mai 1958, Unternehmen der chemischen Industrie mit ... Beschäftigten 10 bis 19 20 bis 49 50 bis 99 10 bis 99	36 000 DM 89 000 DM 233 000 DM 100 000 DM	106 75 55 105
Umsatz	Handwerksbetrieb	Schleswig-Holstein, 1. Vj. 1958 Zimmereibetriebe zusam. darunter Betriebe mit ... Beschäftigten 1 bis 4 5 bis 19 20 bis 49	12 000 DM 2 100 DM 21 600 DM 79 600 DM	170 130 80 49
Geleistete Tonnenkilo- meter im gewerblichen Verkehr	Lastkraftwagen insg. davon mit Nutzlast bis unter 2000 kg 2000 bis unter 5000 kg 5000 kg und mehr	Bundesgebiet, Juli 1952	0,7 Mrd. tkm 0,2 Mrd. tkm 1,2 Mrd. tkm 4,3 Mrd. tkm	210 100 85 80
Bruttolohn	Lohnsteuerepflichtiger in Steuerklasse I in Steuerklasse II in Steuerklasse III/2	Bundesgebiet, 1955	3 600 DM 5 300 DM 5 800 DM	45 70 100
Ausgaben für Nahrungsmittel Wohnung Bekleidung Verkehr	4-Personen-Arbeit- nehmer-Haushalt	Bundesgebiet, 1956	2 400 DM 550 DM 810 DM 130 DM	14 34 40 90
Bruttowochenverdienst	männlicher Arbeiter weiblicher Arbeiter Arbeiter zusammen	Bundesgebiet, Nov. 1951, alle Wirtschaftsabteilun- gen ohne Landwirtschaft	82 DM 49 DM 75 DM	28 28 35

So wurde z. B. bei Untersuchungen über den Zufallsfehler im Mikrozensus (zweistufig geschichtete Auswahl; vgl. II.3, S. 157) festgestellt, daß dort für Merkmale wie Alter und Familienstand kein Zuschlag notwendig ist, während beispielsweise für die Zahl der im öffentlichen Dienst tätigen Personen und die Zahl der Haushalte mit Kindern unter 15 Jahren ein Zuschlag von 20 vH gilt. Die Zuschläge wachsen mit den regionalen Unterschieden und können sich in Ausnahmefällen (z. B. Zahl der im Bergbau tätigen Personen) sogar auf 150 vH belaufen.

Von besonderer Bedeutung für die Planung sind die **Untergruppeneffekte**. Sie entstehen, wenn für ein quantitatives Merkmal ein Ergebnis für eine Gruppe von Einheiten nachgewiesen werden soll, die nicht genau mit der Gesamtheit oder einer Schicht übereinstimmt. Solche „Untergruppen“ (vgl. 3.1.2, S. 57) sind deswegen so häufig, weil eine Schichtung nach allen Gliederungsmerkmalen eines Tabellenprogramms praktisch meist nicht möglich ist.

Das verhältnismäßig kleine Tabellenprogramm der Lohnsteuerstatistik 1957 (vgl. II.32, S. 463) sah z. B. eine kombinierte Gliederung der Steuerpflichtigen nach Bruttolohngruppen und nach dem Geschlecht sowie einigen anderen Merkmalen vor. Eine Schichtung war nur nach den Bruttolohngruppen möglich. Wenn also in der Schicht aller Lohnsteuerbelege mit Bruttolohn von 3 600 bis 4 800 DM für die Untergruppe der männlichen Steuerpflichtigen der Totalwert der Lohnsteuer ausgewiesen wird, so setzt sich dessen Zufallsfehler aus zwei Komponenten zusammen: Eine Komponente beruht auf der Variabilität der Lohnsteuerbeträge der Steuerpflichtigen in dieser Untergruppe, die andere ist darauf zurückzuführen, daß auch der Anteil der männlichen Steuerpflichtigen in der Schicht vom Zufall abhängig ist und daher ebenfalls die Schätzung des Totalwertes beeinflußt.

Dieses Beispiel zeigt, daß der Untergruppeneffekt dadurch zustande kommt, daß außer den Merkmalswerten auch die Zahl der Einheiten vom Zufall abhängt. Die Wirkung ist verschieden, je nachdem, ob Totalwerte oder ob Durchschnittswerte geschätzt werden sollen.

Bei der Schätzung von Totalwerten überdeckt die Untergruppen-Komponente meist weitgehend die auf der Variabilität der Merkmalswerte beruhende Fehlerkomponente. Wenn z. B. der Variationskoeffizient des Merkmals in der Untergruppe 0,25 ist und der Anteil der Untergruppe bei 0,15 liegt, dann wird der auf der Streuung der Merkmalswerte beruhende Fehler durch die Untergruppen-Komponente auf das Zehnfache erhöht. Dieses Beispiel, das durchaus nicht besonders ungünstig gewählt ist, zeigt deutlich, wie stark die Genauigkeit von geschätzten Totalwerten durch eine Untergliederung von Schichten beeinflußt wird. Die Vergrößerung der Zufallsfehler durch den Untergruppeneffekt kann beseitigt werden, indem die Schichten soweit wie möglich mit der Gruppierung im Tabellenprogramm in Einklang gebracht werden (vgl. 2.2.3, S. 38 und II.31, S. 445).

Bei der Schätzung der Standardfehler von Totalwerten in Untergruppen geht man am besten von der Untergruppen-Komponente aus. Sie ist bestimmt durch die binomiale Varianz  $\sigma_B^2$  (vgl. Formel (12) auf S. 57), die aus dem Anteil  $P$  der Einheiten, die zur Untergruppe gehören, ermittelt bzw. nach Formel (12) abgeschätzt werden kann. Abbildung I.3.18 zeigt die Vergrößerungsfaktoren, mit denen die binomial errechneten Standardfehler für die geschätzte Zahl der Einheiten in der Untergruppe multipliziert werden müssen, um den Standardfehler für den Totalwert eines Merkmals in der Untergruppe zu ermitteln. Diese Faktoren wurden auf Grund der Formeln III.1.2 (4) und III.1.3 (4) (S. 526) berechnet.

Nach Abbildung I.3.18 ist der Vergrößerungsfaktor kleiner als 2, wenn der Variationskoeffizient  $V_x$  des Merkmals in der Untergruppe kleiner als 1 ist und der Anteil  $P$  der Untergruppe an der Gesamtheit unter 0,6 liegt. Diese Fälle sind in der Praxis weitaus am häufigsten. In vielen Fällen liegt der Faktor so nahe bei 1, daß er unberücksichtigt bleiben kann.

Bei der Schätzung von arithmetischen Mittelwerten eines Merkmals in einer Untergruppe ist auch ein gewisser Untergruppeneffekt vorhanden, der allerdings bei weitem nicht so stark ist wie bei der Schätzung entsprechender Totalwerte. Das liegt im wesentlichen daran, daß bei Mittelwerten die zufällig erfaßte Zahl von Einheiten der Untergruppe sowohl in den Zähler als auch in den Nenner des Bruches eingeht; dadurch werden die auf dem Untergruppeneffekt beruhenden Schwankungen stark gedämpft. Die Vergrößerung der Standardfehler gegenüber dem Standardfehler des Merkmals ohne Untergruppeneffekt (d. h. bei einfacher Zufallsauswahl aus der ent-

Abbildung 1.3.18

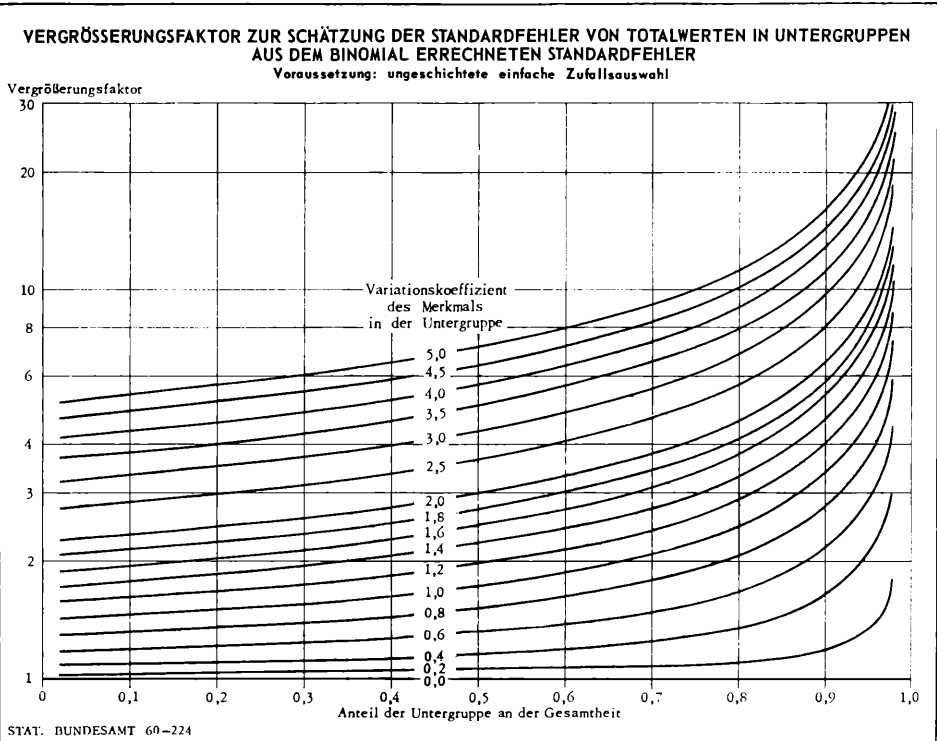
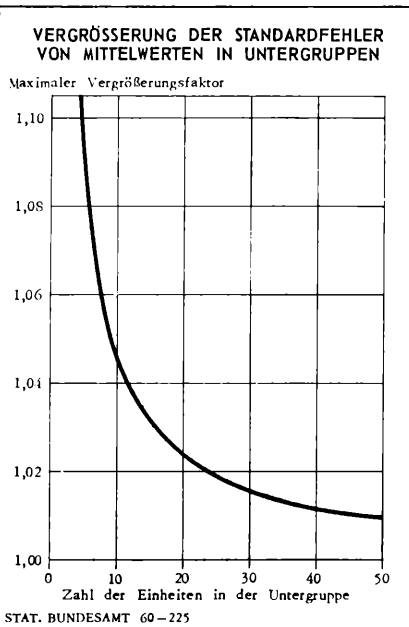


Abbildung 1.3.19

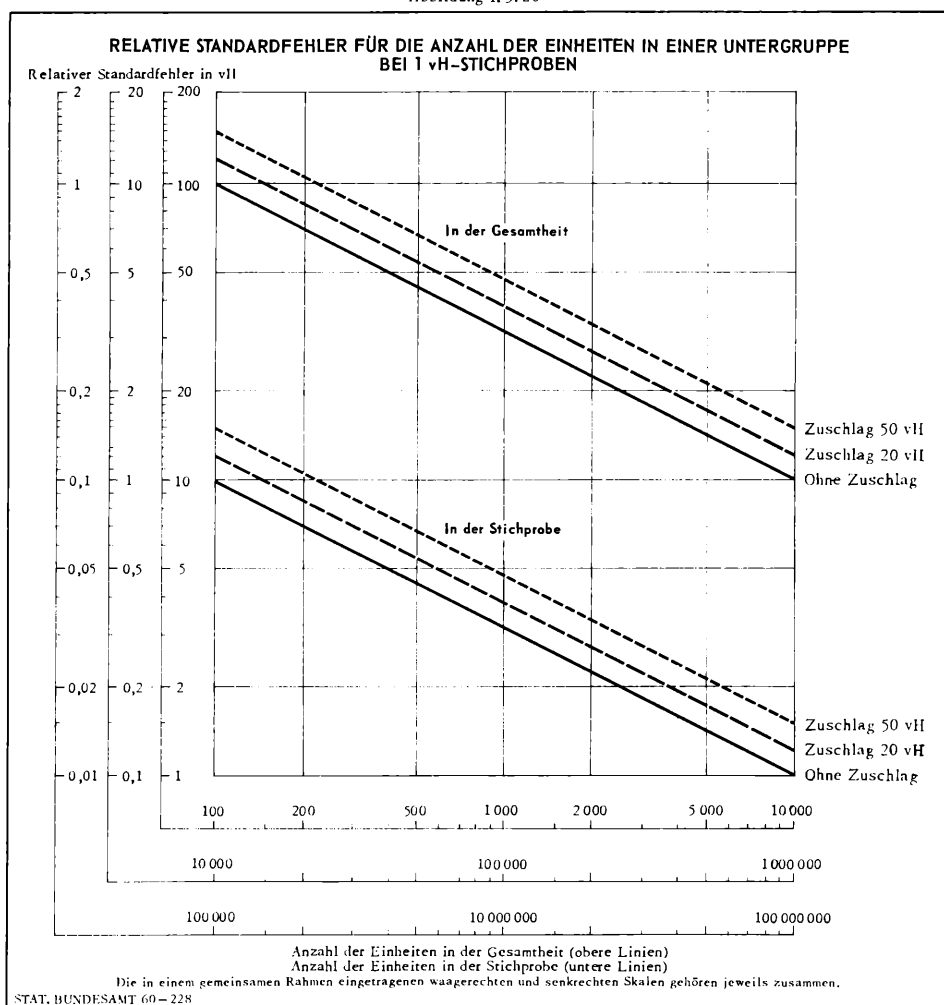


sprechenden Untergruppe der Gesamtheit mit demselben Auswahlatz) hängt fast ausschließlich von der Zahl der Einheiten in der Untergruppe ab. In Abbildung I.3.19 wird der Höchstwert des Vergrößerungsfaktors dargestellt, der sich nach Formel III.1.8 (3) (S. 528) ergibt.

Der Vergrößerungsfaktor für die Standardfehler von Mittelwerten ist somit kleiner als 1,05, sofern die erwartete Zahl  $nP$  von Einheiten in der Untergruppe größer als 10 ist. Für Totalwerte würde sich dagegen nach dem auf S. 101 genannten Beispiel der Faktor 10 ergeben.

Für den Sonderfall, daß Standardfehler nur für die Anzahl von Einheiten in Untergruppen abgeschätzt werden sollen, hat *W. E. Deming* ([13], S. 118) ein Nomogramm angegeben, das im Gegensatz zur Abbildung I.3.17 jeweils nur für einen bestimmten Auswahlatz gilt. Eine auf den Auswahlatz 1 vH abgestellte Fassung, die z. B. für die 1-vH-Erhebungen des Mikrozensus und der Wohnungstatistik anwendbar ist, wird in Abbildung I.3.20 dargestellt.

Abbildung I. 3. 20



In dieser Graphik sind zusätzlich auch die Linien eingetragen, an denen die Standardfehler bei einem pauschalen Zuschlag von 20 vH oder von 50 vH zum Standardfehler bei einfacher Zufallsauswahl abgelesen werden können. Die oberen Linien gelten, falls an der Abszisse die Zahl der Einheiten in der Gesamtheit abgegriffen wird; entsprechend geben die unteren Linien die Standardfehler in Abhängigkeit von der Zahl der Einheiten in der 1 vH-Stichprobe.

Wenn z. B. eine Untergruppe insgesamt etwa 250 000 Einheiten umfaßt (z. B. Männer eines Geburtsjahrganges), dann wird die Zahl dieser Einheiten mit einem relativen Standardfehler von etwa 2 vH erfaßt, wenn eine 1 vH-Stichprobe zugrunde gelegt wird und ein Zuschlag bei dem betrachteten Merkmal entfallen kann.

Die Abhängigkeit der Standardfehler  $\sigma_x$  vom Stichprobenumfang  $n$  bzw. vom Auswahlatz  $f$  kann näherungsweise auf Grund der für einfache Zufallsauswahl mit Zurücklegen geltenden Formel

$$(46) \quad \sigma_x = C/\sqrt{n} = C/\sqrt{f \cdot N}$$

abgeschätzt werden. Die Konstante  $C$  hängt von der Variabilität des betrachteten Merkmals und von der Art der Hochrechnung ab. Die Veränderung des Stichproben-

### I.3

umfangs von  $n_1$  auf  $n_2$  (bzw. des Auswahlssatzes von  $f_1$  auf  $f_2$ ) führt — unter sonst gleichen Voraussetzungen — zu einer Veränderung des Standardfehlers um den Faktor  $\sqrt{n_1/n_2} = \sqrt{f_1/f_2}$ . Eine Erhöhung des Auswahlssatzes auf das Vierfache (d. h.  $f_1/f_2 = 1/4$ ) bedingt somit eine Reduktion des Standardfehlers auf die Hälfte. Aus diesem Zusammenhang ergibt sich zugleich, daß z. B. eine Erhöhung des Stichprobenumfangs um ein Zehntel praktisch kaum eine Wirkung auf den Standardfehler hat.

Bei einfacher Zufallsauswahl ohne Zurücklegen — dem praktisch wichtigeren Fall — gilt für den Standardfehler die Formel

$$(47) \quad \sigma_{x'} = \varphi \cdot C / \sqrt{N}.$$

Darin ist  $\varphi$  der „Auswahlfaktor“, der bei Auswahl ohne Zurücklegen gleich  $(1-f)/f$  ist (vgl. III.1.0 (4), S. 521). An Stelle des Veränderungsfaktors  $\sqrt{f_1/f_2}$  tritt hier der Faktor  $\sqrt{\varphi_2/\varphi_1}$ . Bei kleinen Auswahlssätzen unterscheiden sich die Faktoren nicht wesentlich, dagegen werden bei Sätzen über 10 vH die Unterschiede merklich. So führt z. B. eine Vergrößerung des Auswahlssatzes von 5 vH auf 20 vH zu einer Verminderung des Standardfehlers auf das 0,46-fache gegenüber dem 0,5-fachen bei Auswahl mit Zurücklegen. In Übersicht I.3.11 sind die Auswahlfaktoren  $\varphi$  sowie die Veränderungsfaktoren  $\sqrt{\varphi_2/\varphi_1}$  für einige wichtige Auswahlssätze zusammengestellt.

Übersicht I.3.11

Auswahlssatz $f_1$	Auswahl- faktor $\varphi$	Veränderungsfaktor $\sqrt{\varphi_2/\varphi_1}$ bei Auswahlssatz $f_2$						
		$\frac{1}{2}$ vH	1 vH	2 vH	5 vH	10 vH	20 vH	50 vH
$\frac{1}{2}$ vH	199	1,0	0,7	0,5	0,31	0,21	0,14	0,07
1 vH	99	1,4	1,0	0,7	0,44	0,30	0,20	0,10
2 vH	49	2,0	1,4	1,0	0,62	0,43	0,29	0,14
5 vH	19	3,2	2,3	1,6	1,0	0,7	0,46	0,23
10 vH	9	4,7	3,3	2,3	1,4	1,0	0,7	0,33
20 vH	4	7,0	5,0	3,5	2,2	1,5	1,0	0,50
50 vH	1	14,1	10,0	7,0	4,4	3,0	2,0	1,0

Die Veränderungsfaktoren können in erster Näherung auch für andere Auswahlverfahren angewandt werden. Zu beachten ist jedoch, daß z. B. für die geschichtete Auswahl bei *Neyman-Tschuprow*'scher Aufteilung eine Formel folgender Art gilt (vgl. III.3.2 (8), S. 541):

$$(48) \quad \sigma_{x'} = \sqrt{A/n - B}$$

In diesem Fall wird also die Veränderung des Standardfehlers durch die Konstante B gebremst. Diese Tatsache hat sich besonders deutlich bei Vergleichsuntersuchungen zur Bodennutzungserhebung gezeigt (vgl. II.10, S. 230).

Für die **optimale Planung** sind die oben dargelegten Abschätzungen in der Regel unzureichend. Für die Vergleichsuntersuchungen, die zur Entwicklung eines besonders leistungsfähigen Stichprobenplans unerlässlich sind (vgl. 2.1, S. 25), müssen die Standardfehler nach den im Technischen Anhang zusammengestellten Formeln berechnet werden. Die dafür benötigten Angaben, insbesondere die Varianzen und Kovarianzen der untersuchten Merkmale, können in vielen Fällen aus dem Material früherer Statistiken ermittelt werden.

Falls keine ausreichenden Anhaltspunkte für die Ermittlung der Größen gegeben sind, sollte das dafür benötigte Material nach Möglichkeit durch eine Probeerhebung beschafft werden.

So wurden z. B. die Unterlagen für die Planung der Obstbaumzählung 1958 durch eine Probeerhebung beschafft, weil das Material der Totalzählung im Jahre 1951 dazu nicht genügte (vgl. II.12, S. 258). Das Verfahren hat sich sehr bewährt.

Probeerhebungen sind vor allem dann dringend geboten, wenn entweder der Erhebungsgegenstand oder das Erhebungsverfahren neu sind. Mit ihrer Hilfe können

Schwierigkeiten rechtzeitig erkannt und die mit der Durchführung der Erhebung beauftragten Personen entsprechend geschult werden.

So wurde z. B. im Laufe der Vorbereitungsarbeiten am Mikrozensus eine Probeerhebung in drei Teilen durchgeführt, um Erfahrungen über den Einsatz von Interviewern sowie Anhaltspunkte für die Planung des Stichprobenverfahrens zu bekommen (vgl. II.3, S. 146 ff).

Da Probeerhebungen vor Inkrafttreten der Rechtsgrundlage der Statistik meist schwierig zu finanzieren sind, muß der Stichprobenumfang der Probeerhebung mit Rücksicht auf die Kosten meist sehr niedrig gehalten werden. Die Auswahl sollte so angelegt werden, daß die vorgesehene Schichtung bereits berücksichtigt wird. Der Stichprobenumfang sollte jedoch — unabhängig vom endgültigen Stichprobenplan — für die Probeerhebung stets so aufgeteilt werden, daß in jeder Schicht etwa gleich viele Einheiten erfaßt werden; auf diese Weise wird am besten erreicht, daß trotz des kleinen Stichprobenumfangs für alle Schichten gleichmäßig zuverlässige Schätzungen der Varianzwerte ermittelt werden können.

Zur **Aufbereitung** von Stichprobenstatistiken, die auf dem Zufallsprinzip fußen, gehört grundsätzlich auch die Fehlerrechnung. Eine Abschätzung der Zufallsfehler ist unerläßlich für die kritische Beurteilung der Ergebnisse. Zu beachten ist, daß die Fehlerrechnung außer dieser vorwiegend deskriptiven Aufgabe in vielen Fällen auch operativen Charakter hat: Besonders bei neuen Erhebungsaufgaben kann im voraus nicht sicher beurteilt werden, welche Untergliederungen der Ergebnisse mit ausreichender Genauigkeit repräsentativ erstellt werden können. Es ist dann oft zweckmäßig, in den Aufbereitungsplan zunächst das maximale Tabellenprogramm einzubauen und dann auf Grund der Fehlerrechnung zu entscheiden, welche Zusammenfassungen von Teilergebnissen erforderlich sind („elastisches Tabellenprogramm“). In manchen Fällen kann auch die Entscheidung darüber, welches Hochrechnungsverfahren angewandt werden soll, vom Ergebnis der Fehlerrechnung abhängig gemacht werden. Dies Verfahren wurde z. B. bei der — in diesem Band nicht einzeln dargestellten — Gemüsehaupterhebung 1959 mit gutem Erfolg angewandt. Aus diesen Gründen sollte die Fehlerrechnung organisch in den gesamten Aufbereitungsplan eingebaut werden. Damit kann nicht nur eine erhebliche Einsparung von Mitteln, sondern auch eine erhebliche Beschleunigung der Fehlerrechnung erreicht werden, die vor allem für die operativen Aufgaben von entscheidender Bedeutung ist.

Die Abschätzung der Zufallsfehler nach den im Technischen Anhang zusammengestellten Formeln erfordert einigen Arbeitsaufwand. Das gilt insbesondere dann, wenn die Ergebnisse stark untergliedert sind, die Zahl der Stichprobeneinheiten groß ist und der Aufbau des Stichprobenplans mehrere Schichten und Stufen vorsieht. Die Berechnung der Standardfehler nach den genauen Formeln ist dennoch sehr zweckmäßig, weil die Unterlagen, die bei der Fehlerrechnung erstellt werden, zur schrittweisen Verbesserung des Stichprobenplans nutzbar gemacht werden können. Insbesondere ist es meist auch möglich, die Fehlerrechnung wesentlich zu vereinfachen, wenn die Standardfehler für die wichtigsten Ergebnisse einmal genauer berechnet und damit Grundlagen zur Beurteilung von Näherungsverfahren geschaffen worden sind.

In der Regel sind Vereinfachungen der Fehlerrechnung praktisch notwendig, weil sonst die Abschätzung der Zufallsfehler von vornherein aus Zeit- und Kostengründen unterbleiben müßte. Eine günstige Situation für die Fehlerrechnung liegt vor, wenn im Tabellenprogramm für wichtige Merkmale Häufigkeitsverteilungen vorgesehen sind. In diesem Fall kann deren Varianz mit Hilfe der Besetzungszahlen nach der vereinfachten Formel (9) berechnet werden.

Vereinfachungen der Fehlerrechnung können erreicht werden durch

1. Beschränkung der Rechnung auf die wichtigsten Ergebnisse,
2. Weglassen von Plantteilen aus der Fehlerrechnung  
(z. B. mehrstufige Auswahl, regionale Anordnung, gesonderte Hochrechnung),
3. Anwendung von Unterstichproben.

I.3

Über die ersten beiden Ansatzpunkte zur Vereinfachung sind kaum allgemeine Aussagen möglich. Die Auswirkungen hängen wesentlich von den besonderen Umständen ab; sie werden daher jeweils in den Darstellungen der einzelnen Projekte im Teil II dieses Bandes behandelt. Hier kann nur auf ein bei mehrstufigen Auswahlen allgemein anwendbares Verfahren hingewiesen werden, nach dem der Standardfehler aus der „Varianz zwischen Ballen“ (ultimate cluster variance) geschätzt wird; als „Ballen“ (ultimate cluster) wird dabei die Menge aller Auswahleinheiten letzter Stufe bezeichnet, die aus einer Einheit erster Stufe hervorgegangen sind. Das Verfahren hat die gleiche Genauigkeit wie eine Fehlerrechnung, bei der alle Stufen gesondert berücksichtigt werden (vgl. z. B. III.5.1 (6), S. 570).

Von besonderer Bedeutung ist die Methode der Fehlerrechnung mit Hilfe von Unterstichproben, die ganz allgemein anwendbar ist, aber eine Einbuße an Genauigkeit bedingt.

Der Arbeitsaufwand kann einmal dadurch verringert werden, daß aus der Stichprobe eine Unterstichprobe nach dem Zufallsprinzip entnommen wird und die Grundwerte für die Fehlerrechnung nur anhand der verringerten Zahl von Einzelwerten ermittelt werden. Die Zahl der Einheiten in der Unterstichprobe sollte so bemessen werden, daß in jeder zusammengehörigen Gruppe mindestens 30 von Null verschiedene Werte vorliegen. Die Formeln für die Fehlergrößen bleiben im wesentlichen ungeändert.

Dies Verfahren wurde erstmals bei der Fehlerrechnung zur repräsentativen Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 angewandt (vgl. II.7, S. 200). Zur Erprobung wurden die Varianzen für die Ackerfläche in Schicht 1 nebeneinander aus den Einzelwerten der ganzen Stichprobe und aus den Werten einer 10 vH-Unterstichprobe berechnet. Die Ergebnisse in Übersicht I.3.12 zeigen, daß die Unterschiede durchaus tragbar sind, solange der Umfang der Unterstichprobe nicht zu klein ist.

Übersicht I.3.12

Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha	Zahl der Betriebe		Standardabweichung der Ackerfläche bei	
	in der Stichprobe	in der Unterstichprobe	Betrieben in der Stichprobe	Betrieben in der Unterstichprobe
0,01 bis unter 0,5 . . . . .	117	12	0,11	0,15
0,5 bis unter 2 . . . . .	1 433	143	0,37	0,33
2 bis unter 5 . . . . .	2 488	249	0,93	0,89
5 bis unter 7,5 . . . . .	1 543	154	1,44	1,28
7,5 bis unter 10 . . . . .	1 016	101	1,89	1,91
10 bis unter 20 . . . . .	1 691	169	3,54	3,37
20 bis unter 50 . . . . .	559	56	6,99	6,14

Bei komplizierten Auswahl- und Hochrechnungsverfahren bringt die Verkleinerung der Zahl der Einzelwerte noch keine durchgreifende Reduktion des Aufwandes. Eine ganz erhebliche Vereinfachung läßt sich erreichen, wenn die Stichprobe für die Fehlerrechnung in mehrere parallele Unterstichproben aufgeteilt wird. Der entscheidende Vorteil dieses Verfahrens liegt darin, daß mit ihm die Standardfehler der Ergebnisse auch bei komplizierten Stichprobenplänen ohne großen Aufwand geschätzt werden können. Wegen dieses Vorteils wird das Verfahren praktisch sehr häufig angewandt. Es ist besonders wichtig für die Abschätzung der Zufallsfehler bei systematischer Auswahl aus angeordnetem Material, weil die für diesen Fall geltenden genauen Fehlerformeln meist zu großen Arbeitsaufwand erfordern.

Für die Zwecke der Fehlerabschätzung werden die Unterstichproben meist durch systematische Unterauswahlen aus der Stichprobe bzw. ihren einzelnen Schichten so gebildet, daß alle Unterstichproben zusammen die Stichprobe gerade ausschöpfen („ineinandergreifende Unterstichproben“, vgl. 2.2.6, S. 44). Um den Anordnungseffekt im richtigen Ausmaße zu erfassen, müssen die Einheiten in der Stichprobe vor der Unterauswahl in der gleichen Weise wie die Einheiten in der Gesamtheit vor der Auswahl angeordnet werden.



Der Fehlerrechnung werden die für jede Unterstichprobe getrennt berechneten Summen der Einzelwerte zugrunde gelegt. Wenn insgesamt  $t$  Unterstichproben zu je  $k$  Einheiten gebildet worden sind und  $x_g$  die Summe der Einzelwerte eines bestimmten Merkmals in der  $g$ -ten Unterstichprobe ( $g = 1, 2, \dots, t$ ) bezeichnet, dann wird zunächst aus diesen „Gruppensummen“ der Mittelwert

$$\bar{x}'_g = \frac{1}{t} \sum_{g=1}^t x_g$$

berechnet; die Größe

$$(49) \quad s_t^2 = \frac{1}{k(t-1)} \sum_{g=1}^t (x_g - \bar{x}')^2$$

ist dann ein Schätzwert der Varianz der Einzelwerte (vgl. III.2.1 (10), S. 533).

Bei diesem Verfahren brauchen also bei der Aufbereitung lediglich die Gruppensummen aller Merkmale berechnet zu werden. Das erfordert z. B. bei einer Aufbereitung mit Lochkarten keinen Mehraufwand und bietet darüber hinaus noch den Vorteil, daß die Aufstellung der Ergebnisse für die Gruppensummen auch anschaulich die Größe der Zufallsfehler und eventuelle Ausreißer schnell erkennen läßt. Die wesentliche Arbeitsvereinfachung liegt darin, daß zur Schätzung der Varianz nach Formel (49) nur noch ganz wenige Quadrate berechnet werden müssen.

Weil die Gruppensummen näherungsweise der Gauß'schen Normalverteilung folgen, kann die Standardabweichung auch mit Hilfe der Spannweite abgeschätzt werden (vgl. 3.1.2, S. 63). Wenn  $R$  die Spannweite der  $t$  Gruppensummen  $x_g$ , d. h. die Differenz zwischen dem größten und dem kleinsten Summenwert bezeichnet, so gilt nach Formel (23) der Schätzwert

$$(50) \quad s' = \frac{D_t}{\sqrt{k}} \cdot R.$$

Dabei ist  $D_t$  der in Übersicht I.3.1 (S. 63) tabellierte Spannweitenfaktor (die Zahl der Einzelwerte ist hier gleich  $t$ ). Die auf der Spannweite aufgebaute Schätzfunktion hat den Vorteil, daß überhaupt keine Quadrate mehr berechnet zu werden brauchen.

Die Formeln (49) und (50) für die Varianz bzw. die Standardabweichung lassen sich in vielen Fällen so ergänzen, daß aus den Gruppensummen unmittelbar die Standardfehler der Stichprobenergebnisse geschätzt werden können. Das gilt insbesondere, falls die Standardfehler der Ergebnisse gesondert für Schichten berechnet werden sollen oder falls die Schichtung bei selbstgewichtenden Stichproben für die Fehlerschätzung näherungsweise vernachlässigt werden kann. Zur Abschätzung des Standardfehlers eines repräsentativ ermittelten Totalwertes braucht z. B. die geschätzte Standardabweichung nur mit dem Faktor  $\sqrt{N\varphi}$  multipliziert zu werden (vgl. Formel III.1.1 (8), S. 525). Dieser Faktor läßt sich mit den Konstanten in den Formeln (49) bzw. (50) zusammenziehen. Für den Standardfehler  $s_{x'}$  erhält man so die Schätzfunktion

$$(51) \quad s_{x'} = \sqrt{\frac{N\varphi}{k(t-1)}} \cdot \sqrt{\sum_{g=1}^t (x_g - \bar{x}')^2}$$

oder die noch einfachere Formel

$$(52) \quad s'_{x'} = D_t \cdot \sqrt{\frac{N\varphi}{k}} \cdot R.$$

Diese Formeln gelten zunächst nur für die freie Hochrechnung. Die Wirkung einer gebundenen Hochrechnung kann leicht durch entsprechende Modifikationen der bei der Schätzung angewandten Werte  $x_g$  berücksichtigt werden.

Beispiel: Für die Bodennutzungserhebung 1958 (vgl. II.10, S. 236) war eine zweistufige geschichtete Auswahl und Hochrechnung der ermittelten Anbauflächen durch Differenzenschätzung vorgesehen. In Übersicht

I.3

I.3.13 sind die Gruppensummen für die Anbauflächen von Winterroggen in Niedersachsen im Jahr 1956 und 1958 zusammengestellt (der Einfachheit halber nur für die Gemeinden aus Schicht 2). Mit Rücksicht auf die Differenzenschätzung müssen die Differenzen der Gruppensummen als Grundwerte für die Fehlerschätzung genommen werden.

Übersicht I.3.13

Nr. der Unterstichprobe	Summe der Anbauflächen in ha			Abweichung der Differenzen von ihrem Mittelwert	Quadrat der Abweichung
	1958	1956	Differenz		
1	3 504,34	2 987,81	+ 516,53	+ 34,20	1 170
2	4 477,67	3 829,34	+ 648,33	+ 166,00	27 556
3	4 374,74	3 922,40	+ 452,34	— 29,99	899
4	3 647,73	3 102,46	+ 545,27	+ 62,94	3 961
5	3 234,29	2 985,11	+ 249,18	— 233,15	54 350
Insgesamt	19 238,77	16 827,12	+ 2 411,65	0,00	87 945

Die genannte Schicht 2 umfaßt N = 750 Gemeinden, von denen 50 vH ausgewählt werden; der Auswahlfaktor  $\varphi$  ist also gleich 1. Die Stichprobe wurde für die Fehlerschätzung in t = 5 Unterstichproben zu je k = 75 Gemeinden eingeteilt. Aus den Werten in Übersicht I.3.13 ergeben sich folgende Schätzungen für den Standardfehler der Totalwerte in Schicht 2:

nach Formel (51)  $s_{x'} = \sqrt{\frac{750 \cdot 1}{75 (5-1)}} \cdot \sqrt{87945} = 1,58 \cdot 296 = 469 \text{ ha}$

nach Formel (52)  $s_{x'} = 0,43 \sqrt{\frac{750 \cdot 1}{75}} \cdot 399 = 1,36 \cdot 399 = 544 \text{ ha}$

Der relative Standardfehler des Totalwertes ergibt sich daraus zu 1,2 vH bzw. 1,4 vH. Die beiden Faktoren 1,58 bzw. 1,36 in der Schätzformel gelten für alle Fruchtarten; sie brauchen also jeweils nur einmal errechnet zu werden.

Bei komplizierten Auswahl- und Hochrechnungsverfahren ist es meist vorteilhaft, jede Unterstichprobe gesondert hochzurechnen und die Genauigkeit aus den so gewonnenen Werten abzuschätzen. Bezeichnet man mit  $x'_g$  den hochgerechneten Wert aus der g-ten Unterstichprobe (g = 1, 2, ..., t), dann gelten näherungsweise die Formeln

(53)  $s_{x'} = \sqrt{\frac{1}{t(t-1)}} \cdot \sqrt{\sum_{g=1}^t (x'_g - \bar{x}')^2}$ , wobei  $\bar{x}' = \frac{1}{t} \sum_{g=1}^t x'_g$

(54)  $s_{x'} = D_t \cdot \frac{1}{\sqrt{t}} \cdot R^*$

R\* bezeichnet die Spannweite zwischen den hochgerechneten Werten  $x'_g$ . Die Formel (54) ist besonders vorteilhaft, weil für die praktisch wichtigen t-Werte von 3 bis 10 mit guter Näherung

$$D_t / \sqrt{t} \approx 1 / t$$

gesetzt werden kann (vgl. Übersicht I.3.1, S. 63).

H.-J. Zindler [84] hat gezeigt, daß die Fehlerschätzung mit Hilfe von Unterstichproben erheblich weniger genau als die Fehlerschätzung aus Einzelwerten ist. Die relative Ungenauigkeit des auf Unterstichproben aufgebauten Verfahrens ist jedoch für die meisten praktischen Aufgaben tragbar, weil der Standardfehler ohnehin nicht den tatsächlichen Zufallsfehler angibt, sondern nur die Grundlage für eine Wahrscheinlichkeitsaussage über die Größenordnung der Zufallsfehler bildet.

Die Genauigkeit der Fehlerschätzung mit Hilfe von Unterstichproben hängt praktisch nicht vom Stichprobenumfang ab. Entscheidenden Einfluß hat die Zahl t der Unterstichproben. Aus arbeitstechnischen Gründen können in der Regel höchstens

zehn Unterstichproben gebildet werden. Wegen der verhältnismäßig günstigen Genauigkeit wird in der amtlichen Praxis häufig mit zehn Unterstichproben gearbeitet; in diesem Fall wird das Verfahren kurz „Zehntelungs-Verfahren“ genannt.

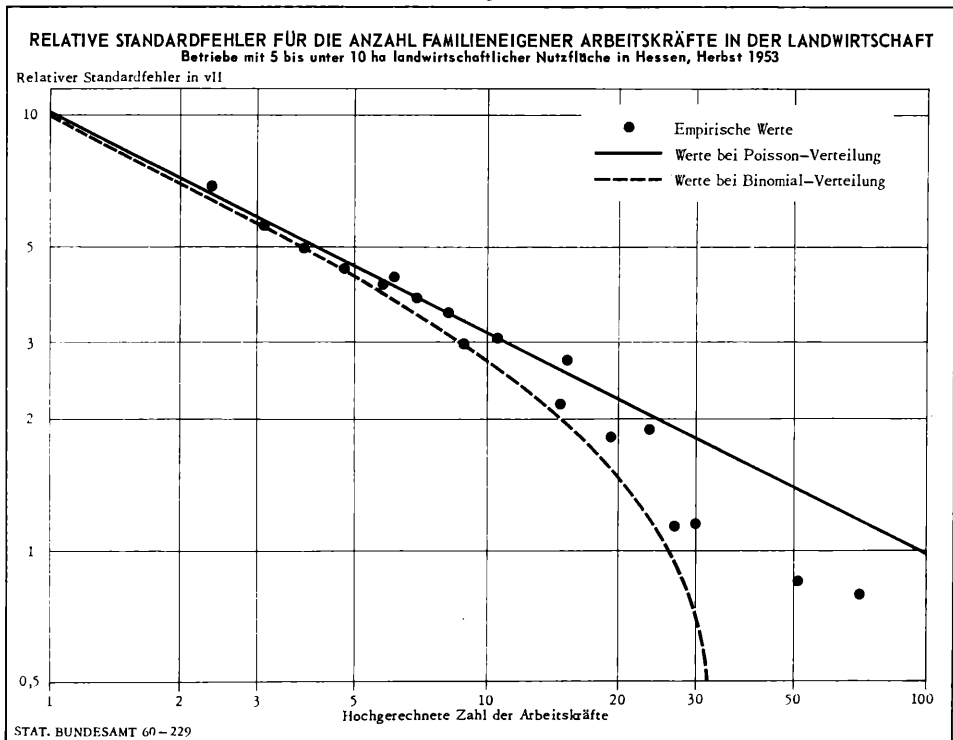
Bei geeignetem Material kann die Genauigkeit des Verfahrens dadurch verbessert werden, daß die Stichprobe mehrfach in Untergruppen aufgeteilt und jeweils eine Schätzung der Standardfehler aus den Gruppensummen abgeleitet wird (vgl. II.6, S. 193).

Bei der praktischen Anwendung ist darauf zu achten, daß alle Klumpen- und Stufungseffekte bei der Aufteilung auf die Unterstichproben erhalten bleiben. So dürfte man z. B. beim Mikrozensus die von einem Interviewer erfaßten Haushalte nicht auf mehrere Unterstichproben aufteilen, sondern muß sie geschlossen einer einzigen Unterstichprobe zuordnen.

Die Schätzungen der Standardfehler sind auf zufallsabhängigen Größen aufgebaut und weisen deswegen auch selbst Zufallsschwankungen auf. Diese Zufallsfehler können unter gewissen Voraussetzungen durch ein Ausgleichsverfahren verringert werden. Dieses Verfahren gestattet zugleich auch eine wesentliche Vereinfachung der Fehlerrechnung. Ein Ausgleich von Standardfehlern ist sinnvoll, wenn zwischen dem Ergebnis der Stichprobe, z. B. dem geschätzten Totalwert  $x'$  und seiner Fehlervarianz  $\sigma_{x'}^2$  bzw. seinem relativen Standardfehler  $V_{x'}$ , zumindest näherungsweise ein Zusammenhang folgender Form besteht:

$$(55) \quad \begin{aligned} \sigma_{x'}^2 &= C \cdot x' \\ V_{x'} &= \sqrt{C/x'} \end{aligned}$$

Abbildung I. 3. 21



## I.3

Dabei bedeutet  $C$  eine Konstante. Dieser Zusammenhang gilt streng für die Poisson-Verteilung (vgl. Formel (16) auf S. 59). Er ist näherungsweise auch für die Binomialverteilung gegeben, sofern der Anteil  $P$  klein ist; bei hohen Anteilswerten sind die Fehler kleiner, als die Formeln (53) angeben. Abbildung I.3.21 zeigt den theoretischen Verlauf für die beiden genannten Verteilungen sowie einige Wertepaare, die bei der Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte in der Landwirtschaft (vgl. II.8, S. 210) ermittelt wurden.

Die Punkte liegen infolge von Zufallsschwankungen nicht genau auf einer Geraden. Sofern aber der Zusammenhang, der durch die Formeln (53) beschrieben wird, für alle zugleich betrachteten Merkmale näherungsweise unterstellt werden kann, lassen sich die Zufallsfehler stark vermindern. Die Menge der Fehlerergebnisse wird als Ausschnitt aus einer einzigen Fehlergesamtheit aufgefaßt und — in Abhängigkeit von den zugehörigen geschätzten Totalwerten — durch eine lineare Regressionsgerade ausgeglichen. Dabei werden für jedes Merkmal zusätzliche Informationen<sup>1)</sup> aus den „Nachbarmerkmalen“ nutzbar gemacht. Als Schätzung des Standardfehlers gilt dann jeweils der zum geschätzten Totalwert gehörige Wert auf der Regressionsgeraden. Das Verfahren kann graphisch durchgeführt werden: Die Fehlerwerte werden in Abhängigkeit von den geschätzten Totalwerten als Punkte in ein doppelt-logarithmisches Netz eingetragen. Anschließend wird durch die Punkte eine Ausgleichsgerade gelegt. Diese Gerade kann meist freihändig eingetragen werden. Der so abgeleitete Zusammenhang ermöglicht es zugleich auch, die Fehlerwerte für die Veröffentlichung in einfacher Weise darzustellen.

Diese Methode wurde z. B. bei den Untersuchungen zur Einkommensteuerstatistik 1957 (vgl. II.33, S. 480) sowie für die Fehlerrechnungen zum Mikrozensus (vgl. II.3, S. 158 und 168) herangezogen.

### 3.4.2 Abschätzung der systematischen Fehler<sup>2)</sup>

Die Gewinnung amtlicher statistischer Daten verlangt meist die Mitwirkung einer sehr großen Zahl von Personen, sei es als Befragte, als Zähler oder als Bearbeiter der erhobenen Angaben. Dabei ist es unvermeidbar, daß in die Ergebnisse systematische Fehler infolge menschlicher Unzulänglichkeiten hineinkommen. Unstimmigkeiten entstehen ferner dadurch, daß es praktisch nicht möglich ist, die Definitionen statistischer Begriffe auf alle praktisch auftretenden Fälle zuzuschneiden. Es müssen deswegen Schwierigkeiten hinsichtlich der Zuordnung vorkommen, die wegen des sehr großen Materialumfangs nicht einheitlich entschieden werden können.

Im Gegensatz zu den Zufallsfehlern, die mit Hilfe der Fehlerrechnung unmittelbar anhand der statistischen Unterlagen abgeschätzt werden können, bedarf es zur Abschätzung systematischer Fehler besonderer Kontrollen. Sie müssen aus Kostenerwägungen in der Regel auf repräsentativer Basis durchgeführt werden; das reicht aber meist voll aus, um alle Aufgaben zu erfüllen.

Grundsätzlich sind zwei Aufgabenstellungen zu unterscheiden:

Bei deskriptiven Kontrollen wird nachträglich die Größenordnung der systematischen Fehler bestimmt, die in den statistischen Zahlen enthalten sind, mit dem Ziel, die Güte der Ergebnisse festzustellen und zu kommentieren.

Die operativen Kontrollen haben die Aufgabe, systematische Fehler während der Erstellung der Statistik zu ermitteln, um die Ergebnisse zu verbessern.

Die Kontrollen liefern nicht nur Erkenntnisse über die Genauigkeit der Statistik, sondern lassen auch die Hauptfehlerquellen bei der Gewinnung der Daten erkennen. Damit ist die Möglichkeit gegeben, in Zukunft vorbeugende Maßnahmen zur Einschränkung der wesentlichen Fehlerursachen zu ergreifen.

Im Prinzip kann fast jeder Arbeitsgang, der zur Gewinnung statistischer Daten notwendig ist, überprüft werden. Der hierfür erforderliche methodische und sachliche

<sup>1)</sup> Eine Grundlage für die Auswertung solcher zusätzlicher Informationen gibt *S. Koller* (47). — <sup>2)</sup> Vgl. auch 2.4.2, S. 51.

Aufwand ist jedoch sehr unterschiedlich: Prüfungen der Erhebung verursachen mehr Arbeit und Kosten als Aufbereitungskontrollen.

Bei der Erhebung lassen sich in erster Linie

die Vollständigkeit der Erfassung der Erhebungseinheiten,

die Abgrenzung der Erhebungseinheiten und

die Angaben der Befragten hinsichtlich einzelner Erhebungsmerkmale

nachprüfen. Die beiden ersten Aufgaben verlangen den Einsatz von besonderen Kontrollpersonen, weil hier gerade die Zählerarbeit geprüft werden soll, während die dritte Aufgabe teilweise von den Zählern und Oberzählern übernommen werden kann. Die Kontrollen können unmittelbar im Anschluß an die eigentliche Zählung oder über eine eigene Nacherhebung durchgeführt werden; jedoch darf zwischen dieser und der eigentlichen Erhebung kein größerer Zeitraum liegen. Das zweite Verfahren wird z. B. zur Nachprüfung der Bodennutzungserhebung (vgl. II.11, S. 250) und zur Nachprüfung der Viehzählung (vgl. II.15, S. 297) angewandt.

Die Nachprüfung der Viehzählung wird nur deskriptiv zur Kommentierung der Ergebnisse verwandt. Dagegen werden auf Grund der Nachprüfung der Bodennutzungserhebung die Ergebnisse dieser Erhebung pauschal korrigiert: Die Angaben über Flächen der einzelnen Nutzungsarten werden bei etwa 0,15 vH der landwirtschaftlichen Betriebe überprüft und die festgestellten Flächendifferenzen hochgerechnet. Mit den ermittelten Schätzungen der systematischen Fehler werden die Ergebnisse der Bodennutzungserhebung korrigiert.

In manchen Fällen können systematische Fehler auch ohne Controllerhebung und ohne Vergleich mit anderen Statistiken festgestellt werden. So wurde z. B. im Rahmen der Probeerhebung des Mikrozensus die Möglichkeit untersucht, eine Verzerrung der Angaben auf Grund des Einflusses der Interviewer, den sogenannten „Interviewer-Bias“, ohne Kontrollen zu prüfen (vgl. Anhang zu II.3, S. 172). Die dabei angewandte mathematisch-statistische Methode, die Varianz-Analyse, setzt voraus, daß mehrere unabhängige Zufallsstichproben aus der untersuchten Gesamtheit ausgewählt wurden. So kann z. B. aus der Gesamtmasse der Personen eines Gebietes eine Stichprobe gezogen und danach das Gebiet in zusammenhängende Bezirke eingeteilt werden. Die ausgewählten Personen eines jeden Bezirks werden nach dem Zufallsprinzip auf zwei oder mehrere ineinandergreifende Unterstichproben (vgl. 2.2.6, S. 44) aufgeteilt, in denen dann verschiedene Interviewer einzusetzen sind.

Häufiger als Erhebungskontrollen wurden bislang in der amtlichen Statistik Kontrollen der Aufbereitung vorgenommen. Sie erfordern im allgemeinen einen geringeren organisatorischen und kostenmäßigen Aufwand, weil das zu prüfende Material in relativ übersichtlicher und leicht faßbarer Form vorliegt. Aus diesem Grund können auch die Stichprobenpläne für diese Kontrollen wesentlich einfacher sein als diejenigen zur Prüfung der Erhebung. Die Kontrollen bestehen meist in der Durchsicht des Materials nach Übertragungsfehlern: Signierkontrollen haben Unstimmigkeiten bei der Übersetzung der Angaben im Erhebungspapier in die Signierung aufzudecken; bei Lochkontrollen wird auf die Richtigkeit der Übertragung der Signaturen in die Lochkarte geachtet. Schließlich können auch für die Prüfung der manuellen Sortierung von Belegen Stichprobenverfahren eingesetzt werden.

Die Aufbereitungskontrollen haben operativen Charakter. Sie sind somit den Aufgaben in der industriellen statistischen Qualitätskontrolle ähnlich. Die dafür entwickelten Methoden können auch für die Überprüfung der Aufbereitungsarbeiten eingesetzt werden (vgl. H.-J. Zindler [82]). Bei der Aufstellung des Kontrollplans ist besonders zu berücksichtigen, daß Erhebungs- und Aufbereitungsfehler in vielen Fällen nicht rein zufällig im Material verstreut sind, sondern gehäuft auftreten. Das kann z. B. daran liegen, daß einzelne Zähler den Befragten eine falsche Auskunft geben oder daß einzelne Signierer wegen falscher Vorstellungen eine bestimmte Angabe einer falschen Gruppe zuordnen. In beiden Fällen werden die Fehler in einzelnen Arbeitspaketen konzentriert auftreten.

3.4.3 Gesamtfehler<sup>1)</sup>

Jeder statistisch ermittelte Wert besitzt gewisse Fehler, d. h. er unterscheidet sich von einem „wahren Wert“, dessen Existenz vorausgesetzt wird. In der Regel besteht der Fehler aus vielen Komponenten. Falls sowohl die Größe als auch die Richtung aller Fehlerkomponenten bekannt ist, kann der Gesamtfehler aus den einzelnen Komponenten exakt ermittelt werden (vgl. z. B. O. Anderson [3], H. Kallmeyer [37]).

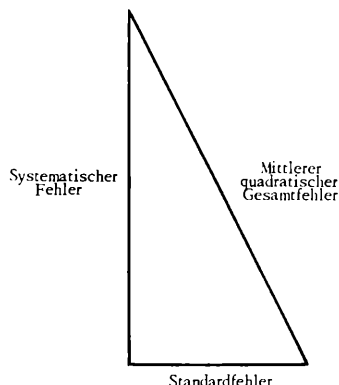
Dieser Fall kommt bei Stichprobenstatistiken praktisch nicht vor. Selbst wenn kein systematischer Fehler (vgl. 3.4.2) vorhanden wäre, ließe sich der Gesamtfehler dennoch nicht berechnen, weil sich die Größe und die Richtung der Zufallsfehler im Einzelfall prinzipiell nicht angeben lassen. Es sind lediglich Aussagen möglich, daß der Zufallsfehler mit einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit in einem bestimmten Bereich liegt, der mit Hilfe des Standardfehlers abgegrenzt werden kann (vgl. 2.4.1, S. 50).

Zu den Zufallsfehlern bei Stichprobenerhebungen treten gewöhnlich systematische Fehler hinzu. Die Richtung und die Größe systematischer Fehler können mit Hilfe von Kontrollenerhebungen abgeschätzt werden (vgl. 3.4.2). Sofern diese Kontrollenerhebungen der operativen Kontrolle dienen, also zur Berichtigung der ursprünglichen Stichprobenergebnisse mit den Werten der geschätzten systematischen Fehler verwandt werden (vgl. Nachprüfung der Bodennutzungserhebungen, II.11, S. 249), werden die systematischen Fehler ausgeschaltet. Der Gesamtfehler besteht dann nur noch aus einem Zufallsfehler, dessen beide Komponenten von der ursprünglichen Stichprobenerhebung und von der repräsentativen Kontrollenerhebung stammen und nach dem Fehlerfortpflanzungsgesetz zusammengefaßt werden (vgl. S. 113). Wenn die Kontrollenerhebungen jedoch zur deskriptiven Kontrolle benutzt werden, also nur die Feststellung und Kommentierung der Güte der Ergebnisse zum Ziel haben (vgl. Nachprüfung der Viehzählungen, II.15, S. 296), dann liegen damit zwar Schätzwerte über die Richtung und Größe der systematischen Fehler vor, diese Fehler selbst bleiben jedoch bestehen.

Aus dem Standardfehler und dem systematischen Fehler kann eine Maßzahl, der „mittlere quadratische Gesamtfehler“ (mean square error), abgeleitet werden, mit dessen Hilfe Wahrscheinlichkeitsaussagen über den Bereich des Gesamtfehlers der unberichtigten Stichprobenergebnisse möglich sind. Diese Maßzahl ergibt sich aus der Formel

$$(56) \quad \begin{aligned} & \text{(Mittlerer quadratischer Gesamtfehler)}^2 \\ &= (\text{Standardfehler})^2 + (\text{systematischer Fehler})^2 \end{aligned}$$

Wenn keine Kontrollenerhebungen zur Abschätzung der systematischen Fehler durchgeführt werden (vgl. die Lohnsteuerstatistiken, II.30, 31, 32), die systematischen Fehler also im Einzelfall nach Größe und Richtung unbekannt sind, wenn aber Anhaltspunkte über ihre Größenordnung vorliegen, dann sind sie wie unabhängige, zusätzliche Fehler zu behandeln, die in zufälliger Weise mit den Zufallsfehlern der ursprünglichen Stichprobenerhebung zusammenwirken. Die Maßzahl für den Gesamtfehler der Ergebnisse wird ebenfalls nach Formel (56) berechnet. Zur Formel für deskriptive Kontrollen besteht allerdings der sachliche Unterschied, daß hier die Komponente der systematischen Fehler gewöhnlich nur sehr grob abzuschätzen ist und daß deshalb die Werte der nach Formel (56) berechneten Gesamtfehler entsprechend weniger sicher angegeben werden können.



sind sie wie unabhängige, zusätzliche Fehler zu behandeln, die in zufälliger Weise mit den Zufallsfehlern der ursprünglichen Stichprobenerhebung zusammenwirken. Die Maßzahl für den Gesamtfehler der Ergebnisse wird ebenfalls nach Formel (56) berechnet. Zur Formel für deskriptive Kontrollen besteht allerdings der sachliche Unterschied, daß hier die Komponente der systematischen Fehler gewöhnlich nur sehr grob abzuschätzen ist und daß deshalb die Werte der nach Formel (56) berechneten Gesamtfehler entsprechend weniger sicher angegeben werden können.

Der durch Formel (56) beschriebene Zusammenhang kann geometrisch durch ein pythagoräisches Dreieck dargestellt werden.

<sup>1)</sup> Vgl. auch 2.4.3, S. 51.

Daraus ergibt sich anschaulich, daß der mittlere quadratische Gesamtfehler im wesentlichen jeweils von der größeren der beiden Komponenten abhängt: Ein hoher Standardfehler überdeckt den systematischen Fehler und bestimmt den mittleren quadratischen Gesamtfehler weitgehend allein. Ein geringerer Standardfehler wird dagegen vom systematischen Fehler verdeckt; in diesem Fall ist der systematische Fehler für den mittleren quadratischen Gesamtfehler entscheidend. In Übersicht I.3.14 sind die Werte des mittleren quadratischen Gesamtfehlers zusammengestellt, die sich bei konstantem systematischen Fehler und unterschiedlich großem Standardfehler ergeben (vgl. *K. Szameitat-S. Koller*[73]).

Übersicht I.3.14

Systematischer Fehler	Standardfehler	Mittlerer quadratischer Gesamtfehler
1	2	2,24
1	1	1,41
1	0,5	1,12
1	0,3	1,045
1	0,1	1,005
1	0,01	1,00005

Aus der Übersicht folgt die in Ziffer 2.4.3 (S. 51) gegebene Regel: Ein Standardfehler, der etwa die Hälfte des systematischen Fehlers beträgt, ist sachlich angemessen; er vergrößert den mittleren quadratischen Gesamtfehler nur um 12 vH. Eine weitere Verkleinerung des Standardfehlers auf ein Viertel des systematischen Fehlers erbringt nur noch eine Minderung des mittleren quadratischen Gesamtfehlers, die in keinem Verhältnis zu dem notwendigen Mehraufwand steht.

Solange der systematische Fehler nicht größer als der Standardfehler ist, gilt mit guter Näherung, daß von rund 100 Stichprobenergebnissen der

Gesamtfehler von 68 Ergebnissen kleiner als der einfache mittlere quadratische Gesamtfehler.

Gesamtfehler von 95 Ergebnissen kleiner als der zweifache mittlere quadratische Gesamtfehler

ist. Diese Aussagen entsprechen ganz genau den Beziehungen zwischen Zufallsfehlern und Standardfehlern, die auf S. 50 dargestellt sind.

Die Formel (56) ist ein Spezialfall des sogenannten „Fehlerfortpflanzungsgesetzes“ (vgl. z. B. *W. E. Deming* [13], S. 127). Nach diesem Gesetz lassen sich u. a. auch Rechenformeln ableiten, nach denen die Zufallsfehler abgeschätzt werden können, die sich aus Zufallsfehlern zweier Größen  $x$  und  $y$  zusammensetzen. Wenn  $s_x$  und  $s_y$  die Standardfehler dieser Größen sind, so gelten für die Summe  $(x+y)$ , die Differenz  $(x-y)$ , das Produkt  $x \cdot y$  und den Quotienten  $x:y$  die folgenden Formeln:

$$(57) \quad s_{(x+y)}^2 = s_x^2 + s_y^2 + 2 s_{xy}$$

$$(58) \quad s_{(x-y)}^2 = s_x^2 + s_y^2 - 2 s_{xy}$$

$$(59) \quad s_{x \cdot y}^2 = y^2 s_x^2 + x^2 s_y^2 + 2xy \cdot s_{xy}$$

$$(60) \quad s_{x:y}^2 = y^2 s_x^2 + x^2 s_y^2 - 2xy \cdot s_{xy}$$

Falls die beiden Größen  $x$  und  $y$  nicht miteinander korreliert sind, d. h. falls ihre Kovarianz  $s_{xy} = 0$  ist, dann gilt z. B. für den Standardfehler der Summe  $x+y$  nach (57) die Sonderformel

$$(61) \quad s_{x+y}^2 = s_x^2 + s_y^2$$

Die Berechnung von  $s_{x+y}^2$  nach dieser wichtigen Relation wird kurz „quadratische Addition von Standardfehlern“ genannt.

Auf diesen Zusammenhängen beruhen viele der Formeln, die im Technischen Anhang (S. 521 ff.) zusammengestellt sind. So ist z. B. die Formel für die Fehlervarianz der Differenzschätzung bei einfacher Zufallsauswahl (vgl. III.1.5 (3), S. 527) unmittelbar aus der Formel (58) abgeleitet. Die Formeln für die Fehlervarianz bei geschichteter Zufallsauswahl (vgl. z. B. III.3.2 (3), S. 540) ergeben sich aus Formel (61). Infolge der gesonderten Auswahl aus jeder Schicht sind die Summanden, aus denen die Schätzfunktion zusammengesetzt ist, im wahrscheinlichkeitstheoretischen Sinne unabhängig und somit nicht korreliert.

### **3.5 Laufende Stichprobenerhebungen**

Periodisch wiederholte Erhebungen sind erforderlich, wenn die zeitliche Entwicklung einer statistischen Masse dargestellt werden soll oder wenn ständig Informationen über den letzten Stand einer Gesamtheit benötigt werden. Für solche laufenden Erhebungen ist das Stichprobenverfahren ganz besonders geeignet, weil damit eine wesentliche Entlastung der Befragten und der statistischen Ämter ermöglicht wird und weil durch die Beschränkung auf eine Stichprobe auch die Aktualität der Ergebnisse verbessert werden kann. Die laufenden Stichprobenerhebungen gewinnen deswegen immer mehr Bedeutung in der amtlichen Statistik.

Für die Planung laufender Stichprobenerhebungen gelten die Grundsätze, die in den vorangehenden Abschnitten dargestellt wurden. Darüber hinaus sind dabei jedoch einige Besonderheiten zu beachten, auf die in diesem Abschnitt kurz eingegangen wird.

#### **3.5.1 Auswahlverfahren**

Eine Hauptfrage bei der wiederholten Erhebung einer Gesamtheit besteht darin, ob eine bestimmte Stichprobe für alle aufeinanderfolgenden Erhebungen beibehalten oder ob die Zusammensetzung der Stichprobe durch Auswechseln von Einheiten verändert werden soll. Maßgebend für die Entscheidung dieser Frage ist vor allem die Aufgabenstellung der periodisch wiederholten Erhebungen. Zu unterscheiden sind die folgenden drei Arten von Ergebnissen:

- A. Änderung der Totalwerte (oder Mittelwerte) von einem Zeitpunkt (bzw. Zeitraum) zu einem zweiten (z. B. Meßziffern für Entwicklung von einem Monat zum nächsten);
- B. Totalwerte (oder Mittelwerte) der Ergebnisse für zwei oder mehr Zeiträume (z. B. Summe von 12 Monatsergebnissen);
- C. Totalwerte (oder Mittelwerte) für jeden Zeitpunkt (bzw. Zeitraum).

In der amtlichen Statistik kommt die Aufgabenstellung A recht häufig vor. So wird z. B. mit Statistiken im Einzelhandel und im Großhandel monatlich die Entwicklung der Umsätze erfaßt und in Form von Meßziffern dargestellt; diese beiden Statistiken, die zur Zeit noch auf einer gezielten Auswahl von Betrieben beruhen, sollen im Anschluß an den Handelszensus (vgl. II.21) auf eine Zufallsstichprobe umgestellt werden. Auf eine Reihe von Meßziffern wird auch die laufende Handwerksberichterstattung (vgl. II.19) ausgerichtet. Ein typisches Beispiel für die Aufgabenstellung B ist die Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben 1956/58 (vgl. II.9), bei der aus den monatlichen Ergebnissen u. a. auch die jährliche Arbeitsleistung in der Landwirtschaft festgestellt werden sollte. Bei vielen Statistiken liegt das Schwergewicht auf der Feststellung von Totalwerten nach dem letzten Stand, d. h. es herrscht die Aufgabenstellung C vor. Als Beispiel kann der monatliche Industriebericht (vgl. II.17) gelten.

Falls der Stichprobenumfang bei jeder einzelnen Erhebung gleich groß sein soll und wenn es möglich ist, die Zusammensetzung der Stichprobe nach methodischen Grundsätzen festzulegen, dann gelten folgende Aussagen über die Zufallsfehler:

- a) Die Entwicklung von einem Zeitpunkt (bzw. Zeitraum) zu einem anderen wird mit den kleinsten Zufallsfehlern ermittelt, wenn die Stichprobe bei allen Erhebungen beibehalten wird, d. h. wenn ein fester Berichtskreis zugrunde gelegt wird.
- b) Kommt es vor allem darauf an, die Ergebnisse für zwei oder mehr Zeiträume zu addieren, dann ist es im Hinblick auf die Zufallsfehler am besten, die Einheiten in der Stichprobe vollständig auszutauschen, d. h. praktisch, für jede Erhebung eine neue Stichprobe zu ziehen („vollständige Rotation“).
- c) Ergebnisse für jeden Zeitpunkt (bzw. Zeitraum) lassen sich — sofern ausschließlich Zufallsfehler betrachtet werden und von Schätzungen mit gebundener Hochrechnung abgesehen wird — ebenso gut mit einer fest beibehaltenen Stichprobe wie mit



Stichproben ermitteln, deren Einheiten jeweils vollständig oder teilweise ausgetauscht werden. Unter Berücksichtigung von Verfahren der gebundenen Hochrechnung kann jedoch ein planmäßiger Austausch eines Teils der Stichprobe, d. h. die „partielle Rotation“ der Einheiten, zu einer erheblichen Verbesserung der Genauigkeit führen.

Die drei Regeln gehen von der fast stets erfüllten Annahme aus, daß eine positive Korrelation zwischen den Einzelwerten besteht, die zu zwei Zeitpunkten bei einer Erhebungsgesamtheit ermittelt werden. Die Richtigkeit der Regeln bei positiven Korrelationskoeffizienten  $\rho$  läßt sich aus Übersicht I.3.15 entnehmen, in der für einige Schätzfunktionen jeweils die Fehlervarianzen für die drei Möglichkeiten der Stichproben-Zusammensetzung angegeben sind. Die Formeln gelten bei einfacher Zufallsauswahl (vgl. III.1, S. 521) und sind auf zwei Erhebungen beschränkt (die Indizes 1 und 2 bezeichnen die laufende Nummer der Erhebung).

Übersicht I.3.15

Aufgabenstellung	Schätzfunktion	Fehlervarianz/ $\varphi N$ bei		
		Beibehalten der Einheiten in der Stichprobe	teilweisem Wechsel der Einheiten in der Stichprobe	vollständigem Wechsel der Einheiten in der Stichprobe
		( $P=1$ )	( $0 < P < 1$ )	( $P=0$ )
A	$x'_2 / x_1$	$S_2^2 + T^2 S_1^2 - 2T \rho S_1 S_2$	$S_2^2 + T^2 S_2^2 - 2PT \rho S_1 S_2$	$S_2^2 + T^2 S_1^2$
	$x'_2 - x'_1$	$S_2^2 + S_1^2 - 2\rho S_1 S_2$	$S_2^2 + S_1^2 - 2P\rho S_1 S_2$	$S_2^2 + S_1^2$
B	$x'_1 + x'_2$	$S_2^2 + S_1^2 + 2\rho S_1 S_2$	$S_2^2 + S_1^2 + 2P\rho S_1 S_2$	$S_2^2 + S_1^2$
C	$x'_2$	$S_2^2$	$S_2^2$	$S_2^2$
	$x'_2 *$	$S_2^2$	$S_2^2 [1 - P(1-P)\rho^2]$	$S_2^2$

\*)  $x'_2 = x'_2 + \beta P (1-P) (x'_{1a} - x'_{1b})$ ; dabei ist  $\beta$  der Regressionskoeffizient und  $\rho$  der Korrelationskoeffizient zwischen den Werten der beibehaltenen Einheiten zum Zeitpunkt 1 und 2; weiter ist  $x'_{1a}$  der aus den ausgewechselten Einheiten und  $x'_{1b}$  aus den beibehaltenen Einheiten geschätzte Totalwert zum Zeitpunkt 1.

Bei der Planung laufender Stichprobenstatistiken ist zu berücksichtigen, daß gerade bei periodisch wiederholten Erhebungen die systematischen Fehler eine wesentliche Rolle spielen. So nimmt bei mehrfachen Befragungen die Antwortbereitschaft im Laufe der Zeit meist erheblich ab. Infolge des geminderten Interesses werden dann leicht fehlerhafte Routineantworten gegeben. Diese Erfahrung spricht dafür, Erhebungseinheiten nicht allzu lange für die Statistik heranzuziehen. Andererseits ist — vor allem bei sachlich schwierigen Fragen — ein rascher Wechsel der Einheiten nicht vorteilhaft, weil durch mangelnde Übung und durch Mißverständnisse bei neu einbezogenen Einheiten leicht Fehler entstehen können. Um möglichst genaue Ergebnisse zu bekommen, muß also ein Kompromiß zwischen diesen beiden Fehlerquellen gefunden werden. Das läßt sich erreichen, indem planmäßig jeweils ein Teil der Stichprobe gegen neue Einheiten ausgetauscht wird. Die partielle Rotation von Einheiten ist also nicht nur bei Aufgabenstellung C, sondern — mit Rücksicht auf die unterschiedlich wirkenden systematischen Fehler — bei allen Zielsetzungen von großer Bedeutung.

Das Verfahren der partiellen Rotation ist besonders wichtig für solche Statistiken, die mehrere Aufgaben zugleich erfüllen sollen. So hat z. B. der Mikrozensus (vgl. II.3) nicht allein das Ziel, für jeden Erhebungszeitpunkt ein möglichst genaues Bild über die Struktur der Bevölkerung zu geben, sondern es sind auch möglichst genaue Vergleiche von einem Zeitpunkt zu einem anderen erforderlich; schließlich sollen auch die

### I.3

Ergebnisse der vierteljährlich ermittelten Angaben zu einem zuverlässigen Jahresergebnis zusammengesetzt werden. Jede Aufgabe legt mit Rücksicht auf die Zufallsfehler eine andere Art der Stichprobenzusammensetzung nahe. Auch in dieser Hinsicht kann durch teilweises Wechseln ein Kompromiß zwischen widerstrebenden Forderungen erzielt werden. Aus diesem Grunde wurden z. B. bereits bei der Planung des Mikrozensus verschiedene Rotationsschemata untersucht (vgl. II.3, S. 152); eines davon soll ab 1960 praktisch angewandt werden.

Das theoretische Rüstzeug für die Wahl eines möglichst günstigen Schemas zur Rotation ist noch nicht vollständig. Bislang sind nur einige einfachere Modelle gründlich untersucht worden. Von besonderer Bedeutung ist das Schema, das für die monatliche Statistik der Einzelhandelsumsätze in den USA entwickelt wurde (vgl. *Hansen-Hurwitz-Madow* [28], Band 1, S. 576 ff.). Es hat die Aufgabe, genaue Werte für jeden Monat zu liefern, Zusammenfassungen zum Jahresergebnis zuzulassen sowie Vergleiche mit dem Vormonat und dem gleichen Monat des Vorjahres zu gewährleisten. Das wird in sehr günstiger Weise dadurch erreicht, daß insgesamt 12 unabhängige Stichproben gezogen werden und die Einheiten einer bestimmten Stichprobe jährlich einmal nach dem Umsatz des laufenden Monats und des Vormonats befragt werden.

Bei laufenden Stichprobenerhebungen erfordern die echten und unechten Ausfälle besondere Beachtung, weil der zeitliche Vergleich der Ergebnisse dadurch in zunehmendem Maße beeinträchtigt werden kann. Da der Anteil der echten Ausfälle, z. B. durch Nichtbeantwortung, gewöhnlich mit der Zahl der Befragungen wächst, ist ein planmäßiger Wechsel der Einheiten zumindest in längeren Zeitabständen zweckmäßig. Die unechten Ausfälle durch Abgang von Einheiten werden automatisch durch die Stichprobe erfaßt. Sie führen infolge der Verkleinerung des Stichprobenumfanges zwar auf wachsende Zufallsfehler, ergeben aber grundsätzlich keine systematischen Fehler. Dagegen können erhebliche Verzerrungen entstehen, wenn die Zugänge zur untersuchten Gesamtheit nicht durch eine laufende Ergänzung der Stichprobe berücksichtigt werden. Aus diesem Grunde werden z. B. beim Mikrozensus (vgl. II.3, S. 163) die aus den Unterlagen der Wohnungszählung am 25. 9. 1956 gezogenen Stichproben ergänzt durch Stichproben, die aus dem Material der Statistik der Baufertigstellungen gezogen werden. In vielen Fällen ist es praktisch schwierig, die Auswahlgrundlage auf den neuesten Stand zu bringen oder gut geeignete Unterlagen über die Zugänge zu erhalten. Häufig muß dafür recht unvollkommenes Material herangezogen werden, so daß gelegentlich sogar ein gesonderter Auswahlplan für die Zugangsmasse entwickelt werden muß.

Verhältnismäßig günstig ist die Vervollständigung bei mehrstufigen Auswahlverfahren. Die größeren Einheiten in den oberen Auswahlstufen sind gewöhnlich stabiler als die kleineren Einheiten, bei denen Zu- und Abgänge wesentlich häufiger auftreten. Eine Erneuerung und Ergänzung der Auswahl kann deshalb im allgemeinen auf die letzte Stufe beschränkt werden. Die in die Stichprobe einbezogenen Einheiten können in den unteren Auswahlstufen häufiger, in den oberen Stufen in größeren Zeitabständen gewechselt werden.

Durch eine geeignete Schichtung der Auswahlseinheiten nach den Grundsätzen, die in den Abschnitten 2.2.3 (S. 35) und 3.2.3 (S. 74) dargelegt sind, können auch die Ergebnisse von laufenden Stichprobenerhebungen verbessert werden. Bei der Schichtung muß jedoch berücksichtigt werden, daß ihre Wirksamkeit mit wachsendem zeitlichen Abstand zwischen der Erhebung und der Auswahlgrundlage ständig abnimmt. Im Laufe der Zeit wird die Homogenität in den Schichten geringer, und zwar umso schneller, je enger die Schichten abgegrenzt sind. Daher ist es zweckmäßig, nicht zu viele Schichten zu bilden. Bei der Abgrenzung der Schichten und der Festlegung der Auswahlsätze ist zu beachten, ob eine Rotation notwendig ist. In diesem Falle sollte der Umfang von total erfaßten Schichten und der Schichten mit hohem Auswahlatz möglichst eingeschränkt werden, weil hier ein Austausch von Einheiten ausgeschlossen ist bzw. nur in geringem Maße stattfinden kann. Bei der Aufteilung des Stichproben-

umfanges auf die Schichten muß die Aufgabenstellung der Statistik beachtet werden. So kann z. B. eine Aufteilung, die nach *Neyman-Tschuprow* optimal für Totalwerte bei freier Hochrechnung ist, für die Ermittlung von Meßziffern verhältnismäßig ungünstig sein; das gilt vor allem, wenn sich die Korrelationskoeffizienten in den Schichten wesentlich unterscheiden.

### 3.5.2 Hochrechnung

Zur Hochrechnung der Stichprobenwerte laufender Erhebungen können grundsätzlich die gleichen Verfahren angewandt werden wie bei einmaligen Stichprobenerhebungen. Die Möglichkeiten sind jedoch — ebenso wie bei den Auswahlverfahren — mannigfaltiger. Hier werden nur einige Gesichtspunkte herausgestellt, die über die in den Abschnitten 2.3 (S. 45) und 3.3 (S. 87) angegebenen Grundsätze hinausgehen.

Laufende Erhebungen mit partiellem Wechsel oder ohne Wechsel der Einheiten bieten verschiedene Möglichkeiten für die Hochrechnung. Die freie Hochrechnung ist stets anwendbar. Meist ist es jedoch wirksamer, eine gebundene Hochrechnung zu wählen. Außer den im Technischen Anhang beschriebenen Verfahren (vgl. z. B. III.1.4 bis 1.6, S. 526 ff.) sind noch eine ganze Reihe von Sonderformen untersucht worden (vgl. *Hansen-Hurwitz-Madow* [28], Band 1, S. 490, Band 2, S. 268, und *W. G. Cochran* [7], S. 282). Eine einfache Schätzfunktion wird in Übersicht I.3.15 (S. 115) betrachtet. Mit komplizierteren Schätzfunktionen läßt sich der Standardfehler der Ergebnisse noch weiter herabsetzen, sofern der Anteil  $P$  der beibehaltenen Einheiten passend gewählt wird (vgl. *Hansen-Hurwitz-Madow* [28], Band 2, S. 268).

Bei gebundener Hochrechnung kann z. B. eine zurückliegende Totalstatistik als ständige Bezugsgröße dienen. Die Standardfehler der Ergebnisse entwickeln sich dabei jedoch meist ungünstig, weil die Korrelation der Merkmalswerte zwischen dem Zeitpunkt der Stichprobenerhebung und der Totalerhebung mit wachsender Zeitspanne abnimmt. Wie bei einer Schichtung vermindert sich auch bei gebundener Hochrechnung die Wirksamkeit der Verwendung zusätzlicher Informationen aus der Basiserhebung. Im Gegensatz zum Schichtungsverfahren bietet sich jedoch für die Hochrechnung eine neue Möglichkeit bei laufenden Erhebungen: Sofern die erfaßten Einheiten nicht oder nur teilweise ausgewechselt werden, können die Ergebnisse dadurch verbessert werden, daß die Stichprobenwerte statt mit den Werten der Basiserhebung mit denen der jeweils vorhergehenden Stichprobenerhebung gebunden hochgerechnet werden. Dabei ist jedoch zu beachten, daß sich die systematischen Fehler der Verhältnisschätzung (vgl. III.1.4 (3), S. 527), die bei einer einzelnen Schätzung meist verhältnismäßig klein sind, durch die Verkettung der Ergebnisse stark kumulieren können. Dieser Effekt tritt bei der Differenzschätzung und bei der Regressionschätzung nicht auf, jedoch können aus anderen Quellen herrührende systematische Fehler auch bei diesen Verfahren stark anwachsen.

Bei geschichteten Stichproben muß dafür gesorgt werden, daß für jede Einheit die Schichtzugehörigkeit festgehalten wird, die für eine einwandfreie Hochrechnung bekannt sein muß, sofern es sich nicht um eine selbstgewichtende Stichprobe handelt. Die Zugehörigkeit zu einer Schicht hängt nur von der Auswahl ab und ändert sich nicht. Dagegen treten mit wachsendem Abstand zwischen Erhebung und Auswahlgrundlage immer mehr Einheiten auf, die nach ihren aktuellen Merkmalswerten anderen Gruppen der Gesamtheit, d. h. anderen Tabellenfeldern, zugeordnet werden müssen, als nach den Merkmalswerten im Zeitpunkt der Schichtung. Aus den aktuellen Merkmalswerten kann deswegen die Schichtzugehörigkeit der Einheit nicht sicher abgeleitet werden. Bei laufenden Stichprobenerhebungen ist es also besonders wichtig zu untersuchen, ob eine Schichtung entsprechend der Gliederung des Tabellenprogramms im Hinblick auf den zusätzlichen Arbeitsaufwand bei der Aufbereitung vorteilhaft ist und wie die Zahl der Schichten eingeschränkt werden kann.

Wenn für eine Gesamtheit eine längere Zeitreihe vorliegt, die im wesentlichen stetige Änderungen zeigt, so kann man retrospektiv den gesamten Verlauf durch eine

## I.3

mittlere Linie schätzen, z. B. mit „gleitenden Mittelwerten“ (moving averages). Es ist zu erwarten, daß eine solche mittlere Linie dem „wahren Verlauf“ im allgemeinen näherkommt als die ursprüngliche Reihe. Unter dieser Annahme ist es somit möglich, die Ergebnisse der einzelnen Stichprobenerhebungen dadurch zu verbessern, daß die Ergebnisse zeitlich benachbarter Erhebungen als zusätzliche Information herangezogen werden. Dies Verfahren hat den Nachteil, daß das Ausmaß der Verbesserung nicht sicher quantitativ angegeben werden kann. Darauf ist es vor allem zurückzuführen, daß die Methode bislang auch in längeren Zeitreihen praktisch kaum angewandt worden ist.

### 3.5.3 Beurteilung der Genauigkeit

Zu laufenden Stichprobenerhebungen gehören grundsätzlich laufende Fehlerergebnisse. Es handelt sich um gleichartige Wiederholungen desselben Programms an immer neuen Zahlenwerten. Bislang sind nur in Annahmefällen ausführliche Fehlerrechnungen von monatlichen Stichprobenerhebungen durchgeführt worden. Eine solche Ausnahme bildet z. B. die Probeerhebung über die Milcherzeugung in den Monaten von Juli 1951 bis Juni 1952 in Bayern (vgl. II.16, S. 304), bei der das Tabellenprogramm sehr klein war: Es sah lediglich eine Gliederung der Betriebe nach 7 Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche vor. Bei einem umfangreichen Tabellenprogramm erfordert die ausführliche Fehlerrechnung zu laufenden Stichprobenerhebungen einen sehr erheblichen Arbeitsaufwand. Hier spielen deshalb die Methoden der Vereinfachung und der Rationalisierung der Fehlerrechnung eine noch größere Rolle als bei einmaligen Stichprobenerhebungen.

Eine Möglichkeit zur Vereinfachung beruht auf dem Verfahren einer Unterstichprobe oder mehrerer paralleler Unterstichproben (vgl. 3.4.1, S. 97). Die Zuverlässigkeit der damit gewonnenen Ergebnisse läßt sich gegebenenfalls dadurch steigern, daß die Fehlerwerte mehrerer aufeinanderfolgender Erhebungen gemeinsam betrachtet und durch eine Regressionslinie ausgeglichen werden.

Eine Notlösung besteht auch darin, auf die Fehlerrechnung für einen Teil der Merkmale zu verzichten oder zwischendurch die Fehlerrechnungen ganz auszusetzen. So werden z. B. bei der vierteljährlichen repräsentativen Viehzwischenzählung (vgl. II.14) jeweils nur die Fehler für die sachlich wichtigsten Ergebnisse berechnet. Sofern die Entwicklung der Fehlerwerte aufeinanderfolgender Erhebungen keine starken Sprünge zeigt, können daraus die Fehler einer folgenden Stichprobenerhebung durch lineare oder quadratische Extrapolation in erster Näherung abgeschätzt werden. Dabei ist zu beachten, daß die Fehler im Laufe der Zeit grundsätzlich zunehmen; das gilt vor allem für eine geschichtete Auswahl und eine an die Basiserhebung gebundene Hochrechnung. Außerdem soll berücksichtigt werden, daß die tatsächlich berechneten Größen selbst einen durch Zufallsfehler bedingten Schwankungsbereich haben und nicht unbedingt mit ihrem errechneten Zahlenwert verwendet werden müssen.

Zur Beurteilung der Genauigkeit einer Zeitreihe können in Sonderfällen auch zusätzliche Informationen herangezogen werden. So gibt es z. B. über die Erwerbstätigkeit außer den Ergebnissen des Mikrozensus weitere statistische Unterlagen, die allerdings andere Definitionen verwenden und sich nur auf Teile der Bevölkerung beziehen (z. B. die Beschäftigtenkartei der Arbeitsämter sowie die Industrie- und Bauberichterstattung). Infolge der systematischen Unterschiede ist das Niveau der Zahlen aus diesen Unterlagen und den entsprechenden Ergebnissen des Mikrozensus nicht gleich, jedoch ist ein etwa gleichsinniger zeitlicher Verlauf in beiden Reihen zu erwarten. Wenn also stärkere Unterschiede in der Entwicklung auftreten und systematische Fehler auszuschließen sind, so ist anzunehmen, daß bei der Stichprobenerhebung ein Zufallsfehler in der Richtung vorliegt, wie sie die Differenz anzeigt. Diese zusätzliche Information über den Zufallsfehler ist nicht quantifizierbar und kann theoretisch nicht unmittelbar ausgewertet werden; sie gibt dagegen für die praktische Anwendung der Ergebnisse wichtige Hinweise.

## **II. Besonderer Teil**

### **Einzeldarstellung von 38 Stichprobenstatistiken**

(Reihenfolge entspricht grundsätzlich der Gliederung des Statistischen Jahrbuches der Bundesrepublik Deutschland)



## Repräsentative Vorwegaufbereitung der Volks- und Berufszählung 1946

W. Swoboda<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Der repräsentativen Vorwegaufbereitung der Volkszählung 1946 kommt in der deutschen amtlichen Statistik die Stellung eines Marksteins zu: Zum erstenmal wurde mit einer Zufallsstichprobe gearbeitet.

Ihre Anwendung ging auf ein dringendes Bedürfnis von Regierung und Besatzungsmacht zurück, als Grundlage für Planungen und Vorausberechnungen verschiedener Art beschleunigt Zahlenmaterial über die durch Kriegs- und Zwangswanderung veränderte Bevölkerungs- und Wirtschaftsstruktur zu erhalten. Angeregt von der zuständigen Stelle der US-Militär-Regierung in Berlin, entstand so der Plan, der totalen Aufbereitung der Volks- und Berufszählung 1946 eine beschleunigte Auszählung auf Stichprobenbasis vorzuschalten. Die Vorauswertung sollte bis Mitte März 1947 für die wichtigsten Landesergebnisse brauchbare Näherungswerte liefern. Dieser Plan wurde in den Ländern der damaligen amerikanischen Besatzungszone (Bayern, Hessen und Württemberg-Baden) trotz der bestehenden technischen Schwierigkeiten — die Aufbereitung des Materials hatte bereits begonnen — durchgeführt. Die Ergebnisse der repräsentativen Vorwegaufbereitung der Volks- und Berufszählung 1946 konnten zu dem vorgesehenen Termin vorgelegt werden.

Um Erfahrungen auf dem Gebiet der Stichprobentechnik zu gewinnen, wurden die Ergebnisse anschließend auch methodisch ausgewertet. Die dabei gewonnenen Ergebnisse wurden von *H. Kellerer* [38] veröffentlicht (vgl. auch die Darstellung von *W. Swoboda* [72]).

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Die Vorwegaufbereitung sollte einfach gegliederte **Tabellen** liefern, und zwar Gliederungen der Wohnbevölkerung

nach Religion (3 Gruppen) und Geschlecht;

nach 10 Altersgruppen, Familienstand und Geschlecht;

nach 5 Wirtschaftsabteilungen, Erwerbstätigkeit und Geschlecht;

sowie eine Gliederung der Erwerbspersonen

nach 5 Wirtschaftsabteilungen, sozialer Stellung und Geschlecht.

Ferner sollte die Stichprobe so geplant werden, daß für einige Tabellen auch Kreisergebnisse feststellbar waren.

**2.2** Als **Auswahlgrundlage** konnten entweder die Zählpapiere (Haushaltungslisten) oder — in einem späteren Stadium der Aufbereitung — die Lochkarten dienen. Die Verwendung der Zählpapiere bot den Vorteil, daß die Auswahl frühzeitiger vorgenommen werden konnte, andererseits aber auch den Nachteil, daß mit der Auswahl mehr Arbeit verbunden war, da sie manuell erfolgen mußte. Außerdem kam damit als Auswahlinheit praktisch nur eine Gruppe von Personen — wegen des Klumpeneffekts (vgl. I.2.2.5, S. 42) kurz „Personenklumpen“ genannt — in Frage, nämlich mindestens der Haushalt, möglicherweise aber auch eine ganze Gruppe von Haushalten (vgl. 3.1). Demgegenüber konnte die Auswahl aus dem Lochkartenmaterial zwar erst später, dann aber verhältnismäßig einfach maschinell und auf der Basis von Personen als Auswahlheiten durchgeführt werden. Diese Art der Auswahl störte außerdem die Totalzählung am wenigsten, weil man Lochkartendoppel verhältnismäßig leicht erstellen konnte.

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Walter Swoboda, Bayerisches Statistisches Landesamt, München.

## II.1

Sowohl das Erhebungs- als auch das Lochkartenmaterial lag in regionaler Anordnung vor (nach Regierungsbezirken, Kreisen, Gemeinden, Zählbezirken, Wohnungen und Haushalten). Damit war es in beiden Fällen möglich, durch systematische Auswahl einen fehlervermindernden Anordnungseffekt zu erzielen (vgl. I.2.2.4, S. 40).

**2.3** Die Frage des **Stichprobenumfangs** wurde unter Berücksichtigung zweier verschiedener Aspekte gelöst: Um die Totalaufbereitung möglichst wenig zu stören und um die gestellten Termine erfüllen zu können, mußte der Stichprobenumfang bzw. der Auswahlatz möglichst klein gewählt werden. Von dieser Seite betrachtet, kam höchstens ein Auswahlatz von 1 vH in Frage. Andererseits konnten für die Landesergebnisse nur Abweichungen der Schätzwerte von den Werten der Totalstatistik bis zu 5 vH als brauchbar angesehen, in besonderen Fällen konnten auch noch Abweichungen bis zu 10 vH als tragbar hingenommen werden.

In methodischen Voruntersuchungen wurden die Größenordnungen der zu erwartenden Ergebnisse auf Grund der Volkszählung 1939 und der Ergebnisse anderer Statistiken abgeschätzt. Die Formel III.1.3 (4) (S. 526) für einfache Zufallsauswahl diente zu einer Schätzung der Standardfehler bei Stichproben verschiedenen Umfangs. Daraus ergab sich, daß der auf Grund praktischer Erwägungen festgelegte höchstzulässige Auswahlatz (1 vH) auch wirklich angewandt werden mußte, damit genügend genaue Ergebnisse erreichbar waren.

### 3. Stichprobenpläne

**3.1** Im Jahre 1946 gab es auf dem Gebiete der Statistik praktisch noch keine Koordinierungsstelle zwischen den Statistischen Ämtern der verschiedenen Landesregierungen. Aus diesem Grund und infolge der überaus kurzen Planungszeit bestand keine Möglichkeit, einen einheitlichen, für alle Länder geeigneten und verbindlichen **Auswahlplan** auszuarbeiten. In den drei Ländern der amerikanischen Besatzungszone einigte man sich nur insoweit, als allgemein ein einstufiges Verfahren mit Personenklumpen als Auswahlseinheiten in Verbindung mit einer systematischen Auswahl aus den in regionaler Ordnung liegenden Erhebungspapieren der Totalzählung gewählt wurde. Der Auswahlatz sollte 1 vH betragen.

Entscheidend für diese Wahl war, daß der technische Aufwand für die Auswahl unter Sicherung einer ausreichenden Genauigkeit der Stichprobenergebnisse möglichst gering sein sollte, daß aber aus Zeitgründen nicht auf die Erstellung der Lochkarten gewartet werden konnte. Aus diesem Grund mußte das Erhebungsmaterial der Totalzählung als Auswahlgrundlage dienen. In Bayern entschloß man sich, Personenklumpen als Auswahlseinheiten zu wählen, die im Durchschnitt etwa 100 Personen umfaßten. In Hessen wurden Klumpen von etwa 25 Personen ausgewählt. Württemberg-Baden entschied sich für den Haushalt als Auswahlseinheit, also für einen natürlichen Personenklumpen, der durchschnittlich etwa 3 Personen umfaßt.

**3.2** Ursprünglich sollten die Stichprobenwerte mit dem reziproken Wert des theoretischen Auswahlatzes — also mit 100 — multipliziert werden. Infolge der Eigenart der technischen Durchführung der Auswahl erwies sich jedoch eine **Anpassung** an die bei der Totalzählung ermittelten Bevölkerungszahlen als notwendig (vgl. 4.3).

**3.3** Eine **Fehlerrechnung** zur Kommentierung der Genauigkeit der Ergebnisse anläßlich deren Bekanntgabe war nicht geplant. Nach Abschluß der gesamten Zählung wurden jedoch systematische methodische Untersuchungen vorgenommen, die sich auf die Berechnungen von Standardfehlern und deren Vergleich mit den in Wirklichkeit festgestellten Abweichungen konzentrierten (vgl. 5). Sie sollten die Grundlage für die weitere Anwendung des Stichprobenverfahrens in der amtlichen deutschen Statistik bilden.



## 4. Durchführung der Stichprobenpläne

**4.1** Die Durchführung der **Auswahl** wurde in den einzelnen Ländern unterschiedlich gehandhabt.

In Württemberg-Baden wurde, da die Haushalte als Auswahlseinheiten dienten, aus den in regionaler Ordnung liegenden Haushaltungslisten jede hundertste entnommen. Damit war ein Anordnungseffekt gegeben. Außerdem wurde erreicht, daß selbst die kleinsten regionalen Einheiten etwa ihrem Anteil entsprechend in der Stichprobe vertreten waren.

Zur Vereinfachung der Auswahlarbeit wurde in Bayern anders vorgegangen: Da möglichst aus jedem Kreis 1 vH der Bevölkerung zu erfassen war, wurde nach Kreisen geschichtet. Nachdem die ortsanwesende Bevölkerung je Gemeinde auf Grund vorläufiger Meldungen schon vor der Auswahl bekannt war, konnte errechnet werden, wieviel Personen je Kreis in die Stichprobe aufzunehmen waren. Diese Zahl wurde in so viele gleiche Teile geteilt, daß jeder Teil möglichst nahe bei 100 lag.

So mußten — um ein Beispiel zu geben — im Landkreis Bayreuth (47 860 Personen) 479 Personen erfaßt werden. Diese Zahl wurde in 5 Teile zu je 95 bzw. 96 Personen geteilt.

Jeder Teil entsprach einem Klumpen; die errechnete Personenzahl bestimmte den Umfang dieser Klumpen. Die Haushaltungslisten lagen bei Beginn der Auswahlarbeit, zu Bearbeitungspaketen zusammengefaßt, in regionaler Ordnung. Der erste Personenklumpen eines Kreises wurde dem dritten Paket (darin beginnend mit dem dritten Zählbezirk) entnommen, der letzte dem drittletzten Paket (ebenfalls beginnend mit dem dritten Zählbezirk). Die weiteren Klumpen wurden jeweils so gezogen, daß zwischen je zweien von ihnen eine konstante Zahl von Personen übergangen wurde. Wegen der Festlegung des Starts und des Endes der Auswahl sowie wegen der im einzelnen von 100 etwas abweichenden Klumpengröße betrug der Auswahlabstand nicht genau 10 000; er lag im Durchschnitt etwa bei 9 900. Damit war praktisch sichergestellt, daß jede Gemeinde mit mehr als 10 000 Einwohnern in der Auswahl vertreten und ein Anordnungseffekt gegeben war.

Dieses Vorgehen hatte den arbeitstechnischen Vorzug, daß nur ein geringer Teil des Materials wirklich bewegt werden mußte, da die in jedem Paket enthaltene Personenzahl bekannt war. Die Klumpenauswahl erhöhte zwar den Zufallsfehler, doch wurde diesem Effekt durch die Anordnung entgegengewirkt. Von besonderem methodischem Interesse war die Frage, ob es gelingen würde, bei dieser Art der Klumpenauswahl Kreisergebnisse mit hinreichender Genauigkeit zu erhalten.

In Hessen erfolgte die Auswahl entsprechend den in Bayern angewandten Prinzipien, wobei die Klumpengröße jedoch auf durchschnittlich 25 Personen abgestellt war.

**4.2** Unabhängig von dem verlangten Programm wurde in Bayern nachträglich noch eine **Aufbereitung jeder hundertsten Lochkarte** vorgenommen. Die Auswahl war hier einfach: Bei der Totalaufbereitung wurde für jede im Rahmen der Volkszählung erfaßte Person eine Lochkarte angelegt. Unmittelbar nach Fertigstellung der Lochkarten wurden diese in die gleiche regionale Ordnung wie das Urmaterial gebracht. Danach wurde auf maschinellm Wege mit Hilfe einer Zusatzeinrichtung an den Sortiermaschinen jede hundertste Lochkarte angesteuert. Die so getroffene Auswahl erfolgte getrennt für jeden Stadt- und Landkreis, d. h. es wurde auch hier nach Kreisen geschichtet.

Um den Ablauf der Totalaufbereitung nicht allzusehr zu stören, wurden sodann von den heraussortierten Karten Doppel gefertigt. Die weitere Bearbeitung der Kartendoppel erfolgte nach Maßgabe des Tabellenprogramms im Lochkartenverfahren.

Im Gegensatz zur oben geschilderten Klumpenauswahl wurden bei diesem Verfahren Einzelpersonen ausgewählt. An einer Gegenüberstellung der Ergebnisse bestand daher besonderes methodisches Interesse, da bei wichtigen Bevölkerungsmerkmalen

## II.1

wertvoller Aufschluß über die Abhängigkeit des Zufallsfehlers von der Art der Auswahl-einheit zu erwarten war.

Um die beiden Verfahren einfach voneinander unterscheiden zu können, wird die Klumpenstichprobe im folgenden als K-Verfahren, die Stichprobe von Einzelloch-karten als P-Verfahren (Personen als Auswahl-einheit) bezeichnet.

**4.3** In Bayern stellte sich bei der **Aufbereitung** heraus, daß die Sofortmeldungen über die ortsanwesende Bevölkerung, wie nicht anders zu erwarten war, gewisse Abweichungen gegenüber der inzwischen endgültig festgestellten Wohnbevölkerung aufwiesen, auf die die Stichprobenausählung abzustellen war. Da die ersten Ergebnisse der ortsanwesenden Bevölkerung jedoch die Auswahl für das K-Verfahren in Bayern und Hessen wesentlich bestimmten, gelangte nicht die richtige Zahl von Personen in die Stichprobe. So wurden z. B. in Bayern statt 87 897 nur 87 401 Personen erfaßt. Dies sind im Landesdurchschnitt 0,56 vH zu wenig. Der Unterschied ist an sich gering. In den einzelnen Kreisen ergaben sich jedoch zum Teil höhere Abweichungen. Aus diesem Grund wurden die einzelnen Kreisergebnisse nicht mit dem reziproken Wert des theoretischen Auswahl-satzes, sondern mit dem für jeden Kreis gesondert errechneten Quotienten

$$\frac{\text{Bevölkerungszahl auf Grund der endgültigen Totalergebnisse}}{\text{Bevölkerungszahl in der Stichprobe}}$$

hochgerechnet. Da das Tabellenprogramm weder besonders umfangreich noch tief gegliedert war, bereitete dieses rechnerische Verfahren keine allzugroßen Schwierigkeiten.

Auch das P-Verfahren lieferte nicht die genaue Personenzahl. Die Abweichung war aber wesentlich geringer als beim K-Verfahren. In der Stichprobe fehlten 46 Personen (0,05 vH). Dies wurde dadurch verursacht, daß kreisweise ausgewählt und dabei die jeweiligen Restmengen bei der Auswahl nicht berücksichtigt wurden.

**4.4** Die **Ergebnisse** der Vorwegaufbereitung erfüllten ihren Zweck vollkommen, so daß der erste Versuch, in der deutschen amtlichen Statistik mit Zufallsstichproben zu arbeiten, als geglückt angesehen werden darf. Die positiven Erfahrungen mit dieser ersten größeren Anwendung des Stichprobenverfahrens wirkten sich dahingehend aus, daß in der Folge immer mehr Gebrauch von diesem Verfahren gemacht wurde.

## 5. Anschließende methodische Untersuchungen

**5.1** Das Material der geschilderten Repräsentativausählungen bot reiche Unterlagen für **methodische Untersuchungen**. Da in Bayern zwei verschiedene Verfahren (Klumpenauswahl und Personenauswahl) durchgeführt wurden, waren hier besonders viele Erkenntnisse zu gewinnen, von denen hier nur die wichtigsten dargestellt werden können.

**5.2** Bei Vorwegaufbereitungen (wie auch bei Schattenaufbereitungen) ist man früher oder später in der Lage, die gewonnenen Schätzwerte mit den Werten der Totalstatistik zu vergleichen und so die **Genauigkeit** jedes Schätzwertes festzustellen.

Zur Beurteilung der Genauigkeit der Stichprobenergebnisse wurden die relativen Abweichungen einiger Schätzwerte von den entsprechenden Totalzählungswerten, jeweils für das K- und P-Verfahren getrennt, berechnet. Die Ergebnisse für 66 Merkmalsgruppen sind in der Veröffentlichung von *H. Kellerer* [38] enthalten. Hier wird nur ein Ausschnitt davon in Übersicht II.1.1 (S. 125) wiedergegeben.

Für die relativen Abweichungen wurden fünf Größenklassen gebildet (vgl. Übersicht II.1.2). Danach konnte man den einzelnen Ergebnissen eine Gütenote zuordnen, die selbstverständlich nicht allgemein gültig ist, sondern nur unter dem Blickpunkt der an die Statistik gestellten Anforderungen gesehen werden kann (vgl. 2.3). Gemäß

Übersicht II.1.1  
Gegenüberstellung der wichtigsten Ergebnisse<sup>1)</sup>

Merkmal  Merkmalsgruppe	Wert der Total- zählung	Schätzwerte		Relative Abweichung in vH		Rela- tiver Stan- dard- fehler	Güte- klasse		Bereich der Fehler- quoten	
		K-Ver- fahren	P-Ver- fahren	K-Ver- fahren	P-Ver- fahren		K	P	K	P
in 1000 <sup>2)</sup>										
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
<b>Bevölkerung nach Geschlecht</b>										
männlich .....	3 956,8	3 926,7	3 978,2	— 0,76	+ 0,54	0,37	1	1	d	c
weiblich .....	4 832,9	4 862,9	4 811,5	+ 0,62	— 0,44	0,30	1	1	d	c
<b>Bevölkerung nach Religionsbekenntnis</b>										
römisch-katholisch										
männlich .....	2 796,5	2 787,5	2 810,2	— 0,32	+ 0,49	0,49	1	1	b	b
weiblich .....	3 475,2	3 482,4	3 459,4	+ 0,21	— 0,45	0,36	1	1	b	c
insgesamt .....	6 271,7	6 269,9	6 269,6	— 0,03	— 0,03	0,21	1	1	a	a
evangelisch										
männlich .....	1 043,7	1 013,9	1 048,6	— 2,85	+ 0,47	0,91	3	1	c	b
weiblich .....	1 282,0	1 292,9	1 276,6	+ 0,85	— 0,43	0,81	1	1	c	b
insgesamt .....	2 325,7	2 306,8	2 325,2	— 0,81	— 0,02	0,56	1	1	c	a
sonstige										
männlich .....	116,6	125,3	119,4	+ 7,49	+ 2,39	2,90	4	2	d	b
weiblich .....	75,7	87,6	75,5	+ 15,61	— 0,30	3,60	5	1	c	a
insgesamt .....	192,3	212,9	194,9	+ 10,69	+ 1,33	2,24	5	2	c	b
<b>Bevölkerung nach Familienstand</b>										
ledig										
männlich .....	2 016,6	1 973,0	2 018,9	— 2,16	+ 0,11	0,61	2	1	c	a
weiblich .....	2 285,5	2 286,8	2 271,2	+ 0,06	— 0,63	0,57	1	1	a	c
insgesamt .....	4 302,1	4 259,8	4 290,1	— 0,98	— 0,28	0,34	1	1	d	b
verheiratet										
männlich .....	1 778,4	1 789,2	1 796,2	+ 0,61	+ 1,04	0,67	1	2	b	c
weiblich .....	1 961,2	1 996,1	1 954,1	+ 1,78	— 0,36	0,63	2	1	d	b
insgesamt .....	3 739,5	3 785,2	3 750,9	+ 1,22	+ 0,31	0,39	2	1	c	b
verwitwet										
männlich .....	138,1	142,9	138,8	+ 3,50	+ 0,51	2,66	3	1	c	a
weiblich .....	539,6	535,8	540,1	— 0,70	+ 0,09	1,31	1	1	b	a
insgesamt .....	677,7	678,7	678,9	+ 0,15	+ 0,17	1,16	1	1	a	a
geschieden										
männlich .....	23,7	21,6	23,6	— 8,79	— 0,39	6,45	4	1	c	a
weiblich .....	46,6	44,3	46,1	— 5,06	— 1,03	4,60	4	2	c	a
insgesamt .....	70,3	65,9	69,7	— 6,31	— 0,82	3,74	4	1	c	a
<b>Bevölkerungsgruppe</b>										
Erwerbspersonen .....	4 282,9	4 309,5	4 282,9	+ 0,62	0,00	0,34	1	1	c	a
Selbständige Berufslose .....	1 007,5	1 051,4	1 016,0	+ 4,86	+ 0,85	0,93	3	1	c	b
Angehörige ohne Beruf .....	3 499,2	3 428,7	3 490,7	— 2,01	— 0,24	0,41	2	1	e	b
<b>Erwerbspersonen nach Geschlecht</b>										
männlich .....	2 451,2	2 446,8	2 450,7	— 0,18	— 0,02	0,56	1	1	a	a
weiblich .....	1 831,8	1 862,7	1 832,2	+ 1,69	+ 0,03	0,65	2	1	d	a
<b>Erwerbspersonen nach Erwerbs- tätigkeit</b>										
Erwerbstätige .....	3 862,2	3 939,2	3 874,1	+ 1,99	+ 0,31	0,38	2	1	c	b
Arbeitslose .....	420,8	370,3	408,8	— 12,00	— 2,84	1,50	5	3	c	c
<b>Erwerbspersonen nach sozialer Stellung</b>										
Selbständige .....	813,5	851,8	809,0	+ 4,71	— 0,55	1,05	3	1	e	b
Mithelfende Familienangehörige .....	867,4	894,6	875,0	+ 3,14	+ 0,87	1,01	3	1	e	b
Beamte .....	124,8	116,4	131,4	— 6,79	+ 5,24	2,80	4	4	d	c
Angestellte .....	598,1	598,0	616,2	— 0,02	+ 3,04	1,24	1	3	a	d
Arbeiter .....	1 879,1	1 848,7	1 851,4	— 1,62	— 1,48	0,64	2	2	d	d

<sup>1)</sup> Quelle: H. Kellerer [38]. — <sup>2)</sup> Differenzen in der letzten Dezimalen erklären sich durch Rundung.

dieser Einteilung nach Güteklassen hat sich für die 66 Merkmalsgruppen die in Übersicht II.1.2 (S. 126) angegebene Verteilung der Schätzwerte ergeben.

Beim K-Verfahren lagen demnach 56 Abweichungen unter 5 vH (Güteklassen 1 bis 3), beim P-Verfahren ist dies mit nur einer Ausnahme bei sämtlichen Abweichungen der Fall. Damit ist erwiesen, daß beide Verfahren, insbesondere aber das zweite, trotz des verhältnismäßig kleinen Auswahlsatzes durchaus brauchbare Ergebnisse lieferten.

II.1

Übersicht II.1.2

Güteklasse	Relative Abweichung	Zahl der Schätzwerte	
		K-Verfahren	P-Verfahren
1	bis unter 1 vH	22	51
2	1 bis unter 2,5 vH	16	12
3	2,5 bis unter 5 vH	18	2
4	5 bis unter 10 vH	7	1
5	10 vH und mehr	3	—
Zusammen		66	66

Untersucht man die Güte der Ergebnisse in bezug auf die einzelnen Merkmale, so ergibt sich, daß das K-Verfahren bei den Merkmalen der Berufszählung im allgemeinen schlechter abschneidet als bei denen der Volkszählung. Der Grund für diesen Sachverhalt dürfte einmal in einer weniger einheitlichen Verteilung der beruflichen Merkmale zu suchen sein. Für die größeren Abweichungen dürften aber zum anderen weit mehr die Fehler verantwortlich sein, die in der Bearbeitung des Materials selbst liegen: Das Schlüsseln der Angaben, das bei Berufszählungsmerkmalen wesentlich schwieriger ist als bei Volkszählungsmerkmalen, wurde von Kräften durchgeführt, die gerade am Anfang ihrer Tätigkeit, in die die Vorwegaufbereitung nach dem K-Verfahren fiel, noch nicht genügend eingearbeitet waren. So kommt es, daß sich in den Abweichungen zum Teil auch ausgesprochene Signierfehler widerspiegeln.

Eine Gliederung der Zahlen in Übersicht II.1.2 nach zwei Größenklassen gibt das in Übersicht II.1.3 angegebene Bild. Schon der grobe Schnitt in nur zwei Größenklassen zeigt anschaulich, daß der relative Fehler mit zunehmender Größe des Schätzwertes zurückgeht (ein aus der Theorie der Stichproben bekannter Sachverhalt, vgl. I.1.1.1, S. 14).

Übersicht II.1.3

Größe des Schätzwertes	Zahl der Schätzwerte					
	insgesamt	davon in Güteklasse				
		1	2	3	4	5
K-Verfahren						
unter 1 Million .....	32	6	6	10	7	3
1 Million und mehr .....	34	16	10	8	—	—
Zusammen .....	66	22	16	18	7	3
P-Verfahren						
unter 1 Million .....	32	20	9	2	1	—
1 Million und mehr .....	34	31	3	—	—	—
Zusammen .....	66	51	12	2	1	—

5.3 Von besonderem Interesse war auch die Frage, ob die Ergebnisse bei Klumpenauswahl (K-Verfahren) ebensogut sind wie bei einer Zufallsauswahl von Personen (P-Verfahren). Für den **Genauigkeitsvergleich** wurde für jeden Schätzwert der relative Standardfehler für einfache Zufallsauswahl an Personen nach Formel III. 1.3. (4), S. 526, errechnet. Die Ergebnisse der Berechnungen sind zum Teil in Spalte 6 der Übersicht II.1.1 nachgewiesen.

Zur Vereinfachung des Vergleichs wurde der Fehlerquotient nach der Formel

Schätzwert — Wert bei Totalzählung

Standardfehler des Schätzwertes bei Personenauswahl

berechnet. Entsprechend der Bildung von fünf Güteklassen wurden fünf Bereiche für

den Fehlerquotienten definiert; ihre Grenzen sind in Übersicht II.1.4 angegeben. Für jeden Schätzwert wurde dann festgestellt, in welchen Bereich er fiel (vgl. Übersicht II.1.1; Spalte 9 bzw. 10).

Die Übersicht II.1.5 zeigt in Spalte 1 die theoretisch zu erwartende Anzahl von Schätzwerten in vier Bereichen der Fehlerquotienten, wenn insgesamt 66 Schätzwerte ermittelt werden (vgl. I.2.4.1, S. 50). In den Spalten 2 und 3 dieser Übersicht sind diesen theoretischen Zahlen die praktisch festgestellten Zahlen für die beiden in Bayern verwendeten Stichprobenverfahren gegenübergestellt.

Übersicht II.1.4

Bereich	Fehlerquotienten
a	bis $\frac{1}{2}$
b	über $\frac{1}{2}$ bis 1
c	über 1 bis 2
d	über 2 bis 3
e	über 3

Übersicht II.1.5

Bereich der Fehlerquotienten	Fehlerquotienten	Zahl der Schätzwerte		
		zu erwarten bei einfacher Zufallsauswahl	festgestellt bei	
			K-Verfahren	P-Verfahren
		1	2	3
a	bis $\frac{1}{2}$	25	7	29
a und b	bis 1	45	18	50
a bis c	bis 2	63	32	64
a bis d	bis 3	66	47	66

Die P-Auswahl weist demnach ziemlich genau die Eigenschaften einer einfachen Zufallsauswahl auf. In der Tatsache, daß sie in den Bereichen der kleineren Fehlerquotienten mehr Fälle enthält, kommt die Wirksamkeit der Schichtung und Anordnung zum Ausdruck, die der Auswahl zugrunde liegt. Demgegenüber bringt das K-Verfahren höhere Fehler als eine einfache Zufallsauswahl: Schichtungs- und Anordnungseffekt werden durch Klumpeneffekte überdeckt.

Die Merkmale Geschlecht und Alter wurden durch die Klumpenauswahl nur wenig beeinflußt. Dies war auch zu erwarten, da diese Merkmale regional ziemlich gleichmäßig verteilt sind. Allgemein ergibt sich, wie die nachfolgende Übersicht II.1.6 zeigt, daß die Merkmale der Volkszählung (VZ) in der Stichprobe genauer bestimmt wurden als die der Berufszählung (BZ); dies gilt sowohl für das K- als auch für das P-Verfahren (für letzteres freilich nicht so sehr).

Übersicht II.1.6

Bereich der Fehlerquotienten	Fehlerquotienten	Zahl der Schätzwerte			
		K-Verfahren		P-Verfahren	
		VZ	BZ	VZ	BZ
a	bis $\frac{1}{2}$	5	2	15	14
a und b	bis 1	12	6	27	23
a bis c	bis 2	20	12	33	31
a bis d	bis 3	28	19	33	33

Die Untersuchungen wurden noch in zwei Richtungen weiter ausgedehnt: Man prüfte einmal die Landesergebnisse bei einer sachlichen Gliederung, die über eine einfache Merkmalskombination hinausging, auf ihre Aussagekraft und zum andern die hier angegebenen Ergebnisse in regionaler Gliederung (Regierungsbezirke, Kreise).

## II.1

Dabei zeigte sich, daß eine etwas weitergehende sachliche Gliederung durchaus noch möglich ist und daß auch eine stärkere regionale Gliederung beim P-Verfahren zu brauchbaren Ergebnissen führt. Dagegen ist das K-Verfahren nicht sinnvoll, wenn Kreisergebnisse erforderlich sind.

## Repräsentativverfahren bei der Volks- und Berufszählung 1950

W. Swoboda<sup>1)</sup> und R. Deininger<sup>2)</sup>

### 1. Einleitung

Während die Frage nach einer repräsentativen Bearbeitung der Volkszählung 1946 erst nach dem Stichtag dieser Zählung aufgeworfen wurde (vgl. II.1), stand die gleiche Frage zur Volkszählung 1950 schon bei der Vorbereitung dieser Zählung zur Diskussion. Dabei ging es um die Entscheidung, ob das Stichprobenverfahren bereits im Stadium der Erhebung oder erst im Stadium der Aufbereitung eingesetzt werden sollte. Für eine Stichprobenerhebung sprach einmal die Möglichkeit, die Ermittlungen bei den ausgewählten Haushaltungen mit einer Zusatzbefragung zu verbinden, zum anderen aber auch der zu erwartende Zeitgewinn in der Lieferung der Ergebnisse, da der mit der Auswahl der Zählpapiere in den Statistischen Ämtern verbundene Aufwand wegfällt oder doch zum mindesten zeitlich früher erfolgen kann. Einem solchen Plan standen jedoch erhebliche organisatorische Schwierigkeiten gegenüber und nicht zuletzt die Unsicherheit, ob ein solches Vorhaben bei den damaligen Erfahrungen mit der Stichprobentechnik korrekt durchgeführt werden konnte. Um einen Zeitgewinn nicht mit einem unter Umständen unbefriedigenden, weil wenig brauchbaren Ergebnis zu erkaufen, fiel die Entscheidung zugunsten einer Stichprobenaufbereitung.

Die repräsentative Bearbeitung des Materials hatte in erster Linie das Ziel, Vorwegergebnisse zu liefern. Daneben sollte aber auch die Möglichkeit einer weitergehenden sachlichen Auswertung des Materials genutzt werden; insbesondere wurde erstmals eine Untersuchung über die Struktur der Haushalte vorgesehen, die wegen der besonderen sachlichen Schwierigkeit und des Umfanges der Arbeit nur auf Stichprobenbasis vorgenommen werden kann. Schließlich sollten Vergleichsuntersuchungen zwischen Stichprobenergebnissen und später vorliegenden Totalzählungswerten Aufschluß geben über die Genauigkeit von Stichproben sowie über den Zusammenhang zwischen Stichprobenumfang, Auswahlinheit und Genauigkeit.

Die Vorwegergebnisse konnten 5 Monate nach dem Stichtag der Erhebung geliefert werden (vgl. „Wirtschaft und Statistik“, 3. Jg. N. F., Heft 2, Februar 1951). Die Ergebnisse der repräsentativen Sonderauszählungen sind — soweit sie die Haushaltsstatistik betreffen — in der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“, Band 35, Heft 8, erschienen. Die methodischen Untersuchungen beschrieb F. Hage [26] (vgl. auch die Darstellung von W. Swoboda [72]).

### 2. Grundlagen der Stichprobenpläne

2.1 Für die Vorwegaufbereitung sah das **Mindesttabellenprogramm** folgende Gliederungen für Bund und Länder vor:

Haushalte (ohne Anstaltshaushalte) nach der Personenzahl (5 Gruppen),  
Wohnbevölkerung nach Geburtsjahrgruppen (14 Gruppen) und Geschlecht,  
Wohnbevölkerung nach Altersgruppen (5 Gruppen) und Geschlecht,  
Wohnbevölkerung nach Familienstand (5 Gruppen) und Geschlecht,  
Wohnbevölkerung nach dem Wohnsitz am 1. September 1939 (3 Gruppen) und Geschlecht,  
Wohnbevölkerung nach der Erwerbstätigkeit (3 Gruppen) und Geschlecht,  
Wohnbevölkerung nach der Erwerbstätigkeit (3 Gruppen) und dem Wohnsitz  
am 1. September 1939 (3 Gruppen).

Außerdem sollte das eigentliche Programm der Volks- und Berufszählung durch 28 repräsentativ zu erstellende Tabellen ergänzt werden, die teilweise eine größere sachliche Tiefengliederung des Totalzählungsprogramms, teilweise auch eine Ergänzung — insbesondere der Haushaltsstatistik — bringen und über die erwerbstätigen Ehefrauen Auskunft geben sollten.

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Walter Swoboda, Bayerisches Statistisches Landesamt, München. — <sup>2)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.2

**2.2** Als **Auswahleinheiten** kamen sowohl Haushalte (Haushaltungslisten) als auch Einzelpersonen (Lochkarten) in Frage. Eine Auswahl von künstlich gebildeten Personenklumpen, die größer als Haushalte sind, wurde nicht ins Auge gefaßt, weil die durch die Anwendung eines solchen Verfahrens erreichbare Arbeitsvereinfachung bei der Auswahl die Verschlechterung der Ergebnisse nicht aufwiegt (vgl. II.1, S. 127).

**2.3** Auf Grund der Erfahrungen bei der repräsentativen Vorwegaufbereitung der Volkszählung 1946 war bekannt, daß ein **Auswahlsatz** von 1 vH im allgemeinen genügend genaue Ergebnisse liefern konnte. Dementsprechend wurde auch bei der Volkszählung 1950 dieser Auswahlsatz angewandt. Dies bedeutete, daß das Material von rund 500 000 Personen in die Repräsentativaufbereitung einzubeziehen war.

## 3. Stichprobenpläne

**3.1** Sowohl aus sachlichen (vgl. 2.1) als auch aus methodischen Gründen (vgl. 2.2) wurden zwei verschiedene Stichprobenpläne aufgestellt und verwirklicht.

**Plan H** sah eine Auswahl nach Haushaltungslisten vor: Aus den in regionaler Ordnung liegenden Zählpapieren sollte jede 100. Haushaltungsliste entnommen (Auswahleinheit also Haushalt) und insbesondere bezüglich der Haushaltsmerkmale ausgewertet werden. Diese Auswahl diente in erster Linie der Vorwegaufbereitung, war aber ebenso für die Repräsentativauszählungen über Haushalte von Nutzen. Sie sollte für die einzelnen Regierungsbezirke eines Landes getrennt durchgeführt werden. Das hatte den Vorteil, daß sie durch den gleichzeitigen Einsatz mehrerer Arbeitsgruppen schneller vor sich gehen konnte.

Nach **Plan P** sollte in gleicher Weise eine 1 vH-Stichprobe aus dem Lochkartenmaterial (Personenauswahl) gezogen werden. Von den Lochkarten der Stichprobeneinheiten war ein Doppel für Sonderaufbereitungen beim Statistischen Bundesamt zu erstellen. Dort sollte das Material ebenfalls durch systematische Auswahl in zehn Teile getrennt und jeder dieser Teile gesondert aufbereitet werden, so daß also Ergebnisse von zehn verschiedenen Stichproben des Auswahlsatzes 0,1 vH zur Verfügung standen. Durch Zusammenfassung konnten Ergebnisse für größere Stichproben (0,5 bzw. 1,0 vH) gewonnen werden.

Beide Pläne sahen also eine einstufige Auswahl vor, bei der nach regionaler Anordnung des Materials durch eine systematische Auswahl ein den Stichprobenfehler vermindender Effekt erzielt werden sollte. Sie unterschieden sich stichprobentechnisch nur darin, daß dem H-Plan Haushalte, dem P-Plan Personen als Auswahleinheiten zugrunde lagen.

**3.2** Bei der **Hochrechnung** sollten die zum jeweiligen Zeitpunkt verfügbaren Informationen der Totalzählung berücksichtigt werden: Als Basis diente je nach den ausgewiesenen Tatbeständen entweder die Wohnbevölkerungs- oder die Haushaltszahl der Totalstatistik. Bei der Vorwegaufbereitung konnten die Ergebnisse der Schnellmeldungen, bei den Sonderauszählungen die Ergebnisse der Totalzählung verwendet werden. Die Anpassung sollte rechnerisch mit Korrekturfaktoren durchgeführt werden. In den Fällen, in denen die Regierungsbezirke gesondert behandelt wurden, sollte regierungsbezirkswise angepaßt werden. Bei einer sachgemäßen Auswahl durften sich allerdings in jedem Fall nur geringe Abweichungen ergeben.

**3.3** Auf eine besondere **Fehlerrechnung** wurde zunächst verzichtet, nachdem die methodischen Untersuchungen am Material der Volks- und Berufszählung 1946 in Bayern (vgl. II.1) gezeigt hatten, daß die Genauigkeit der Ergebnisse auf Grund der Fehler bei einfacher Zufallsauswahl abgeschätzt werden konnte (vgl. II.1.3.3, S. 127). Diese Untersuchungen sollten jedoch nach der Aufbereitung des neuen Materials fortgesetzt werden. Insbesondere sollten die wirklichen Abweichungen mit den auf



Grund einer einfachen Zufallsstichprobe theoretisch zu erwartenden Fehlern verglichen werden. Näher zu untersuchen war außerdem der Genauigkeitsverlust bei einer Reduktion des Stichprobenumfangs.

#### 4. Durchführung der Stichprobenpläne — methodische Untersuchungen

**4.1** Die **Auswahl** der Stichproben oblag den Statistischen Landesämtern. Sie erfolgte dort zum Teil unter Benutzung besonderer Hilfslisten, in denen die auszuzählenden Haushalte aus der nach Zählbereichen kumulierten Zahl der Haushalte bestimmt wurden (Auswahlabstand 100). In diesem Fall waren Unkorrektheiten bei der Auswahl praktisch ausgeschlossen. Aus den Ergebnissen der Stichproben konnte geschlossen werden (vgl. 4.4.1), daß die Auswahl der Haushaltungslisten mit Ausnahme von zwei Ländern und die Lochkartenauswahl mit Ausnahme eines dieser beiden Länder sachgemäß durchgeführt worden ist. Zum Teil konnte in diesen Ländern nachträglich noch eine zweite, dem Plan entsprechende Auswahl vorgenommen werden.

**4.2** Bei der Durchführung der vorgesehenen **Anpassung** mit Korrekturfaktoren zeigte sich, daß dies bei einem tiefgegliederten Tabellenprogramm eine recht erhebliche Arbeit verursacht. Besonders das bei der Aufbereitung zur Haushaltsstatistik angewandte Verfahren erwies sich als zeitraubend: Als diese Auszählung des Materials vorgenommen wurde, lagen für mehrere Merkmale des Tabellenprogramms die Randzahlen aus der Totalstatistik vor, so daß die erforderlichen Korrekturfaktoren durch ein Iterationsverfahren gewonnen werden mußten. Geeigneter als die Arbeit mit Korrekturfaktoren dürfte ein Verfahren sein, das die Anpassung schon im Material und nicht erst in den Tabellen vornimmt. Als ein solches ist die Methode des „Doppeln und Streichens“ anzusehen (vgl. I.3.3.4, S. 95), die sich besonders bei Verwendung von Lochkarten anbietet. Sie hat gegenüber dem rein rechnerischen Verfahren um so größere arbeitstechnische Vorzüge, je vielfältiger die Anpassung ist.

**4.3** Um über die **Genauigkeit** in Abhängigkeit von der Fallzahl Aufschluß zu erhalten, wurden die Ergebnisse der Totalstatistik und der Stichprobe auf Grund des P-Plans einander gegenübergestellt, und zwar die Ergebnisse über Erwerbspersonen und selbstständige Berufslose nach Wirtschaftsabteilungen und Stellung im Beruf. Für die Gegenüberstellung wurden die in I.1.1.1 (S. 14) beschriebenen Lanzett-Diagramme angewandt.

Diese Diagramme zeigen anschaulich, daß die relativen Abweichungen der Stichprobenergebnisse vom Totalwert (repräsentiert durch den Abstand der Punkte von der Diagonalen) mit zunehmender Fallzahl abnehmen. Diese Abnahme bewegt sich dabei in dem Rahmen, der bei einer einfachen Zufallsstichprobe zu erwarten ist (vgl. Abbildung I.1.1, S.15).

**4.4** Die methodischen Untersuchungen erstreckten sich auch auf einen **Vergleich** zwischen der Größe der Abweichungen und den Standardfehlern, die bei einer einfachen Zufallsstichprobe zu erwarten sind (vgl. *F. Hage* [26]). Dazu wurden die Fehlerquotienten errechnet, deren Zähler den Absolutbetrag der Abweichungen des Stichprobenergebnisses vom Totalwert und deren Nenner den Standardfehler des Ergebnisses darstellen (vgl. II.1, S. 126). Bei der Berechnung des Standardfehlers wurde die Formel III.1.3(4), S. 526, für die einfache Zufallsauswahl von Einzelpersonen (ohne Berücksichtigung des Endlichkeitsfaktors) zugrunde gelegt.

**4.4.1** Zunächst wurden die Stichprobenergebnisse bei **Volkszählungsmerkmalen** (Geschlecht, Geburtsjahr, Familienstand) untersucht.

Die Stichprobe des P-Plans (Personenauswahl) lieferte bei 138 Merkmalen (Wohnbevölkerung nach Geschlecht und Geburtsjahr) die in Übersicht II.2.1 zusammengestellte Verteilung der Fehlerquotienten. In der Übersicht ist zum Vergleich auch die theoretisch zu erwartende Verteilung angegeben.

## II.2

Übersicht II.2.1

Land	Häufigkeit der Fehlerquotienten in vH bei Personenauswahl				
	unter 0,5	unter 1,0	unter 2,0	unter 3,0	3,0 und mehr
A	37,7	69,0	96,4	100	—
B	34,1	67,4	93,5	99,3	0,7
C	36,2	63,0	93,5	99,3	0,7
D	33,4	66,6	96,4	100	—
E	43,2	66,6	93,9	99,2	0,8
F	33,4	66,0	92,8	98,6	1,4
G	32,6	69,5	94,9	99,3	0,7
H	29,7	71,7	96,3	100	—
J	47,8	74,6	95,0	99,3	0,7
K	29,0	64,5	94,2	100	—
L	44,2	76,1	98,5	100	—
M <sup>1)</sup>	32,6	58,4	81,8	97,7	2,3
	(37,7)	(58,6)	(92,8)	(99,3)	(0,7)
Vergleichswerte	38,3	68,3	95,5	99,7	0,3

<sup>1)</sup> In Klammern die Ergebnisse auf Grund einer zweiten Stichprobe (vgl. unten).

Mit Ausnahme eines Landes liegen die Fehlerquotienten für die Ergebnisse der P-Auszählung in erster Näherung bei den Vergleichswerten, die bei einer einfachen Zufallsstichprobe zu erwarten sind. Die starke Abweichung bei einem Land klärte sich durch eine Sondertabellierung nach Gemeinden dahingehend auf, daß dort die Auswahl nicht korrekt durchgeführt worden war: Statt jeder 100. Lochkarte waren dort teilweise Klumpen von Lochkarten gezogen worden, wobei die Klumpengröße schwankte und bis zu 130 Karten umfaßte. Eine zweite, diesmal dem Plan entsprechende Auswahl brachte Stichprobenergebnisse, die im Einklang mit den obigen allgemeinen Feststellungen stehen (vgl. eingeklammerte Zahlen bei Land M in Übersicht II.2.1).

Die Ergebnisse der analogen Untersuchungen für die Stichprobe nach dem H-Plan (Haushaltsauswahl) zeigt die Übersicht II.2.2.

Übersicht II.2.2

Land	Häufigkeit der Fehlerquotienten in vH bei Haushaltsauswahl				
	unter 0,5	unter 1,0	unter 2,0	unter 3,0	3,0 und mehr
A	45,5	72,8	98,5	100	—
B	35,5	71,0	94,2	100	—
C	36,2	63,7	96,3	99,3	0,7
D	36,2	63,9	95,7	99,3	0,7
E	38,6	63,6	92,4	99,2	0,8
F	33,4	67,5	95,7	100	—
G	34,8	69,5	94,9	100	—
H	37,7	66,6	97,1	100	—
J	36,9	67,4	92,8	99,3	0,7
K	34,9	68,2	99,3	100	—
L	12,9	26,5	53,0	72,7	27,3
M	20,4	48,5	78,0	90,9	9,1
Vergleichswerte	38,3	68,3	95,5	99,7	0,3

Wenn man von den beiden in der Übersicht zuletzt genannten Ländern absieht, ergab sich etwa die gleiche Verteilung der Fehlerquotienten wie beim P-Plan. Die Abweichungen entsprechen also auch hier den Vergleichswerten, die bei einer einfachen Zufallsauswahl von Einzelpersonen zu erwarten sind. In einem Land war unmittelbar nach der Auswahl festgestellt worden, daß anstelle der 100. Haushaltsliste irrtümlich jeweils die obersten Haushaltslisten im Zählbezirk herausgezogen worden waren. Dadurch enthielt die Stichprobe fast durchweg nur die Wohnungsinhaber von Parterrewohnungen. Das hatte z. B. zur Folge, daß die Einheimischen unverhältnismäßig stärker als die Vertriebenen berücksichtigt wurden, die öfter in der Dachge-

schoß- oder Kellerwohnung oder aber als Untermieter in der Parterrewohnung untergebracht waren. Nach Feststellung dieses Irrtums wurde eine Neuauswahl vorgenommen. Deren Ergebnisse sind den Berechnungen für Übersicht II.2.2 zugrundegelegt.

Bei den beiden in der Übersicht II.2.2 zuletzt genannten Ländern wurden ebenfalls grobe Auswahlfehler festgestellt. Das zeigte sich auch schon daran, daß in diesen Ländern mit erheblich von 100 abweichenden Korrekturfaktoren gearbeitet werden mußte (95,8 bzw. 116,6). Da jedoch eine Neuauswahl zuviel Arbeit verursacht hätte, mußte darauf verzichtet werden.

Ein Vergleich zwischen den Übersichten II.2.1 und II.2.2 zeigt, daß der H-Plan in sechs von zehn vergleichbaren Ländern kleinere Fehlerquotienten als der P-Plan geliefert hat. Da bei Ergebnissen für das Merkmal Familienstand nach dem Geburtsjahr und beim Merkmal Haushaltungsvorstand ganz analoge Verhältnisse festgestellt wurden, kann man aus den Untersuchungsergebnissen schließen, daß der H-Plan bei Volkszählungsmerkmalen zumindest keine größeren Zufallsfehler bringt als der P-Plan. Bei diesem Vergleich muß zudem noch beachtet werden, daß die Abweichungen der Ergebnisse des H-Planes teilweise durch systematische Fehlsignierungen verursacht sind, die sich zu Beginn einer umfangreichen Aufbereitung nicht ausschalten lassen. Die Abweichungen allein auf Grund der Zufallsfehler sind also noch geringer.

Bei beiden Stichprobenverfahren kann man somit näherungsweise mit dem für einfache Zufallsstichproben gültigen Standardfehler als obere Grenze rechnen, sofern es sich um die üblichen Volkszählungsmerkmale handelt.

**4.4.2** Nicht ganz so günstig waren die Erfahrungen bei den Stichprobenergebnissen über **Merkmale der Berufszählung**. Die Gliederungen nach der Stellung im Beruf bzw. nach Wirtschaftsabteilungen lieferten bei den verschiedenen Stichprobenverfahren die in Übersicht II.2.3 angegebene Verteilung der Fehlerquotienten (Länder A bis K).

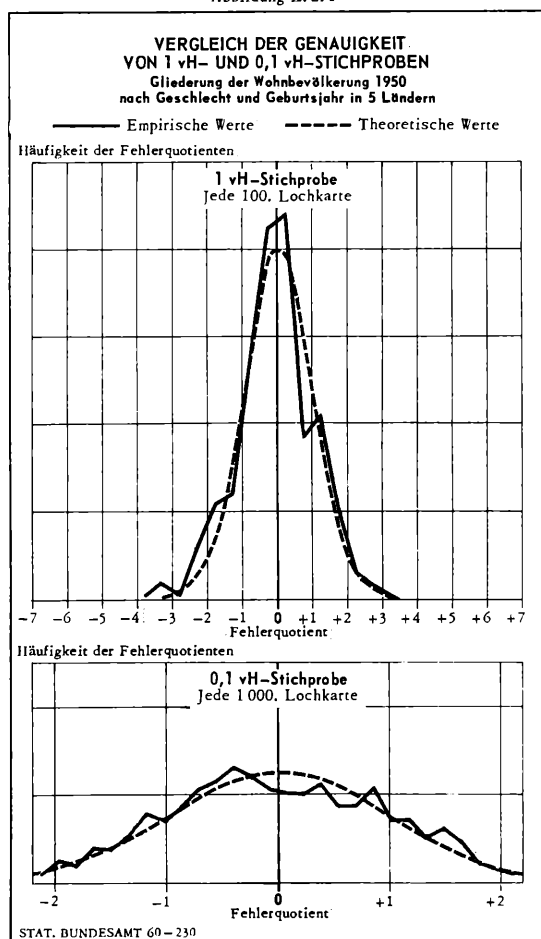
Übersicht II.2.3

Merkmalsgruppe	Stichprobenplan	Häufigkeit der Fehlerquotienten in vH			
		unter 1,0	unter 2,0	unter 3,0	3,0 und mehr
Stellung im Beruf	P	63,2	91,7	99,6	0,4
	H	38,3	65,2	82,2	17,8
Wirtschaftsabteilungen	P	66,8	95,4	99,8	0,2
	H	41,6	72,6	84,9	15,1

Während also das P-Verfahren, die Auswahl der 100. Lochkarte, noch der einfachen Zufallsstichprobe entsprechende Fehler liefert, weist die Haushaltsstichprobe -- übrigens bei allen untersuchten Bundesländern -- erheblich größere Fehler auf. Ursache kann nach den oben dargelegten Feststellungen nicht eine fehlerhafte Auswahl gewesen sein. Es bleiben zwei andere Fehlermöglichkeiten: Vor allem dürfte die schon oben angeführte unterschiedliche Signierung bei den Berufszählungsmerkmalen wesentlich zu den Abweichungen beigetragen haben. Ein auf die Stichprobenfehler ungünstiger Einfluß könnte aber auch durch die Auswahl ganzer Haushalte verursacht worden sein, nämlich dann, wenn die erwerbstätigen Mitglieder eines Haushalts häufig dieselbe Stellung im Beruf aufweisen und zur selben Wirtschaftsabteilung gehören.

**4.5** Der Zusammenhang zwischen **Stichprobenumfang** und **Fehlergröße** wurde gesondert untersucht (vgl. *F. Hage* [26]). Zu diesem Zweck teilte man die Stichprobe (jede 100. Lochkarte) systematisch in zehn Serien; jede Stichprobe stellte also eine 0,1 vH-Stichprobe dar. Durch Zusammenfassung der Ergebnisse dieser zehn Stichproben konnten dann die Ergebnisse von zwei 0,5 vH-Stichproben (jede 200. Lochkarte) und diejenigen der 1 vH-Stichprobe gewonnen werden.

Abbildung II. 2. 1



Die Untersuchungen am Merkmal „Geburtsjahr nach Geschlecht“ zeigten, daß — wie theoretisch zu erwarten — auch bei den kleinen Stichproben näherungsweise die gleiche Fehlerformel wie für die 1 vH-Stichprobe gilt. Daher sind die Fehler der 0,1 vH-Stichproben 3,2 ( $= \sqrt{10}$ )-mal so groß wie die der 1 vH-Stichprobe, und die 0,5 vH-Stichproben weisen den 1,4 ( $= \sqrt{2}$ )-fachen Stichprobenfehler der 1 vH-Stichprobe auf. Diese Tatsachen gibt die Abbildung II.2.1 im Falle der 0,1 vH-Stichproben anschaulich wieder.

Die Genauigkeit der Ergebnisse über die Struktur der Haushalte wurde mit Hilfe der Standardfehler beurteilt, die nach Formel III.1.9 (4) (S. 529) für eine einfache Zufallsauswahl von Haushalten berechnet worden sind.

4.6 Durch die Untersuchungen wurden somit die folgenden wichtigen **Erkenntnisse** gewonnen: Die Auswahlrichtlinien müssen unbedingt genau befolgt werden; andernfalls ist nicht mit brauchbaren Ergebnissen zu rechnen. Die methodischen Untersuchungen zeigten weiter, daß bei der Auswahl der Haushaltungslisten für die Vorwegaufbereitung in zwei Ländern Fehler unterlaufen sind. Bei einer rechtzeitigen Prüfung, wie sie in einem weiteren Land durchgeführt

wurde, kann ein Auswahlfehler aufgedeckt und noch rechtzeitig ausgemerzt werden.

Bei Volkszählungsmerkmalen ergeben sich sowohl bei systematischer Haushaltsauswahl als auch bei systematischer Personenauswahl Zufallsfehler, deren Größe dem Standardfehler bei einer einfachen Zufallsauswahl von Einzelpersonen entspricht, so daß zur Fehlerrechnung die Formel III.1.3 (4), S. 526, anwendbar ist.

Bei den Berufszählungsmerkmalen waren die Abweichungen bei der Haushaltsstichprobe größer, als nach einer einfachen Zufallsauswahl zu erwarten war. Dies kann jedoch durch Signierfehler bei der Vorwegaufbereitung bedingt sein, so daß sich daraus noch nicht unbedingt auf höhere Zufallsfehler schließen läßt.

Die wegen der systematischen Auswahl nach regionaler Anordnung normalerweise zu erwartenden fehlervermindernden Anordnungseffekte wirkten sich bei Merkmalen wie Geschlecht, Alter, Familienstand nicht aus. Ein wesentlicher Gewinn war aber auch nicht bei den Berufszählungsmerkmalen festzustellen, wenn man als Vergleichsmaßstab eine einfache Zufallsstichprobe zugrunde legt.

Die Probeauszählungen der 200. und der 1000. Lochkarte bestätigen die Erwartungen über die theoretischen Beziehungen zwischen Umfang und Genauigkeit einer Stichprobe.

### 3. Repräsentativstatistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens (Mikrozensus)

R. Deininger <sup>1)</sup>

unter Mitarbeit von S. Koller, H.-J. Zindler und L. Herberger <sup>2)</sup>

#### 1. Einleitung

Auf Grund von Anregungen der OEEC beschäftigte sich das Statistische Bundesamt seit 1952 mit der Vorbereitung einer laufenden Repräsentativstatistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens, dem sogenannten Mikrozensus. Es sollte ein Stichprobenplan aufgebaut werden, der — in Weiterentwicklung der überkommenen und bewährten Methoden der bisherigen amtlichen deutschen Bevölkerungsstatistik — die Grundlage für ein flexibles und in verhältnismäßig kurzen Perioden anwendbares Instrument zur Erfassung von erhebungstechnisch schwierigen bevölkerungs- und insbesondere erwerbsstatistischen Merkmalen abgibt und der darüber hinaus auch für Stichprobenstatistiken auf anderen Gebieten verwendet werden kann.

Für wirtschafts- und sozialpolitische Maßnahmen werden laufend aktuelle Zahlen über die Erwerbstätigkeit benötigt. Dementsprechende Gliederungen der Bevölkerung ließen sich jedoch bislang nur aus den Unterlagen der großen Volkszählungen ermitteln, da in allen anderen einschlägigen Statistiken nur Teilbereiche der Wirtschaft und in diesen nur Tätigkeitsfälle erfaßt werden. Infolgedessen war man bezüglich der zeitlichen Veränderungen in der Erwerbstätigkeit auf Schätzungen angewiesen. Hauptaufgabe des Mikrozensus sollte es daher sein, die wichtigsten dieser Veränderungen in Bund und Ländern laufend und regelmäßig aufzuzeigen und damit in Verbindung mit der Bevölkerungsfortschreibung die Zeit zwischen Volks- und Berufszählungen auf dem Gebiet der Bevölkerungs- und Erwerbsstatistik zu überbrücken (vgl. *G. Fürst* [23]).

Die in der amtlichen deutschen Statistik für erwerbsstatistische Merkmale verwendeten Begriffsabgrenzungen (Gainful-Worker-Konzept) unterscheiden sich von denen, die in den USA entwickelt worden sind und bei den internationalen Behörden verwendet werden (Labor-Force-Konzept). Durch die Verschiedenheit der Begriffsbestimmungen (vgl. *K. Horstmann* [35]) ist der Vergleich zwischen erwerbsstatistischen Zahlen verschiedener Länder sehr erschwert. Dem Mikrozensus wurde daher die weitere Aufgabe gestellt, Ergebnisse über das sogenannte Arbeitskraftvolumen (Labor-Force) zu liefern (vgl. *L. Herberger* [30]) und gleichzeitig Material zu beschaffen, das die Auswirkungen verschiedenartiger Definitionen für Merkmale des Erwerbslebens auf die Häufigkeit dieser Merkmale erkennen läßt. Hierfür war es notwendig, die erfaßten Arbeitskräfte nach der Zahl der in einem bestimmten Zeitraum geleisteten Arbeitsstunden zu gliedern.

Da eine wesentliche Vertiefung der bevölkerungs- und wirtschaftsstatistischen Kenntnisse angestrebt wurde (u. a. zur Vervollständigung der Unterlagen für eine volkswirtschaftliche Gesamtrechnung), mit den bisher in der deutschen amtlichen Statistik gebräuchlichen Erhebungsverfahren aber ein tiefer gegliedertes Frageprogramm — insbesondere über die Arbeitsstunden der Erwerbstätigen — nicht zu verwirklichen war, sollte ein moderner Interviewerstab herangebildet werden, der zur Rationalisierung der Arbeit auch bei anderen Statistiken eingesetzt werden kann.

Über die genannten Anwendungsgebiete hinaus wurde als weiterer Verwendungszweck der Mikrozensusorganisation der Einsatz bei der Erprobung verschiedener Fragestellungen im Programm von Großzählungen, bei „Anschlußbefragungen“ (vgl. *G. Fürst* [21]) und bei Nachprüfungen von Angaben, die bei Totalzählungen gemacht werden, vorgesehen.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden. — <sup>2)</sup> Ltd. Reg.-Direktor Prof. Dr. Dr. Siegfried Koller, Reg.-Rat Hans-Joachim Zindler u. Reg.-Rat Lothar Herberger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.3

Das Gesetz über die Durchführung des Mikrozensus, das zunächst bis Ende 1959 befristet ist, wurde am 16. März 1957 verkündet. Eine Verlängerung des Gesetzes wird zur Zeit beraten.

Bislang wurden drei 1vH-Erhebungen (jeweils im Oktober der Jahre 1957, 1958 und 1959) sowie sechs 0,1vH-Erhebungen (jeweils in den Monaten Januar, April, Juli — beginnend im Januar 1958) durchgeführt. Die Hauptergebnisse der Erhebungen sind in „Wirtschaft und Statistik“ veröffentlicht worden (vgl. [5, 31, 32, 36, 48, 58, 59, 60 und 68]).

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

### 2.1 Erste Anhaltspunkte

Der Mikrozensus ist die erste und bisher einzige umfassende Stichprobenerhebung in der amtlichen deutschen Bevölkerungsstatistik. Da somit zu Beginn der Planung keinerlei direkte Erfahrungen vorlagen, wurde dem Stichprobenmethodiker weitgehend freie Hand gelassen. Der Rahmen war allein durch die unter Ziffer 1 erwähnten Ziele abgesteckt. Gewisse Anhaltspunkte vermittelten die bis dahin bekannten Erfahrungen anderer Länder (USA, Kanada, Dänemark und Japan) mit Stichprobenstatistiken ähnlicher Art (vgl. *S. Koller* [44]) und die Stichprobenaufbereitungen der Volks- und Berufszählungen in den Jahren 1946 und 1950 (vgl. II.1 und II.2). Weitere praktische Erkenntnisse konnten aus einer umfangreichen Probeerhebung (vgl. 3.3 und 3.5) gewonnen werden. Schließlich lieferte auch die Interview-Erhebung der „Statistik über die sozialen Verhältnisse der Renten- und Unterstützungsempfänger“ (vgl. II.28), die im Jahre 1955 stattfand, vor allem hinsichtlich der Erhebungstechnik wertvolle Aufschlüsse.

### 2.2 Grundvorstellungen

Der Kern des Frage- und Tabellenprogramms war durch die unter Ziffer 1 genannten Erhebungsziele gegeben. Der erste Tabellenentwurf (vgl. *H. Sperling* [67]) enthielt vier Tabellen, die in einfacher sachlicher Gliederung über die Wohnbevölkerung und einige wichtige Untergruppen (z. B. die Pendler) Auskunft geben sollten, fünf Tabellen, die in erster Linie für die Unterrichtung über die Erwerbstätigkeit nach dem in Deutschland gebrauchten Erwerbspersonenkonzept bestimmt waren, und fünf Tabellen über die Erwerbstätigkeit nach dem Labor-Force-Konzept. Da die Unterscheidungskriterien zwischen den beiden Konzepten u. a. auf den geleisteten Arbeitsstunden beruhen, wurden diese in das Frageprogramm aufgenommen. Schließlich waren ursprünglich noch fünf Tabellen vorgesehen, welche Aussagen über den Gesundheitszustand der Bevölkerung gestatten sollten.

Das Tabellenprogramm wurde im einzelnen auf Grund neuer Erfahrungen und geänderter Bedürfnisse wesentlich geändert. Im allgemeinen waren Länderergebnisse erwünscht.

Die Erhebungstechnik sollte Gegenstand besonderer Voruntersuchungen sein (vgl. 3.3). Obwohl bei der Schwierigkeit des Frageprogramms kaum zu erwarten war, daß eine Ausfüllung der Fragebogen durch die Befragten genügend genaue Ergebnisse liefern würde, sollte doch geprüft werden, ob eine Post-Befragung ausreichen könnte (eine derartige Erhebungstechnik ist wesentlich billiger als eine Erhebung mittels Interviewer). Für den — erwarteten — Fall, daß Interviewer eingesetzt werden mußten, war aus Kostengründen eine räumliche Konzentration der zu erfassenden Einheiten und damit eine mehrstufige Auswahl besonders wichtig. Der den Stichprobenfehler erhöhende Stufungseffekt sollte durch eine geeignete Schichtung reduziert werden. Da die Volks- und Berufszählung 1950 reiches Material für eine Gemeindschichtung bot, lag es nahe, in der ersten Auswahlstufe eine geschichtete Gemeindeauswahl vorzusehen. In diesem Fall konnte eine zweistufige Auswahl ausreichen (vgl. 3.2.1). Als Auswahlseinheiten zweiter Stufe boten sich Grundstücke, Gebäude, Woh-

nungen, Haushalte und Einzelpersonen an. Die Entscheidung sollte auf Grund besonderer methodischer Untersuchungen getroffen werden. Als Erhebungseinheit kam — ebenso wie bei Volkszählungen — praktisch nur der Haushalt in Frage, da auch Haushaltsmerkmale ausgezählt werden sollten.

Die Erfahrungen beim amerikanischen Current Population Survey und bei den repräsentativen Aufbereitungen der beiden letzten Volkszählungen (vgl. II.1 und II.2) zeigten, daß der Stichprobenfehler in erster Näherung über die Standardabweichung der Binomialverteilung abgeschätzt werden kann. Dabei ist evtl. noch ein Zuschlag erforderlich, der von Merkmal zu Merkmal verschieden ist und vom Stichprobenplan abhängt, im allgemeinen aber größenordnungsmäßig zwischen 20 und 40 vH beträgt (vgl. 3.6 sowie *S. Koller* [44]).

Da auch saisonale Schwankungen der Beschäftigungslage nachgewiesen werden sollten, konnte eine jährlich einmalige Erhebung nicht ausreichen. Die Vorstellungen über den Stichprobenumfang waren in erster Linie von Kostengesichtspunkten und den Erfahrungen über den Arbeitsaufwand bestimmt, die bei der repräsentativen Aufbereitung der Volkszählung 1950 gewonnen worden waren. Danach kam ein Auswahlssatz von höchstens 1 vH in Frage (vgl. 3.1).

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

Ein derartig umfangreiches und wichtiges Projekt wie das des Mikrozensus durfte nicht ohne intensive Voruntersuchungen in Angriff genommen werden. Material für theoretische Untersuchungen bot die Volks- und Berufszählung 1950. Eine in mehrere Teile gegliederte Probeerhebung sollte die ebenso notwendigen Erfahrungen auf praktischem, d. h. erhebungstechnischem, Gebiet bringen. Im folgenden wird ein Abriß dieser vielfältigen Untersuchungen gegeben; zugleich werden die vorbereitenden Arbeiten für die Durchführung der Stichprobe geschildert.

#### 3.1 Stichprobenumfang und Auswahlssatz; Periodizität

Ausgangspunkte für die Überlegungen zum Umfang und zur Periodizität der Mikrozensusserhebungen boten neben den schon genannten Zielen der Statistik bzw. den damit verknüpften Anforderungen an die Genauigkeit der Ergebnisse folgende Tatbestände:

- a) Die dem Mikrozensus vergleichbaren Statistiken anderer Länder weisen die in Übersicht II.3.1 angegebenen Periodizitäten und Auswahlssätze auf.
- b) Erste Kostenbetrachtungen zeigten, daß jährlich nicht mehr als etwa 250 000 Befragungen vorgenommen werden können. Die repräsentative Aufbereitung der Volkszählung 1950 (vgl. II.2) ließ zudem erkennen, daß bei der zu erwartenden schwierigen Aufbereitungsarbeit ohne erhebliche Einbuße an der Flexibilität der Stichproben die Unterlagen von höchstens 500 000 bis 700 000 Personen jährlich bearbeitet werden können.
- c) Um Saisonschwankungen in der Beschäftigungslage zu erfassen und Aussagen über das ganze Jahr zu gewinnen, müssen etwa vierteljährliche Erhebungen vorgenommen werden.

Wenn, wie es nahelag, Haushalte als Erhebungseinheiten verwendet werden, stehen die unter b) genannten Grenzen miteinander im Einklang: Da ein Haushalt durchschnittlich aus etwa drei Personen besteht, werden mit 230 000 Interviews rund 700 000 Personen erfaßt. Jährlich können also bis zu

1,3 vH der Haushalte befragt werden. Der Auswahlssatz liegt damit etwa im Rahmen der in Übersicht II.3.1 genannten Verfahren in anderen Ländern.

Übersicht II.3.1

Land	Periodizität	Auswahlssatz in vH	Stichproben- umfang (Haushalte)
USA .....	monatlich	0,06	25 000
Kanada .....	monatlich	1,0	30 000
Dänemark .....	jährlich	0,5	6 000
Japan .....	monatlich	0,08	13 000
Frankreich .....	jährlich	0,06	8 000
Italien .....	jährlich	0,6	75 000 <sup>1)</sup>

<sup>1)</sup> im Jahre 1956

## II.3

Die Untersuchung der Kostenstruktur einer Erhebung mit Hilfe von Interviewern zeigte, daß etwa 60 vH der Kosten auf die eigentliche Erhebung entfallen. Die Gesamtkosten der ersten Erhebungen wurden mit rund einer Million DM veranschlagt.

Ausgehend von diesen Zahlen wurden zwei Pläne bezüglich der Aufteilung des gesamten Umfangs auf die verschiedenen Erhebungen eines Jahres entwickelt:

Plan 1: viermal jährlich eine 0,33 vH-Erhebung

Plan 2: einmal jährlich eine 1 vH-Erhebung und  
drei kleinere Erhebungen mit einem Auswahlsatz von 0,1 vH.

Der erste Plan hat den Vorzug einer gleichmäßigen Arbeitsbelastung über das ganze Jahr hinweg, bringt aber den Nachteil, daß wegen des durchweg verhältnismäßig niedrigen Auswahlsatzes für kleinere Bundesländer keine ausreichend sicheren Ergebnisse zu gewinnen sind. Aus diesem Grunde wurde er verworfen. Dagegen liefert eine 1 vH-Erhebung in den wichtigeren Merkmalen auch für die einzelnen Bundesländer genügend genaue Zahlen. Die 0,1 vH-Stichproben bringen allerdings nur für den Bund sinnvolle Ergebnisse.

Zu klären blieb noch die Frage, ob bei einer Schichtung — vorgesehen war eine Schichtung der Gemeinden nach Größenklassen (vgl. 3.2.1) — mit unterschiedlichen Auswahlsätzen gearbeitet werden sollte. Die Untersuchung zeigte jedoch, daß dies bei der gegebenen Verteilung der erwerbsstatistischen Merkmale und deren Vielfalt nicht sinnvoll ist.

Da der Mikrozensus in erster Linie Zahlen über die Erwerbstätigkeit in ihrer Gliederung nach Wirtschaftsabteilungen, nach der Stellung im Beruf der Erwerbspersonen usw. liefern soll, lag es nahe zu versuchen, für die Aufteilung der Stichprobe auf die Schichten das Verfahren von *Neyman-Tschuprow* (vgl. I.3.2.3, S. 79) anzuwenden. Dieser Ansatz ist jedoch von vornherein zum Scheitern verurteilt, wenn die Aufteilung auf die vorgegebenen Schichten ganz entscheidend von der Wahl der konkurrierenden Schichtungsmerkmale abhängt: Jede Entscheidung für eines der Merkmale wird dann dazu führen, daß eine Aufteilung gewählt wird, die für eine Reihe von weiteren wichtigen Merkmalen weniger günstig ist. Dieser Fall war wegen der Vielseitigkeit des Tabellenprogramms tatsächlich gegeben. Auch der zunächst naheliegend erscheinende Ausweg, der Berechnung eine Gruppe von Merkmalen zugrunde zu legen, aus denen eine Wertungsfunktion gebildet wird, versagte.

Nachdem sich eine Abstufung des Auswahlsatzes auf Grund exakter mathematisch-statistischer Methoden nicht erreichen ließ, wurde geprüft, ob aus der Anschauung wenigstens eine grobe Differenzierung abzuleiten war. Aber auch dies führte nicht zum Ziel. So war z. B. die erste Annahme, auf dem Lande liege eine größere Homogenität der Erwerbsverhältnisse vor als in städtischen Gebieten, nicht haltbar. Sie trifft zwar für die Gliederung der Erwerbspersonen nach Wirtschaftsabteilungen, nicht aber für andere Ordnungsgesichtspunkte zu: Die Zahl der mithelfenden Familienangehörigen beispielsweise (ein wichtiges Aufbereitungsmerkmal) ist regional sehr verschieden; dasselbe gilt von den Nebenerwerbstätigkeiten in der Landwirtschaft. Es war daher z. B. nicht möglich, in kleinen Gemeinden einen niedrigeren Auswahlsatz anzuwenden als in den Städten.

Da somit keine Abstufung gefunden werden konnte, die für alle Ergebnisse geeignet gewesen wäre, entschied man sich für die Verwendung eines einheitlichen Auswahlsatzes, der zudem noch den Vorzug hat, daß die arbeitstechnischen Vorteile einer selbstgewichtigenden Stichprobe ausgenutzt werden können (vgl. 3.2.2, S. 145).

Aus Kostenüberlegungen wurde auch darauf verzichtet, den Auswahlsatz länderspezifisch verschieden festzulegen.



### 3.2 Auswahl

#### 3.2.1 Auswahl erster Stufe (Gemeindeauswahl)

- a) Eine Interview-Erhebung (vgl. 3.3) ohne regionale Konzentration der Erhebungseinheiten ist weder kostenmäßig noch organisatorisch tragbar. Die Anwendung eines Flächenstichprobenverfahrens, das verhältnismäßig billig ist, erwies sich als nicht durchführbar, weil in diesem Fall eine weitgehende Schichtung sehr kleiner Flächen, wie etwa Zählbezirke, erforderlich gewesen wäre, um eine genügende Genauigkeit zu erreichen. Da bei der Volkszählung 1950 keine Aufbereitung nach Zählbezirken erfolgt war, stand hierfür jedoch kein geeignetes Material zur Verfügung. Aus diesem Grunde kam beim Mikrozensus praktisch nur eine mehrstufige Auswahl in Frage.

Die Auswahlseinheiten erster Stufe des amerikanischen Current Population Survey entsprechen in der Größe etwa Kreisen. Im Mikrozensus wurde dagegen die Auswahl erster Stufe auf der Gemeindeebene durchgeführt, obwohl die Verwendung von in sich möglichst heterogenen Einheiten in der ersten Stufe für die Genauigkeit der Ergebnisse günstig ist (vgl. I.3.2.1, S. 71). Die Gemeinden wurden als Auswahlseinheiten erster Stufe genommen, weil genügend statistisches Material für eine weitgehende Schichtung und Anordnung vorlag. Eine Auswahl von Kreisen wäre zwar trotzdem technisch möglich gewesen, doch hätte keine derartig tiefe Schichtung und Anordnung wie bei Gemeinden durchgeführt werden können, und zwar schon deshalb, weil die Zahl der Kreise viel zu gering gewesen wäre. Auch aus erhebungstechnischen Gründen hätte eine Auswahl von Gemeinden nicht vermieden werden können. An die Stelle einer zweistufigen Auswahl wäre deshalb eine dreistufige Auswahl getreten. Die Ergebnisse hätten dadurch — trotz der Komplizierung des Auswahlverfahrens — nicht merklich an Genauigkeit gewonnen.

Um eine besonders für erwerbsstatistische Merkmale geeignete Gemeinde-schichtung zu gewinnen, wurden umfangreiche Voruntersuchungen angestellt. Als Schichtungsmerkmale kamen alle diejenigen bevölkerungs- und erwerbsstatistischen Merkmale in Betracht, die im Rahmen des Zählungswerks 1950 (landwirtschaftliche Betriebszählung vom 22. 5. 1949, Volks- und Berufszählung vom 13. 9. 1950 und Arbeitsstättenzählung vom 13. 9. 1950) gemeindeweise ausgewertet worden waren. Als wichtigstes Schichtungsmerkmal, d. h. als solches, das den größten Genauigkeitsgewinn versprach, wurde bei den Untersuchungen die Gemeindegrößenklasse erkannt. Diesem Merkmal gegenüber spielten die weiteren verwendeten Merkmale, nämlich der Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung an der Wohnbevölkerung, der Anteil der landwirtschaftlichen Kleinbetriebe unter 5 ha Nutzfläche an der Gesamtzahl der landwirtschaftlichen Betriebe, der Anteil der Auspendler an der Wohnbevölkerung, der Anteil der Einpendler an der Gesamtzahl der im Ort Arbeitenden, die Entfernung der Gemeinde von größeren Städten und der Anteil der Erwerbspersonen in den Wirtschaftsabteilungen 1 bis 4 (Industrie und Handwerk) bzw. in den Wirtschaftsabteilungen 1 und 2 (Bergbau, Steine und Erden, Eisen- und Metallgewerbe) an der Gesamtzahl der Erwerbspersonen, nur eine geringere Rolle.

- b) Der Gemeindeauswahl wurde länderweise eine Schichtung nach zehn Gemeindegrößenklassen (vgl. Übersicht II.3.14, S. 159) und innerhalb dieser eine Anordnung nach den übrigen oben genannten Merkmalen vorgeschaltet.

Die Art der Anordnung wurde unmittelbar auf die geplante systematische Auswahl der Gemeinden ausgerichtet: Für jedes Anordnungsmerkmal wurde eine Klasseneinteilung vorgenommen. Die Klassengrenzen waren dabei in Abhängigkeit von der Schicht (Gemeindegrößenklasse) so festzulegen, daß sie eine sinnvolle Gruppierung der Gemeinden bringen konnten (vgl. Übersicht II.3.2, S. 140).

Die Klassen der verschiedenen Merkmale wurden dann miteinander kombiniert (vgl. die Übersichten II.3.3 bis II.3.5 auf S. 141 und S. 142). Dadurch entstand

## II.3

eine Reihe von sogenannten Anordnungsgruppen. Diese Gruppen wurden in der Weise durchnummeriert und aneinandergereiht, daß sich je zwei aufeinanderfolgende Gruppen nur in einem Anordnungsmerkmal und dort nur um benachbarte Klassen unterschieden. Der Wechsel erfolgte so lange innerhalb eines Merkmals, bis alle Klassen durchlaufen waren. Auf Grund der im Rahmen des Zählungswerkes 1950 gewonnenen Ergebnisse konnte jede Gemeinde genau einer Anordnungsgruppe zugeordnet werden. Innerhalb der Gruppen wurden die Gemeinden nach regionalen Gesichtspunkten aneinandergereiht. Damit war in Verbindung mit der Anordnung der Gruppen eine vollständige Anordnung der Gemeinden je Land gegeben.

Übersicht II.3.2

Anordnungsmerkmal	Klassengrenzen in Gemeinden mit			
	weniger als 1000 Einwohnern	1000 bis unter 3000 Einwohnern	3000 bis unter 10000 Einwohnern	mindestens 10000 Einwohnern
Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung an der Wohnbevölkerung	unter 30 vH 30 vH bis unter 50 vH 50 vH und mehr	unter 30 vH 30 vH und mehr	unter 10 vH 10 vH und mehr	entfällt
Anteil der landwirtschaftlichen Betriebe unter 5 ha Nutzfläche an der Gesamtzahl der landwirtschaftlichen Betriebe	unter 30 vH 30 vH bis unter 60 vH 60 vH und mehr	unter 60 vH 60 vH und mehr	entfällt	entfällt
Anteil der Auspendler an der Wohnbevölkerung	unter 10 vH 10 vH bis unter 20 vH 20 vH und mehr	unter 20 vH 20 vH und mehr	unter 20 vH 20 vH und mehr	entfällt
Stadtnähe <sup>1)</sup>	Ohne großen Nachbarort Im Einflußbereich einer Großstadt Im Einflußbereich einer Mittelstadt	Ohne großen Nachbarort Im Einflußbereich einer Großstadt Im Einflußbereich einer Mittelstadt	Ohne großen Nachbarort Im Einflußbereich einer Großstadt Im Einflußbereich einer Mittelstadt	entfällt
Anteil der Einpendler an der Gesamtzahl der am Ort Arbeitenden	entfällt	unter 10 vH 10 vH und mehr	unter 10 vH 10 vH bis unter 30 vH 30 vH und mehr	entfällt
Anteil der Erwerbspersonen in den Wirtschaftsabteilungen 1 bis 4 (Industrie und Handwerk ohne Baugewerbe) an der Gesamtzahl der Erwerbspersonen	entfällt	entfällt	entfällt	unter 30 vH 30 vH und mehr
Anteil der Erwerbspersonen in den Wirtschaftsabteilungen 1 und 2 (Bergbau, Steine und Erden, Eisen- und Metallgewerbe) an der Gesamtzahl der Erwerbspersonen <sup>2)</sup>	entfällt	entfällt	entfällt	unter 20 vH 20 vH und mehr

<sup>1)</sup> Eine Unterteilung nach diesem Merkmal wurde nur bei Gemeinden mit einem Auspendleranteil von 20 vH und mehr vorgenommen. — <sup>2)</sup> Eine Unterteilung nach diesem Merkmal wurde nur bei einem Anteil der Erwerbspersonen in Industrie und Handwerk von 30 vH und mehr an der Gesamtzahl der Erwerbspersonen vorgenommen.

Besondere Beachtung mußte noch sogenannten Sondergemeinden geschenkt werden. Darunter sind solche Gemeinden zu verstehen, die auf Grund irgendeiner Besonderheit aus dem Rahmen fallen:

Gemeinden, in denen Anstalten eine bedeutende Rolle spielen,

Fremdenverkehrsgemeinden,

Gemeinden mit landwirtschaftlichen Großbetrieben,

Bäuerliche Großgemeinden in Niedersachsen und Schleswig-Holstein sowie Weinbaugemeinden in Rheinland-Pfalz,

Gemeinden in Rheinland-Pfalz, die entweder selbst Standorte ausländischer Truppenverbände sind oder in deren unmittelbarem Einflußbereich liegen.

Für diese Gemeinden wurden 33 besondere Anordnungsgruppen gebildet, die an das Ende der Anordnung innerhalb der zugehörigen Gemeindegrößenklassen gestellt wurden (vgl. Übersicht II.3.6, S. 143).

Neben der Fehlerreduktion gibt die Methode der detaillierten Gruppenbildung die Möglichkeit, den Mikrozensus in hohem Maße für besondere Anforderungen elastisch zu halten.

Es wäre z. B. möglich, den Auswahlsatz für eine Sonderuntersuchung bestimmter regionaler, wirtschaftlicher oder soziologischer Probleme, die nicht im Standardprogramm des Mikrozensus berücksichtigt sind, in bestimmten Gruppen zu erhöhen. So könnte etwa bei einer Spezialuntersuchung zum Pendlerproblem in allen Anordnungsgruppen für Gemeinden mit einem hohen Pendleranteil ein höherer Auswahlsatz gewählt werden.

## Übersicht II.3.3

Nummer der Anordnungsgruppen in Gemeindegrößenklassen 1 bis 3

Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung	Anteil der landwirtschaftlichen Kleinbetriebe	Nummer der Anordnungsgruppe				
		Auspendleranteil		Auspendleranteil 20 vH und mehr		
		unter 10 vH	10 bis unter 20 vH	ohne großen Nachbarort	im Einflußbereich einer Großstadt	im Einflußbereich einer Mittelstadt
Gemeindegrößenklasse 1 (unter 200 Einwohner)						
unter 30 vH	unter 30 vH	1	6	7	12	13
	30 bis unter 60 vH	2	5	8	11	14
	60 und mehr vH	3	4	9	10	15
30 bis unter 50 vH	unter 30 vH	30	25	24	19	18
	30 bis unter 60 vH	29	26	23	20	17
	60 und mehr vH	28	27	22	21	16
50 und mehr vH	unter 30 vH	31	36	37	42	43
	30 bis unter 60 vH	32	35	38	41	44
	60 und mehr vH	33	34	39	40	45
Gemeindegrößenklasse 2 (200 bis unter 500 Einwohner)						
unter 30 vH	unter 30 vH	90	85	84	79	78
	30 bis unter 60 vH	89	86	83	80	77
	60 und mehr vH	88	87	82	81	76
30 bis unter 50 vH	unter 30 vH	63	64	69	70	75
	30 bis unter 60 vH	62	65	68	71	74
	60 und mehr vH	61	66	67	72	73
50 und mehr vH	unter 30 vH	60	55	54	49	48
	30 bis unter 60 vH	59	56	53	50	47
	60 und mehr vH	58	57	52	51	46
Gemeindegrößenklasse 3 (500 bis unter 1000 Einwohner)						
unter 30 vH	unter 30 vH	91	96	97	102	103
	30 bis unter 60 vH	92	95	98	101	104
	60 und mehr vH	93	94	99	100	105
30 bis unter 50 vH	unter 30 vH	118	117	112	111	106
	30 bis unter 60 vH	119	116	113	110	107
	60 und mehr vH	120	115	114	109	108
50 und mehr vH	unter 30 vH	121	126	127	132	133
	30 bis unter 60 vH	122	125	128	131	134
	60 und mehr vH	123	124	129	130	135

## II.3

### Übersicht II.3.4

Nummer der Anordnungsgruppen in Gemeindegrößenklassen 4 und 5

Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung	Anteil der landwirtschaftlichen Kleinbetriebe	Einpenderanteil	Nummer der Anordnungsgruppe			
			Auspendleranteil unter 20 vH	Auspenderanteil 20 vH und mehr		
				ohne großen Nachbarort	im Einflußbereich einer Großstadt	im Einflußbereich einer Mittelstadt
Gemeindegrößenklasse 4 (1000 bis unter 2000 Einwohner)						
unter 30 vH	unter 60 vH 60 vH und mehr	unter 10 vH	160	167	168	175
		10 vH und mehr	161	166	169	174
		unter 10 vH	163	164	171	172
		10 vH und mehr	162	165	170	173
30 vH und mehr	unter 60 vH 60 vH und mehr	unter 10 vH	191	184	183	176
		10 vH und mehr	190	185	182	177
		unter 10 vH	188	187	180	179
		10 vH und mehr	189	186	181	178
Gemeindegrößenklasse 5 (2000 bis unter 3000 Einwohner)						
unter 30 vH	unter 60 vH 60 vH und mehr	unter 10 vH	223	216	215	208
		10 vH und mehr	222	217	214	209
		unter 10 vH	220	219	212	211
		10 vH und mehr	221	218	213	210
30 vH und mehr	unter 60 vH 60 vH und mehr	unter 10 vH	192	199	200	207
		10 vH und mehr	193	198	201	206
		unter 10 vH	195	196	203	204
		10 vH und mehr	194	197	202	205

### Übersicht II.3.5

Nummer der Anordnungsgruppen in Gemeindegrößenklassen 6 und 7

Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung	Einpenderanteil	Nummer der Anordnungsgruppe			
		Auspendleranteil unter 20 vH	Auspenderanteil 20 vH und mehr		
			ohne großen Nachbarort	im Einflußbereich einer Großstadt	im Einflußbereich einer Mittelstadt
Gemeindegrößenklasse 6 (3000 bis unter 5000 Einwohner)					
unter 10 vH	unter 10 vH	250	261	262	273
	10 bis unter 30 vH	253	258	265	270
	30 vH und mehr	254	257	266	269
10 vH und mehr	unter 10 vH	251	260	263	272
	10 bis unter 30 vH	252	259	264	271
	30 vH und mehr	255	256	267	268
Gemeindegrößenklasse 7 (5000 bis unter 10000 Einwohner)					
unter 10 vH	unter 10 vH	297	286	285	274
	10 bis unter 30 vH	294	289	282	277
	30 vH und mehr	293	290	281	278
10 vH und mehr	unter 10 vH	296	287	284	275
	10 bis unter 30 vH	295	288	283	276
	30 vH und mehr	292	291	280	279

Die tiefgehende Gruppenbildung hat weiterhin noch den Vorteil, daß die Austauschbarkeit der Gemeinden wesentlich erleichtert wird: Wenn fast alle Einwohner einer Gemeinde nach einigen Mikrozensusserhebungen erfaßt worden sind (vgl. 6.2), muß diese Gemeinde — um die Befragten nicht in unzumutbarer Weise zu belasten — nach dem Zufallsprinzip gegen eine andere ausgetauscht werden.

Kann man diese Gemeinde ohne Schwierigkeiten durch eine weitgehend strukturgleiche Gemeinde derselben Gruppe ersetzen, so wird hierdurch eine besondere Stabilität der Struktur der Stichprobenmasse erreicht. Der Mikrozensus erhält also durch dieses differenzierte System der Schichtung und Anordnung sowohl Elastizität als auch Stabilität.

Übersicht II.3.6

Bezeichnung der Sonderschicht	Gemeinden mit ... Einwohnern						
	bis unter 200	200 bis unter 500	500 bis unter 1000	1000 bis unter 2000	2000 bis unter 3000	3000 bis unter 5000	5000 bis unter 10000
Anordnungsgruppen-Nr.							
Anstaltsgemeinden.....	140	147	148	230	237	300	307
Fremdenverkehrsgemeinden...	141	146	149	231	236	301	306
Gemeinden mit landwirt- schaftlichen Großbetrieben .	142	145	150	232	235	—	—
Bäuerliche Großgemeinden ...	143	144	151	233	234	303	304
Gemeinden mit Standorten ausländischer Truppen- verbände oder in deren Ein- flußbereich .....	310	311	312	313	314	315	316

Um Aufschluß über die Wirkung der Schichtung und Anordnung der Gemeinden zu bekommen, wurde eine Sonderuntersuchung durchgeführt. In diese Untersuchung wurden sämtliche Gemeinden Bayerns einbezogen, die zur Zeit der Volkszählung 1950 weniger als 10000 Einwohner hatten. Zunächst wurden diese Gemeinden nach den beim Mikrozensus angewandten Größenklassen (vgl. Übersicht II.3.14, S. 159) geschichtet. Innerhalb dieser Größenklassen wurden die Gemeinden weiter in der oben geschilderten Weise angeordnet (Anordnung A). Um den fehlervermindernden Anordnungseffekt abzuschätzen, wurde die so angeordnete Gesamtheit durch systematische Auswahl jeder 20. Gemeinde mit unterschiedlicher Startzahl in 20 Stichproben zerlegt und daraus für zehn Merkmale jeweils der Standardfehler geschätzt. Durch Zusammenfassen von je zwei dieser Stichproben zu einer neuen und entsprechende Auswertung der Ergebnisse konnte die Genauigkeit der geschätzten Standardfehler verbessert werden. Der Quotient aus dem so ermittelten Schätzwert und dem zugehörigen Standardfehler, der sich ohne Anordnung ergeben würde, ist eine Maßzahl für die fehlervermindernde Wirkung der Anordnung: Von Zufallsauswirkungen abgesehen, kann der Quotient höchstens gleich 1 sein; er hat einen um so niedrigeren Wert, je wirksamer die Anordnung für das jeweilige Merkmal ist. Der Einfluß einzelner Anordnungsmerkmale auf die Genauigkeitsverbesserung konnte abgeschätzt werden, indem ganz entsprechend weitere Stichproben untersucht wurden, die aus Gesamtheiten stammten, bei deren Anordnung die Zahl der ursprünglichen Anordnungsmerkmale jeweils um ein weiteres Merkmal vermindert wurde (Anordnungen B, C und D). Bei Anordnung D sind die Gemeinden innerhalb der meisten Gemeindegrößenklassen nur noch regional geordnet.

Übersicht II.3.7 (S. 144) enthält die ermittelten Maßzahlen für die vier Anordnungen der untersuchten Gesamtheit. Die einzelnen Werte für Merkmale, die der jeweiligen Anordnung zugrunde lagen, sind kursiv gedruckt; für diese Merkmale muß die Anordnung selbstverständlich besonders wirksam sein. Bei der Beurteilung der Zahlen ist zu berücksichtigen, daß die Quotienten Zufallsabweichungen unterworfen sind (daraus ist z. B. zu erklären, daß gelegentlich auch größere Werte als 1,0 vorkommen), so daß eine statistische Betrachtungsweise erforderlich ist. Man erkennt, daß mit abnehmender Zahl der Anordnungsmerkmale im allgemeinen eine Zunahme der Quotienten verbunden ist. Weiter zeigen die Gesamtergebnisse, daß die Schichtung nach Gemeindegrößenklassen den verhältnismäßig größten Effekt hat.

## II.3

Übersicht II.3.7

Merkmal	Maßzahl bei Anordnung				Maßzahl bei Anordnung				Maßzahl bei Anordnung			
	A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
	in Gemeindegrößenklassen 1 bis 3 (Gemeinden unter 1 000 Einwohner)				in Gemeindegrößenklassen 4 und 5 (Gemeinden mit 1 000 bis unter 3 000 Einwohner)				in Gemeindegrößenklassen 1 bis 7 (Gemeinden unter 10 000 Einwohner)			
Wohnbevölkerung	0,4	0,5	0,5	0,4	0,4	0,5	0,4	0,6	0,2	0,2	0,2	0,2
Erwerbspersonen	0,4	0,5	0,6	0,5	0,4	0,5	0,6	0,8	0,3	0,2	0,3	0,3
Auspendler	0,5	0,4	0,8	0,7	0,5	0,5	0,3	0,6	0,5	0,4	0,3	0,6
Eiependler	1,2	0,9	0,8	1,0	0,5	0,6	0,8	1,0	0,5	0,8	0,7	0,7
Heimatvertriebene	0,6	0,5	0,5	0,6	0,7	0,9	0,8	1,0	0,2	0,4	0,4	0,5
Anteil												
landw. Bevölkerung												
Wohnbevölkerung	0,4	0,4	0,5	0,9	0,5	0,6	0,4	0,3	0,2	0,5	0,4	0,6
Auspendler												
Erwerbspersonen	0,4	0,5	1,0	1,0	0,5	0,6	0,3	0,8	0,5	0,7	0,8	0,8
landw. Kleinbetriebe												
landw. Betriebe	0,4	1,1	0,7	0,7	0,5	0,4	0,6	0,8	0,4	0,9	0,6	0,6
Eiependler												
Erwerbspersonen	1,1	0,8	0,9	0,9	0,6	1,2	0,8	0,9	1,0	1,0	0,4	0,7
Arbeitsort-Bev.												
Erwerbspersonen	1,0	0,4	0,9	1,0	0,6	0,7	0,5	1,1	1,0	0,8	0,7	0,9

- c) Bei den Überlegungen zur Gemeindeauswahl wurde davon ausgegangen, daß jeder Interviewer etwa 30 bis 40 Interviews je Erhebung durchführen, also in 30 bis 40 Haushalten befragen kann. Da die durchschnittliche Haushaltsgröße rund drei Personen beträgt, können somit durch einen Interviewer etwa 100 Personen erfaßt werden. Wohnen diese 100 Personen alle in einer Gemeinde, so sind die Fahrtkosten der Interviewer besonders niedrig. Diese Überlegung führte dazu, die Auswahl so zu steuern, daß in jeder ausgewählten Gemeinde etwa 100 Personen (oder ein ganzzahliges Vielfaches davon) in die Stichprobe kommen müssen. 100 Personen repräsentieren aber bei einer 1 vH-Erhebung 10 000 Personen. Man wird also — um dem Prinzip zu entsprechen — aus einer Reihe von Gemeinden mit zusammen 10 000 Einwohnern gerade eine Gemeinde und in dieser in einem zweiten Schritt 100 Personen bzw. die entsprechende Zahl von Auswahlseinheiten (vgl. 3.2.2) auswählen. Bei der Zusammenfassung der Gemeinden zu Gruppen ist die oben angeführte Anordnung der Gemeinden zu berücksichtigen: Die Auswahl erfolgt dann jeweils aus einer in sich weitgehend homogenen Gruppe.

In dieser einfachen Form würde das Verfahren bei Gemeinden mit 10 000 und mehr Einwohnern überhaupt keine Selektion bringen. Da jedoch in größeren Gemeinden wesentlich mehr Auswahlseinheiten zweiter Stufe zur Verfügung stehen, können in diesen auch mehrere Interviewer eingesetzt, also nicht nur 100 Personen, sondern ein Mehrfaches dieser Zahl befragt werden, ohne daß mit einer zu starken räumlichen Konzentration zu rechnen ist. Umgekehrt bedeutet die starre Festlegung der Richtgröße auf 100 Personen, daß in den ausgewählten kleinen Gemeinden ein sehr hoher Prozentsatz der Bevölkerung zu erfassen ist. Damit verbunden wäre ein sehr hoher Stufungseffekt. Er läßt sich durch eine Herabsetzung der Richtgröße vermeiden. Untersuchungen führten für eine 1 vH-Auswahl zu der in Übersicht II.3.8 (vgl. S. 145) angegebenen Festsetzung für die Richtgröße der Auswahlgruppen in den Gemeinden. Aus dieser Übersicht geht insbesondere hervor, daß jede Gemeinde mit mindestens 25 000 Einwohnern in der 1 vH-Stichprobe vertreten ist. Die Auswahl selbst erfolgte nach dem unter Ziffer 4.1 näher erläuterten Kumulativverfahren.

Übersicht II.3.8

Gemeinde- größenklasse	Einwohnerzahl	Richtgröße der Auswahlgruppe bei einer 1 vH-Auswahl in Personen	Auswahlabstand in Personen
1 und 2	unter 500	50	5 000
3 bis 5	500 bis unter 3 000	100	10 000
6 und 7	3 000 bis unter 10 000	200	20 000
8 und 9	10 000 bis unter 25 000	300	30 000
10	25 000 und mehr	1 vH der Wohnbevölkerung	entfällt, da keine Gemeindeauswahl

Die Auswahl der Gemeinden für die 0,1 vH-Stichproben wurde aus der Menge der für die 1 vH-Stichprobe ausgewählten Gemeinden so vorgenommen, daß es sich um echte Unterstichproben handelte (vgl. 4.1, S. 160).

### 3.2.2 Auswahl zweiter Stufe; Probeerhebung Teil A

- a) Bei der Gemeindeschichtung bzw. -anordnung und bei der Auswahl erster Stufe mußte von den bei der Volks- und Berufszählung 1950 festgestellten Zahlen ausgegangen werden. Das Verfahren war so angelegt, daß in den ausgewählten Gemeinden nach dem Stand zur Zeit der Volkszählung 1950 jeweils eine ganz bestimmte Zahl von Personen — entsprechend der Richtgröße — auszuwählen war. Da sich die Bevölkerungszahlen in den einzelnen Gemeinden und Gemeindegruppen (Gemeinden der Anordnungsgruppen) laufend verändern, wäre es jedoch falsch, in jede Mikrozensusaufnahme jeweils nur die nach dem (veralteten) Stand von 1950 errechnete Zahl von Personen einzubeziehen, da sonst nicht jede Person die gleiche Auswahlchance hätte. Dies sei an einem Beispiel erläutert:

Die Anordnungsgruppe 37 enthält Gemeinden unter 200 Einwohnern, in denen 1950 mehr als die Hälfte der Bevölkerung in der Landwirtschaft tätig war, jedoch auch ein erheblicher Teil in entfernter gelegenen Orten zur Arbeit ging. Bei der Abwanderung der Bevölkerung aus den kleinen Gemeinden in größere Orte ist anzunehmen, daß die Bevölkerungszahlen dieser Gemeinden im Laufe der Zeit abnehmen. Würde man in den aus dieser Gruppe ausgewählten Gemeinden auch in späteren Jahren immer 50 Personen auswählen, so würde die zu dieser Anordnungsgruppe gehörende Bevölkerung im Mikrozensus übererfaßt werden. Umgekehrt würden Gemeindegruppen mit starker Bevölkerungszunahme auf diese Weise untererfaßt.

Wegen der laufenden Zunahme der Gesamtbevölkerung wäre bei diesem Verfahren außerdem mit einer Untererfassung der Gesamtbevölkerung im Mikrozensus zu rechnen.

Die Differenzen treten nicht auf, wenn man die Zahl der auszuwählenden Personen nicht festhält, sondern den jeweiligen Bevölkerungsveränderungen anpaßt. Dies gelingt am einfachsten durch Verwendung einer Relativzahl: Man errechnet für jede Gemeinde einen sogenannten sekundären Auswahlatz, der angibt, wieviel je 1000 der Bevölkerung nach dem Stand 1950 und der vorgegebenen Richtgröße auszuwählen sind:

Sekundärer Auswahlatz (in vT)

$$= 1000 \times \frac{\text{Richtgröße der auszuwählenden Personengruppe}}{\text{Bevölkerungszahl der Gemeinde am 13. 9. 1950}}$$

Wird dieser Satz auf den jeweiligen Bevölkerungsstand angewendet, so wird damit den inzwischen eingetretenen Veränderungen Rechnung getragen (Selbstgewichtung). Um bei obigem Beispiel zu bleiben:

Es ist zu erwarten, daß die aus den Gemeinden der Anordnungsgruppe 37 ausgewählten Gemeinden für alle diese Gemeinden „repräsentativ“ sind. Sie werden also wie die gesamte Gruppe einen Bevölkerungsrückgang zu verzeichnen haben. Wendet man den für eine Gemeinde unter den Verhältnissen der Volkszählung 1950 errechneten sekundären Auswahlatz auf die verringerte Bevölkerungszahl an, so

## II.3

werden aus dieser Gemeinde weniger als 50 Personen ausgewählt. Die Abnahme ist, von Zufallsabweichungen abgesehen, ein Maß für die Bevölkerungsabnahme in der gesamten Anordnungsgruppe.

Der sekundäre Auswahlatz hat außerdem noch den Vorzug, daß er auch direkt auf die Zahl der Haushalte oder Wohnungen in einer Gemeinde angewandt werden kann. Statt z. B. 10 vH der Personen können auch 10 vH der Haushalte oder Wohnungen ausgewählt werden. Im Erwartungswert kommt dabei dieselbe Personenzahl in die Stichprobe wie bei einer direkten Personenauswahl. Dies ist insbesondere deshalb wichtig, weil Haushalte und nicht Einzelpersonen als Erhebungseinheiten des Mikrozensus festgelegt wurden (vgl. 2.2 und 3.1). Bei diesem Verfahren wird die Verschiedenheit der durchschnittlichen Haushaltsgröße zwischen den Gemeinden automatisch berücksichtigt.

- b) Die Auswahl zweiter Stufe warf auch zahlreiche Fragen auf, die nur aus empirischen Erfahrungen heraus zu beantworten waren: Welcher Art sind die möglichen Auswahlgrundlagen? Welche Auswahlseinheit kann gewählt werden? Welche Genauigkeit hat die Auswahlgrundlage? Ist sie vollständig? Wie kann die praktische Auswahlarbeit rationell gestaltet werden?

Diese Probleme wurden erstmals in den Jahren 1953 und 1954 untersucht. Es stand schon damals fest, daß die erste Erhebung frühestens fünf Jahre nach der Volkszählung von 1950 vorstatten gehen konnte. Infolge der starken Mobilität der Bevölkerung (insbesondere Umsiedlung) und der starken Bautätigkeit schieden die Unterlagen der Volkszählung 1950 als einwandfreie Auswahlgrundlage für die zweite Stufe aus. So blieb zunächst nur die Möglichkeit, Einwohnerkarteien oder ähnliche Unterlagen der Gemeindebehörden zu verwenden. Mit der Verschiebung der ersten Erhebung auf 1957 eröffnete sich jedoch später die Möglichkeit, in allen Bundesländern (ausgenommen das Saarland) auf die Zählpapiere der im September 1956 durchgeführten Wohnungszählung zurückzugreifen. Die Probleme, denen man damals gegenüberstand, sind jedoch von so allgemeiner Bedeutung, daß sie hier erwähnt werden sollen.

Um über die bei den Gemeinden geführten Register einigen Aufschluß zu erhalten, wurde im Frühjahr 1954 in Städten mit mindestens 50 000 Einwohnern eine Probeauswahl durchgeführt (Probeerhebung Teil A). Der Auswahlatz betrug im allgemeinen 0,33 vH. In fast allen Städten existierten Personenkarteien bzw. -platteneien; nur in wenigen Fällen lag eine Haushaltskartei vor. Allerdings waren die Personenkarteien von unterschiedlicher Struktur: Neben reinen Personenregistern, in denen jede Person ohne Rücksicht auf das Alter mit einer eigenen Karte (bzw. Platte) vertreten war, gab es sehr häufig auch Karteien, in denen nur jede erwachsene Person enthalten war.

Die Abgrenzung des Erwachsenenbegriffs war dabei durchaus nicht einheitlich. Die Altersgrenze lag teilweise bei 14 oder 16 Jahren, teilweise auch höher. Die Kinder waren bei einem Teil der Karteien überhaupt nicht erfaßt, bei einem anderen Teil auf der Karte eines Elternteils verzeichnet. In jedem Fall sollten für Kinder nach Erreichen der jeweiligen Altersgrenze eigene Karten angelegt werden. Die Karteien basierten normalerweise auf dem für die Einwohnermeldeämter wichtigsten Begriff der wohnberechtigten Bevölkerung. Die Konsequenz war, daß Personen mit doppeltem Wohnsitz mehrfach verzeichnet waren.

Der Probeerhebung Teil A lag also ein sehr uneinheitlich aufgebautes Material zugrunde.

Als Auswahltechnik konnte bei Karteien meist die systematische Auswahl durch Abmessen fester Abstände verwendet werden.

In der Praxis traten jedoch Tücken auf, welche die Anwendung der Methode erschwerten. Eine davon war die unterschiedliche Kartendicke, wobei die dickeren Karten nicht gleichmäßig in der Kartei verteilt waren. Schwierigkeiten ergaben sich ferner durch Leitkarten. Immerhin ließen sich diese Hindernisse durch kleine Modifikationen des Verfahrens beseitigen. Diese bereiteten aber einen nicht unerheblichen Mehraufwand an Arbeit und verhinderten die Anwendung einer allgemein gültigen Arbeitsanweisung, die für die Sicherstellung einer einwandfreien Auswahl von großer Bedeutung ist.

Die Auswahl aus Personenverzeichnissen bietet auch theoretische Probleme: Bei einer reinen Zufallsauswahl von Personen haben Haushalte, also die Erhebungs-



einheiten des Mikrozensus, eine der Personenzahl im Haushalt proportionale und damit ungleiche Auswahlchance (vgl. I.3.2.5, S. 84). Die Bevorzugung der größeren Haushalte läßt sich dadurch ausschalten, daß der Haushalt einer zunächst ausgewählten Person nur dann in die Stichprobe einbezogen wird, wenn die Zielperson ein Merkmal aufweist, das jeweils für ein einziges Haushaltsmitglied zutrifft (z. B. Haushaltsvorstand oder älteste Person im Haushalt). Die entsprechende Feststellung erfordert jedoch meist eine besondere Nachfrage. Der Versuch, diese Feststellung wenigstens zum größten Teil bereits in der Kartei durchzuführen, brachte selbst bei gut geführten Karteien kein befriedigendes Ergebnis. Da der Durchschnittshaushalt drei Personen umfaßt, wird somit ein Interviewer nur bei jeder dritten Anschrift eine Befragung durchführen dürfen. Dadurch wird die Erhebung wenig rationell.

Zur Überprüfung der Genauigkeit der Karteien war eine Nachfrage bei den ausgewählten Personen bzw. Haushalten selbst erforderlich. Diese wurde im Rahmen der Probeerhebung Teil B durchgeführt (vgl. 3.3), bei der ein Teil der bei der Probeauswahl gezogenen Haushalte direkt erfaßt wurde. Ziemlich einheitlich zeigte sich dabei eine Überhöhung der Verzeichnisse durch unvollständiges Eliminieren der Abgänge. Die Fehlergröße war jedoch in den einzelnen Städten sehr verschieden. Neben relativ gut geführten Aufzeichnungen gab es auch solche, die als Auswahlgrundlage für den Mikrozensus kaum tragbar erschienen.

- c) Alle diese Schwierigkeiten spielten keine Rolle, als die erste Mikrozensus-erhebung erst ein Jahr nach der Totalerhebung der Wohnungszählung stattfinden konnte. Dadurch war die Möglichkeit gegeben, bei der Auswahl im allgemeinen auf die Zählpapiere dieser Statistik zurückzugreifen. Als Auswahlseinheit konnte in diesem Fall die Wohnung verwendet werden, die für die Interviewer leichter abzugrenzen ist als ein Haushalt. Der Interviewer mußte sämtliche Haushalte in einer ausgewählten Wohnung erfassen.

Das Verfahren hatte gegenüber der Auswahl aus den Einwohnerkarteien wesentliche Vorteile:

Das Material war von einheitlicher Form, so daß eine einheitliche Auswahltechnik angewandt werden konnte.

Das Material lag bei den Statistischen Landesämtern; dadurch konnte die Auswahl wesentlich verbilligt und außerdem genau überprüft werden.

Die Unterlagen stammten aus einer vor nicht allzu langer Zeit durchgeführten Zählung, also aus einer verhältnismäßig sicheren Quelle.

Eine vom Material der Wohnungszählung abweichende Haushaltsabgrenzung durch die Interviewer konnte keine Verzerrung hervorrufen, weil alle Haushalte in einer Wohnung zu erfassen waren.

Es sind Aussagen über Wohnungen ohne besondere Umrechnung erreichbar. Dies war deswegen wichtig, weil die Auswahl zugleich für die 1 vH-Zusatzstatistik zur Wohnungszählung verwendet werden konnte (vgl. II.20).

Den Vorteilen standen folgende Nachteile gegenüber:

Durch die Vergrößerung der Auswahlseinheiten war im allgemeinen mit etwas höheren Zufallsfehlern zu rechnen. Eine entgegenwirkende Schichtung war in der zweiten Auswahlstufe praktisch nicht durchführbar.

Die Auswahlgrundlage konnte nicht bei jeder Auswahl auf den jeweils neuesten Stand gebracht werden. Für spätere Mikrozensus-erhebungen war sie daher wegen der Mobilität der Bevölkerung weniger geeignet.

Für die nicht in Wohnungen untergebrachte Bevölkerung (zum größten Teil Anstaltsbevölkerung) war eine Sonderregelung erforderlich.

Der oben genannte erhöhte Klumpeneffekt fiel im allgemeinen nur wenig ins Gewicht. Für manche Fälle konnte sich die gemeinsame Erfassung von Wohnungsinhaber- und Untermieterhaushalt sogar günstig auswirken.

Das Veralten der Auswahlgrundlage hatte folgende Wirkungen: Durch Umzug in der Zeit zwischen dem Stichtag der Wohnungszählung und der Mikrozensus-erhebung hatten Wohnungsinhaber gewechselt, einige Wohnungen standen leer oder wurden nicht mehr für Wohnzwecke benutzt, zur Zeit der Wohnungszählung

## II.3

leerstehende Wohnungen waren inzwischen bezogen worden. Diese Veränderungen bereiteten insofern keine Schwierigkeiten, als sie alle spätestens bei der Befragung erkannt werden konnten: Da die Wohnung und nicht der Wohnungsinhaber als Auswahlinheit diente, wurde im Falle eines Wohnungswechsels der Nachfolger befragt. Die Bestimmung der Wohnung konnte dem Interviewer trotz des Wechsels des Inhabers jedenfalls bei der ersten Mikrozensuserhebung (Oktober 1957) nicht schwer fallen, da der Umzug höchstens ein Jahr zurückliegen konnte und daher den Nachbarn meist noch in Erinnerung war.

Größere Auswahl- und Erfassungsprobleme bot dagegen die Neubautätigkeit. Sie ist insofern nicht ohne Belang, als jährlich etwa 3 vH der Bevölkerung in neu erstellte Wohnungen ziehen. Dieser Personenkreis hatte über die Unterlagen der Wohnungszählung keine Auswahlchance. Zur Ergänzung mußten daher die der Statistik der Baufertigstellungen zugrunde liegenden Meldungen als weiteres Auswahlmaterial benutzt werden. Nachteilig war, daß die Auswahl aus arbeitstechnischen Gründen einige Monate vor der Erhebung durchgeführt werden muß. Damit haben die kurz vor der Erhebung fertiggestellten Neubauwohnungen keine Erfassungs-Chance. Die dadurch bedingte Untererfassung muß bei der Aufbereitung des Materials bzw. bei der Hochrechnung durch ein pauschales Verfahren eliminiert werden (vgl. 5.4.2). Außerdem ist noch zu berücksichtigen, daß erst die Jahresergebnisse der Statistik ein einigermaßen vollständiges Bild über die Neubautätigkeit liefern, während die Monatsergebnisse infolge des schleppenden Eingangs der Meldungen unvollständig sind.

Zur Anstaltsbevölkerung rechnen knapp 2 vH der Gesamtbevölkerung. Obwohl es sich also um eine verhältnismäßig kleine Gruppe handelt, muß ihr doch deswegen erhöhte Beachtung geschenkt werden, weil es sich um einen Personenkreis besonderer Struktur handelt. (In die Stichprobenerhebungen anderer Staaten wird die Anstaltsbevölkerung allerdings meist nicht einbezogen.) Bei der Wohnungszählung 1956/57 wurde die Anstaltsbevölkerung auf gesonderten Anstaltslisten erfaßt (Listung der einzelnen Personen). Da der sekundäre Auswahlatz ebenso gut auf Personenlisten wie auf Haushalts- oder Wohnungslisten angewandt werden kann, ließ sich das für Wohnungen gewählte Verfahren bei der Anstaltsbevölkerung auf Einzelpersonen anwenden. Ein Nachteil bestand darin, daß gewisse Gruppen der Anstaltsbevölkerung besonders häufig ihren Wohnsitz wechseln, so daß die Wohnungszählung hier als Auswahlgrundlage schnell veraltet. Eine Befragung des Nachfolgers wie bei der Wohnungsauswahl ist praktisch unmöglich. Aus diesem Grund kam die Wohnungszählung als Auswahlgrundlage für die Anstaltsbevölkerung nur für die erste Mikrozensuserhebung in Frage, wobei jedoch mit einer merklichen Untererfassung gerechnet werden mußte. Bei späteren Erhebungen war nur eine Auswahl aus Karteien der Anstalten selbst möglich (vgl. 6.3).

### 3.3 Fragen der Erhebungstechnik; Probeerhebung Teil B

Da die vorwiegend im amerikanischen Schrifttum dargelegten Erfahrungen auf dem Gebiet der Interviewtechnik nicht ohne weiteres auf die Bundesrepublik übertragen werden konnten, mußte die amtliche deutsche Statistik eigene praktische Erfahrungen sammeln. Insbesondere war nicht bekannt,

welcher Umfang und welcher Schwierigkeitsgrad des Fragebogens erhebungstechnisch tragbar ist;

ob der Besuch des Interviewers angekündigt werden soll oder nicht;

ob die Fassung des Anmeldeschreibens oder seine Versendungsart einen Einfluß auf die Auskunftsbereitschaft hat;

wie die Auskunftsbereitschaft und der Ablauf des Interviews beeinflußt werden, wenn den ausgewählten Haushalten mit dem Anmeldungsschreiben auch der Fragebogen vorher zugeschiedt wird;

welchen Erfolg die Erhebung hat, wenn sie ausschließlich postalisch erfolgt.

Um Anhaltspunkte zu gewinnen, wurde zwischen Juli und Oktober 1954 in rund 50 Städten des Bundesgebietes die Probeerhebung Teil B durchgeführt. Das Anschriftenmaterial lieferte der unter 3.2.2 genannte Teil A der Probeerhebung. In den Haushalten der so ausgewählten und aufgesuchten Personen wurde nur dann befragt, wenn die Zielperson zugleich Haushaltsvorstand war (abgesehen von der Prüfung der Auswahlgrundlage, die unter 3.2.2 erwähnt wurde).

Von den rund 600 Interviewern, die eingesetzt wurden, waren rund 60 vH 40 Jahre und älter. Der Interviewerstab bestand zu etwa einem Viertel aus Frauen. 63 vH der männlichen Interviewer hatten die Mittelschule, die höhere Schule oder eine Universität besucht; bei den Frauen waren es 47 vH. 44 vH der Interviewer hatten bereits Erfahrungen in anderen Tätigkeiten für die amtliche Statistik gesammelt (als Preisermittler usw.).

Die Erhebung wurde so angelegt, daß mehrere gleichartige Adressenserien vorhanden waren, d. h. Serien, die als Stichproben aus der gleichen Grundgesamtheit anzusehen sind. Diese Adressenserien wurden unterschiedlich behandelt, um Aufschluß über folgende vier Gruppen von Einflußfaktoren zu gewinnen:

Vorbereitung und Art der Befragung (Interview ohne Anmeldung, mit Anmeldung, mit Anmeldung und gleichzeitiger Übersendung des Fragebogens, postalische Erhebung);

Fassung des Anmeldungsschreibens (persönlich oder förmlich);

Versendungsart des Anmeldungsschreibens (Drucksache oder Brief);

Umfang des Fragebogens (kurz mit ausschließlich einfachen Fragen, länger mit ausschließlich einfachen Fragen, länger mit teilweise schwierigeren Fragen).

Insgesamt wurden 27 Kombinationen von Verfahrensweisen unterschieden; eine solche Kombination (im folgenden „Bedingung“ genannt) war z. B.: Interview nach Voranmeldung durch ein persönlich gehaltenes, als Brief versandtes Schreiben; Fragebogen lang und schwierig.

Vor allem sollte der Einfluß der einzelnen Faktoren auf die Befragungsdauer und die Bereitschaft zur Auskunftserteilung betrachtet werden. Die Interviewer erhielten deswegen die zusätzliche Aufgabe, einen Befragungsbericht abzugeben. Darin sollten u. a. Angaben über die Erreichbarkeit der ausgewählten Haushalte, die Bereitwilligkeit der Auskunftserteilung und die Dauer des Interviews gemacht werden.

Eine umfassende Aussage über den Einfluß der einzelnen Faktoren auf die genannten Größen war allerdings nicht möglich: Dazu hätte man alle für die Vergleiche wichtigen Bedingungen in jeder Stadt in gleichartigen Adressenserien untersuchen müssen. Hierfür reichte jedoch der Stichprobenumfang nicht aus. Je nach der Größe der Stadt ließen sich nur 2 bis 10 der insgesamt 27 Bedingungen verwirklichen, wobei jede in 50 Haushalten (Größe einer Adressenserie) zum Zuge kam.

Weil diese Merkmale auch von der Person des Interviewers und von der Mentalität der Bevölkerung abhängen und daher regionale Unterschiede gegeben sind, hängt die Verallgemeinerungsfähigkeit der Ergebnisse von der Zahl der jeweils in einen Vergleich einbezogenen Städte ab.

Die hier dargestellten Ergebnisse der Auswertung beruhen auf vergleichbarem Material aus sieben Städten. Dort wurden insgesamt 42 Interviewer eingesetzt, und zwar in jeder Stadt einer für jede der sechs Bedingungen, die aus dem Schwierigkeitsgrad des Fragebogens und der Art der Interviewer-Vorbereitung gebildet worden sind.

Die Übersicht II.3.9 zeigt die Auswirkungen der Vorbereitung der Befragung und der Art des Fragebogens auf die Befragungsdauer. Da zu vermuten war, daß die Dauer zu einem gewissen Teil von der Haushaltsgröße bestimmt wird, wurde diese als zusätzliches Gliederungsmerkmal herangezogen. Aus der Übersicht geht hervor, daß die Dauer der Befragung tatsächlich von der Haushaltsgröße sowie vom Schwierigkeitsgrad und Umfang des Fragebogens abhängt. Wichtig ist aber vor allem das Ergebnis, daß die Befragungsdauer durch vorherige Übersendung des Fragebogens verkürzt wird.

## II.3

Übersicht II.3.9

Größe der erfaßten Haushalte	Art der Vorbereitung der Befragung	Schwierigkeitsgrad des Fragebogens							
		langer und einfacher Fragebogen				langer und schwieriger Fragebogen			
		insgesamt		davon mit einer Befragungsdauer von ... Minuten		insgesamt		davon mit einer Befragungsdauer von ... Minuten	
				bis unter 15 Minuten	15 und mehr <sup>1)</sup>			bis unter 15 Minuten	15 und mehr <sup>1)</sup>
		Anzahl	vH	vH		Anzahl	vH	vH	
1 bis 2 Personen	ohne Voranmeldung mit Voranmeldung ohne Fragebogenübersendung mit Voranmeldung und Fragebogenübersendung	157	100	49,4	50,6	150	100	36,8	63,2
		137	100	43,4	56,6	153	100	32,2	67,8
		134	100	57,8	42,2	133	100	48,1	51,9
3 Personen und mehr	Zusammen	428	100	50,0	50,0	436	100	38,7	61,3
	ohne Voranmeldung mit Voranmeldung ohne Fragebogenübersendung mit Voranmeldung und Fragebogenübersendung	139	100	39,2	60,8	155	100	22,9	77,1
		150	100	34,5	65,5	154	100	26,9	73,1
		141	100	50,4	49,6	123	100	36,1	63,9
	Zusammen	430	100	41,1	58,9	432	100	28,0	72,0

<sup>1)</sup> Einschließlich der Fälle „ohne Angabe“.

Die Abhängigkeit der Bereitwilligkeit zur Auskunftserteilung von der Vorbereitung der Befragung und der Art des Fragebogens ist aus Übersicht II.3.10 zu erkennen. Sie zeigt, daß die Bereitwilligkeit bei vorausgehender Übersendung des Fragebogens sinkt. Es stehen sich also bei Übersendung des Fragebogens eine positive Wirkung (Verkürzung der Befragungsdauer) und eine negative Wirkung (verminderte Bereitwilligkeit) gegenüber. Besonders bemerkenswert ist noch, daß der Schwierigkeitsgrad des Fragebogens keinen erkennbaren Einfluß auf die Bereitwilligkeit zur Auskunftserteilung hatte.

Übersicht II.3.10

Art der Vorbereitung der Befragung	Schwierigkeitsgrad des Fragebogens									
	langer und einfacher Fragebogen					langer und schwieriger Fragebogen				
	insgesamt		davon ant- worteten beim ersten Besuch		zweiter Besuch not- wendig	insgesamt		davon ant- worteten beim ersten Besuch		zweiter Besuch not- wendig
			bereit- willig	wenig oder nicht bereit- willig				bereit- willig	wenig oder nicht bereit- willig	
	Anzahl	vH	vH			Anzahl	vH	vH		
Interview ohne Anmeldung ...	296	100	67,9	4,4	27,7	305	100	70,1	5,3	24,6
Interview nach Anmeldung ...	287	100	68,3	7,0	24,7	307	100	71,3	5,2	23,5
Interview nach Fragebogen- übersendung ..	275	100	58,5	13,5	28,0	256	100	61,0	7,4	31,6
Zusammen .....	858	100	65,0	8,2	26,8	868	100	67,8	5,9	26,3

Aus dem Gesamtmaterial der Probeerhebung Teil B konnten ferner folgende wichtige Erkenntnisse gewonnen werden:

Den Befragten wurde u. a. die Frage gestellt, ob man gestern und/oder vorgestern bei einem Besuch um dieselbe Zeit jemand ihrer Familie angetroffen hätte. Die Ergebnisse zeigen, daß dies in etwa 89 vH der Fälle zutraf. Interessant ist jedoch, daß die Nichtanwesenheit an den Vortagen bei einem Besuch mit Voranmeldung etwas, jedoch nur geringfügig höher lag (1,5 vH). Möglicherweise bringt daher die Ankündigung eines Interviews einen, allerdings bescheidenen, Erfolg: Zum bezeichneten Zeitpunkt waren einige Personen mehr zu erreichen als üblich.

Die Antwortquote bei der postalischen Erhebung betrug selbst nach Mahnung im allgemeinen weniger als 60 vH, wobei noch zu berücksichtigen ist, daß sich die Erhebung auf Städte beschränkte, auf dem Lande aber mit noch schlechteren Ergebnissen zu rechnen sein dürfte.

Eine Ausnahme bildete Berlin (West). Hier lag die Antwortquote — wegen der besonders intensiven Bemühungen — bei 78 vH. Sie betrug beim einfach gehaltenen Fragebogen 79 vH, beim schwierigeren jedoch immerhin noch 75 vH. Der Unterschied ist demnach verhältnismäßig gering. Schon vor der Mahnung waren etwa 60 vH der rund 1700 Fälle eingegangen. Die Mahnung brachte dann vom Rest nochmals etwa 50 vH. Dies bestätigte in erster Näherung die Erfahrung der empirischen Sozialforschung, daß der Erfolg einer Mahnung etwa der bis zum Zeitpunkt der Mahnung erreichten Antwortquote entspricht.

Das Problem des Interviewer-Bias (die Beeinflussung der Befragungsergebnisse durch die Interviewer) wurde in einer methodischen Vorstudie behandelt. Dazu wurden in Berlin (West) durch alternierende Zuteilung der Adressen eines Bezirkes an zwei Interviewer — die Methode der ineinandergreifenden Stichproben (vgl. I.2.2.6, S. 44) — die Voraussetzungen geschaffen. Über das Verfahren wird im Anhang dieses Beitrages (S. 172) berichtet.

Die Probeerhebung brachte schließlich auch eine wichtige Erfahrung über das Auswahlverfahren: In den Fällen, in denen die Auswahl aus Personenkarteien vorgenommen worden war, mußte der Interviewer zunächst feststellen, ob die ausgewählte Zielperson das eigentliche Auswahlkriterium aufwies (Haushaltsvorstand). Dieses Verfahren bereitete in jeder Form psychologische Schwierigkeiten, und zwar sowohl beim Interviewer als auch bei den Befragten. War das Auswahlkriterium nicht gegeben und durfte deshalb kein Interview vorgenommen werden, so wurde dies von beiden Beteiligten als ebenso unangenehm empfunden, wie ein Abbruch des Interviews selbst. Die Interviewer waren außerdem der Versuchung ausgesetzt, eine Befragung trotz des Fehlens des notwendigen Kriteriums durchzuführen. Eine Befragung bei allen Zielpersonen, verbunden mit einer nachträglichen Ausscheidung der „unnötigen“ Fälle (oder Umgewichtung), verbot sich jedoch aus Kostengründen.

Die Probeerhebung lieferte, da sie sich nur auf besonders ausgewählte Städte erstreckte, keine für die Gesamtbevölkerung gültigen Ergebnisse. Einige der erfaßten Merkmale wurden jedoch gemeindeweise aufbereitet und die Ergebnisse denen aus der Volkszählung und Fortschreibung gegenübergestellt. Es zeigte sich eine gute Übereinstimmung (vgl. Abbildung II.3.1 S. 152).

Die Untersuchungen am Material der Probeerhebung Teil B führten zu folgenden Entscheidungen:

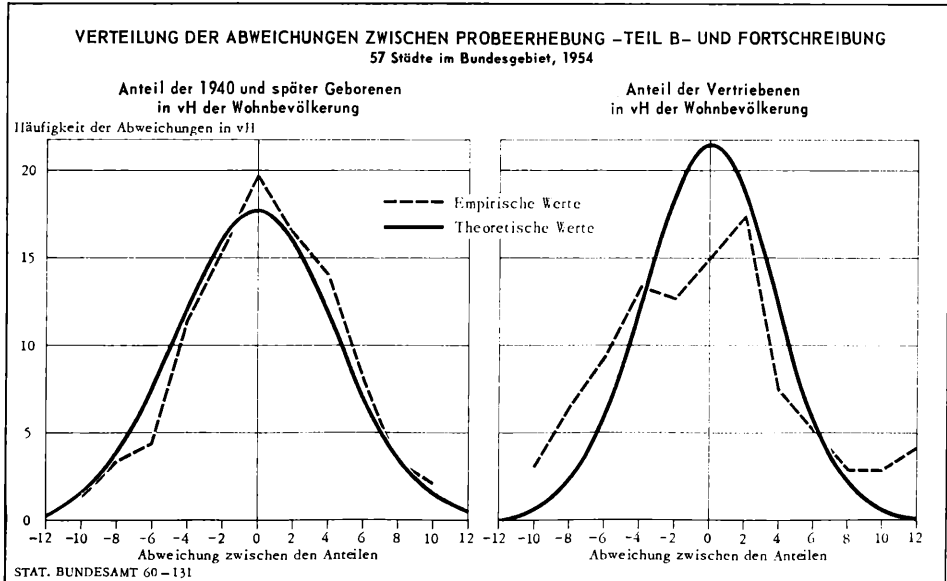
Die Mikrozensus-Erhebungen werden mittels Interviewer durchgeführt.

Die Fragebogen brauchen nicht extrem kurz und einfach zu sein.

Der Besuch des Interviewers wird in einem freundlichen, als Drucksache versandten Schreiben angekündigt, das auch den ungefähren Termin des Besuches enthalten kann.

Der Fragebogen wird dem Ankündigungsschreiben nicht beigelegt.

Abbildung II. 3. 1.



### 3.4 Das Auswechseln von Haushalten (Rotation)

Differenzen zwischen den Ergebnissen von zwei gleichartigen Stichprobenerhebungen zu verschiedenen Zeitpunkten lassen um so sicherer auf eine echte Veränderung und deren Ausmaß schließen, je enger die Stichproben untereinander verknüpft sind, d. h. je mehr Erhebungseinheiten sowohl der einen als auch der anderen Stichprobe angehören. Eine solche Verkettung verringert den Zufallsfehler für Differenzen zwischen den Ergebnissen verschiedener Stichprobenerhebungen wesentlich. Sie gibt zudem noch die Möglichkeit, Individualvergleiche der Angaben bei verschiedenen Erhebungen durchzuführen. Im Falle von Diskrepanzen können Rückfragen vorgenommen werden. Dies führt zu einer weiteren Verbesserung der Genauigkeit.

Diesen Gesichtspunkten wurde im Mikrozensus dadurch Rechnung getragen, daß ein nur teilweises Wechseln der Erhebungseinheiten zwischen verschiedenen Erhebungen vorgesehen wurde (vgl. I.3.5.1, S. 114).

Unter der Voraussetzung, daß für einen Haushalt höchstens sechs Befragungen innerhalb von zwei Jahren zumutbar sind, wurden einige Rotationsmodelle entwickelt, bei denen von Bevölkerungsveränderungen (z. B. Auflösung und Neubildung von Haushalten, Neubauwohnungen) abstrahiert wird. Da der Plan, der vier 0,33 vH-Erhebungen pro Jahr vorsah, nicht verwirklicht wurde, sollen hier nur die beiden Modelle dargestellt werden, bei denen von der Annahme ausgegangen wurde, daß auf eine 1 vH-Erhebung innerhalb eines Jahres drei 0,1 vH-Erhebungen folgen.

#### Modell I

**Ziel:** Günstige Verhältnisse für Vierteljahres- und Jahresvergleiche.

**Lösung:** Für die erste Erhebung wird aus der Gesamtmasse der Haushalte (rund 18 Millionen) 1 vH ausgewählt und auf zehn Unterstichproben verteilt (jede dieser Unterstichproben ist in nachstehender schematischer Darstellung durch einen Buchstaben symbolisiert). Eine dieser Unterstichproben wird als Stichprobenmasse für alle drei darauffolgenden 0,1 vH-Erhebungen benutzt, d. h. die Haushalte in dieser Gruppe werden in Vierteljahresabständen ein zweites, drittes und viertes Mal befragt (in der schematischen Darstellung durch den Index gekennzeichnet). Nach einem Jahr werden fünf Unterstichproben, also 50 vH der ausgewählten Haushalte, ausgewechselt. Die Gruppe der „0,1 vH-Haushalte“ bleibt jedoch noch einmal in der Stichprobe. Die neu ausgewählten Haushalte werden auf fünf Gruppen verteilt. Eine davon dient für die folgenden drei 0,1 vH-Erhebungen usw.

Stichproben für die Erhebung												
im 1. Jahr				im 2. Jahr				im 3. Jahr				
mit Auswahlstz												
1 vH	0,1 vH	0,1 vH	0,1 vH	1 vH	0,1 vH	0,1 vH	0,1 vH	1 vH	0,1 vH	0,1 vH	0,1 vH	0,1 vH
A <sub>1</sub> B <sub>1</sub> C <sub>1</sub> D <sub>1</sub> E <sub>1</sub>												
F <sub>1</sub> G <sub>1</sub> H <sub>1</sub> I <sub>1</sub> K <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	F <sub>4</sub>	F <sub>5</sub> G <sub>2</sub> H <sub>2</sub> I <sub>2</sub> K <sub>2</sub> L <sub>1</sub> M <sub>1</sub> N <sub>1</sub> O <sub>1</sub> P <sub>1</sub>	L <sub>2</sub>		L <sub>3</sub>	L <sub>4</sub>	J <sub>5</sub> M <sub>2</sub> N <sub>2</sub> O <sub>2</sub> P <sub>2</sub> Q <sub>1</sub> R <sub>1</sub> S <sub>1</sub> T <sub>1</sub> U <sub>1</sub>	Q <sub>2</sub>	Q <sub>3</sub>	Q <sub>4</sub>
Neuauswahl { 0,1 vH: 0,4 vH:				Neuauswahl { 0,1 vH: 0,4 vH:				Neuauswahl { 0,1 vH: 0,4 vH:				

Bei der praktischen Durchführung der jährlichen Zuwahl braucht man nicht fünf Serien zu je 0,1 vH zu unterscheiden. Es genügt, lediglich eine 0,1 vH-Gruppe für die vierteljährliche Befragung abzuspalten.

Der Rotationsplan gewährleistet, daß Jahresvergleiche zwischen 1 vH-Stichproben auf etwa 90000 gleichen Haushalten beruhen (50 vH der befragten Haushalte). Vierteljahresvergleiche werden unter vollständig gleichen Haushalten (rund 18000) angestellt. Dagegen enthalten 2-Jahres-Vergleiche völlig verschiedene Haushalte.

## Modell 2

Ziel: Günstige Verhältnisse für Vierteljahres-, Jahres- und Zweijahresvergleiche.

Lösung: Der Plan unterscheidet sich von der ersten Lösung darin, daß nach jedem Jahr nur ein Drittel der Haushalte ausgewechselt wird. Bei der jährlichen Zuwahl von 60000 Haushalten (0,33 vH) werden 18000 (0,1 vH) für den vierteljährlichen Turnus vorgesehen und von den 42000 übrigen (0,23 vH) unterschieden. Letztere sind dreimal, im zeitlichen Abstand von einem Jahr, zu befragen.

Umfang der Teil- stichprobe	Stichproben für die Erhebung													
	im 1. Jahr				im 2. Jahr				im 3. Jahr				im 4. Jahr	
	mit Auswahlstz													
	1 vH	0,1 vH	0,1 vH	0,1 vH	1 vH	0,1 vH	0,1 vH	0,1 vH	1 vH	0,1 vH	0,1 vH	0,1 vH	1 vH	
0,1 vH 0,23 vH 0,1 vH 0,23 vH	A <sub>1</sub> B <sub>1</sub> C <sub>1</sub> D <sub>1</sub>				C <sub>2</sub> D <sub>2</sub>									
0,1 vH 0,23 vH	E <sub>1</sub> F <sub>1</sub>	E <sub>2</sub>	E <sub>3</sub>	E <sub>4</sub>	E <sub>5</sub> F <sub>2</sub> G <sub>1</sub> H <sub>1</sub>	G <sub>2</sub>	G <sub>3</sub>	G <sub>4</sub>	E <sub>6</sub> F <sub>3</sub> G <sub>5</sub> H <sub>2</sub> I <sub>1</sub> K <sub>1</sub>	I <sub>2</sub>	I <sub>3</sub>	I <sub>4</sub>	G <sub>6</sub> H <sub>3</sub> I <sub>5</sub> K <sub>2</sub> L <sub>1</sub> M <sub>1</sub>	
	Neuauswahl { 0,1 vH: 0,23 vH:				Neuauswahl { 0,1 vH: 0,23 vH:				Neuauswahl { 0,1 vH: 0,23 vH:					

Diese Lösung bringt, wie die von Modell 1, zwischen je zwei aufeinanderfolgenden Vierteljahreserhebungen einen Totalvergleich der Haushalte. Von 180000 in der 1 vH-Erhebung erfaßten Haushalten bleiben nach einem Jahr noch  $\frac{2}{3}$ , also 120000 in der Auswahl. Zwei 1 vH-Erhebungen mit 2jährigem Abstand haben 60000 Haushalte gemeinsam.

Modell 2 hat gegenüber Modell 1 den Vorzug einer wesentlich stärkeren Verkettung, so daß diese Lösung für die Erfassung zeitlicher Entwicklungen besonders günstig ist. Sie verlangt allerdings, daß ein Teil der Haushalte sechsmal befragt wird.

### 3.5 Probeerhebung Teil C

Während die beiden ersten Teile der Probeerhebung nur zur Klärung spezieller Fragen geeignet waren und keinen repräsentativen Querschnitt der Bevölkerung des Bundesgebietes oder eines zusammenhängenden Teiles davon erfaßten, war die Probeerhebung Teil C als eine Art Generalprobe für den Mikrozensus gedacht. Bei dieser Erhebung wurde der Stichprobenplan (vgl. 4) in einem Bundesland mit einem Auswahl-satz von 0,1 vH verwirklicht. Als Versuchsland wurde Hessen gewählt, da die Struktur dieses Landes etwa dem Bundesdurchschnitt entspricht und weitgehend Mitarbeiter des Statistischen Bundesamtes und des Hessischen Statistischen Landesamtes als Interviewer eingesetzt werden konnten.

Die Erhebung fand in den Monaten Januar bis März 1956, also vor der allgemeinen Wohnungszählung, statt. Als Auswahlgrundlage dienten die Einwohnermeldekarteien der Gemeinden oder ähnliche Verzeichnisse. Die Auswahl selbst wurde nach dem unter 3.2.2 erwähnten Verfahren vorgenommen: Personenauswahl auf Grund der Einwohnermeldekartei der jeweiligen Mikrozensusgemeinde (systematisch mit festem Auswahlabstand nach Zufallsstart). Nur dann, wenn eine ausgewählte Person die älteste in der Wohnung war, wurde dort erhoben. Erfaßt wurden dabei sämtliche Haushalte in dieser Wohnung. Die Auswahl wurde damit dem später angewendeten Verfahren der Wohnungsauswahl aus dem Material der Wohnungsstatistik 1956/57 weitgehend angenähert.

Erfaßt wurden etwa 1400 Haushalte. Als Interviewer wurden neben Bediensteten von Statistischen Ämtern erstmals auch frei geworbene Personen eingesetzt, die teils ortsansässig, teils auch nur ortskundig waren. Die Verteilung der Befragungseinheiten wurde so vorgenommen, daß Vergleiche zwischen der Arbeit der verschiedenen Interviewergruppen möglich waren. Die besten Erfahrungen wurden mit ortskundigen, den Befragten aber nicht persönlich bekannten Interviewern gemacht, doch konnte man auch mit der Arbeit der übrigen Interviewer sehr zufrieden sein.

Neben diesen Fragen der Interviewerorganisation konnten durch diesen Teil der Probeerhebung noch weitere wichtige Probleme geklärt werden, nämlich unter anderem

Schulung und Honorierung der Interviewer,  
Frageprogramm und Aufbau des Erhebungsbogens,  
günstigste und häufigste Befragungszeit,  
Auskunftsbereitschaft der Befragten,  
Hochrechnung der Mikrozensusergebnisse,  
Stichprobenfehler.

Besonders erfreulich war die große Antwortwilligkeit der Bevölkerung.

Die Ergebnisse der Erhebung wurden zunächst ohne Ergänzung der Ausfälle frei hochgerechnet. Verglichen mit der Fortschreibung wurde eine um 3,7 vH kleinere Zahl für die Wohnbevölkerung ermittelt. Der Unterschied war bei den Frauen größer als bei den Männern. Ein Vergleich nach Gemeindegrößenklassen ergab, daß die Zahlen der Landbevölkerung (Gemeinden unter 3000 Einwohner) genau übereinstimmten, während in Städten eine Differenz von etwa 6 vH bestand. Die Unterschiede lagen, wenn man die Ausfälle berücksichtigt, noch im Zufallsbereich. Um die Stichprobenfehler herabzumindern, nahm man eine Anpassung an die fortgeschriebene Wohnbevölkerung nach dem Geschlecht vor. Nach deren Durchführung (mittels Korrekturfaktoren) wurden weitere Vergleiche zwischen den Ergebnissen der Probeerhebung Teil C und anderen Statistiken angestellt, wovon zwei besonders interessante genannt seien:

1. Vergleich zwischen der Altersgliederung nach der Probeerhebung und der nach der Fortschreibung.



Die entsprechenden Vergleichszahlen sind in Übersicht II.3.11 zusammengestellt. Spalte 6 gibt den Standardfehler der Stichprobenergebnisse an, wenn man die Anpassung berücksichtigt und unterstellt, daß eine Binomialverteilung (vgl. I.3.1.2, S. 57) zugrunde liegt.

Übersicht II.3.11<sup>1)</sup>

Alters- gruppe  Jahre	Wohnbevölkerung				Differenz Sp. (3)—Sp. (1)	Standardfehler der Stichproben- ergebnisse
	Fortschreibung (Stand 31. 12. 1955 <sup>2)</sup> )		Probeerhebung Teil C (bei Anpassung an die fortge- schriebene Wohnbevölkerung) nach Geschlecht			
	1000	vH	1000	vH	1000	
	1	2	3	4	5	
männlich						
bis 15	467,3	22,3	461	22,0	— 6	22
15—25	347,9	16,6	337	16,1	— 11	18
25—35	303,8	14,5	277	13,2	— 27	17
35—45	238,9	11,4	233	11,1	— 6	15
45—55	314,3	15,0	320	15,3	+ 6	18
55—65	217,9	10,4	247	11,8	+ 29	16
über 65	205,3	9,8	220	10,5	+ 15	15
Insgesamt	2 095,4	100,0	2 095	100,0	0	—
weiblich						
bis 15	452,0	18,9	476	19,9	+ 24	22
15—25	339,6	14,2	347	14,5	+ 7	19
25—35	349,2	14,6	316	13,2	— 33	18
35—45	318,1	13,3	327	13,7	+ 9	18
45—55	375,5	15,7	378	15,8	+ 2	19
55—65	287,0	12,0	304	12,7	+ 17	17
über 65	270,3	11,3	244	10,2	— 26	16
Insgesamt	2 391,7	100,0	2 392	100,0	0	—
zusammen						
bis 15	919,3	20,5	937	20,9	+ 18	31
15—25	687,5	15,3	684	15,2	— 3	26
25—35	653,0	14,6	593	13,2	— 60	24
35—45	557,0	12,4	560	12,5	+ 3	24
45—55	689,8	15,4	698	15,6	+ 8	26
55—65	504,9	11,3	551	12,3	+ 46	23
über 65	475,6	10,6	464	10,3	— 12	22
Insgesamt	4 487,1	100,0	4 487	100,0	0	—

<sup>1)</sup> Auswertung des Hessischen Statistischen Landesamtes. — <sup>2)</sup> Berichtigt auf Grund der Ergebnisse der Wohnungszählung vom 25. September 1956.

Von 21 Abweichungen liegen 12 im Bereich des einfachen mittleren Fehlers, 9 überschreiten ihn (davon 5 um weniger als das Doppelte). Diese Verteilung entspricht nicht ganz der Erwartung (vgl. I.2.4.1, S. 50). Zu beachten ist, daß auch hier an einigen Stellen dieselben Abweichungstendenzen (in der Stichprobe niedrigere Zahlen bei jüngeren Jahrgängen) auftreten, wie sie dann in ausgeprägterem Maße bei der ersten wirklichen Mikrozensus-erhebung festzustellen waren (vgl. 5.4.2, S. 166).

2. Vergleich der Angaben in der Probeerhebung über den Empfang einer Lohnsteuerkarte für das Jahr 1955 mit den entsprechenden Angaben der Gemeinden.

Bei diesem Vergleich wurde geprüft, ob auch Tatbestände, die längere Zeit zurückliegen (im Fall der Lohnsteuerkarten über ein Jahr), noch mit genügender Genauigkeit erfaßt werden können und welche Rolle der Erinnerungsfehler bzw. die Erinnerungstäuschung dabei spielen. Da die Befragungen Anfang 1956 vorgenommen wurden, die Lohnsteuerkarten für 1955 im allgemeinen aber am Ende des Jahres 1954 den Lohnsteuerpflichtigen zugesandt wurden und danach nur in einer begrenzten Zahl von Fällen nochmals in die Hände des Lohnsteuerpflichtigen

## II.3

gekommen sind (z. B. bei Arbeitsplatzwechsel, Antrag auf den Lohnsteuer-Jahresausgleich), wurde bei der Probeerhebung Teil C also nach einem Sachverhalt gefragt, der rund ein Jahr zurücklag. Neben Prüfungen, die von der in den Stichprobengemeinden ausgegebenen Zahl von Lohnsteuerkarten ausgingen, wurden 165 Fälle mit Hilfe der Unterlagen über die ausgegebenen Lohnsteuerkarten individuell geprüft. Es ergaben sich dabei 77 vH richtige und 13 vH falsche Antworten. 10 vH aller Fälle waren nicht ganz eindeutig zu klären.

Die sich auf die Gesamtzahl der ausgegebenen Lohnsteuerkarten beziehenden Prüfungen führten zu dem Ergebnis, daß die in der Stichprobe ermittelte Zahl der Lohnsteuerkarten um rund 19 vH unter der erwarteten Zahl lag. Jedoch ist die Ursache dafür nicht ausschließlich im „Erinnerungsfehler“ zu suchen, sondern auch in den Sterbefällen sowie in der Mobilität der Bevölkerung.

Die übrigen Ergebnisse der Probeerhebung Teil C über Merkmale, die im Rahmen einer echten Mikrozensuserhebung zu erfassen sind, fielen sehr befriedigend aus, so daß die Generalprobe durchaus als gelungen angesehen werden konnte.

### 3.6 Fehleruntersuchungen

Auf Grund der Anhaltspunkte, die der Current Population Survey der USA lieferte, war anzunehmen, daß der Stichprobenfehler in derartigen Erhebungen etwa der Standardabweichung der Binomialverteilung proportional ist. Infolge des Stufeneffektes ist ein Zuschlag erforderlich, der im allgemeinen etwa 25 vH beträgt. Bei Bundesergebnissen des Mikrozensus auf Grund einer 1 vH-Erhebung war deshalb mit den in Übersicht II.3.12 angegebenen Standardfehlern zu rechnen. Sie sind bei stark geklumpt auftretenden Merkmalen höher, bei regional sehr gleichmäßig verteilten Merkmalen niedriger anzusetzen.

Übersicht II.3.12

Gesamtzahl der Merkmalsfälle	Standardfehler	
	absolut	relativ in vH
1 000 .....	390	39
2 000 .....	560	28
5 000 .....	880	18
10 000 .....	1 200	12
20 000 .....	1 800	9,0
50 000 .....	2 800	5,6
100 000 .....	3 900	3,9
200 000 .....	5 400	2,7
500 000 .....	8 800	1,8
1 000 000 .....	12 000	1,2
2 000 000 .....	17 000	0,8
5 000 000 .....	28 000	0,5
10 000 000 .....	35 000	0,35
20 000 000 .....	43 000	0,22

Das Material der Probeerhebung Teil C ermöglichte erstmals genauere Fehleraussagen. Zwar konnte infolge des großen Materialumfangs und des komplizierten Stichprobenplans keine exakte Fehlerrechnung durchgeführt werden, jedoch war eine Fehlerschätzung aus zehn Unterstichproben möglich.

Die mit der Bildung der Unterstichproben (Serien) verknüpfte Problematik ist an anderer Stelle (vgl. I. 2.2.6, S. 44 und 3.4.1, S. 106) dargestellt. Hier sei nur erwähnt, daß es von der Art der Aufteilung der Einheiten auf die Serien abhängt, welche Fehlerkomponenten bei der Schätzung

berücksichtigt werden. Es muß sich durchaus nicht nur um Zufallsfehler handeln (vgl. S. 172). Für die vorliegenden Zwecke erschien nur die Serienzuteilung nach Anschriftenlisten (Adressenmenge eines Interviewers) für eine Fehlerschätzung geeignet. Dazu wurden die Adressenlisten der Interviewer in der durch die Anordnung der Gemeinden vorgegebenen Reihenfolge durchnummeriert. In Städten, in denen mehrere Interviewer eingesetzt werden mußten, wurde eine beliebige Reihenfolge gewählt. Alle Haushalte auf Anschriftenlisten mit derselben Schlußziffer wurden einer Serie zugeteilt. Durch diese Art der Aufteilung mußte sich in den Abweichungen zwischen den Ergebnissen der 10 Serien der fehlererhöhende regionale Stufungseffekt, der Interviewerbias sowie die fehlersenkende Wirkung der Schichtung und Anordnung niederschlagen. Die Anpassung an die fortgeschriebene Wohnbevölkerung wurde da-

durch berücksichtigt, daß der Serienumfang bezüglich der erfaßten Personen normiert wurde, d. h. daß die Ergebnisse einer jeden Serie mit dem Quotienten

Zahl der Personen in allen Serien

Zahl der Personen in der betrachteten Serie  $\times 10$

multipliziert wurden. Eine Normierung auf Grund der Wohnungszahlen, die früher als Bevölkerungszahlen zur Verfügung stehen, brachte keine grundsätzlich anderen Ergebnisse.

Trotz der wesentlichen Vereinfachung erfordert auch dieses Verfahren noch einen erheblichen Arbeitsaufwand. Es ist zwar möglich, die Aufbereitung so zu steuern, daß die Serienbildung vorangestellt wird und die Gesamtergebnisse durch Summation der Serienergebnisse gewonnen werden. In diesem Fall liegt die Fehlerrechnung praktisch gleichzeitig mit dem Ergebnis vor. Sie würde jedoch die Aufstellung der Ergebnisse verzögern. Eine erst nach der Aufbereitung durchgeführte Fehlerrechnung liefert aber ihre Ergebnisse viel zu spät. Es mußte daher noch eine weitere Vereinfachung der Arbeit angestrebt werden. Eine solche wird durch die schon unter Ziffer 2 erwähnte Feststellung beim Current Population Survey nahegelegt: Man kann mit der um einen gewissen Prozentsatz erhöhten Standardabweichung der Binomialverteilung rechnen. Bei den Voruntersuchungen zum Stichprobenplan waren hierfür pauschal 25 vH veranschlagt worden. Sicher ist aber, daß dieser Satz von der regionalen Verteilung der einzelnen Merkmale und vom Stichprobenplan abhängt. Für Merkmale, die regional stark geklumpt auftreten (wie z. B. Erwerbspersonen im Bergbau), ist ein höherer Zuschlag nötig. Dagegen dürften Merkmale, nach denen geschichtet wurde oder die mit einem Anordnungsmerkmal eng korreliert sind, einen geringeren Zuschlag erfordern — wenn sie überhaupt einen solchen aufweisen. Über diese Zusammenhänge kann ein Vergleich zwischen dem Standardfehler nach der Binomialverteilung und dem auf Grund von 10 Unterstichproben („Zehntelungsverfahren“) errechneten Fehler Auskunft geben. Der für ein Merkmal errechnete Quotient

Fehlerschätzung auf Grund von 10 Unterstichproben

Fehlerschätzung gemäß der Binomialverteilung

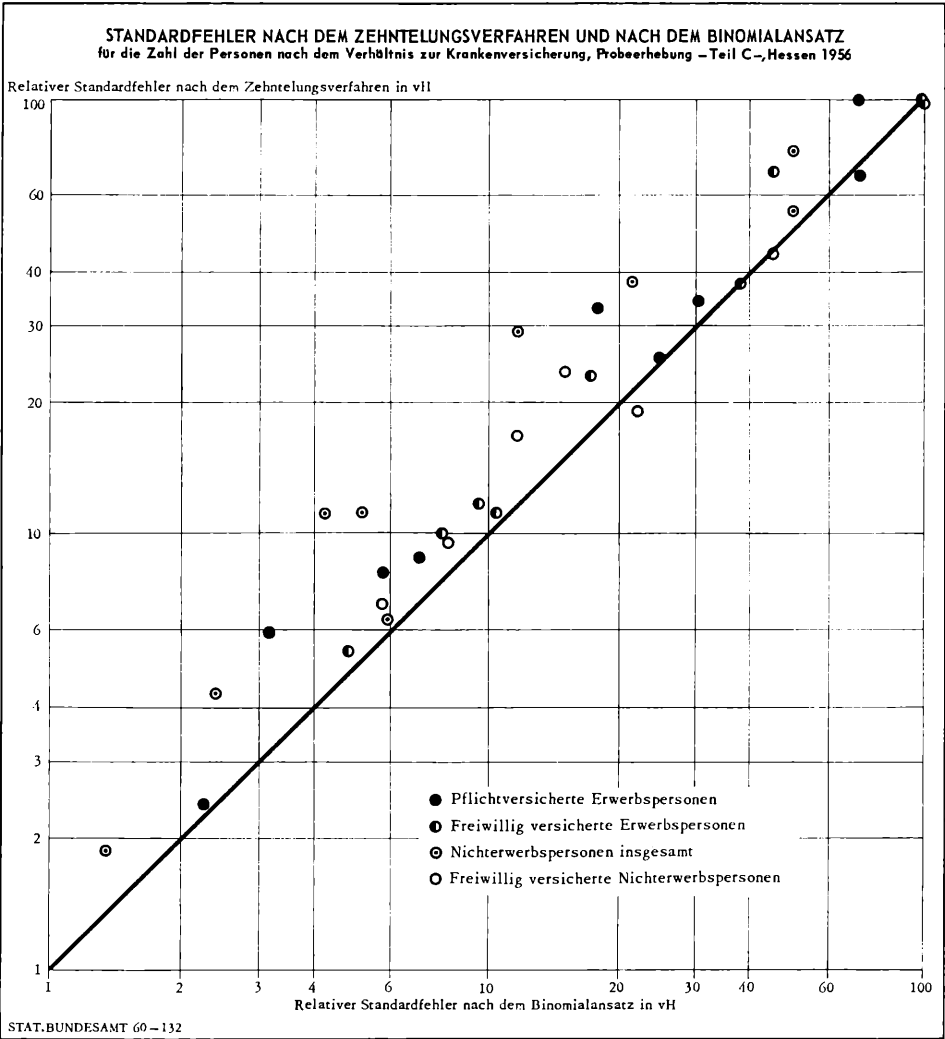
liefert — von Zufallsabweichungen abgesehen — den Zuschlagsfaktor. (Zu beachten ist, daß die Fehlerschätzung auf Grund der Zehntelung selbst einen nicht unerheblichen Zufallsfehler aufweist, so daß aus einem Wert allein kein Schluß gezogen werden kann. Für die Bestimmung des Faktors muß daher eine Reihe von Werten berücksichtigt werden; diese müssen alle dasselbe übergeordnete Merkmal betreffen.) Dieser Faktor dürfte sich, wenn der Stichprobenplan feststeht und die regionale Verteilung der Merkmale keinen starken Veränderungen in der Zeit unterworfen ist, von Erhebung zu Erhebung nur wenig verschieben. Damit ist die Möglichkeit gegeben, aus früher angestellten Fehlerrechnungen auf den Stichprobenfehler einzelner Merkmale bei späteren Mikrozensus-erhebungen zu schließen, so daß ohne Behinderung der Aufbereitung gleichzeitig mit den Ergebnissen auch deren Genauigkeit angegeben werden kann.

Die Abbildung II.3.2 (vgl. S. 158) zeigt eine der graphischen Darstellungen, die erstellt wurden, um den Zusammenhang zwischen den Standardfehlern nach dem Zehntelungsverfahren und den entsprechenden Standardfehlern zu erkennen, die unter Annahme der Binomialverteilung berechnet wurden. Auf der Abszisse ist der relative Standardfehler nach dem Binomialansatz, auf der Ordinate der nach dem Zehntelungsverfahren ermittelte Standardfehler aufgetragen. Die Größe der Abweichung der eingetragenen Punkte von der Diagonalen nach oben oder unten ist ein Maß für den erforderlichen Zuschlag. Da eine logarithmische Skala verwendet wurde, bedeuten gleiche vertikale Abstände an jeder Stelle gleich große Zuschlagsfaktoren.

Die Untersuchungen am Material der Probeerhebung Teil C haben gezeigt, daß die erforderlichen Zuschläge sehr unterschiedlich sind. Während man bei einigen Merkmalen gar keinen Zuschlag benötigt, gibt es auch solche, bei denen Erhöhungen um 150 vH notwendig sind. Die Übersicht II.3.13 (vgl. S. 158) gibt die Zuschläge für einige der ermittelten Merkmale an.

II.3

Abbildung II.3.2.



Übersicht II.3.13

Merkmal	Zuschlag zum Standardfehler bei Binomialverteilung in vH
Geburtsjahresgruppen, Familienstand .....	0 bis 10
Haushalte nach der Kinderzahl .....	10 bis 30
Haushalte nach der Erwerbstätigkeit der Ehefrau .....	30
Erwerbspersonen insgesamt	20 bis 30
mithelfende Familienangehörige }	
Erwerbspersonen nach Wirtschaftsabteilungen:	
Baugewerbe, Handel und Verkehr, verarbeitende Gewerbe,	
öffentlicher Dienst .....	20 bis 30
Dienstleistungen .....	40
Land- und Forstwirtschaft .....	50
Bergbau .....	150
Erwerbspersonen nach Versicherungsart .....	30 bis 40
Erwerbspersonen nach verschiedenen Krankenkassenarten ...	30 bis 100

#### 4. Endgültiger Stichprobenplan

Im vorangegangenen Abschnitt wurden die Voruntersuchungen und damit die Gründe geschildert, die für die wichtigsten Entscheidungen bei der Aufstellung des Stichprobenplans ausschlaggebend waren. Unter dieser Ziffer soll der endgültige Plan in knapper Zusammenfassung dargelegt werden.

##### 4.1 Auswahl

- a) Den Mikrozensuserhebungen liegt eine zweistufige geschichtete Stichprobe zugrunde. In der ersten Auswahlstufe werden Gemeinden ausgewählt, in der zweiten dienen im allgemeinen die Wohnungen in den ausgewählten Gemeinden als Auswahlseinheiten. Die Sonderlösung für die Anstaltsbevölkerung ist in Abschnitt d dieser Ziffer dargestellt. Alle Haushalte in einer ausgewählten Wohnung werden in die Mikrozensuserhebung einbezogen; sie bilden die Erhebungseinheiten.

Im Oktober eines jeden Jahres wird eine 1vH-Erhebung, in den Monaten Januar, April, Juli je eine 0,1vH-Erhebung durchgeführt. Die drei kleineren Erhebungen eines Jahres stellen — methodisch gesehen — eine Unterstichprobe der 1vH-Stichprobe dar. Sobald die ersten Anfangsschwierigkeiten, die bei der Einführung einer neuen Erhebung auftreten, überwunden sind, soll nicht jedes Jahr eine vollständige Neuauswahl der Wohnungen vorgenommen, sondern jeweils nur ein Teil der befragten Haushalte ausgeschieden und durch neue ersetzt werden (vgl. 3.4, S. 152).

- b) Die Auswahlseinheiten erster Stufe, die Gemeinden, werden geschichtet und angeordnet. Schichtungsmerkmal ist — abgesehen vom Land — die Gemeindegröße. Insgesamt werden 10 Schichten (Gemeindegrößenklassen) gebildet (vgl. Übersicht II.3.14).

Das Anordnungsprinzip ist unter Ziffer 3.2.1 ausführlich dargelegt. Die Anordnung erfolgt bei Gemeinden unter 10 000 Einwohnern maschinell: Für jede Gemeinde wird eine Lochkarte mit den für Schichtung und Anordnung wichtigen Daten erstellt. Diese Lochkarten werden anschließend länderspezifisch nach den Anordnungsrichtlinien maschinell sortiert und gelistet. Die verhältnismäßig wenigen Gemeinden mit mindestens 10 000 Einwohnern werden manuell behandelt.

Übersicht II.3.14

Gemeindegrößenklasse bzw. Schichtnummer	Einwohnerzahl		
1	unter	200	
2	200 bis	500	
3	500 "	1 000	
4	1 000 "	2 000	
5	2 000 "	3 000	
6	3 000 "	5 000	
7	5 000 "	10 000	
8	10 000 "	20 000	
9	20 000 "	25 000	
10	25 000 und mehr		

Die Gemeindeauswahl obliegt dem Statistischen Bundesamt. Hierzu wird in der obengenannten Liste hinter jede Gemeinde die bei der Volkszählung 1950 ermittelte Wohnbevölkerungszahl geschrieben. Gebietsstandsänderungen zwischen dem 13. 9. 1950<sup>1)</sup> und dem 25. 9. 1956<sup>2)</sup> werden dabei berücksichtigt. Die Bevölkerungszahlen aller Gemeinden einer Größenklasse werden in der vorgegebenen Reihenfolge kumuliert und bei jeder Gemeinde die Zwischensumme notiert, die sich unter Einbeziehung der Zahlen für alle vorangehenden Gemeinden und der Gemeinde selbst ergibt. Durch diese Zahlenreihe wird — beginnend mit einem Zufallsstart  $z$  — mit einem festen Auswahlabstand  $a$  durchgegangen. Gemeinden, deren Kumulationszahlen erstmalig die einzelnen Intervallpunkte  $z, z+a, z+2a, \dots$  überschreiten, gelten als ausgewählt. Der Auswahlabstand  $a$  hängt von der Richt-

<sup>1)</sup> Stichtag der Volks- und Berufszählung 1950. — <sup>2)</sup> Stichtag der Totalzählung der Wohnungsstatistik 1956/57.

## II.3

größe der zu befragenden Personengruppe ab. Er beträgt 5000 oder ein Vielfaches davon (vgl. S. 144). Der Zufallsstart wird für jede Gemeindegrößenklasse (Schicht) gesondert festgelegt. Bei diesem Auswahlverfahren bleibt praktisch in jeder Größenklasse eine Restgruppe von Gemeinden übrig. Um auch dies berücksichtigen zu können, wird aus jeder dieser Gruppen noch eine Gemeinde zufällig ausgewählt.

Die Auswahl ist auf Grund der Ergebnisse der Volkszählung 1950 an 17 Merkmalen zu überprüfen. Wenn sie den gestellten Anforderungen nicht entspricht, ist — mit geändertem Zufallsstart — eine zweite Auswahl vorzunehmen. Das Verfahren wird so lange wiederholt, bis die geforderte Übereinstimmung erreicht ist (vgl. I.3.2.7, S. 86).

Die in die 0,1 vH-Erhebungen einzubeziehenden Gemeinden werden in einer zweiten Auswahlphase aus der Menge der 1 vH-Gemeinden ausgewählt: Die Gemeinden der 1 vH-Stichprobe werden in der Anordnung belassen, in der sie nach dem oben dargestellten Plan ausgewählt sind. Jede Gemeinde der Größenklassen 1 bis 9 erhält ein ganzzahliges Gewicht, das sich aus der Richtgröße bei der 1 vH-Erhebung im Verhältnis zur Grundzahl 50 ergibt (vgl. Übersicht II.3.8 auf S. 145):

Gemeindegrößenklasse 1 und 2: Gewicht 1,  
Gemeindegrößenklasse 3 bis 5: Gewicht 2,  
Gemeindegrößenklasse 6 und 7: Gewicht 4,  
Gemeindegrößenklasse 8 und 9: Gewicht 6.

Danach werden Gruppen gebildet, die je 10 Gewichtseinheiten umfassen. Aus diesen Gruppen wird je eine Gemeinde für die 0,1 vH-Erhebungen dadurch ausgewählt, daß für jede Gruppe eine Zufallszahl zwischen 1 und 10 gezogen und die Gemeinde genommen wird, welche diese Nummer innerhalb der Gruppe besitzt. Damit ist die Gemeindeauswahl auf die Richtgröße 50 in der zweiten Auswahlstufe abgestellt.

Für Städte von 25000 bis unter 50000 Einwohnern (Teil der Schicht 10) wird die bei der 1 vH-Auswahl dargelegte Methode gewählt, wobei als Richtgröße 50, also der Auswahlabstand 50000 verwendet wird. Städte mit 50000 und mehr Einwohnern sind auch in die 0,1 vH-Auswahl vollzählig aufzunehmen.

- c) In der zweiten Stufe hat die Auswahl der Wohnungen zu erfolgen. Sie obliegt den einzelnen Statistischen Landesämtern. Da eine Erhebungseinheit im allgemeinen höchstens sechsmal hintereinander befragt werden soll, wird jedes Jahr zumindest ein Teil der Einheiten neu ausgewählt.

Als Auswahlgrundlage dienen (voraussichtlich bis 1961) in erster Linie die Zählpapiere der Wohnungsstatistik 1956/57. Sie werden ergänzt durch die Angaben zur Statistik der Baufertigstellungen (vgl. 3.2.2). Im Saarland, in dem 1956 keine Wohnungszählung durchgeführt wurde, wird die Auswahl, abweichend von der allgemeinen Regelung, entsprechend dem bei der Probeerhebung Teil C verwendeten Verfahren durchgeführt (vgl. 3.5). Als Auswahlgrundlage werden Wählerlisten verwendet, in denen normalerweise jede Wohnung durch mindestens eine Person vertreten ist.

Wie bei der Auswahl erster Stufe wird auch in der zweiten Stufe mit dem technisch einfachen Verfahren der systematischen Auswahl gearbeitet: Zunächst wird für jede ausgewählte Gemeinde der sekundäre Auswahlatz errechnet. Er ist für die 1 vH-Stichprobe in 3.2.2 angegeben und beträgt in Gemeinden mit weniger als 25000 Einwohnern mindestens 1 vH; in größeren Gemeinden ist er genau 1 vH. Dieser Satz ist auf die Zahl der Auswahlseinheiten anzuwenden. Das Verfahren berücksichtigt automatisch die Größenveränderungen in den einzelnen Gemeinden zwischen 1950 und dem Stand der Auswahlgrundlage (Selbstgewichtung). Dabei ändert sich allerdings der tatsächliche Befragungsumfang gegenüber der Richtgröße in gewissen Grenzen (vgl. 3.2.2).

Durch Gebietsstandsänderungen bei den ausgewählten Gemeinden kann sich eine Änderung des sekundären Auswahlgesetzes ergeben. Auf Grund der Mitteilungen der Statistischen Landesämter über solche Änderungen wird im Statistischen Bundesamt die Höhe des sekundären Auswahlgesetzes laufend überprüft und, wenn notwendig, neu festgelegt.

Für die 0,1 vH-Erhebungen beträgt die Richtgröße für Gemeinden bis unter 50 000 Einwohnern allgemein 50. In allen größeren Gemeinden wird 0,1 vH der Wohnbevölkerung ausgewählt. Als Auswahlmasse dienen die Wohnungen, die in die zugehörige 1 vH-Erhebung einbezogen werden, so daß es sich um eine zweiphasige Auswahl handelt.

- d) Personen, die zur Anstaltsbevölkerung zählen, können nicht über Wohnungen oder Haushalte ausgewählt werden. Letzte Auswahlinheit muß hier die Einzelperson sein. Im Prinzip kann jedoch auch hier das oben dargelegte Auswahlverfahren für die zweite Stufe verwendet werden, wobei an die Stelle der Wohnungen die in Anstalten lebenden Personen treten. Wie man zu einer Listung der Anstaltspersonen gelangt, muß von Fall zu Fall entschieden werden (vgl. 3.2.2, 5.1 und 6.3).

### 4.2 Erhebung und Aufbereitung

Nach der Rechtsgrundlage soll der Mikrozensus folgende Tatbestände erfassen:

1. Anzahl und Namen der zur Haushaltung gehörenden Personen, deren Geschlecht, Alter, Stellung zum Haushaltsvorstand, Familienstand, Staatsangehörigkeit, Vertriebeneneigenschaft, Wohnsitz und Wohnsitzveränderungen, Körperbehinderung und ihre Ursachen, landwirtschaftliche Nutzfläche der Haushaltung;
2. Beteiligung oder Nichtbeteiligung am Erwerbs- und Berufsleben, insbesondere Beschäftigung und Arbeitslosigkeit, Beruf, Arbeitsstätte, beschäftigte Arbeitskräfte, Arbeitszeit und Versicherungsschutz.

Erhebungsform ist das Interview. Es besteht Auskunftspflicht. Den Befragten wird jedoch gestattet, ihre Angaben — falls sie es wünschen — auf postalischem Wege dem zuständigen Statistischen Landesamt zu übermitteln. Dieses Zugeständnis soll verhindern, daß sich Abneigungen der Befragten gegenüber einzelnen Interviewern auf die Erhebungsergebnisse nachteilig auswirken.

Wegen der Aufgabe des Mikrozensus, die Auswirkungen unterschiedlicher Begriffsdefinitionen auf die Merkmalshäufigkeit erkennen zu lassen, muß „elastisch“ signiert werden: Die einzelnen für ein Merkmal wesentlichen Komponenten sind getrennt zu verschlüsseln. Die Begriffe selbst werden erst bei der Tabellierung durch geeignete Zusammenfassungen gebildet. Bei dieser komplizierten Signierung sind Fehler unvermeidlich. Um diese ebenso wie die Widersprüche zwischen einzelnen Angaben bei der Erhebung eliminieren zu können, müssen weitgehende Kontrollen durchgeführt werden.

### 4.3 Hochrechnung

Die Ausfälle bei der Erhebung, die nicht völlig dem neuesten Stand entsprechende Auswahlgrundlage und die Möglichkeit von Zufallsfehlern bei der hier vorgenommenen Art der Selbstgewichtung erfordern, daß bei der Hochrechnung eine Angleichung an die fortgeschriebene Wohnbevölkerung erfolgt (vgl. 5.4.1). Die Anpassung wird jedoch nicht rechnerisch vorgenommen, sondern im Material selbst: Durch Zufallsdoppelung bzw. -streichung von Lochkarten (vgl. I.3.3.4, S. 95) werden

- a) die ausgefallenen Haushalte ergänzt und
- b) die Gesamtzahl der Lochkarten an 1 vH der fortgeschriebenen Wohnbevölkerung angepaßt.

Die Ergebnisse des auf diese Weise ergänzten Materials werden mit dem reziproken Wert des theoretischen Auswahlgesetzes (d. h. mit 100 bzw. 1000) hochgerechnet.

Die gesamte Angleichung hat — soweit technisch möglich — so zu erfolgen, daß der Haushaltszusammenhang gewahrt bleibt (über eine Modifikation des Verfahrens

## II.3

vgl. 5.4.2). Grundlage für den ersten Teil (Ergänzung der Ausfälle) bilden sogenannte Ausfallisten, in denen die Ausfälle nach Ausfallgründen (z. B. verreist, verzogen, Haus abgebrochen usw.) und in regionaler Gliederung angegeben sind. Bei diesem Teil der Ergänzung wird mindestens die regionale Angabe berücksichtigt. Nach Möglichkeit werden solche Haushalte gedoppelt, die den ausgefallenen strukturähnlich sind (gezielte Ergänzung).

### 5. Die 1 vH-Erhebung des Jahres 1957 (erste Mikrozensus-erhebung)

#### 5.1 Auswahl

Der Stichprobenplan des Mikrozensus ist so allgemein angelegt, daß er auch für andere Repräsentativstatistiken, bei denen Gemeinden, Wohnungen, Haushalte oder Einzelpersonen die Auswahlseinheiten darstellen, verwendet werden kann (vgl. 1). Ein erstes Anwendungsbeispiel hierfür lieferte die 1 vH-Zusatzerhebung zur Wohnungsstatistik 1956/57 (vgl. II.20), die im Mai 1957 — also noch 5 Monate vor der ersten Mikrozensus-erhebung — durchgeführt wurde und deren Anlage dem Stichprobenplan des Mikrozensus völlig entsprach. In beiden Fällen wurden die gleichen Wohnungen in die Stichprobe einbezogen. Neben einer erheblichen Arbeitersparnis bei der Auswahl hatte diese Kopplung noch den Vorteil, daß die Erhebungsbogen beider Zählungen (Mikrozensus und 1 vH-Wohnungsstichprobe) ineinander überführt werden konnten. Dadurch ließen sich tiefere Erkenntnisse gewinnen. Eine solche Zusammenführung wurde bisher allerdings nur für eine wissenschaftliche Sonderuntersuchung an einem Teilmaterial vorgenommen.

Die Auswahl selbst wurde in folgender Weise durchgeführt: Auf Grund der im Statistischen Bundesamt vorgenommenen Gemeindeauswahl (vgl. 3.2.1) wurde ein nach Kreisen geordnetes Verzeichnis der Mikrozensusgemeinden in der Form aufgestellt, die in Übersicht II.3.15 für den Landkreis Nürtingen wiedergegeben ist.

Übersicht II.3.15

Schlüsselnummer	Name der Gemeinde	Anordnungsgruppe	Gem. Gr.-Kl.	Wohnbevölkerung (nach Gebietsstand von 25. 9. 1956) am		Ausgewählt für 1 vH = a 0,1 vH = b	Größe der Auswahlgruppe in Personen	Sekundärer Auswahl-satz in vT <sup>1)</sup>
				13.9.1950	31.12.1955			
1	2	3	4	5	6	7	8	9
<b>Landkreis Nürtingen</b>								
1 43 116	Bissingen a. d. Teck . . . . .	163	4	1 711	1 694	a	100	58,4
1 43 129	Kirchheim unter Teck, Stadt . . . . .	—	9	20 138	22 221	a	300	14,9
1 43 132	Linsenhofen . . . . .	172	4	1 425	1 419	a	100	70,2
1 43 136	Neckartenzlingen . . . . .	210	5	2 444	2 581	a	100	40,9
						b	50	20,5
1 43 137	Neidlingen . . . . .	179	4	1 211	1 124	a	100	82,6
1 43 141	Nürtingen, Stadt . . . . .	—	8	16 921	19 153	a	300	17,7
						b	50	3,0
1 43 145	Ohmden . . . . .	105	3	884	889	a	100	113,1
						b	50	56,6
1 43 155	Weilheim a. d. Teck, Stadt	252	6	4 783	5 267	a	200	41,8

<sup>1)</sup> 1000 × (Spalte 8)/(Spalte 5)

Für die Auswahl der Wohnungen wurden die Leitlisten der Wohnungszählung 1956 zugrunde gelegt. Dabei bildeten die Wohnungen der 10 vH-Stichprobe der Wohnungstatistik, d. h. die auf den grünen Zeilen der Leitliste stehenden Wohnungen, die eigentliche Auswahlgrundlage (vgl. II.20). Nur in Fällen, bei denen der sekundäre Auswahl-satz 10 vH überstieg, wurde auf die Hauptmasse, die „weißen“ Wohnungen, zurückgegriffen. Die gesamte Wohnungsauswahl war damit in zwei Phasen zerlegt, wobei die erste Auswahlphase schon im Verlauf der Wohnungszählung selbst von den Zählern



vorgenommen worden war. Dieses Verfahren bot arbeitstechnische Vorteile. Andererseits brachte das Verfahren eine Abhängigkeit von der von den Zählern vorgenommenen Auswahl der „grünen“ Wohnungen (vgl. II.20): Jede Verzerrung in der 10 vH-Statistik, die auf Auswahlfehler zurückgeht, mußte sich auch im Mikrozensus niederschlagen. Die Auswahl der zweiten Phase wurde nach systematischer Anordnung der Leitlisten mittels des Schlußziffernverfahrens vorgenommen (vgl. I.2.2.2, S. 33).

In einigen Großstädten mit mehr als 500 000 Einwohnern wurde zur Rationalisierung der Erhebung eine Auswahl von Zählbezirken vorgeschaltet.

Die Auswahl von Neubauwohnungen konnte aus technischen Gründen nur den Rest des Jahres 1956 umfassen (Oktober bis Dezember 1956 einschließlich der Wohnungen des sogenannten 13. Monatsergebnisses der Statistik der Baufertigstellungen). Die Bautätigkeit von Januar bis September 1957 fehlte also vollständig. Diese Lücke erforderte eine besondere Berichtigung bei der Aufbereitung (vgl. 5.4.3, S. 166).

Die zur Anstaltsbevölkerung gehörenden Personen wurden aus den Anstaltslisten der Wohnungsstatistik ausgewählt: Sämtliche Anstaltslisten aus jeder Mikrozensusgemeinde wurden nach regionalen Prinzipien angeordnet und danach die in den Mikrozensus einzubeziehenden Personen nach der für die übrige Bevölkerung gültigen Methode gewonnen (Anwendung des für die jeweilige Gemeinde zutreffenden sekundären Auswahlgesetzes).

## 5.2 Erhebung

Die Interviewer wurden vor der Erhebung mindestens einen Tag lang auf ihre Aufgabe vorbereitet. Als laufend benutzbares Nachschlagewerk erhielten sie ein kleines Handbuch, das in kurzer Zusammenfassung Wissenswertes über den Mikrozensus, eine Anleitung zur Interviewertätigkeit und Erläuterungen zum Erhebungsbogen enthielt. Ein Ausweis bescheinigte ihnen den amtlichen Charakter ihrer Tätigkeit. Außerdem wurde jedem Interviewer eine sogenannte Anschriftenliste ausgehändigt, auf der die genauen Anschriften der Wohnungen verzeichnet waren, in denen er zu befragen hatte. Den größten Teil der insgesamt rund 5 000 Interviewer stellten Behördenangestellte, doch wurden auch Rentner und Hausfrauen in größerer Zahl eingesetzt.

Jeder Befrager hatte etwa 30 bis 40 Interviews vorzunehmen. Normalerweise wurde der Besuch eines Interviewers den zu befragenden Haushalten vorher angekündigt. Der Inhalt der Anschreiben wurde möglichst weitgehend auf die Mentalität der Bevölkerung abgestimmt und daher von den einzelnen Statistischen Landesämtern ausgearbeitet.

Ein genauer Erhebungstermin konnte nicht festgelegt werden, da die Befragungen von den Interviewern im allgemeinen zusätzlich zur Berufstätigkeit ausgeführt wurden und in nicht voraussehbaren Fällen wiederholte Gänge notwendig waren. Die meisten Interviews wurden jedoch in der dritten Oktoberwoche abgewickelt. Erhebungstag war der 9. Oktober 1957, Berichtszeitraum (für die Arbeitszeit) die Woche vom 6. bis 12. Oktober 1957. Die Interviewer hatten die Verweigerer sofort zu melden. Diese erhielten ein besonderes Schreiben des Statistischen Landesamtes, in dem auf die Auskunftspflicht hingewiesen wurde. Danach hatte der Befrager erneut vorstellig zu werden. Bei weiterer Verweigerung konnte ein Bußgeldverfahren angestrengt werden.

Von wenigen Ausnahmen abgesehen, arbeiteten die Interviewer gut. Dies dürfte zu einem wesentlichen Teil der sorgfältigen Schulung zu verdanken sein. Über Erwartungen gut war auch die Mitarbeit der Bevölkerung: In 95 vH der erfaßten Haushalte wurde bereitwillig geantwortet. Weniger als 2 vH der Haushalte verweigerte die Aussage, und 0,5 vH der Interviews erwiesen sich als unbrauchbar. Die Quote der echten Ausfälle infolge Abwesenheit lag bei 1 bis 2 vH. Unechte Ausfälle (ohne Nachfolger verzogen, Haus abgerissen, Räume leer usw.) machten nur etwa 0,4 vH aus, wobei ein verhältnismäßig großer Anteil auf Neubauten entfiel. Hier zeigte sich, daß die zweite Auswahlgrundlage, die Statistik der Baufertigstellungen, gelegentlich ungenaue Ortsangaben enthielt: In einigen Fällen konnten die Interviewer die angegebene Wohnung trotz eifrigen Suchens nicht finden.

## II.3

Die Dauer des Interviews war naturgemäß sehr unterschiedlich. Sie betrug im allgemeinen 20 bis 30 Minuten.

Ungünstiger verlief die Erfassung der Anstaltsbevölkerung. Die Zeitdifferenz zwischen dem Stand der Auswahlgrundlage und der Erhebung brachte erhebliche Ausfälle infolge der starken Mobilität der Anstaltsbevölkerung. Die durchschnittliche Ausfallquote lag bei ungefähr 40 vH, war jedoch bei den verschiedenen Anstaltsarten unterschiedlich.

### 5.3 Aufbereitung

Für jede erfaßte Person wurden so viele Lochkarten erstellt, wie diese Person Erwerbstätigkeiten ausübte. Die Signierung und Lochung der Karten erfolgte nach einheitlichen Prinzipien bei den Statistischen Landesämtern (vgl. 4.2). Die mit der Hochrechnung zusammenhängenden Probleme der Ergänzung von Ausfällen und Verweigerungen hatte dagegen das Statistische Bundesamt zu bearbeiten, das zu diesem Zweck Lochkartendoppel erhielt. Im Statistischen Bundesamt wurde auch die Tabellierung vorgenommen. Die einzelnen Statistischen Landesämter konnten ihre Lochkarten für Sonderauszählungen benutzen.

Noch vor der Materialergänzung und der eigentlichen Aufbereitung wurden umfangreiche Plausibilitätskontrollen vorgenommen, durch die das Kartenmaterial auf unmittelbar erkennbare Fehler und auf die Verträglichkeit der Angaben hinsichtlich verschiedener Merkmale überprüft wurde.

Mit der Tabellierung wurde im Frühjahr 1959 begonnen, nachdem die Ergänzungsprozedur, die Anpassung an die Gesamtzahl der Wohnbevölkerung und die Materialprüfungen durchgeführt worden waren. Es kann damit gerechnet werden, daß diese Arbeiten in Zukunft in ganz erheblich kürzerer Zeit erledigt werden können. Die Tabellierung verzögerte sich bei der ersten Erhebung deshalb, weil zuvor langwierige methodische Untersuchungen erforderlich waren (vgl. 5.4.2, S. 165).

Die Aufbereitung wurde im wesentlichen mit der Elektronen-Statistik-Maschine IBM Type 101 durchgeführt.

### 5.4 Ergänzung des Materials, Anpassung und Hochrechnung

#### 5.4.1 Gewinnung der Gesamtzahlen

Die echten Ausfälle wurden durch Zufallsdoppelung von Haushalten im Lochkartenmaterial eliminiert. Der Anpassungsschritt wurde technisch mit der zweiten Angleichungsphase, nämlich der Anpassung an die Gesamtzahl der fortgeschriebenen Wohnbevölkerung in den einzelnen Bundesländern, verbunden. Wegen der Unterschiedlichkeit in der Erfassung und der völlig anderen Struktur der Anstaltsbevölkerung gegenüber der Hauptmasse der Personen mußten diese beiden Gruppen getrennt behandelt werden.

Die fortgeschriebene Wohnbevölkerung  $W$  eines jeden Landes zum Zeitpunkt der Erhebung war bekannt. Dagegen existierten über die Anstaltsbevölkerung keine Zahlen — weder zum Erhebungszeitpunkt noch zum 25. 9. 1956, dem Stichtag der Totalzählung der Wohnungstatistik. Aus diesem Grunde mußte die Größe der Anstaltsbevölkerung geschätzt werden. Hierbei wurde von der 1 vH-Auswahl ausgegangen: Die Zahl der aus den Anstaltslisten ausgewählten Personen wurde mit 100, dem reziproken Wert des theoretischen Auswahlsatzes, multipliziert. Diese Zahl diente als Schätzwert  $A^*$  für die Größe der Anstaltsbevölkerung zum 25. 9. 1956 (Stand der Auswahlgrundlage). Da auch die Veränderung der Anstaltsbevölkerung zwischen Oktober 1956 und September 1957 nicht bekannt war, mußte behelfsmäßig der für die gesamte Wohnbevölkerung gültige Veränderungsfaktor  $v$  angenommen werden. Für die Anstaltsbevölkerung  $A$  zum Erhebungszeitpunkt wurde demgemäß die Größe  $A = v \cdot A^*$  zugrunde gelegt. Unter Einsatz der jeweils verfügbaren Informationen wurde

die Zahl B für den Personenkreis der Kasernierten (Bundesgrenzschutz, Bereitschaftspolizei und kasernierte Bundeswehr ohne Wehrpflichtige) geschätzt. Die Wohnbevölkerung ohne Anstaltsbevölkerung zum Erhebungszeitpunkt ergab sich danach im jeweiligen Bundesland zu

$$N = W - A - B$$

Die Zahl der direkt und nicht über Anstalten erfaßten Personen war länderweise bekannt. Also mußten insgesamt die Angaben von  $\frac{N}{100} - n$  Personen gedoppelt werden, wobei n die Zahl der durch den Mikrozensus erfaßten Wohnbevölkerung abzüglich der ebenfalls erfaßten Anstaltsbevölkerung ist.

Die Zahl der zu ergänzenden Haushalte (echte Ausfälle) war innerhalb jedes Landes auf Grund von Ausfalllisten kreisweise gegeben. Im Kreise j mögen es  $h_j$  solcher Haushalte gewesen sein. Die Ergebnisse der Volkszählung 1950 lieferten die durchschnittliche Personenzahl je Haushalt innerhalb des jeweiligen Bundeslandes (sie sei mit a bezeichnet). Der erste Teil der Anpassung, die Ergänzung der ausgefallenen Haushalte, mußte daher in erster Näherung

$$d_1 = a \Sigma h_j$$

Personen liefern<sup>1)</sup>. Damit blieb für den zweiten Teil noch die Doppelung der Angaben von

$$d_2 = \frac{N}{100} - n - d_1$$

Personen übrig.

Die Doppelung bzw. Streichung wurde für beide Teile gleichzeitig durchgeführt. Um vor allem bei der Ergänzung der Ausfälle der regionalen Verteilung gerecht zu werden, erfolgte sie kreisweise. Sie betrug im

Kreis j des Landes gerade  $d_{1j} + d_{2j}$  Personen bzw.  $h_j + \frac{d_{2j}}{a}$  Haushalte. Hierbei bedeuten

$d_{1j} = a \cdot h_j$  die Zahl der auf Grund der echten Ausfälle,

$d_{2j} = d_2 \cdot \frac{W_j}{W}$  die Zahl der auf Grund des zweiten Teiles zu doppelnden Personen ( $W_j$  fortgeschriebene Wohnbevölkerung im Kreis j).

Die Berücksichtigung von regionalen Daten bei der Ergänzung und Anpassung an die fortgeschriebene Wohnbevölkerung bedeutet nicht, daß der Mikrozensus etwa Kreisergebnisse zu liefern imstande ist: Bei der Gemeindeauswahl wurde auf die Kreiseinteilung keine Rücksicht genommen.

Da Haushalte die Erhebungseinheiten bildeten, wurden jeweils die Lochkarten aller Personen eines Haushalts gedoppelt bzw. aus der Aufbereitung herausgenommen. Hierbei wurde selbstverständlich das Zufallsprinzip benutzt (systematische Auswahl aus dem angeordneten Material). Die Prozedur lieferte die gewünschte Eckzahl von N Personen ziemlich genau. Die kleinen, durch Zufallseinflüsse bedingten Differenzen wurden durch Iteration des Verfahrens eliminiert.

Die Eckzahlen für die Anstaltsbevölkerung wurden auf die oben dargelegte Weise ermittelt. Die Anpassung selbst erfolgte länderweise in der sachlichen Gliederung nach Anstaltsarten: Auf Grund der Auswahlprotokolle und der Fortschreibung der Gesamtbevölkerung wurde die Sollzahl  $a_k$  der in der jeweiligen Anstaltsart k zu erfassenden Personen des Landes geschätzt. Aus der Menge der erfaßten Personen  $e_k$  in der entsprechenden Gruppe wurde die Differenzmenge  $a_k - e_k$  auf Zufallsbasis gedoppelt und so die vorgegebene Zahl erreicht.

### 5.4.2 Methodische Untersuchungen zur Anpassung

Da die Auswahlgrundlagen für die Anstaltsbevölkerung und für die in Neubauwohnungen gezogenen Haushalte — also für gewisse Randgruppen der Bevölkerung, die zusammen etwa 3 bis 4 vH der Gesamtzahl ausmachen — mit Mängeln behaftet waren, die nachträglich durch kein praktikables Erhebungsverfahren abgestellt werden konnten, war damit zu rechnen, daß die Erhebungsergebnisse einen gewissen, wenn auch nicht allzu großen systematischen Fehler aufwiesen. Hinzu kamen die Verzerrungen, die mit Antwort-Ausfällen (vgl. I.3.3.3, S. 93) zusammenhängen. Das

<sup>1)</sup> Summe über j bedeutet Summierung über alle Kreise eines Bundeslandes.

## II.3

unter 5.4.1 beschriebene pauschale Anpassungsverfahren konnte diese systematischen Fehler nur zum Teil ausmerzen: Die innere Struktur des Materials bleibt durch eine ungeschichtete Zufallsdoppelung im erhobenen Material unverändert, so daß bei dem eben geschilderten Verfahren — abgesehen von Zufallswirkungen — lediglich die Berücksichtigung der regionalen Gliederung der Ausfälle und die Trennung der Anstaltsbevölkerung von der Hauptmasse der Bevölkerung Verschiebungen in der relativen Häufigkeit der einzelnen Merkmale bewirkten. Dagegen beeinflußt die Anpassung an ein echtes Gliederungsmerkmal die Stichprobenergebnisse in stärkerem Maße, da alle mit diesem Merkmal korrelierten Merkmale verändert werden (vgl. I.3.3.4, S. 94). Ein solches Verfahren kommt im Prinzip einer Gruppierung nach der Auswahl (vgl. I.2.3.3, S. 48) gleich.

Bei der Überprüfung der Materialstruktur des Mikrozensus wurde eine Auszählung der Personen nach Geburtsjahrgangsgruppen vorgenommen, um einen Vergleich mit den Ergebnissen der Fortschreibung zu ermöglichen. Dabei zeigten sich Unterschiede, die in verschiedenen Altersstufen ein Mehrfaches des Zufallsfehlers ausmachten. Methodische Untersuchungen über die Ursachen der Abweichungen ließen erkennen, daß die Fortschreibung, die in der Altersstruktur auf der Volkszählung 1950 und den Statistiken über Geburten, Sterbefälle und Wanderungen der Jahre seit 1950 aufbaut, sehr wahrscheinlich eine relative Überhöhung der 20- bis 30jährigen um etwa 4 vH und kompensatorisch dazu eine relative Untererfassung bei älteren Personen enthielt. Das kann durch Doppelzählungen bei der Volkszählung 1950 sowie durch Doppelzählungen von Zu- bzw. Fortzügen über die Grenzen der Bundesrepublik verursacht worden sein. Andererseits weist auch der Mikrozensus, bedingt durch die obengenannten Ursachen, eine relative Untererfassung der 20- bis 30jährigen von etwa 3 vH auf.

Auf Grund dieser Feststellungen wurde eine neue Geburtsjahrgangsgliederung der Bevölkerung festgelegt. Diese folgt im wesentlichen den Ergebnissen der Wohnungszählung vom 25. 9. 1956 (10 vH-Stichprobe). Danach wurde der Mikrozensus, nach Bundesländern getrennt, an die neu festgelegte Gliederung der Bevölkerung nach Geschlecht und Geburtsjahrgangsgruppen angepaßt, wobei die Anpassung in zwei Schritten zu erfolgen hatte. Beim ersten Schritt wurden auf Haushaltsbasis die fehlenden neun Monate der Bautätigkeit gezielt ergänzt. Der zweite diente zur Restanpassung an die vorgegebenen Eckzahlen für Geburtsjahrgangsgruppen der Bevölkerung.

### 5.4.3 Endgültige Durchführung der Anpassung

Durch die Zeitdifferenz zwischen dem Stand der Auswahlgrundlage und der Erhebung wurden die zwischen Januar und September 1957 neu erbauten Wohnungen nicht erfaßt. Der Kreis der Personen, die in solche Wohnungen gezogen waren, hat eine andere Struktur als die Gesamtheit. Durch die erfaßte Bautätigkeit im letzten Vierteljahr 1956 enthielt der Mikrozensus jedoch eine Bevölkerungsgruppe ähnlicher Struktur als geschlossenen Materialteil. Da im letzten Quartal erfahrungsgemäß etwa 30 bis 40 vH der Neubauwohnungen eines Jahres bezogen werden, lag es nahe, die Lochkarten der in Neubauten des letzten Vierteljahres von 1956 erfaßten Personen auf die 2,5- bis 3fache Zahl zu bringen. Dieser Ansatz berücksichtigt jedoch noch nicht, daß ein relativ großer Teil der Ausfälle gerade Neubauwohnungen betroffen hat. Durch einen Vergleich der Zahl der wirklich erfaßten Haushalte dieser Kategorie mit der Zahl der Neubauten innerhalb eines ganzen Jahres konnte geschlossen werden, daß nur etwa 0,25 vH der Haushalte in Neubauwohnungen, die zwischen Oktober 1956 und September 1957 erstellt wurden, erfaßt worden waren. Die Erfassungsquote ist jedoch in den verschiedenen Bundesländern sehr unterschiedlich. Daher wurden die über die Anschriftenlisten der Statistik der Bautätigkeit erfaßten Haushalte durch entsprechendes Doppeln mit mehrfachem Gewicht in die Aufbereitung einbezogen. Das Gewicht betrug je nach Bundesland zwischen 3,5 und 4,7.

Durch dieses Verfahren wurde die Altersstruktur nur geringfügig in Richtung auf die vorgegebene Verteilung verschoben. Der zweite Anpassungsschritt mußte daher die

eigentliche Anpassung an die Eckzahlen für die Geburtsjahrgangsgruppen bringen. Er konnte nur durch Doppelung bzw. Streichung von Einzellockkarten verwirklicht werden. Die Veränderungen wurden — soweit möglich — im früheren Doppelungsmaterial durchgeführt (vgl. 5.4.1, S. 165).

Wie nicht anders zu erwarten war, hatte die Anpassung der Altersgliederung Veränderungen bei weiteren Merkmalen zur Folge. Eine Auszählung ergab, daß sich z. B. die Zahl der durch den Mikrozensus ausgewiesenen Erwerbstätigen um etwa 130 000 (das sind 0,6 vH aller Erwerbstätigen) erhöhte.

## 5.5 Ergebnisse der ersten Mikrozensususerhebung

### 5.5.1 Vergleichsuntersuchungen und Hauptergebnisse

Der Mikrozensus brachte insbesondere auf dem Gebiet des Erwerbslebens eine Reihe von völlig neuen Ergebnissen. So lieferte er z. B. erstmalig Zahlen über die in der gesamten Wirtschaft während einer Woche geleisteten Arbeitsstunden — auch gegliedert nach Wirtschaftsbereichen und Stellung im Beruf (vgl. *K. Horstmann — S. Koller* [36]) — und über die 1957 gültige Gliederung der Bevölkerung nach der Stellung zum Erwerbsleben in den verschiedenen Konzepten (vgl. 1), nach Wirtschaftsbereichen und nach der Stellung im Beruf. Daneben gewann man aus dem Mikrozensus Erkenntnisse über die Krankenversicherung und Altersversorgung der Bevölkerung (vgl. *L. Herberger* [31]) sowie Zahlen zur Haushalts- und Familienstatistik (vgl. *H. Schubnell* [58, 59 und 60]).

Da durch die Mikrozensususerhebung erstmalig erwerbsstatistisches Material mittels des Interviewverfahrens gewonnen wurde, schien es geboten, die Eckzahlen vor einer Analyse der sehr viel tiefer gehenden Ergebnisse mit anderen Statistiken zu vergleichen (vgl. *H. Sperling — H. Birkner* [68]). Hierbei ist zu beachten, daß die zum Vergleich herangezogenen Statistiken ebenso wie der Mikrozensus systematische Fehler von unbekanntem Ausmaß enthalten können. Für Vergleichszwecke waren die Arbeitnehmerkartei der Arbeitsämter, die Mitgliederstatistik der sozialen Krankenversicherung, die Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben, die Industrie- und Bauberichterstattung in Verbindung mit der Handwerkszählung und die Personalstandserhebung in der öffentlichen Verwaltung geeignet.

Während die Mitgliederstatistik der sozialen Krankenversicherung zum 1. 10. 1957 rund 16,07 Millionen pflichtversicherte Erwerbstätige über 15 Jahre auswies, lieferte der Mikrozensus etwa 16,00 Millionen. Die Differenz ist nicht größer als das Doppelte des Standardfehlers (vgl. Übersicht II.3.12, S. 156).

Den 4,67 Millionen Rentnern aus der Mitgliederstatistik der sozialen Krankenversicherung stehen 4,60 Millionen nach dem Mikrozensus gegenüber. Die Differenz beträgt hier knapp das Dreifache des Standardfehlers. Im Hinblick auf die Berichtigung der Altersstruktur ist interessant, daß die Altersgliederung der Versicherten nach dem Mikrozensus und nach der genannten Mitgliederstatistik weitgehend übereinstimmt. Dasselbe gilt auch von den Zahlen über die Versicherten der sozialen Rentenversicherung.

Aus der Industrieberichterstattung, der Bauberichterstattung, der Handwerkszählung, der Statistik über die Energieversorgung und aus den Erhebungen über Heimarbeiter ließen sich Vergleichszahlen über die im produzierenden Gewerbe beschäftigten Personen schätzen. Danach standen den 11,47 Millionen Personen auf Grund des Mikrozensus die teilweise geschätzte Zahl von 11,74 Millionen Personen gegenüber. In Anbetracht der Schwierigkeiten bei der Abgrenzung ist diese Differenz nicht als Widerspruch aufzufassen.

Bei oberflächlicher Betrachtung bestehen merkbare Unterschiede zwischen den Zahlen aus der Landarbeitskräftestatistik und denen des Mikrozensus. Eine genaue Analyse zeigt jedoch, daß infolge stark unterschiedlicher Begriffsabgrenzung kein echter Vergleich möglich ist.

Sehr gut ist die Übereinstimmung zwischen den Mikrozensusergebnissen und der auf Grund der Personalstandsstatistik fortgeschätzten Zahlen über die bei Bund, Ländern und Gemeinden beschäftigten Beamten: Bei einer Gesamtzahl von rund 1,1 Millionen beträgt die Differenz 18 000 (das 1,5-fache des Standardfehlers).

Auch die vom Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung in den „Sozialstatistischen Mitteilungen“ herausgegebene Zahl von Kriegsbeschädigten mit einer Minderung der Erwerbsfähigkeit von mehr als 50 vH weicht vom Mikrozensus nur um 18 000 ab. Dies entspricht etwa dem zweifachen des Standardfehlers.

Ein Vergleich der Gesamtzahlen über die in abhängiger Stellung tätigen Personen zeigte, daß der Mikrozensus 1,3 Mill. Erwerbstätige weniger ausweist als die Beschäftigtenkartei der Arbeitsämter. Die Abweichung läßt sich, wie eine genauere Nachprüfung zeigte, aus Unterschieden bezüglich des jeweils erfaßten Personenkreises, aus Unterschieden in der Angabe über die Stellung im Beruf, aus einer Überhöhung der ausgezählten Karteibestände und selbstverständlich auch aus dem Zufallsfehler bei Stichproben hinreichend erklären.

Aus den genannten Zahlen darf nicht der Schluß gezogen werden, daß der Mikrozensus durchweg zu kleine Zahlen brachte: Es liegen auch gegenteilige Ergebnisse vor. Insbesondere kann also nicht gefolgert werden, daß an eine zu niedrige Wohnbevölkerungszahl angepaßt wurde.

## II.3

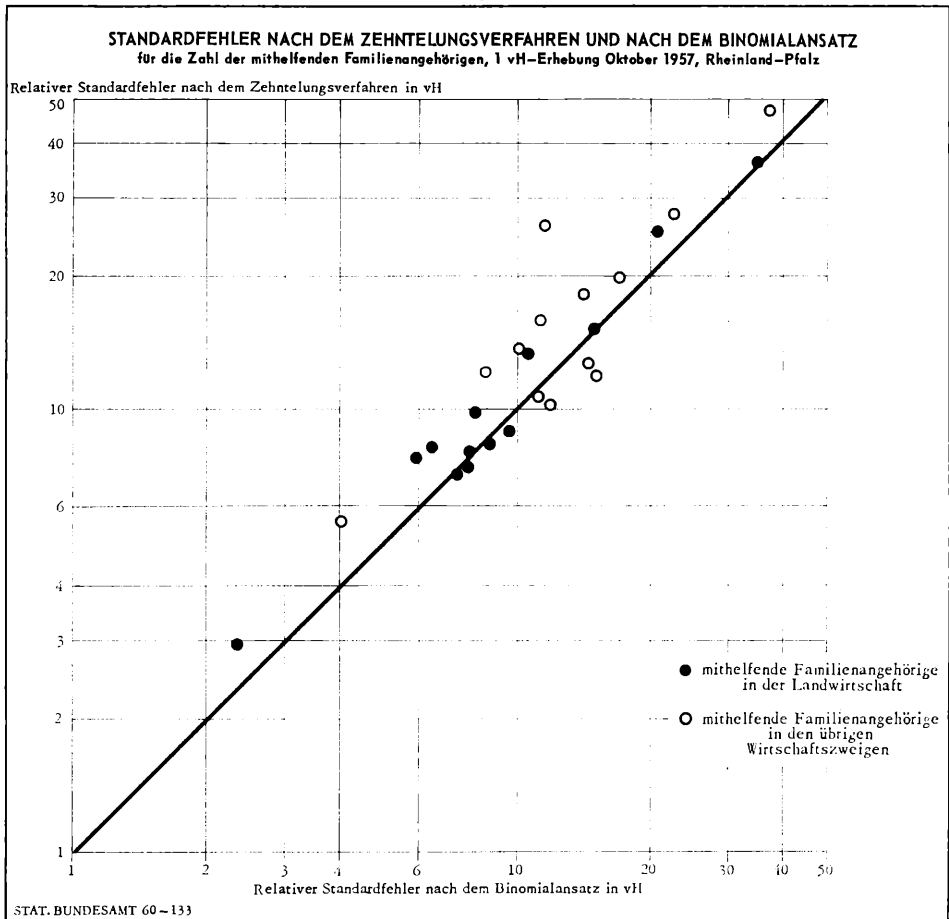
Klar untererfaßt wurden in der ersten Mikrozensuserhebung allerdings die Arbeitslosen. Es ist anzunehmen, daß den Interviewern dieser Tatbestand häufig verschwiegen wird. Hier liegt möglicherweise eine der Grenzen des Interviewverfahrens.

Ein Hauptergebnis des Mikrozensus war die Berichtigung der bisher geschätzten Zahlen über den Umfang der Erwerbstätigkeit, die im Anschluß an die Volks- und Berufszählung 1950 unter Benutzung von Teilstatistiken des Erwerbslebens fortgeschrieben worden war. Es ergab sich eine Reduktion der Zahl der am Erwerbsleben beteiligten Personen um etwa 600 000.

### 5.5.2 Fehlerrechnung

Die fehlertheoretische Auswertung der Ergebnisse ist noch nicht abgeschlossen. Nach den unter 3.6 angegebenen Prinzipien wird z. Z. das Mikrozensusmaterial des Landes Rheinland-Pfalz untersucht. Eine abschließende Aussage ist im Augenblick noch nicht möglich, doch scheinen sich die Erfahrungen, die bei der Probeerhebung Teil C gemacht wurden, voll zu bestätigen. In Abbildung II.3.3 ist eine aus der Vielzahl der erstellten Graphiken wiedergegeben.

Abbildung II.3.3.



## **6. Neue Gesichtspunkte bei den späteren Mikrozensuserhebungen**

### **6.1 Die 0,1 vH-Erhebungen 1958**

Die kleinen Erhebungen sollen in erster Linie die laufenden Veränderungen und die Saisonschwankungen in der Beschäftigtenlage erkennen lassen. Es ist daher nicht notwendig, daß sie völlig selbständig absolute Zahlen liefern. Da die Differenz zweier Stichprobenergebnisse einen um so geringeren Zufallsfehler aufweist, je stärker die Stichproben verkettet sind (vgl. 3.4), wurde der Stichprobenplan so angelegt, daß in den drei auf eine 1vH-Erhebung folgenden 0,1vH-Erhebung jeweils eine — und immer dieselbe — Teilmenge von Haushalten befragt wird.

In der Praxis kann das Idealziel, die vollständige Übereinstimmung der Aufbereitungseinheiten in allen Erhebungen, nicht erreicht werden: Im Laufe der Zeit treten Zu- und Abgänge von Haushalten und Einzelpersonen in den Stichprobenwohnungen auf, so daß sich die Erhebungsmasse von Vierteljahr zu Vierteljahr verschiebt. Die Veränderungen durch Zu- bzw. Fortzug könnten dadurch ausgeschaltet werden, daß man in diesen Fällen auf eine Erfassung verzichtet (bei Zuzug) bzw. eine Nacherhebung im neuen Wohnort vornimmt (bei Fortzug). Ein solches Verfahren erfordert jedoch einen höheren Aufwand als das seither angewandte, bei dem an der Wohnung als Auswahlinheit festgehalten wurde und bei dem alle die Personen erfaßt wurden, die zum jeweiligen Erhebungszeitpunkt in den einmal ausgewählten Wohnungen lebten. Da die Veränderungen durch Zu- bzw. Fortzug zwischen Oktober 1957 und Juli 1958 immerhin 5vH der Bevölkerung betrafen, soll ab Oktober 1960 grundsätzlich das aufwendigere, aber genauere Ergebnisse liefernde Verfahren angewandt werden.

Ein weiteres Problem bot die Materialdoppelung zur Ergänzung der Ausfälle und zur Anpassung. Es wurde bei den ersten vier Mikrozensuserhebungen in der Weise gelöst, daß das Lochkartenmaterial derjenigen Haushalte, die auch für die kleinen Erhebungen vorgesehen waren, bei der 1vH-Erhebung besonders gekennzeichnet wurde. Daher konnten die Lochkarten jeder Person, die bei den vier Erhebungen erfaßt worden war, individuell zusammengeführt werden. Für diejenigen Lochkarten, die bei der 1vH-Erhebung gedoppelt wurden und die Angaben über eine bei den 0,1vH-Erhebungen erfaßte Person enthielten, wurden auch die Lochkarten der kleinen Erhebungen gedoppelt. Damit ist gleichzeitig eine erste Angleichung vorgenommen. Die vier Lochkarten aus den vier Erhebungen wurden gelistet. Ausfälle bei einzelnen 0,1vH-Erhebungen wurden durch Übernahme der Angaben aus einer anderen Erhebung ergänzt. Anschließend wurden die Veränderungen manuell ausgewertet.

### **6.2 Die 1vH-Erhebung des Jahres 1958**

Weil die für die Erhebung im Oktober 1957 ausgewählten Haushalte auch schon in der 1vH-Zusatzerhebung zur Wohnungsstatistik erfaßt und bei den 0,1vH-Fällen somit schon fünf Interviews vorgenommen worden waren, wurde für die zweite 1vH-Erhebung eine vollständige Neuauswahl der Wohnungen vorgenommen. Hätte man darauf verzichtet und eines der Rotationsmodelle realisiert (vgl. 3.4), so wären möglicherweise Haushalte bis zu neunmal befragt worden. Ein Ausscheiden der bisher in den 0,1vH-Erhebungen erfaßten Haushalte aus den weiteren 0,1vH-Erhebungen hätte bei der praktischen Auswahlarbeit Schwierigkeiten bereitet. Aus demselben Grund wurden Gemeinden unter 500 Einwohnern, in denen im Oktober 1957 mindestens jede sechste Person befragt worden war, gegen strukturähnliche Gemeinden ausgetauscht; dabei wurden die früher gebildeten Anordnungsgruppen (vgl. 3.2.1) als Unterlage verwandt.

Als Grundlage für die Wohnungsauswahl wurden Grundstücksverzeichnisse der Wohnungszählung 1956 (vgl. II.20) verwendet. Die Auswahl wurde nicht auf die

## II.3

Wohnungen der 10 vH-Stichprobe der Wohnungsstatistik beschränkt, vielmehr wurde auf die Gesamtmasse der Wohnungen zurückgegriffen. Um die Auswahlarbeit zu rationalisieren, wurden in einem Zuge gleich 2 vH der Wohnungen ausgewählt (den bisher erfaßten Wohnungen wurde grundsätzlich dieselbe Auswahlchance gegeben wie den übrigen). Jede zweite ausgewählte Wohnung wurde für die 1 vH-Erhebung im Oktober 1958, die übrigen wurden für die ein Jahr später folgende Erhebung benutzt (vgl. 6.3). Die Auswahl selbst erfolgte wieder systematisch.

Die kleinen Gruppen der Personen, die über die Statistik der Baufertigstellungen des letzten Vierteljahres von 1956 ausgewählt wurden, blieben in der Stichprobe. Für die Auswahl der im Jahre 1957 fertiggestellten Wohnungen wurde die Statistik der Baufertigstellungen des Jahres 1957 herangezogen. Eine Erweiterung dieser Auswahl auf Wohnungen, die im ersten Teil des Jahres 1958 erstellt worden sind, war aus technischen Gründen nicht möglich. Für diesen Personenkreis wurde entsprechend dem für die Mikrozensuserhebung 1957 benutzten Verfahren bei der Ergänzung auf die erfaßte Bautätigkeit des Jahres 1957 zurückgegriffen und entsprechend gedoppelt (vgl. 5.4.3).

Auf eine Erfassung der Anstaltsbevölkerung mußte verzichtet werden, da die Anstaltslisten der Wohnungszählung als Auswahlgrundlage nicht mehr in Frage kamen, eine bessere Unterlage jedoch erst noch aufgebaut werden mußte. Bei der Aufbereitung wurden die 1957 festgestellten Proportionen übernommen.

Die Erhebung selbst verlief einwandfrei. Die schon im Jahre 1957 geringe Verweigerungsquote ging noch beträchtlich zurück (von 2 vH auf 0,3 vH). Für die Aufbereitung blieben die Prinzipien von 1957 maßgebend. Die Anpassung nach Geburtsjahrgangsgruppen wurde sofort durchgeführt. Auch diesmal brachte der Mikrozensus zunächst weniger 20- bis 30-Jährige als die berichtigte Fortschreibung.

### 6.3 Die 1 vH-Erhebung des Jahres 1959

Mit Rücksicht auf die 1 vH-Zusatzerhebung 1960 zur Wohnungsstatistik wurde für die 1 vH-Mikrozensuserhebung 1959 — ohne den Rotationsplan (vgl. 3.4) heranzuziehen — das zweite Prozent der im Jahre vorher ausgewählten Wohnungen (vgl. 6.2) verwendet.

Für die Erfassung der Anstaltsbevölkerung mußte ein neues Auswahlverfahren entwickelt werden, da die Wohnungszählung nach drei Jahren bei den meisten Anstaltsarten nicht einmal mehr eine brauchbare Unterlage für die Zusammenstellung der Anstalten liefern konnte. Man unterschied zunächst zwischen Beherbergungsbetrieben und allen sonstigen Anstalten: Die Beherbergungsbetriebe sind zwar die weitaus häufigste Anstaltsgruppe, doch entfallen auf sie nur verhältnismäßig wenig Anstaltspersonen, d. h. Personen, die in der Anstalt leben und keinen anderen Wohnraum besitzen. Da für diese Gruppe nur in wenigen Fällen bessere Unterlagen als die der Wohnungszählung erreichbar waren, wurden die Beherbergungsbetriebe, soweit sie bekannt waren, in jedem Land für alle Mikrozensusgemeinden gemeindeweise gelistet. Die Listen wurden nach Gemeindegrößenklassen zusammengefaßt. Danach erfolgte eine systematische Auswahl innerhalb der Gemeindegrößenklassen derart, daß durchschnittlich 5 vH aller Beherbergungsbetriebe aus allen Gemeinden jeder Größenklasse in die Erhebung kamen. Diese Betriebe wurden auf dem Postwege um Angabe der Zahl der Personen gebeten, die zur Anstaltsbevölkerung rechnen. Gleichzeitig wurde aus diesen Betrieben eine 20 vH-Unterauswahl vorgenommen, so daß also insgesamt 1 vH der Betriebe in die engere Auswahl kamen. In diesen Betrieben waren sämtliche Anstaltspersonen einzeln zu erfassen. Die Angabe der Personenzahl aus der fünffachen Menge von Betrieben sollte es ermöglichen, die freie Hochrechnung der 1 vH-Stichprobe durch eine Verhältnisschätzung in Anlehnung an eine frei hochgerechnete 5 vH-Stichprobe zu ersetzen.

Für die übrigen Anstaltsarten wurde versucht, auf Grund aller erreichbaren statistischen Unterlagen ländersweise eine möglichst dem neuesten Stand entsprechende voll-



ständige Liste aufzustellen; dabei wurde eine Schichtung nach sieben Anstaltsarten durchgeführt. In den einzelnen Ländern waren die Anstaltsarten verschieden zu behandeln, je nachdem, ob die Art höchstens 40 Anstalten oder ob sie mehr umfaßte.

Im ersten Fall sollten für die spätere Hochrechnung alle Anstalten durch Anschreiben per Post um Angabe der Zahl der Anstaltspersonen gebeten werden. Gleichzeitig waren die Anstalten — soweit bekannt — nach ihrer Größe anzuordnen. Anschließend erfolgte eine systematische Auswahl jeder vierten Anstalt. In den ausgewählten Anstalten waren alle Personen einzeln zu erfassen, deren Name mit F beginnt. Im Erwartungswert mußte dieses Verfahren etwa 1 vH der Personen aller Anstalten der jeweiligen Art liefern.

Im zweiten Fall wurden die Anstalten ebenfalls, soweit möglich, nach der Größe geordnet und eine systematische Auswahl jeder fünften Anstalt vorgenommen. Diese Anstalten wurden für Hochrechnungszwecke um Angabe der Zahl der Anstaltspersonen gebeten. In einer 50 vH-Unterauswahl aus diesen Anstalten sollten dann 10 vH der Personen einzeln erfaßt werden, wobei eine Buchstabenauswahl auf Grund der Anstaltskartei vorzunehmen war. Diese Buchstabenauswahl war nicht auf feste Buchstaben festgelegt. Es wurden vielmehr 10 verschiedene Serien gebildet und auf die ausgewählten Anstalten verteilt.

Das stichprobenmethodisch komplizierte Verfahren (zweistufige geschichtete Stichprobe mit zwei Phasen in der ersten Stufe) war wegen der zwischen den verschiedenen Anstaltsarten stark unterschiedlichen Verhältnisse und wegen der Unterschiedlichkeit der Auswahlgrundlage notwendig.

## **7. Schlußbemerkungen**

Der Mikrozensus, bei dem es sich im wesentlichen um eine zweistufige, selbstgewichtende und geschichtete, periodisch durchzuführende Stichprobe handelt, in deren erster Stufe Gemeinden und in deren zweiter Wohnungen ausgewählt werden, bedient sich des Interviewverfahrens, bei dem die Interviewer Haushalte zu erfassen haben. Der Stichprobenplan ist so angelegt, daß der Mikrozensus als „master sample“ genutzt werden kann. Davon wurde schon bei der 1 vH-Zusatzerhebung zur Wohnungsstatistik im Jahre 1957 Gebrauch gemacht. Diese Verwendungsmöglichkeit wurde auch bei der zweiten Repräsentativerhebung im Bereich der Wohnungsstatistik im Jahre 1960 wieder benutzt. Es ist geplant, auch bei einer zukünftigen allgemeinen Verbrauchs- und Einkommenserhebung (vgl. II.34) auf diesen Plan zurückzugreifen. Schließlich laufen noch Untersuchungen darüber, ob der Mikrozensus die Volkszählung 1961 bezüglich einiger Fragen über die Bewirtschaftung kleiner Bodenflächen entlasten kann.

Die Standardergebnisse des Mikrozensus haben schon jetzt eine wichtige Bereicherung des statistischen Materials gebracht. Im Laufe der Zeit kann sich der Mikrozensus zu einem wertvollen Instrument für die Beobachtung des gesamten Erwerbslebens entwickeln, das laufend neue und aktuelle Zahlen liefert. Neben dem allgemeinen Frageprogramm können über den Mikrozensus aber auch besonders aktuelle Fragen, wie z. B. die nach der Erwerbstätigkeit der verheirateten Frauen oder nach den Urlaubsreisen, gestellt werden. Der Mikrozensus ist also eine besonders flexible Statistik, die ganz verschiedenartige Lücken im Gebäude der gesamten Statistik zu schließen vermag und ganz neue Gebiete eröffnet.

Weil bei der Hochrechnung der Stichprobenwerte des Mikrozensus die aus der Fortschreibung gewonnene Wohnbevölkerungszahl herangezogen wird, sind hochgerechnete Mikrozensusergebnisse bis zu einem gewissen Grade von Totalstatistiken und deren systematischen Fehlern beeinflusst. Fehler dieser Art kann der Mikrozensus in seiner unmittelbaren Form zwar aufdecken, jedoch höchstens in der Größenordnung quantifizieren (vgl. 5.4.2). Seine Aussagekraft ist — wie bei fast allen Stichproben — größer, wenn Strukturzahlen zu liefern sind.

## **II.3**

Gewisse Gefahren werden noch darin gesehen, daß der Mikrozensus, obwohl er als selbstgewichtende Stichprobe angelegt ist, doch stark auf ein einwandfreies Auswahlmaterial in der zweiten Stufe angewiesen ist. Im Augenblick ist diese Voraussetzung dank der Unterlagen aus der Wohnungszählung trotz der starken Bautätigkeit noch in ausreichendem Maße gegeben. Die Wohnungszählung wird auch noch — sofern das Mikrozensusgesetz verlängert wird — bis zur Volkszählung 1961 als Auswahlgrundlage herangezogen werden müssen, wenngleich sich naturgemäß die Genauigkeit der Unterlagen laufend verschlechtert.

Im Hinblick auf die Zeitabhängigkeit jeder auf einer Totalzählung basierenden Auswahlgrundlage und auf die lange Zeitspanne, die nach der kommenden Volkszählung zu überbrücken ist, werden die nächsten Untersuchungen darauf gerichtet, ob eine weniger zeitabhängige Auswahlinheit gefunden werden kann, die den Genauigkeitsanforderungen hinsichtlich der Größe der systematischen wie der Zufallsfehler entspricht (z. B. Gebäude). In diesem Zusammenhang wird auch erneut geprüft, ob ein Flächenstichprobenverfahren etwa auf der Basis von Zählbezirken möglich ist. Ein solches Verfahren hat sehr große auswahl- und erhebungstechnische Vorzüge: Es erfordert praktisch nur eine einmalige Auswahl; Fahrtkosten und Zeitaufwand der Interviewer sind geringer als beim jetzigen Verfahren; die Abgrenzung der einzelnen Auswahlinheiten ist in der Praxis wesentlich erleichtert. Schließlich sind Kontrollen in größerem Umfang kostenmäßig tragbar.

Bei einer Flächenstichprobe auf der Basis von Zählbezirken ist allerdings eine geeignete Schichtung unerlässlich. Um eine solche zu gewinnen, müßte das Material der kommenden Volkszählung bezüglich der potentiellen Schichtungsmerkmale zumindest zählbezirkweise ausgewertet werden. Offen ist im Augenblick noch, ob die Senkung der Kosten und der eventuellen systematischen Fehler nicht mit einem untragbaren hohen Zufallsfehler erkauft werden müßte. Alle diese Probleme sollen in nächster Zeit methodisch untersucht werden.

### **Anhang: Untersuchung über die Verwendbarkeit der Varianzanalyse zur Feststellung eines Interviewer-Bias**

Keine statistische Erhebungsmethode bietet Gewähr für völlig verzerrungsfreie Ergebnisse. Auch Statistiken, die mittels eines gut geschulten Interviewerstabes gewonnen werden, dürften in gewissem Umfang systematische Fehler enthalten. Diese können u. a. dadurch entstehen, daß die Befragten — bewußt oder unbewußt — die Antworten der Befragten beeinflussen (vgl. I.3.4.2, S. 111).

Durch ein spezielles mathematisch-statistisches Verfahren, die Varianzanalyse, kann man das Vorhandensein einer Ergebnisbeeinflussung durch die Interviewer feststellen. Diese Methode wurde an einem Teil des Materials der Probeerhebung Teil B erprobt. Sie wird im folgenden dargestellt. Hierbei handelt es sich in erster Linie um eine methodische Demonstration und nicht um eine systematische Untersuchung über die Beeinflussbarkeit der Befragten durch Interviewer bei bestimmten Merkmalen.

#### **1. Grundgedanken der Varianzanalyse**

Die Varianzanalyse ist eine Untersuchungsmethode der mathematischen Statistik, die es u. a. gestattet, vorgelegtes statistisches Beobachtungsmaterial auf seine Homogenität zu prüfen.

Wird eine feste Größe (z. B. physikalische Konstante) unter denselben Verhältnissen wiederholt gemessen, so erhält man eine Reihe von Ergebnissen, die mehr oder weniger um einen bestimmten Wert streuen. Die Voraussetzung „unter denselben Verhältnissen“ bedeutet, daß die Einzelwerte einer einheitlichen Grundgesamtheit entstammen: Die Beobachtungswerte unterscheiden sich nur zufällig. Unterteilt man nun die Beobachtungsreihe nach gewissen Prinzipien in zwei oder mehrere Teilreihen, so weisen

deren Mittelwerte untereinander bestimmte Schwankungen auf. Bei homogenem Material sind die Zufallsunterschiede zwischen den Mittelwerten aus den Schwankungen innerhalb der Teilreihen berechenbar. Anders dagegen bei unhomogenem Beobachtungsmaterial. Verteilt man in einem solchen Fall die Gesamtheit der Beobachtungswerte auf entsprechende Gruppen, so besteht zwischen den Gruppenmittelwerten eine weit stärkere Verschiedenheit, als nach den Gegebenheiten des Zufalls auf Grund der Schwankungen innerhalb der Gruppen zu erwarten ist.

Die Überlegungen gelten unverändert, falls es sich nicht um die Messung einer Konstante handelt, sondern um die Ermittlung der Größe eines statistischen Merkmals, das einer bestimmten Verteilung unterworfen ist.

In einem Landkreis sei z. B. auf Stichprobenbasis die Zahl der Kinder zusammenlebender Ehepaare zu ermitteln. Der Kreis sei so geartet, daß, abgesehen von der industriell orientierten Kreisstadt, alle Gemeinden überwiegend bäuerliche Struktur aufweisen. Mit der Befragung seien zwei Interviewer beauftragt, von denen jeder 50 Adressen aufzusuchen habe. Dabei sollen auf Stadt und Land je 50 Adressen entfallen.

Würde man nun dem einen Interviewer die in der Stadt lebenden Ehepaare zur Befragung zuweisen, dem anderen die in den Landgemeinden, so würden die Ermittlungen der Interviewer bei der Abhängigkeit der Kinderzahl von der Bevölkerungsstruktur stark voneinander und vom gemeinsamen Mittel abweichende Ergebnisse bringen. Ursache der Diskrepanz sind die unterschiedlichen Grundgesamtheiten der beiden Stichproben. Ob die beiden Interviewer gleichartig gearbeitet oder noch zusätzlich Unterschiede künstlich erzeugt haben, wäre auf diese Weise nicht feststellbar, weil derartige Unterschiede von den Stadt-Land-Verschiedenheiten überdeckt werden würden.

Hätte man dagegen jedem Interviewer auf Zufallsbasis z. B. 25 städtische und 25 ländliche Adressen zugeteilt, so läge beiden Stichproben dieselbe Gesamtheit, nämlich die Menge der zusammenlebenden Ehepaare des Kreises, zugrunde. Die Durchschnittsergebnisse der Befragten dürften sich in diesem Fall nur im Rahmen des Zufalls unterscheiden. Dessen Einfluß ist berechenbar; er geht aus den Unterschieden hervor, die jeweils zwischen den 25 durch denselben Interviewer befragten städtischen oder ländlichen Ehepaaren bestehen. Zeigt sich eine größere Abweichung, so kann sie nur durch die unterschiedliche Befragungsweise der Interviewer hervorgerufen worden sein: Man hat dann einen Interviewer-Bias festgestellt. Dieser könnte z. B. dadurch verursacht sein, daß der eine Interviewer nur die gemeinsamen Kinder des Ehepaares gezählt hat, so weit sie in dessen Haushalt leben, während der andere alle zum Haushalt gehörenden Kinder aufgeführt hat.

Die Varianzanalyse, welche die Homogenität des Beobachtungsmaterials prüfen soll, arbeitet mit zwei Schätzwerten, von denen der erste auf der Streuung innerhalb der einzelnen Gruppen, der zweite auf der Streuung zwischen Gruppenmitteln fußt. Dazu wird die Beobachtungsgesamtheit in Teilgesamtheiten derart aufgespalten, daß die Beobachtungen, die unter denselben Verhältnissen gewonnen sind (oder von denen dies wenigstens angenommen wird), in einer Gruppe zusammen erfaßt werden. Falls also Befragterunterschiede getestet werden sollen, ist aus den Ergebnissen eines jeden Interviews eine Gruppe von Beobachtungen zu bilden.

Die Varianz der Einzelwerte kann dann einmal aus dem Durchschnitt der Varianzen innerhalb der einzelnen Gruppen geschätzt werden, andererseits aber auch — wenn Homogenität vorliegt — aus der Varianz der Gruppenmittel um das Gesamtmittel. Ist das Material nicht homogen, sind also charakteristische Unterschiede in den Befragungsergebnissen der Interviewer vorhanden, so kann der zweite Wert kein sinnvoller Schätzwert für die Varianz der Einzelwerte sein; er ist dann weit größer als der erste Wert. Die Größe des Quotienten der beiden Werte stellt somit ein Maß für die Homogenität des Materials dar. Ist der Quotient größer als eine bestimmte, aus der Theorie ableitbare Zahl, so ist es sehr unwahrscheinlich, daß das Material einer einheitlichen Grundgesamtheit entstammt, d. h. das Gegenteil ist statistisch erwiesen.

## 2. Anwendung der Varianzanalyse auf das vorliegende Material

Untersucht wurden die Ergebnisse von 24 Interviewern in vier Stadtbezirken von Berlin (West), nämlich Wedding, Kreuzberg, Charlottenburg und Schöneberg. Je zwei der Interviewer erhielten dabei Stichprobeneinheiten aus der gleichen Gesamtheit (demselben Gebiet) nach dem Zufallsprinzip zugeteilt: Die ersten beiden Interviewer bekamen Adressen aus dem Gebiet 1, die nächsten zwei Interviewer Adressen aus dem Gebiet 2 usw.

Die Gesamtmasse der Anschriften war somit auf zwölf Gebiete und 24 Interviewer aufgeteilt. Demgemäß kann die Gesamtsumme  $Q$  der Abweichungsquadrate sämtlicher

## II.3

Beobachtungswerte vom gemeinsamen Mittelwert aller Beobachtungen sämtlicher Interviewer bezüglich eines Merkmals in folgende Komponenten zerlegt werden:

Summe der Quadrate der mit der jeweiligen Zahl der Beobachtungen gewichteten Abweichungen der Gebietsmittel vom Gesamtmittel:  $Q_G$

Summe der Quadrate der mit der jeweiligen Zahl der Beobachtungen gewichteten Abweichungen der Interviewermittel vom jeweiligen Gebietsmittel:  $Q_I$

Summe der Quadrate der Abweichungen der Beobachtungswerte jedes einzelnen Interviewers vom jeweiligen Interviewermittel:  $Q_R$

Es gilt also

$$(1) \quad Q = Q_G + Q_I + Q_R$$

wobei

$$(2) \quad Q = \sum_{\lambda=1}^{24} \sum_{\nu=1}^{k_\lambda} x_{\lambda\nu}^2 - \frac{1}{\sum k_\lambda} \left( \sum_{\lambda=1}^{24} x_\lambda \right)^2$$

$$(3) \quad Q_G = \sum_{\mu=1}^{12} \frac{1}{k_{2\mu-1} + k_{2\mu}} \cdot (x_{2\mu-1} + x_{2\mu})^2 - \frac{1}{\sum k_\lambda} \left( \sum_{\lambda=1}^{24} x_\lambda \right)^2$$

$$(4) \quad Q_R = \sum_{\lambda=1}^{24} \sum_{\nu=1}^{k_\lambda} x_{\lambda\nu}^2 - \sum_{\lambda=1}^{24} \frac{1}{k_\lambda} x_\lambda^2$$

Hierbei bedeuten:

$x_{\lambda\nu}$  die Größe des untersuchten Merkmals bei der  $\nu$ -ten Befragungseinheit des Interviewers mit der Nummer  $\lambda$  ( $\nu = 1, 2, \dots, k_\lambda$ )

$x_\lambda = \sum_{\nu} x_{\lambda\nu}$  die Summe der Merkmalswerte bei allen vom  $\lambda$ -ten Interviewer befragten Einheiten

$k_\lambda$  Die Anzahl der Befragungen des Interviewers mit der Nummer  $\lambda$ .

$Q_I$  gewinnt man durch Differenzenbildung aus Formel (1). Danach wird der Quotient

$$(5) \quad F = \frac{Q_I}{Q_R} \cdot \frac{\sum_{\lambda=1}^{24} k_\lambda - 24}{12}$$

gebildet. Er gehorcht — unter der Voraussetzung, daß die Beobachtungswerte normal verteilt sind — der sogenannten F-Verteilung mit den Freiheitsgraden  $(12, \sum k_\lambda - 24)$ . Die Voraussetzung ist bei den unten angegebenen Merkmalen in grober Näherung als erfüllt zu betrachten.

Die Prüfgröße  $F$  ist ein Maß für die von regionalen Unterschieden bereinigten Abweichungen zwischen den Ergebnissen der verschiedenen Interviewer. Der auf dieser Prüfgröße aufgebaute Test geht von der Hypothese aus, daß sämtliche Beobachtungen — nach Ausschaltung der regionalen Unterschiede — als Stichprobenwerte aus einer gemeinsamen Gesamtheit aufgefaßt werden können. Es wird also angenommen, daß kein bei den einzelnen Befragern unterschiedlicher Fehler in den Beobachtungen enthalten ist. Die Verträglichkeit dieser Hypothese mit dem Beobachtungsmaterial wird geprüft. Dazu wird die errechnete Größe für  $F$  der tabellierten Zahl der entsprechenden F-Verteilung gegenübergestellt; als Irrtumswahrscheinlichkeit wird 5 vH vorgegeben. Übertrifft der errechnete Wert den tabellierten, so wird die Hypothese abgelehnt: Die Existenz eines Interviewer-Bias ist statistisch gesichert.

### 3. Ergebnisse der Untersuchung

Aus dem gesamten Programm der Probeerhebung Teil B wurden u. a. die Angaben zu fünf Merkmalen in der geschilderten Weise getestet:

- a) Bereitwilligkeit der befragten Personen zur Beantwortung (nach dem Urteil der Interviewer),
- b) Befragungsdauer,
- c) Anzahl der Wohnungen im Wohnhaus der Zielperson,
- d) Personenzahl des Zielhaushalts,
- e) Geburtsjahr der Zielperson.

Diese Merkmale wurden ausschließlich unter dem Gesichtspunkt ausgesucht, die Wirkungsweise der Varianzanalyse zu zeigen. Daher wurden den sachlich wichtigen Erhebungsmerkmalen c), d) und e) zwei Merkmale gegenübergestellt, für die eine starke Beeinflussung durch den Interviewer anzunehmen war, nämlich die Bereitwilligkeit der befragten Personen nach dem Urteil der Interviewer und die Befragungsdauer. Das Ergebnis der Untersuchung ist der Übersicht II.3.16 zu entnehmen.

Übersicht II.3.16

Merkmal	Errechnete Größe für F	Tabellierte Größe für F bei 5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit	Aussage
Bereitwilligkeit .....	3,046	1,8	Interviewereinwirkung gesichert
Befragungsdauer .....	13,268	1,8	„ gesichert
Anzahl der Wohnungen ...	2,712	1,8	„ gesichert
Personenzahl .....	0,900	1,8	„ nicht gesichert
Geburtsjahr .....	0,625	1,8	„ nicht gesichert

Die Übersicht zeigt, daß bei den beiden ersten, stark interviewerabhängigen Merkmalen tatsächlich eine Interviewereinwirkung nachgewiesen werden kann. Außerdem haben die Interviewer bei der Bestimmung der Wohnungszahl im Haus offenbar unterschiedlich gut gearbeitet. Bei den wichtigeren Merkmalen ist dagegen das Beobachtungsmaterial mit der geprüften Hypothese verträglich, d. h. praktisch, es ist statistisch kein systematischer Fehler festzustellen. Hierbei ist allerdings zu beachten, daß das Untersuchungsmaterial nicht sehr umfangreich ist und daher die Unterschiede erheblich sein müssen, damit sie nachweisbar sind.

Die Untersuchung erwies, daß die Varianzanalyse als Verfahren zur Ermittlung eines Interviewer-Bias im Material des Mikrozensus geeignet ist. Es ist beabsichtigt, die Prüfmethode auf Merkmale, die sachlich wichtig sind, anzuwenden.

# Wanderungsstatistik in Berlin (West) im Jahre 1956

J. Glowinski<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Die Wanderungsstatistik gibt Aufschluß über den Umfang, die Richtung und die Zusammensetzung der Wanderungsströme. Als statistische Unterlagen dienen die polizeilichen Meldescheine, die im allgemeinen über Verwaltungsbehörden an die Statistischen Landesämter gesandt werden; in Berlin werden dagegen die Meldungen bereits bei den Einwohnerämtern auf Signierlisten übernommen. Die Statistik wird laufend durchgeführt.

Mit Rücksicht auf einige größere Zählungen (u. a. Wohnungsstatistik 1956/57 und Handwerkszählung 1956) mußte der Arbeitsaufwand bei einigen laufenden Statistiken im Jahre 1956 eingeschränkt werden. Bei der Wanderungsstatistik standen dafür folgende Einsparungsmöglichkeiten zur Wahl:

- a) Verzicht auf alle Tabellen, die über das Minimalprogramm hinausgehen,
- b) Repräsentative Aufbereitung des sekundärstatistischen Materials nach der Berufszugehörigkeit und dem Wohnsitz 1939.

Die Entscheidung fiel in Berlin (West) zugunsten der repräsentativen Aufbereitung, weil damit wenigstens ein Rahmenprogramm aufrechterhalten werden konnte. Die Einschränkung der Genauigkeit durch die Zufallsfehler wurde dafür in Kauf genommen.

Das sachliche Problem für die Anwendung des Stichprobenverfahrens in der Wanderungsstatistik liegt besonders darin, daß es hierbei nicht nur auf die genaue Ermittlung der Zuzüge und Fortzüge selbst ankommt, sondern auch auf die Bilanzzahlen der Wanderung. Es sind also kleine Differenzen zwischen großen Zahlen zu ermitteln. Aus diesem Grunde ist die Umstellung der Wanderungsstatistik auf ein Stichprobenverfahren schwierig. Bei dem Berliner Versuch handelte es sich nur um die repräsentative Ermittlung einiger Gliederungen der Zu- und Fortgezogenen. Deshalb und wegen der Einheitlichkeit der Berliner Wanderungsverhältnisse fiel das Problem der Bilanzierung nicht schwer ins Gewicht.

Ein Teil der Ergebnisse der Statistik wurde im Sonderheft 69 (März 1959) der „Berliner Statistik“ (Herausgeber: Statistisches Landesamt Berlin) veröffentlicht.

## 2. Stichprobenplan

**2.1** Die Bedingungen für die Anwendung des Stichprobenverfahrens waren in Berlin (West) besonders günstig, weil auf innerstädtische regionale Gliederungen verzichtet werden konnte. Darüber hinaus standen stichprobentechnisch vorteilhafte **Auswahlgrundlagen** zur Verfügung: Die Bezirkseinschreiberämter in Berlin stellen anhand der polizeilichen An- und Abmeldungen die statistisch wesentlichen Angaben für alle zu- und fortgezogenen Personen auf besonderen Signierlisten zusammen. Für jede Person wird eine Zeile ausgefüllt; dabei werden in jedem Bezirkseinschreiberamt

- Zuzüge von auswärts (Liste 1),
- Fortzüge nach auswärts (Liste 2),
- Zuzüge aus dem sowjetischen Sektor (Liste 3),
- Fortzüge nach dem sowjetischen Sektor (Liste 4)

jeweils gesondert erfaßt. Die Signierblätter enthalten je 40 Zeilen, die viermal von 1 bis 10 durchnummeriert sind.

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Josef Glowinski, Statistisches Landesamt Berlin, Berlin-Schöneberg.

**2.2** Für das Ziehen der Stichprobe wurde das systematische **Auswahlverfahren** benutzt: Für die Listen mit Zugezogenen (Nr. 1 und 3) sowie für die Listen der Fortgezogenen (Nr. 2 und 4) wurde jeweils eine Zufallszahl zwischen 1 und 10 bestimmt. Ausgehend von dem damit festgelegten Startpunkt wurde jede zehnte Zeile der Listenpaare (ohne Einhaltung einer bestimmten regionalen Reihenfolge der Signierblätter) als Stichprobenfall gekennzeichnet; Leerzeilen wurden dabei nicht mitgezählt.

Übersicht II.4.1 zeigt, daß der festgelegte Auswahlatz von 10 vH recht genau durch das systematische Auswahlverfahren verwirklicht werden konnte.

Übersicht II.4.1

Personengruppe	Personen		Effektiver Auswahlatz
	in der Grundgesamtheit	in der Stichprobe	
	Anzahl		vH
Zugezogene: männlich .....	84 473	8 418	9,965
weiblich .....	70 647	7 084	10,027
Fortgezogene: männlich .....	78 939	7 959	10,082
weiblich .....	61 109	6 040	9,884
Zusammen .....	295 168	29 501	9,995

**2.3** Die **Aufbereitung** war verhältnismäßig einfach: Bei der Signierung der total ausgezählten Merkmale konnten gleichzeitig auch die repräsentativ aufbereiteten Merkmale bei den Stichprobenfällen verschlüsselt werden. Zur Erleichterung der Signier- und Locharbeiten wurden diese Merkmale an den Schluß der Listen gestellt.

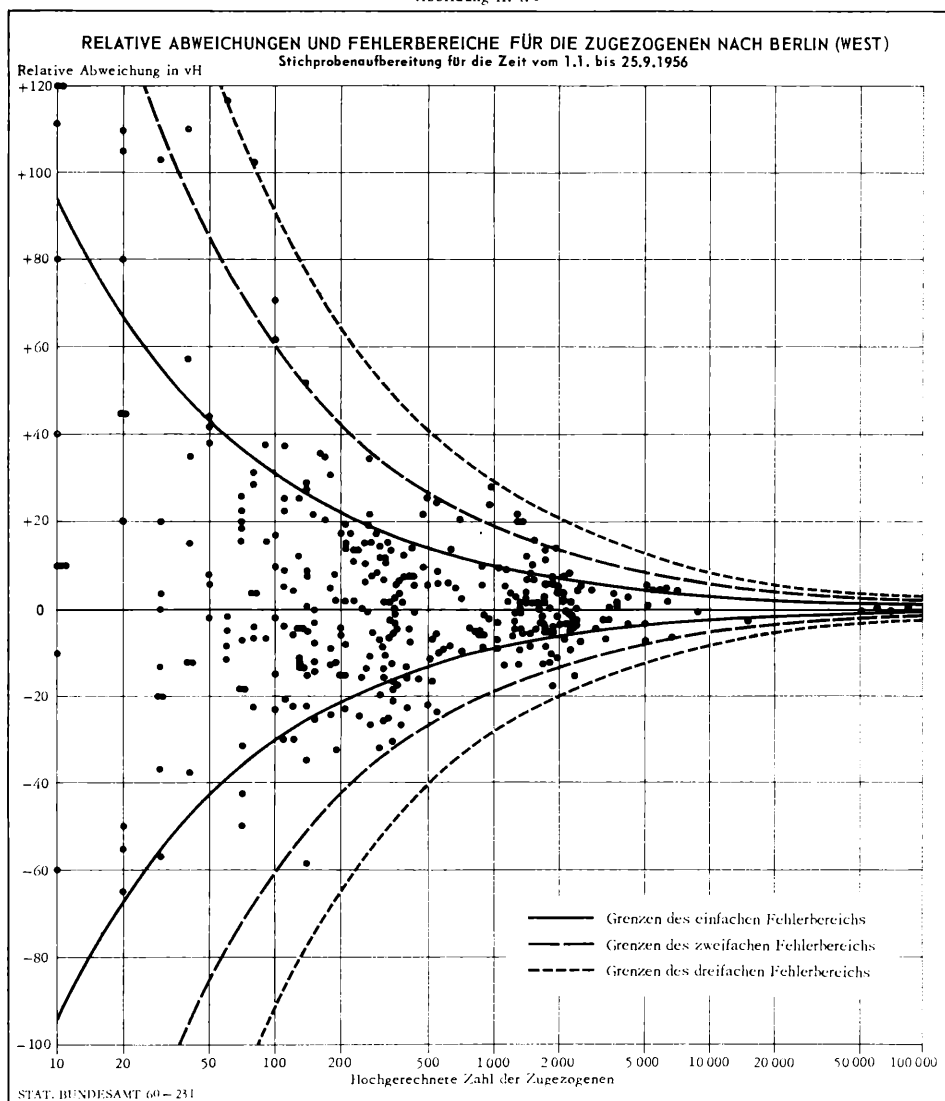
Übersicht II.4.2

Personengruppe		Personen nach der			Relative Abweichung vom hochgerechneten Wert bei Hochrechnung mit	
		Total-zählung	Stichprobenzählung bei Hochrechnung mit		einheitlichem Faktor	gesonderten Faktoren für vier Gruppen
			einheitlichem Faktor	gesonderten Faktoren für vier Gruppen		
Anzahl						
Zugezogene						
von auswärts und aus dem sowj. Sektor von Berlin	insgesamt	155 120	155 120	155 120	0	0
	männlich	84 473	84 234	84 473	+ 0,3	0
	weiblich	70 647	70 886	70 647	— 0,3	0
aus dem Bundesgebiet	insgesamt	15 690	16 070	16 072	— 2,4	— 2,4
	männlich	8 912	8 986	9 011	— 0,8	— 1,1
	weiblich	6 778	7 084	7 061	— 4,3	— 4,0
aus der sowj. Besatzungszone	insgesamt	110 833	110 701	110 704	+ 0,1	+ 0,1
	männlich	60 800	60 559	60 731	+ 0,4	+ 0,1
	weiblich	50 033	50 142	49 973	— 0,2	+ 0,1
aus dem sowj. Sektor von Berlin	insgesamt	20 989	20 873	20 867	+ 0,6	+ 0,6
	männlich	10 235	10 216	10 246	+ 0,2	— 0,1
	weiblich	10 754	10 657	10 621	+ 0,9	+ 1,3
Fortgezogene						
nach auswärts und dem sowj. Sektor von Berlin	insgesamt	140 048	140 048	140 048	0	0
	männlich	78 939	79 623	78 939	— 0,9	0
	weiblich	61 109	60 425	61 109	+ 1,1	0
nach dem Bundesgebiet	insgesamt	114 422	113 997	113 995	+ 0,4	+ 0,4
	männlich	64 688	64 887	64 329	— 0,3	+ 0,6
	weiblich	49 734	49 110	49 666	+ 1,3	+ 0,1
nach der sowj. Besatzungszone	insgesamt	4 914	5 002	5 010	— 1,8	— 1,9
	männlich	2 361	2 421	2 400	— 2,5	— 1,6
	weiblich	2 553	2 581	2 610	— 1,1	— 2,2
nach dem sowj. Sektor von Berlin	insgesamt	1 965	1 991	1 994	— 1,3	— 1,5
	männlich	913	930	922	— 1,8	— 1,0
	weiblich	1 052	1 060	1 072	— 0,8	— 1,9

## II.4

**2.4** Für die **Hochrechnung** der Stichprobenwerte ist für alle Personengruppen ein einheitlicher Faktor benutzt worden. Es wäre auch möglich gewesen, nach den Merkmalen, die im Zeitraum vom 1. Januar bis 25. September 1956 total ausgezählt worden sind, Hochrechnungsgruppen zu bilden und dafür gesonderte Hochrechnungsfaktoren anzuwenden. Die Wirkung, die mit unterschiedlichen Hochrechnungsfaktoren in den vier oben genannten Personengruppen anstelle des einheitlichen Hochrechnungsfaktors zu erzielen ist, zeigt Übersicht II.4.2 (S. 177). Danach werden die relativen Abweichungen der Stichprobenergebnisse vom Totalzählungswert durch die gesonderte effektive Hochrechnung zwar in den vier Personengruppen auf den Wert 0 herabgesetzt; sie werden dagegen bei den übrigen Gruppen nicht stets verkleinert, sondern in einigen Fällen sogar vergrößert.

Abbildung II. 4. 1





**2.5** Zur Beurteilung der **Genauigkeit** wurden zunächst nur die relativen Abweichungen für die nach 91 Geburtsjahren (bzw. Jahresgruppen) und nach Herkunftsgebieten gegliederte Zahl von Personen ermittelt, die in der Zeit vom 1. Januar bis 25. September 1956 nach Berlin (West) zugezogen sind. Von einer allgemeinen Fehlerrechnung wurde abgesehen, jedoch wurden für die Zugezogenen Standardfehler nach Formel III.1.3 (4), (S. 526), berechnet; dabei blieb die regionale Anordnung unberücksichtigt. In Abbildung II.4.1 (S. 178) werden die 362 relativen Abweichungen mit den einfachen und doppelten relativen Standardfehlern verglichen.

Die Darstellung zeigt, daß von den 362 Fällen 263 Fälle (72,7 vH) innerhalb des einfachen Fehlerbereichs und 346 Fälle (95,6 vH) innerhalb des zweifachen Fehlerbereichs liegen. Diese Anteile entsprechen verhältnismäßig gut den in I.2.4.1 (S. 50) genannten Werten 67,8 vH und 94,8 vH für die Gauß'sche Normalverteilung.

Im ganzen gesehen kann festgestellt werden, daß die repräsentative Auswertung der Wanderungsmeldungen in Berlin (West) für Untergliederungen der Zu- und Fortgezogenen bei einem Auswahlatz von 10 vH durchaus brauchbare Ergebnisse geliefert hat.

# Statistik der Umsiedlungswilligkeit in Schleswig-Holstein 1953

G. Muske<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Das Statistische Landesamt Schleswig-Holstein hat in den Monaten April und Mai 1953 eine repräsentative Befragung von Heimatvertriebenen in Schleswig-Holstein durchgeführt. Diese Befragung sollte feststellen, wie stark die Umsiedlungswilligkeit unter den Heimatvertriebenen ist, insbesondere, welcher Teil der Flüchtlingsbevölkerung noch Wert auf eine Umsiedlung legt und welcher Teil sich bereits so weit eingliedert fühlt, daß er kein Interesse mehr an einer Umsiedlung hat.

Die Ergebnisse der Statistik wurden vor allem für die Planung von Umsiedlungsmaßnahmen von dem dafür in Schleswig-Holstein zuständigen Ministerium für Arbeit, Soziales und Vertriebene benötigt, das die Statistik in Auftrag gegeben hat; die Ergebnisse dienten ferner als Grundlage für wirtschafts- und sozialpolitische Überlegungen.

Die starke Subjektivität der Antworten zum Zentralproblem der Erhebung, der Frage nach der Umsiedlungswilligkeit, ließen von vornherein keine großen Anforderungen an die Genauigkeit der Ergebnisse zu. Da überdies für die Durchführung der Erhebung nur geringe Mittel zur Verfügung standen, wurde das Stichprobenverfahren angewandt mit dem Ziel, ein der Größenordnung nach zutreffendes Bild über die Umsiedlungswilligkeit zu bekommen.

Die Ergebnisse der Statistik wurden von *G.-H. Horn* und *G. Muske* [34] veröffentlicht. Diese Unterlagen waren für die Umsiedlungspolitik recht wertvoll. Besonders wichtig waren die Hinweise, die in der Frage gegeben werden konnten, welche Gruppen von Heimatvertriebenen bei den Umsiedlungsmaßnahmen bevorzugt zu berücksichtigen waren.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Das **Tabellenprogramm** sah viele kleine Tabellen vor, die mit Rücksicht auf den geringen Stichprobenumfang jeweils wenig unterteilt waren. Auf regionale Gliederungen wurde von vornherein verzichtet. Die einzelnen Tabellen waren so aufeinander abgestimmt, daß trotz geringer Gliederungstiefe die notwendigen Unterlagen für die Charakterisierung der zu untersuchenden Personengruppen geschaffen wurden.

**2.2** Als **Erhebungseinheiten** wurden nicht Heimatvertriebene, sondern Haushalte von Heimatvertriebenen bestimmt, weil der Entschluß zur Umsiedlung in der Regel für den ganzen Haushalt getroffen wird. Auch die Umsiedlungsanträge wurden überwiegend für den gesamten Haushalt gestellt.

**2.3** Wegen der geringen verfügbaren Mittel konnten für die **Erhebung** keine Zähler oder geschulte Interviewer eingesetzt werden, vielmehr mußten die Fragebogen durch die Post versandt werden.

Die Erhebung wurde in zwei Abschnitten durchgeführt. Der erste Teil der Befragung sollte ein Bild über die Zahl der Umsiedlungswilligen im Lande Schleswig-Holstein und über die möglichen Gründe für und wider die Umsiedlung geben. Hierzu wurde ein verhältnismäßig einfacher Fragebogen benutzt. Zu verschiedenen Fragen war eine Reihe möglicher Antworten vorgegeben, die, sofern sie für den Einzelnen zutrafen, angekreuzt werden sollten. Diese Fragen waren ferner so gefaßt, daß mit ihrer Beant-

<sup>1)</sup> Volksw.-Rat Gerhard Muske, Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein, Kiel.

wortung die wichtigsten möglichen Gründe für eine Umsiedlung genannt waren. Mit dem Fragebogen wurde ein besonderes Anschreiben versandt, das die angeschriebenen Personen über den Sinn und Zweck der Umfrage unterrichtete.

Mit dem zweiten Teil der Erhebung sollte vor allem ermittelt werden, welche Bevölkerungsgruppen eine Umsiedlung ablehnen, welche Gruppen die Umsiedlung wünschen und wie sich diese beiden Gruppen in ihrer Struktur unterscheiden. Der für die zweite Befragung verwendete Fragebogen war weitaus umfangreicher als der Bogen bei der ersten Befragung; er enthielt ebenfalls Fragen, die die Einstellung des Einzelnen zur Umsiedlung ermitteln sollten. Das Schwergewicht lag jedoch bei den Fragen, mit denen versucht werden sollte, ein Bild über die individuellen und wirtschaftlichen Verhältnisse der einzelnen Haushalte zu gewinnen.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** stand eine Kartei zur Verfügung, in der die Adressen aller an einem 5. Mai oder 11. November geborenen Personen mit Wohnsitz in Schleswig-Holstein enthalten sind. Diese Kartei ist anlässlich der Volkszählung 1950 aufgestellt und laufend anhand der Geburts- und Sterbemeldungen sowie der An- und Abmeldungen fortgeschrieben worden. Die Auswahlgrundlage ist also selbst eine Stichprobe, die nach dem Geburtstagsverfahren aus der Wohnbevölkerung entnommen ist. Der Altersaufbau und die regionale Zusammensetzung dieser Stichprobe entspricht weitgehend der gesamten Wohnbevölkerung; die Strukturunterschiede halten sich durchweg in den Grenzen, die bei Auswahl einer gleich großen Stichprobe nach dem Zufallsprinzip gelten würden (vgl. *G.-H. Horn* [33]).

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Die verfügbare Auswahlgrundlage ließ es nicht zu, Haushalte von Heimatvertriebenen, d. h. die Erhebungseinheiten, unmittelbar auszuwählen. Als **Auswahleinheiten** mußten vielmehr Personen genommen werden. In die Stichprobe wurden alle Heimatvertriebenen (Inhaber des Landes-Flüchlingsausweises A) aufgenommen, die in der Auswahlgrundlage erfaßt und entsprechend gekennzeichnet waren; auf eine Schichtung wurde also verzichtet.

Aus dieser Stichprobe von Personen wurden dann mittelbar Haushalte ausgewählt. Alle Haushalte, zu denen eine oder mehrere der ausgewählten Personen gehörten, wurden in die Stichprobe von Haushalten einbezogen. Ein Haushalt galt also nicht nur dann als ausgewählt, wenn der Haushaltsvorstand in der Stichprobe enthalten war, sondern auch in den Fällen, in denen z. B. die Ehefrau oder ein Kind bei der Personenauswahl erfaßt wurde. Insgesamt wurden unmittelbar 3100 Personen und damit 3100 Haushalte erfaßt, zu denen rund 10000 Personen gehörten.

Der Fragebogen wurde an die Zielpersonen versandt; die Bogen enthielten besondere Aufforderungen, denen zufolge die Eintragungen nur von den Haushaltsvorständen der angeschriebenen Personen — sofern diese nicht selbst Haushaltsvorstand waren — vorgenommen werden sollten.

Durch diesen Übergang von der untergeordneten Auswahleinheit (Person) zu der übergeordneten Erhebungseinheit (Haushalt) hatten Haushalte mit mehreren Heimatvertriebenen eine größere Chance, in die Auswahl zu gelangen, als z. B. Einzelpersonenhaushalte (vgl. I.2.2.1, S. 28).

**3.2** Die ungleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten mußten bei der **Hochrechnung** der Ergebnisse berücksichtigt werden. Dazu wurden die Unterlagen nach Haushaltsgrößen getrennt aufbereitet. Vor der Zusammenfassung zum Gesamtergebnis wurden die gegenüber 1-Personen-Haushaltungen mehrfachen Erfassungschancen der Mehrpersonenhaushalte durch entsprechende Umgewichtung ausgeschaltet; z. B. wurden Angaben von 2-Personen-Haushalten mit dem halben Wert, Angaben von 3-Personen-Haushalten nur zu einem Drittel einbezogen.

### 4. Durchführung des Stichprobenplans

**4.1** Bei der Erhebung waren einige **methodische Schwierigkeiten** zu überwinden: Von den 4134 versandten Fragebogen kamen rund 700 Bogen mit dem Vermerk „unzustellbar“ wieder zurück. In vielen Fällen wurde beim Meldeamt des bisherigen Wohnsitzes schriftlich rückgefragt und die neue Adresse — in der Mehrzahl außerhalb Schleswig-Holsteins — ermittelt. Bei Wegzug über die Landesgrenzen wurde die betreffende Adresse gestrichen und bei Umzügen innerhalb des Landes ein neuer Fragebogen zum Versand gebracht. So konnte der Karteifehler recht gut reduziert werden. Lediglich die Fehler durch nichtregistrierte Zuzüge von Vertriebenen blieben unberücksichtigt. Da die Zuzüge nach Schleswig-Holstein in der Zeit vor der Erhebung nicht bedeutend waren, dürfte hierdurch keine bemerkenswerte Ungenauigkeit eingetreten sein.

**4.2** Um die systematischen Fehler durch **Nichtbeantwortung** möglichst klein zu halten, wurden einige Geldprämien unter denjenigen ausgelost, die den Fragebogen fristgemäß und richtig ausgefüllt eingesandt hatten. Alle Personen, die nicht fristgemäß antworteten, wurden bis zu zweimal schriftlich gemahnt; darüber hinaus wurden in einigen Gemeinden die trotz der zwei Mahnungen noch Säumigen durch die Gemeindeverwaltung persönlich gemahnt. Auf diese Weise wurde erreicht, daß bei der ersten Umfrage 91 vH der Befragten antworteten und beim zweiten Teil der Umfrage — bei umfangreicherem Fragebogen — 88 vH der versandten Bogen zurückkamen.

Es wurde darauf verzichtet, auf die übrigen Personen noch einmal besonders einzugehen. Durch eine besondere Auszählung war festgestellt worden, daß der Anteil der Umsiedlungswilligen bei denen, die den Fragebogen sofort ausgefüllt zurücksandten, höher war als bei denen, die erst auf die erste oder auf eine weitere Mahnung antworteten: Der Anteil der Umsiedlungswilligen betrug bei der

ersten Aufforderung 50,9 vH,  
zweiten Aufforderung 36,7 vH,  
dritten Aufforderung 33,6 vH.

Die Befragten füllten also die Fragebogen im allgemeinen rascher aus, wenn sie umzusiedeln wünschten, und ließen sich um so mehr Zeit dafür, je weniger sie selbst an eine Umsiedlung dachten. Daraus folgt, daß mit der Erhebung die Anzahl der Umsiedlungswilligen systematisch etwas zu hoch ermittelt worden ist. Dieser systematische Fehler wurde in folgender Weise abgeschätzt: Der Anteil der Umsiedlungswilligen in der erfaßten Gesamtheit war 40 vH; unter der Annahme, daß der Anteil der Umsiedlungswilligen unter den Non-response-Fällen 25 vH beträgt, ergibt sich ein Anteil von 38 vH in der Gesamtmasse. Der systematische Fehler dürfte demnach höchstens 5 vH des ermittelten Anteilwertes ausmachen.

**4.3** Die **Zufallsfehler** wurden für alle Anteilswerte graphisch ermittelt (Tafeln von *S. Koller* [43]). Die ungleichen Auswahlwahrscheinlichkeiten (vgl. Ziffer 3.1) wurden dabei jedoch nicht berücksichtigt. In den Ergebnistabellen wurden die doppelten relativen Standardfehler aufgeführt, sofern diese Fehlerwerte größer als 5 vH waren.

**4.4** Methodisch aufschlußreich ist die **zeitliche Verteilung des Einganges** ausgefüllter Fragebogen. Die Übersicht II.5.1 zeigt, daß spätestens nach 8 Tagen keine wesentlichen Eingänge mehr zu erwarten waren. Hierbei ist zu bemerken, daß diese Zeiten nur für schleswig-holsteinische Verhältnisse zutreffen. In ländlichen Gegenden muß mit verhältnismäßig langen Postwegen gerechnet werden. Die Haupteingänge kamen im Durchschnitt am 3. bis 6. Tag. Bei den Mahnungen lag die Mehrzahl der Eingänge etwas früher.

Übersicht II.5.1

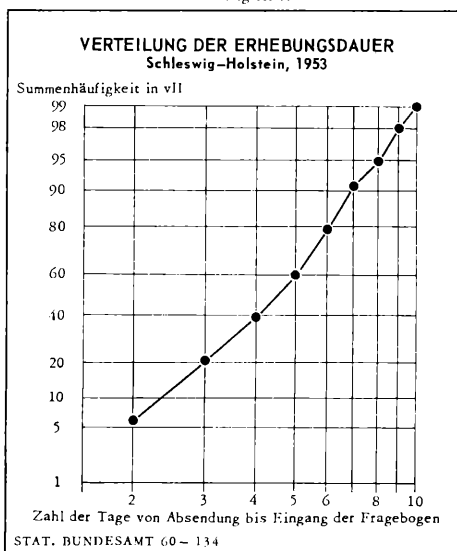
Zahl der Tage von der Absendung der Aufforderung bis zum Eingang des Fragebogens	Anteil der Fragebogen in vH			
	insgesamt	darunter bei der		
		ersten Aufforderung	zweiten Aufforderung	dritten Aufforderung
1	0	0	—	2
2	7	6	11	5
3	17	15	23	14
4	18	18	19	15
5	20	21	16	15
6	17	19	11	14
7	10	12	8	5
8	5	4	6	11
9	3	3	5	4
10	1	1	1	2
11	1	1	0	3
12 und mehr	1	—	0	10
Zusammen	100	100	100	100

Die Abbildung II.5.1 zeigt, daß der Eingang der Fragebogen bei der ersten Aufforderung mit guter Näherung einer Log-Normalverteilung folgte. Es ist bemerkenswert, daß dies auch für den Eingang nach Mahnungen und sogar auch für die Gesamtmasse gilt.

Die Postbefragung hat den großen Nachteil, daß die gesamte Prozedur vom Versand der Fragebogen bis zum Eintreffen der zuletzt angemahnten Bogen recht viel Zeit beansprucht. Dagegen ist es einem Interviewer leichter möglich, innerhalb weniger Tage jeden zu Befragenden mehrmals zu besuchen. Bei der Postbefragung muß man zwischen jedem Versuch, Antworten zu erhalten, notgedrungen mehrere Tage — mindestens 6 bis 8 — verstreichen lassen. Es hängt vom Charakter und der Aufgabenstellung der Umfrage ab, ob ein wochenlanger Erhebungsablauf in Kauf genommen werden kann. Der Zeitverlust wird allerdings zu einem Teil dadurch wieder aufgefangen, daß sofort nach Einlaufen der ersten Antworten mit der Aufbereitung begonnen werden kann. Als sehr zweckmäßig hat sich die Koppelung der Postbefragung mit dem Einsatz von Mitarbeitern einiger Gemeindeverwaltungen erwiesen (vgl. Ziffer 4.1). In diesen Gemeinden konnten etwa 55 vH der nach

der zweiten Mahnung noch ausstehenden Fälle durch Nachholen der Befragung bzw. Feststellung von bis dahin noch nicht erkannten Karteifehlern (Wegzug, Sterbefall, nicht am Stichtag geboren, kein Flüchtling) erledigt werden.

Abbildung II. 5. 1



# Repräsentative Wahlstatistik 1953 und 1957

S. Koller<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Bei der Bundestagswahl 1953 und 1957 wurde die allgemein durchgeführte Wahlstatistik durch eine repräsentative Statistik ergänzt, mit der in einer Stichprobe von Wahlbezirken die Wahlbeteiligung und die Stimmabgabe von Männern und Frauen in verschiedenen Altersklassen festgestellt wurde. Während früher nur in einzelnen Städten derartige Auszählungen vorgenommen wurden, sollten mit dieser Stichprobenstatistik repräsentative Ergebnisse für alle Bundesländer unter verhältnismäßiger Berücksichtigung von Stadt und Land erzielt werden. Aufgabe dieser Statistik war es, die wahlsoziologischen Erkenntnisse zu vertiefen und allen politischen Parteien Material über die Gliederung ihrer Wähler nach Geschlecht und Alter zur Verfügung zu stellen.

Die Rechtsgrundlage bildete die Verordnung über die Bundeswahlstatistik 1953 vom 21. August 1953 sowie — für die Wahlstatistik 1957 — das Bundeswahlgesetz vom 7. Mai 1956.

Die Ergebnisse der beiden Statistiken sind mit einer ausführlichen methodischen Einleitung in Band 100 (Heft 2) und in Band 200 (Heft 2) der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht worden.

## 2. Grundlagen der Stichprobenpläne

**2.1** Nach dem **Tabellenprogramm** sollten ausgezählt werden:

- a) Die Wahlbeteiligung nach Alter und Geschlecht;
- b) die Stimmenabgabe für die einzelnen Parteien nach Erst- und Zweitstimmen in der kombinierten Gliederung nach sechs Alters- und Geschlechtsgruppen.

Die Tabellen waren für den Bund und die Länder — sowie zusätzlich noch für Zusammenfassungen nach einigen soziologischen Merkmalen der Gemeinden — aufzustellen. Das Hauptgewicht für die Planung lag auf den Zahlen über die Stimmenabgabe für das Bundesgebiet.

**2.2** Als **Unterlagen** für die Statistik dienten die Wahlkartei sowie die bei der Wahl anfallenden Originalstimmzettel. Es handelt sich hier also um eine Sekundärstatistik. Das Material wurde allerdings dadurch für die statistischen Zwecke erweitert und vorbereitet, daß Angaben über Alter und Geschlecht auf den Stimmzetteln der ausgewählten Wahlbezirke eingetragen wurden. Aus diesem technischen Grunde müssen stets geschlossene Wahlbezirke in die Zählung einbezogen werden. **Aufbereitungseinheiten** für die Tabellen zu a) waren Wahlberechtigte, für die Tabellen zu b) die Stimmzettel.

**2.3** Die **Auswahlgrundlagen** für die Statistik 1953 bildeten die Wahlergebnisse der Bundestagswahl 1949. Eine gewisse Schwierigkeit für die im Statistischen Bundesamt durchgeführte Stichprobenauswahl bestand darin, daß nur für einige Länder Ergebnisse für alle Wahlbezirke zur Verfügung standen. Für die überwiegende Zahl der Länder lagen bei der Auswahl nur Ergebnisse für Gemeinden vor. Dagegen waren für die Statistik 1957 die Wahlergebnisse für alle bei der Bundestagswahl 1953 vorhandenen Wahlbezirke verfügbar.

Die Größe der Wahlbezirke ist sehr uneinheitlich. Kleine Gemeinden bilden einen Wahlbezirk für sich. In den größeren Gemeinden mit mehreren Stimmbezirken kann die Bezirkseinteilung von einer Wahl zur anderen wechseln.

<sup>1)</sup> Ltd. Reg.-Direktor Prof. Dr. Dr. Siegfried Koller, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Die Zahl der für die Wahl 1953 zu bildenden Wahlbezirke war bei der Planung nicht bekannt; sie wurde mit etwa 40 000 bis 50 000 geschätzt. Die Statistik ergab eine Gesamtzahl von 47 197 Wahlbezirken. Bis 1957 hat sich diese Zahl nur geringfügig durch Neueinteilungen geändert.

**2.4 Die Möglichkeiten der Schichtung** waren 1953 dadurch eingeschränkt, daß man im allgemeinen auf Unterlagen für ganze Gemeinden angewiesen war. Bei den größeren Gemeinden, in denen mehr als ein Wahlbezirk gebildet worden war, konnte also nicht nach Wahlbezirken sondern nur nach Gemeinden geschichtet werden. Für diese Einheiten war eine Schichtung z. B. nach Gemeindegrößenklassen und nach den Stimmanteilen der Parteien in der Bundestagswahl 1949 möglich.

Bei der Wahlstatistik 1957 lagen die Verhältnisse günstiger. Auf Grund der Ergebnisse der Statistik 1953 konnten in der Regel bereits die Wahlbezirke geschichtet werden. Eine Ausnahme bildeten nur diejenigen Bezirke, deren Grenzen seit 1953 geändert worden sind.

**2.5 Der Stichprobenumfang** sollte möglichst gering sein. Für die Statistik 1953 wurde zudem gefordert, daß eine größere Zahl von Wahlkreisen unbeteiligt bleiben sollte. Der Grund lag darin, daß jeder Wahlkreis seine besonderen Wahlvorschläge und damit auch seine besonderen Stimmzettel hat. Die Bereitstellung der notwendigen, mit Aufdruck versehenen Stimmzettel für die ausgewählten Gemeinden vereinfacht sich erheblich, wenn nicht alle Wahlkreise damit belästigt zu werden brauchen. Für die Statistik 1957 wurde diese Bedingung nicht gestellt.

Bei Beginn der Vorbereitungen waren keine quantitativen Genauigkeitsforderungen vorgegeben; sie wurden erst im Laufe der Planung entwickelt.

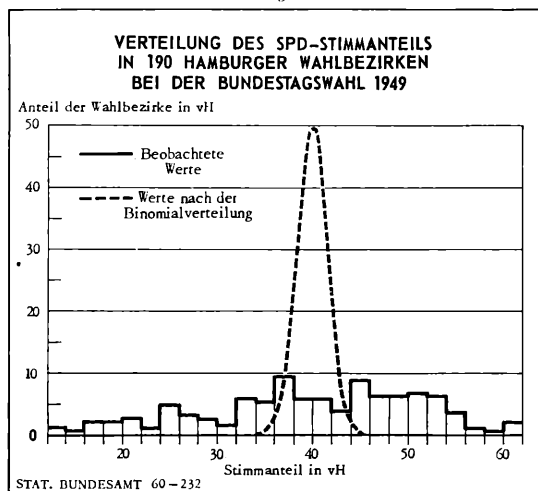
### 3. Stichprobenplan für die repräsentative Wahlstatistik 1953

**3.1 Die Verteilung der Stimmanteile** einer Partei wurde für die SPD in den Hamburger Wahlbezirken bei der Bundestagswahl 1949 untersucht. Aus der Veröffentlichung über die Wahlergebnisse wurde von den 1 046 Hamburger Wahlbezirken jeder fünfte Bezirk herausgegriffen. Um keine Störungen durch allzu kleine Zahlen zu haben, wurden nur die Bezirke mit mindestens 600 gültigen Stimmen weiter bearbeitet. Es handelt sich um 190 Bezirke mit durchschnittlich 930 gültigen Stimmen. In diesen 190 Wahlbezirken wurden die ermittelten SPD-Stimmanteile ausgezählt. Die Ergebnisse der Auszählung sind in Abbildung II.6.1 dargestellt.

Auffällig ist die weit auseinandergezogene Form dieser Verteilung. Es gibt Wahlbezirke, in denen 60 vH aller gültigen Stimmen auf die SPD entfielen, aber auch solche, in denen diese Partei nur einen Stimmanteil von etwa 15 vH hatte. Ein deutliches Maximum ist nicht vorhanden.

Mit dieser empirisch ermittelten Verteilung kann die Binomialverteilung (vgl. I.3.1.2, S. 57) verglichen werden. Diese theoretische Verteilung ergibt sich aus der Modellannahme, es bestände in jedem Wahlbezirk die gleiche

Abbildung II. 6. 1



II.6

Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein Wähler eine SPD-Stimme abgibt. Diese Wahrscheinlichkeit müßte gleich dem Stimmanteil 39,9 vH der SPD sein, der sich im Durchschnitt aller 190 Wahlbezirke ergeben hat. Die Binomialverteilung ist in Abbildung II.6.1 als gestrichelte Kurve eingezeichnet. Es ist sofort zu erkennen, daß die Bezirksergebnisse im Modell sehr viel enger um den Mittelwert gruppiert sind; wenn also die Streuung zwischen den Bezirken allein durch die rein zufällige Stimmabgabe bedingt wäre, müßte sie sehr viel geringer sein.

3.2 Die am Material von Hamburg empirisch bestimmte **Standardabweichung** beträgt  $s = 11,1$  vH; dagegen ergibt sich für Wahlbezirke mit 930 Stimmen bei Binomialverteilung nur  $s = 1,6$  vH. Das Streuungsmaß der empirischen Verteilung ist also siebenmal so groß, als wenn es sich nur um reine Zufallsunterschiede von Wahlbezirk zu Wahlbezirk handeln würde. Das Beispiel zeigt, daß das oben verwendete Wahrscheinlichkeitsmodell zur Berechnung der auftretenden Streuungen offenbar ungeeignet ist. Es können daher nur die empirisch gefundenen Streuungen den späteren Berechnungen zugrunde gelegt werden.

Zur Vorbereitung des Stichprobenplans wurden für verschiedene Gebiete Streuungsuntersuchungen in der Art des Hamburger Beispiels durchgeführt, aus denen sich ergab, daß der Variationskoeffizient bei den großen Parteien bei etwa  $\frac{1}{3}$  bis  $\frac{2}{3}$  liegt, bei den kleineren auf 1 bis 2 steigt und bei Parteien, die nicht überall vertreten sind, noch höhere Werte erreicht. Dabei ist nur die Streuung berücksichtigt, wie sie etwa im Rahmen der Wahlergebnisse der Einzelgemeinden in mehreren benachbarten Wahlkreisen vorliegt.

3.3 Auf Grund der geschätzten Variationskoeffizienten wurde zunächst theoretisch die **Genauigkeit** untersucht, die bei einer ungeschichteten Auswahl von 100, 500 und 2000 Wahlbezirken zu erreichen ist. In Übersicht II.6.1 sind die geschätzten Standardfehler bei ungeschichteter Auswahl zusammengestellt.

Übersicht II.6.1

Partei <sup>1)</sup>	Geschätzter Variationskoeffizient	Standardfehler (in vH der Stimmanteile) bei ungeschichteter Auswahl von		
		100 Wahlbezirken	500 Wahlbezirken	2 000 Wahlbezirken
CDU/CSU .	0,5	5	2,2	1,1
SPD .....	0,3	3	1,3	0,7
FDP .....	1	10	4,5	2,2
KPD .....	1,5	15	6,7	3,4

<sup>1)</sup> Für den BHE lagen keine Zahlen zur Durchführung einer Streuungsschätzung vor.

Die mit einer Auswahl von 500 Wahlbezirken voraussichtlich erreichbare Genauigkeit wurde als ausreichend für das bei der repräsentativen Wahlstatistik verfolgte Ziel angesehen. Dementsprechend wurde der Umfang der Stichprobe so festgesetzt, daß 1,5 vH aller Wahlberechtigten erfaßt werden sollten. Da die Wahlberechtigten etwa zwei Drittel der Bevölkerung ausmachen, wurde die Auswahl rechnerisch auf die Bevölkerung abgestellt, und zwar sollte die Zahl der erfaßten Wahlberechtigten 1 vH der Gesamtbevölkerung umfassen. Es war zu erwarten, daß die Genauigkeit durch eine Schichtung weiter verbessert würde.

3.4 Für die **Schichtung** der Wahlbezirke wurde in jedem Land gesondert eine Einteilung nach folgenden drei Gemeindegrößenklassen vorgenommen:

- Gemeinden mit weniger als 3 000 Einwohnern,
- 3 000 bis unter 50 000 Einwohnern,
- 50 000 und mehr Einwohnern.



Diese Klasseneinteilung bewirkt im Bundesdurchschnitt eine Gliederung der Bevölkerung in drei ungefähr gleiche Teile. Die Einteilung in Länder und Größenklassen ergibt 23 Schichten.

Innerhalb jeder Schicht wurden die Wahlbezirke nach dem Stimmanteil der CDU/CSU (zuzüglich Bayernpartei und Zentrum), kombiniert mit dem Stimmanteil der SPD, in Gruppen eingeteilt. Die in Übersicht II.6.2 gezeigte kombinierte Gruppierung nach den beiden zahlenmäßig stärksten Parteien soll die politische Struktur des Bezirks erfassen. Danach gehört ein Bezirk z. B. zur Gruppe 22, wenn bei der Bundestagswahl 1949 der SPD-Anteil zwischen 10 und 20 und der CDU/CSU-Anteil zwischen 35 und 60 von 100 gültigen Stimmen lag.

Das Schema enthält 20 Anordnungsgruppen. Theoretisch ist somit eine Einteilung der Wahlbezirke des Bundesgebietes in maximal  $23 \cdot 20 = 460$  Gruppen entstanden. Diese Zahl wurde allerdings in der Praxis bei weitem nicht erreicht, weil nicht alle Anordnungsgruppen in jedem Land und in jeder Größenklasse vorkommen.

Diese Gruppierung war 1953 nicht für die Gesamtheit aller Wahlbezirke des Bundesgebietes möglich, weil die statistischen Unterlagen dafür nicht zur Verfügung standen und weil überdies auch der Arbeitsaufwand hierfür zu groß gewesen wäre. Stattdessen wurden von den kleinen Gemeinden unter 3000 Einwohnern, die in der Regel nur je einen Wahlbezirk umfassen, nur diejenigen Gemeinden zur Gruppierung herangezogen, die rund 400 oder 800 oder 1200 gültige Stimmen bei der Bundestagswahl 1949 aufwiesen. Bei der damaligen Wahlbeteiligung entsprach dem eine etwa doppelt so große Bevölkerungszahl. Die Gemeinden mit 400 gültigen Stimmen sollten die Gemeinden mit weniger als 1000 Einwohnern repräsentieren, die Gemeinden mit 800 gültigen Stimmen die mit 1000 bis 2000 Einwohnern, und die mit 1200 gültigen Stimmen die Gemeinden mit 2000 bis 3000 Einwohnern. Zur Sicherung der Geheimhaltung der Stimmabgabe wurden Gemeinden mit weniger als 500 Einwohnern grundsätzlich von der Auswahl ausgeschlossen. Sie wurden — entsprechend ihrer Einwohnerzahl — durch Gemeinden mit 500 bis unter 1000 Einwohnern derselben Anordnungsgruppe ersetzt. Die so ausgelesenen Gemeinden wurden den 20 Anordnungsgruppen zugeteilt.

Für die größeren Gemeinden standen bei einigen Ländern keine Einzelergebnisse der Wahlbezirke zur Verfügung, sondern nur die Gesamtergebnisse der Gemeinden. In diesen Fällen war nur eine Gruppierung der Gemeinden möglich. Soweit die Wahlergebnisse für die einzelnen Wahlbezirke in den großen Gemeinden zur Verfügung standen, wurde die Gruppierung ebenso wie bei den Gemeinden bis unter 3000 Einwohnern auf diejenigen Wahlbezirke beschränkt, die 1949 rund 400 oder 800 oder 1200 gültige Stimmen aufwiesen.

Die kleinen Wahlbezirke mit rund 400 Stimmen kamen verhältnismäßig selten vor. Beim Vergleich stellte sich heraus, daß die Größe der Wahlbezirke von Stadt zu Stadt stark schwankte und daß in manchen Städten bestimmte Größenordnungen bevorzugt waren. In diesen Fällen konnte von der Beschränkung auf ausgewählte

Übersicht II.6.2

SPD-Anteil in vH	Anteil der CDU/CSU (einschließlich BP und Z) in vH	Nummer der Anordnungs- gruppe
0 bis unter 10	unter 40	11
	40 bis unter 65	12
	65 und mehr	13
10 bis unter 20	unter 35	21
	35 bis unter 60	22
	60 und mehr	23
20 bis unter 30	unter 30	31
	30 bis unter 50	32
	50 und mehr	33
30 bis unter 40	unter 25	41
	25 bis unter 45	42
	45 und mehr	43
40 bis unter 50	unter 20	51
	20 bis unter 35	52
	35 und mehr	53
50 bis unter 60	unter 15	61
	15 bis unter 30	62
	30 und mehr	63
60 und mehr	unter 10	71
	10 und mehr	72

## II.6

Bezirksgrößen kein Gebrauch gemacht werden. Dann mußten entweder alle Wahlbezirke dieser Städte bearbeitet werden oder, wenn das nicht möglich war, die Gemeinden gruppiert werden.

Verschiedentlich hatte sich die Einteilung der Wahlbezirke innerhalb der Städte seit 1949 geändert. Wahlergebnisse für die neu gebildeten Bezirke lagen natürlich nicht vor. Auch in diesen Fällen war es daher nur möglich, die Gruppe der Gesamtgemeinde zugrunde zu legen.

Eine weitere Schwierigkeit ergab sich für die Bezirke derjenigen Wahlkreise, in denen 1949 ein Wahlabkommen zwischen CDU und FDP bestanden hatte. Hier waren die CDU-Zahlen entweder überhöht oder fehlten ganz. Um diese Kreise in die Gruppierung einbeziehen zu können, wurde schematisch eine Aufteilung der gemeinsamen Stimmzahlen auf CDU und FDP im Verhältnis 2:1 vorgenommen.

**3.5 Die Auswahl** konnte infolge der ungünstigen Auswahlgrundlagen für die Wahlstatistik 1953 nicht nach einem einheitlichen Plan durchgeführt werden. Vielmehr mußten verschiedene Behelfslösungen gefunden werden, um die besonderen Schwierigkeiten zu überwinden.

Grundsätzlich wurde eine einstufige geschichtete Auswahl von Wahlbezirken vorgesehen. Die geforderte Beschränkung der Statistik auf eine möglichst kleine Zahl von Wahlkreisen (vgl. 2.4, S. 185) wurde durch eine nachträgliche Modifizierung der Auswahl erreicht: Dazu wurden die Wahlkreise in jedem Land nach Übersicht II.6.2 gruppiert. Innerhalb jeder Anordnungsgruppe wurden unter Heranziehung der Stimmanteile 1949 aller, auch der kleineren Parteien Gruppen von 2 oder 3 Wahlkreisen gebildet, deren Ergebnisse weitgehend übereinstimmen. In diesen kleinen, homogenen Gruppen wurde nach dem Zufallsprinzip jeweils ein Wahlkreis bestimmt, der auch für die anderen die Stichprobenbezirke stellen sollte. Wenn nun bei der Auswahl der Wahlbezirke ein Bezirk in einem auf diese Weise gesperrten Wahlkreis gezogen wurde, so war er durch einen entsprechenden Wahlbezirk im Ersatzkreis zu ersetzen. Auf diese Weise wurde nachträglich die Wirkung einer zweistufigen Auswahl erreicht, bei der in der ersten Stufe die Wahlbezirke nach der Gleichartigkeit der Stimmverteilung geschichtet sind.

In den Gemeinden mit mehr als 3000 Einwohnern mußte in einigen Ländern, für die die Ergebnisse nicht bezirksweise vorlagen, eine geschichtete Auswahl von Gemeinden durchgeführt werden. In den ausgewählten Gemeinden wurde eine ungeschichtete Unterauswahl von Wahlbezirken vorgenommen. Diese Auswahl wurde den Gemeindebehörden selbst überlassen. Da mit der Vornahme einer strengen Zufallsauswahl in den einzelnen Gemeinden nicht gerechnet werden konnte, wurde dieses Verfahren gar nicht erst vorgeschlagen. Als Richtlinie für die Auswahl wurde angegeben, daß die Bezirke insgesamt dem Gemeindedurchschnitt der Wahl 1949 entsprechen sollten, ohne daß jeder der einzelnen Bezirke für sich den Stadtdurchschnitt widerspiegeln sollte. Es ist anzunehmen, daß trotzdem die einzelnen ausgewählten Bezirke etwas zu häufig in der Nähe des Gemeindedurchschnitts lagen.

Für die Auswahl wurde eine Tabelle angelegt, die in jedem Land die Verteilung der Wahlbezirke bzw. Gemeinden gemäß ihrer Bevölkerungszahl auf die drei Gemeindegrößenklassen und die wirklich besetzten Anordnungsgruppen enthielt. Übersicht II.6.3 zeigt die Gliederung für Nordrhein-Westfalen. Die technischen Einzelheiten der Auswahl sind in der Quellenveröffentlichung (vgl. S. 184) ausführlich beschrieben.

Übersicht II.6.3

Gemeinden mit einer Einwohnerzahl	Bevölkerung am 30. 6. 1952 in 1 000	Von 1 000 der Bevölkerung von Nordrhein-Westfalen entfielen auf Gemeinden in Anordnungsgruppe																	
		11	12	13	22	23	31	32	33	41	42	43	51	52	53	61	62	63	72
unter 3000	1 791,5	1	1	22	3	38	—	6	19	1	10	8	—	10	6	—	5	1	—
3000 bis unter 50000	5 186,0	—	—	3	8	56	4	26	99	—	62	51	6	34	15	1	10	—	3
50000 und mehr	6 743,7	—	—	—	9	9	19	89	19	—	206	52	—	71	17	—	—	—	—

Nach der vorläufigen Auswahl wurde in Hessen beschlossen, zur zuverlässigen Sicherung des Wahlgeheimnisses auch die Gemeinden unter 1000 Einwohnern auszuschließen und durch Gemeinden mit 1000 bis 2000 Einwohnern zu ersetzen. In Baden-Württemberg wurde die repräsentative Statistik in einigen ausgewählten Gemeinden nicht durchgeführt, so daß eine Verzerrung der unmittelbaren Ergebnisse entstand.

In Bayern und Rheinland-Pfalz wurden nur Teile des Zählungsprogramms durchgeführt; die Gliederung der Stimmabgabe nach Alter und Geschlecht war in beiden Ländern nicht möglich. Aus diesem Grunde konnten nur Bundesergebnisse ohne Bayern und Rheinland-Pfalz erstellt werden.

**3.6** Bei der **Hochrechnung** war neben der eigentlichen Auswahl auch die Vorauswahl von Wahlbezirken bestimmter Größe (vgl. 3.4) zu berücksichtigen. Außer dem Ausfall einiger Gemeinden in Baden-Württemberg war bei der Hochrechnung auch zu beachten, daß sich das tatsächliche Gewicht einiger Gruppen infolge unerwarteter Unterschiede in der Größe der Wahlbezirke verschob. Dementsprechend wurden in jedem Land die Ergebnisse je Anordnungsgruppe mit dem reziproken Wert des effektiv erreichten Auswahlsatzes frei hochgerechnet.

**3.7** Einen ersten Überblick über die **Genauigkeit** der Ergebnisse gibt der Vergleich der Gesamtergebnisse der Bundestagswahl mit den hochgerechneten Zahlen der ausgewählten Bezirke in Übersicht II.6.4.

Übersicht II.6.4

Merkmal	Ergebnisse nach der Totalzählung	Repräsentativ ermittelte Ergebnisse
Wahlbeteiligung (auf 100 Wahlberechtigte) .....	86,0	86,4
Gültige Zweitstimmen (auf 100 abgegebene Zweitstimmen) .....	96,7	96,7
Parteianteile (auf 100 gültige Zweitstimmen)		
CDU/CSU .....	45,2	44,8
SPD .....	28,8	28,6
FDP/DVP .....	9,5	10,0
GB/BHE .....	5,9	6,2
KPD .....	2,2	2,2
Sonstige .....	8,4	8,3

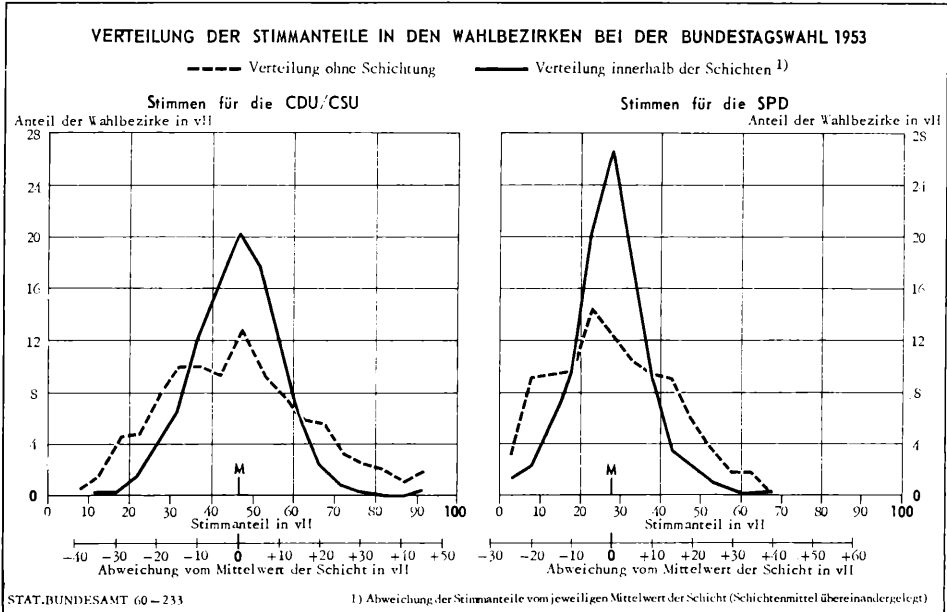
Zur Beurteilung der eigentlichen Stichprobenergebnisse, nämlich der Wahlergebnisse nach Alter und Geschlecht sowie für bestimmte Gemeindegruppierungen, wurde eine detaillierte Fehlerrechnung durchgeführt.

Zunächst war am Material der Stichprobe zu prüfen, ob für jede Partei ein besonderer Streuungsansatz erforderlich ist. Wegen der relativ geringen Zahl von ausgewählten Wahlbezirken wurden die Varianzen nicht in jeder Schicht getrennt ermittelt, sondern für jede Partei über alle Anordnungsgruppen und Schichten hinweg, wobei jeweils die Abweichungen vom Gruppenmittelwert verwendet wurden. In Abbildung II.6.2 sind für die CDU/CSU und für die SPD die Häufigkeitsverteilungen der Originalwerte der Stimmanteile (ungeschichtet) dargestellt und mit der — um dieselben Mittelwerte gezeichneten — Häufigkeitsverteilung der Abweichungen vom jeweiligen Gruppenmittelwert verglichen. Man erkennt hieran deutlich die geringere Streuung innerhalb der Gruppen und damit den Genauigkeitsgewinn.

Die Abhängigkeit der so abgeschätzten Varianz von den durchschnittlichen Stimmanteilen der Parteien zeigt Abbildung II.6.3, in der jede Partei durch ihren Stimmanteil  $p$  und ihre Varianz  $s^2$  dargestellt ist. Erstaunlicherweise liegen die Punkte praktisch auf einer Geraden.

## II.6

Abbildung II.6.2

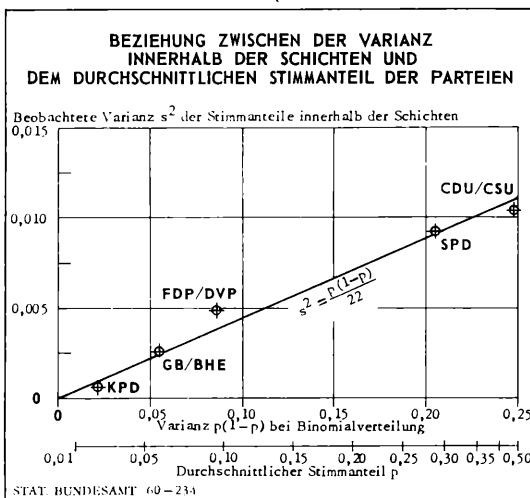


Somit ergibt sich für alle Parteien eine einheitliche Abhängigkeit der Varianz vom Stimmanteil. Die Notwendigkeit eines eigenen Fehleransatzes für jede Partei entfällt. Die Formel für die Gerade

$$s^2 \doteq \frac{1}{22} p(1-p)$$

entspricht im wesentlichen der Varianz bei Binomialverteilung (vgl. I.3.1.2, S. 57); jedoch steht im Nenner statt der Zahl der gültigen Stimmen — 626 im Durchschnitt der Stichprobenbezirke — die Zahl 22.

Abbildung II.6.3



Der Standardfehler eines Parteianteils  $p$  ist nicht nach der ausführlichen Formel III.3.12 (3), S. 551, für geschichtete Stichproben, sondern nach der Näherungsformel

$$(1) \quad s_{(p, n)} \doteq \sqrt{\frac{p(1-p)}{22n}}$$

berechnet worden, wobei  $n$  die für die Ermittlung des Anteils  $p$  benutzte Zahl von Stichprobenbezirken ist. Bei der praktischen Anwendung mußte jedoch infolge der Ungewichtung in den Anordnungsgruppen bei der Hochrechnung ein modifiziertes  $n$  benutzt werden.

Für den Standardfehler eines Parteianteils, der sich nur auf bestimmte Untergruppen nach Alter und Geschlecht bezieht, muß der Untergruppeneffekt (vgl. I.3.4.1, S. 101) berücksichtigt werden. Wenn  $r$  die durchschnittliche Zahl der gültigen Stimmen in der Untergruppe ist (z. B.  $r = 51$  für Männer unter 30 Jahren), so gilt näherungsweise

(2) 
$$s_{(p, n, r)} = \sqrt{\frac{p(1-p)}{22n} \left(1 + \frac{22}{r}\right)}$$

Die unterschiedliche Größe der Bezirke ist eine weitere Fehlerkomponente; sie dürfte jedoch nicht stark ins Gewicht fallen und wurde deswegen nicht berücksichtigt. Durch Tabellierung der in der Klammer enthaltenen Zusatzfaktoren konnte der Untergruppeneffekt leicht in die Rechnung eingebaut werden.

Die Zusatzfaktoren sind empirisch für die Männer unter 30 Jahren für die drei Parteien CDU, SPD und FDP/DVP am Material des Bundesgebietes ohne Rheinland-Pfalz und Bayern überprüft worden. Es ergab sich im Durchschnitt ein Wert von 1,17 für den Zusatzfaktor, der mit dem berechneten Wert von 1,20 ausreichend übereinstimmt.

Bei der Fehlerrechnung für die Wahlbeteiligung wurde ebenso vorgegangen; statt 22 ergab sich für den Anteil der Nichtwähler 42, für den Anteil der ungültigen Stimmen 147.

Bemerkenswert ist die Fehlerrechnung für Differenzen zwischen zwei Anteilswerten. Vergleicht man Anteile, die sich auf verschiedene Gruppen von Stichprobenbezirken beziehen (z. B. BHE-Anteile bei Männern in Gemeinden mit hohem und niedrigem Vertriebenenanteil), so sind die Werte, die mit den entsprechenden Zahlen für die Bezirksgruppen nach Formel (1) berechnet sind, quadratisch zu addieren (vgl. I.3.4.3, S. 113). Sollen dagegen Vergleiche innerhalb einer Gruppe von Bezirken durchgeführt werden, z. B. der CDU/CSU-Anteil bei Männern ( $p_1$ ) und Frauen ( $p_2$ ), so entfällt die Varianz zwischen den Bezirken. Der Standardfehler für die Differenz der Anteilswerte ist dann einfach nach der Formel

(3) 
$$s_{(p_1 - p_2)} = \sqrt{\frac{1}{n} \left[ \frac{p_1(1-p_1)}{r_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{r_2} \right]}$$

zu berechnen, wobei  $r_1$  und  $r_2$  den Umfang der zu vergleichenden Untergruppen bezeichnen.

4. Stichprobenplan für die repräsentative Wahlstatistik 1957

4.1 Für die Auswahl wurden Lochkarten für alle bei der Bundestagswahl 1953 vorhandenen Wahlbezirke mit der Verteilung der Zweitstimmen 1953 angelegt. Mit Hilfe dieser Grundlage war eine tief gegliederte Schichtung und Anordnung der Wahlbezirke möglich.

Die Schichtung wurde vorgenommen, indem die Wahlbezirke jedes Bundeslandes entsprechend Übersicht II.6.5 nach der Größenklasse der Gemeinden eingeteilt wurden, zu denen sie gehörten.

Übersicht II.6.5

Schicht Nr.	Gemeinden mit ... Wahlberechtigten	Dem entsprechen Gemeinden mit etwa ... Einwohnern
1	1 bis unter 300	1 bis unter 500
2	300 bis unter 600	500 bis unter 1 000
3	600 bis unter 2 000	1 000 bis unter 3 000
4	2 000 bis unter 13 000	3 000 bis unter 20 000
5	13 000 bis unter 33 000	20 000 bis unter 50 000
6	33 000 bis unter 66 000	50 000 bis unter 100 000
7	66 000 und mehr	100 000 und mehr

## II.6

Innerhalb jeder Schicht wurde eine Anordnung der Wahlbezirke nach den Stimmanteilen bei der Bundestagswahl 1953 vorgenommen. Dabei wurde in allen Fällen der Stimmanteil der CDU/CSU und der SPD berücksichtigt, in einigen Ländern außerdem noch derjenige der DP bzw. BP. Die Berücksichtigung der FDP ist durch die kombinierte Gliederung mittelbar gewährleistet. Übersicht II.6.6 gibt als Beispiel für die gegenüber 1953 stärker differenzierte Anordnung innerhalb der Schichten die Gliederung in den Ländern Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen (für die DP) und Bayern (für die BP).

Übersicht II.6.6

SPD-Anteil in vH	CDU/CSU-Anteil in vH	Nummer der Anordnungsgruppe bei einem DP-Anteil (in Bayern BP-Anteil) von ... vH		
		0 bis unter 5	5 bis unter 15	15 und mehr
0 bis unter 10	unter 40 40 bis unter 65 65 und mehr	1	40	41
		2	39	42
		3	38	43
10 bis unter 20	unter 35 35 bis unter 60 60 und mehr	6	35	46
		5	36	45
		4	37	44
20 bis unter 30	unter 30 30 bis unter 50 50 und mehr	7	34	47
		8	33	48
		9	32	49
30 bis unter 40	unter 25 25 bis unter 45 45 und mehr	12	29	52
		11	30	51
		10	31	50
40 bis unter 50	unter 20 20 bis unter 35 35 und mehr	13	28	53
		14	27	54
		15	26	55
50 bis unter 60	unter 15 15 bis unter 30 30 und mehr	18	23	58
		17	24	57
		16	25	56
60 und mehr	unter 10 10 und mehr	19	22	59
		20	21	60

Mit Hilfe der Lochkarten wurden maschinell Listen erstellt, in denen die Wahlbezirke in jedem Bundesland in der Reihenfolge der Gemeindegrößenklassen und innerhalb dieser in der Reihenfolge der Anordnungsgruppen aufgeführt waren.

**4.2 Der Auswahlsatz** wurde in den meisten Ländern wieder auf 1 vH festgelegt. Um jedoch auch für kleinere Parteien ausreichend genaue Ergebnisse zu erhalten, sollten in den Ländern Bayern, Niedersachsen, Schleswig-Holstein und Saarland 4 vH der Wahlbezirke ausgewählt werden.

Im Gegensatz zu 1953 konnten die Stichprobenbezirke allen Wahlkreisen angehören; die Beschränkung der Zahl der beteiligten Wahlkreise fiel also fort. Andererseits sollten nach Möglichkeit die 1953 ausgewählten Bezirke beibehalten werden.

**4.3 Für die Auswahl** wurde der sogenannte *Deming-Plan* (vgl. I.3.2.2, S. 72) angewandt. Die in der beschriebenen Weise angeordneten Wahlbezirke wurden in den Ländern mit 1 vH Auswahl in „Zonen“ zu je 400 Bezirken eingeteilt, in Ländern mit 4 vH Auswahl in „Zonen“ zu je 100 Bezirken. In jeder Zone wurden vier Bezirke zufällig ausgewählt. Um die Vergleichbarkeit der Stichprobenergebnisse mit denen von 1953 möglichst günstig zu gestalten, wurden in allen Zonen jeweils diejenigen Bezirke in die Stichprobe genommen, die 1953 der Stichprobe angehört hatten. Die Regelung wurde auf zwei Bezirke beschränkt, falls — was nur sehr selten vorkam — mehr als zwei Bezirke einer Zone schon 1953 zur Stichprobe gehört hatten. In den Zonen mit so

übernommenen Bezirken wurden dann nur noch so viel Bezirke zufällig ausgewählt, die an insgesamt vier noch fehlten. — In Hamburg und Bremen wurden dagegen die Stichprobenbezirke von 1953 unverändert übernommen.

Wenn die ausgewählten Bezirke seit der Bundestagswahl 1953 von einer Änderung der Wahlbezirkseinteilung betroffen waren, wurde nach Möglichkeit derjenige neue Bezirk, der den größten Teil des alten Bezirks enthielt, in die Stichprobe genommen. Gelegentlich mußten Ersatzbezirke unter Heranziehung der Ergebnisse der letzten Landtagswahlen ausgewählt werden.

Nach der Auswahl wurde eine Qualitätskontrolle der Auswahl durchgeführt. Zu diesem Zweck wurden für die ausgewählten Bezirke die Ergebnisse der Bundestagswahl 1953 zusammengefaßt. Diese Werte sollten von den wahren Landeszahlen bei keiner Partei um mehr als 1 vH abweichen. In den meisten Fällen traf dies auch zu. War die vorgegebene Toleranzgrenze in einem Land überschritten, so wurde die Stichprobe verworfen und eine neue Auswahl durchgeführt. In den endgültig festgelegten Stichproben sind die Toleranzgrenzen durchweg eingehalten.

4.4 Die **Hochrechnung** erfolgte in den einzelnen Bundesländern getrennt unter Verwendung des bei den Wahlberechtigten erreichten effektiven Auswahlatzes. Die Hochrechnungsfaktoren sind mit ihren Grundwerten in Übersicht II.6.7 zusammengestellt.

Übersicht II.6.7

Land	Wahlberechtigte		Hochrechnungs- faktor
	insgesamt	darunter in den ausgewählten Wahlbezirken	
Schleswig-Holstein .....	1 467 249	64 640	22,70
Hamburg .....	1 250 737	16 421	76,17
Niedersachsen .....	4 204 620	172 462	24,38
Bremen .....	444 608	6 453	68,90
Nordrhein-Westfalen .....	9 796 732	98 939	99,02
Hessen .....	3 039 806	35 815	84,88
Rheinland-Pfalz .....	2 123 562	22 141	95,91
Baden-Württemberg .....	4 607 947	47 655	96,69
Bayern .....	5 913 527	243 965	24,24
Saarland .....	635 224	27 093	23,45

4.5 Der bei der Wahlstatistik 1953 entwickelte Aufbau der **Fehlerrechnung** wurde grundsätzlich beibehalten. Es wurde also von der Varianz bei Binomialverteilung ausgegangen, die durch einen für alle Parteien einheitlichen Faktor an die tatsächliche Varianz angepaßt wurde. Die für 1953 ermittelten Faktoren konnten jedoch nicht verwendet werden, da durch die verbesserte Schichtung und Anordnung sowie durch das Fehlen von Ausfällen eine Verringerung der Fehler zu erwarten war.

Zur Ermittlung der Standardfehler wurde ein vereinfachtes Schätzverfahren unter Verwendung von Unterstichproben benutzt (vgl. I.3.4.1, S. 106). Da nach dem *Deming-Plan* in jeder Zone vier Stichprobenbezirke ausgewählt waren, konnte eine repräsentative Unterstichprobe mit einem Viertel der Bezirke durch Zufallsauswahl je eines Bezirks aus jeder Zone gewonnen werden. Da auf diese Weise bei m Zonen 4<sup>m</sup> verschiedene Unterstichproben gebildet werden können, ist stets eine genügende Anzahl von Unterstichproben zusammenstellbar, aus denen der empirische Stichprobenfehler s' für einen Auswahlatz 1/4 f unmittelbar hervorgeht. Der Fehler der wirklichen Stichprobe (mit dem Auswahlatz f) ist dann näherungsweise

$$(4) \quad s = \frac{1}{2} s'.$$

## II.6

Übersicht II.6.8

Serien-Nr.	Zufallsnummer des Wahlbezirks in der Zone ...						
	1	2	3	4	5	6	...
1	1	1	1	1	1	1	
2	2	2	2	2	2	2	
3	3	3	3	3	3	3	
4	4	4	4	4	4	4	
5	1	2	3	4	1	2	
6	1	3	4	2	1	3	
7	1	4	2	3	1	4	
8	2	1	4	3	2	1	
9	2	4	3	1	2	4	
10	2	3	1	4	2	3	
11	3	1	2	4	3	1	
12	3	2	4	1	3	2	
13	3	4	1	2	3	4	
14	4	1	3	2	4	1	
15	4	3	2	1	4	3	
16	4	2	1	3	4	2	

Für das Bilden der Unterstichproben hat sich folgende Arbeitstechnik als empfehlenswert erwiesen: Den vier ausgewählten Bezirken jeder Zone werden nach dem Zufall die Nummern 1 bis 4 zugeteilt. Auf Grund dieser Numerierung werden die Unterstichproben systematisch gebildet. Übersicht II.6.8 gibt Beispiele für solche Regeln.

In diesem Schema besitzen die Serien 1 bis 4 keine gemeinsamen Einheiten; jede der 12 weiteren Serien hat mit jeder der ersten vier Serien ein Viertel der Bezirke gemeinsam. Auch untereinander stimmen die 12 Serien in nicht mehr als einem Viertel überein.

Bei der Berechnung an Hand von 16 Unterserien ergab sich gegen-

über der Fehlerformel von 1953 eine Herabsetzung des Stichprobenfehlers um 12 vH. Die Fehlerformel für 1957 lautete:

$$(5) \quad s_{(p, n)} = \sqrt{\frac{p(1-p)}{29n}}$$

Die Ergebnisse der Fehlerrechnung wurden an den Länderergebnissen der Stimmanteile überprüft, für die Stichproben und Totalergebnisse verfügbar sind. Für jede der hierbei anfallenden 50 Anteilzahlen wurde der Fehlerquotient aus der Abweichung der Anteilzahlen und dem nach Formel (5) ermittelten Standardfehler errechnet. Die Standardabweichung der Fehlerquotienten hat bei Zutreffen der Fehlerformel den Erwartungswert 1. Die Berechnung ergab den Wert 0,88. Die Landesergebnisse der Stichprobe stimmen also mit den Totalzahlen etwas besser überein, als nach der Fehlerformel zu erwarten war. Die Ursache hierfür dürfte vor allem in der oben erwähnten Qualitätskontrolle liegen: In einzelnen Fällen waren Stichproben, die eine vorgegebene Toleranzgrenze der Abweichungen überschritten hatten, verworfen worden. Dadurch war eine Fehlerverringerung bei den Landesergebnissen zu erwarten. Dieser Gewinn ist jedoch bei einer weiteren Detaillierung der Tabellen (z. B. nach Gemeindegrößenklassen, Vertriebenenanteil) ohne wesentliche Bedeutung. Für diese Vergleiche muß daher die Formel (5) zugrunde gelegt werden.



# Repräsentative Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949

R. Giehl<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Die Landwirtschaftliche Betriebszählung 1949 war die erste Bestandsaufnahme aller landwirtschaftlichen Betriebe nach dem Zweiten Weltkrieg. Sie wurde als selbständige Erhebung im Rahmen des für 1949 und 1950 vereinbarten Weltzensus durchgeführt. Die Erhebung sollte ebenso wie die vorhergehenden sechs Landwirtschaftlichen Betriebszählungen in Deutschland in erster Linie die strukturellen Verhältnisse in der Landwirtschaft, d. h. die Größe und die Art der Betriebe, die Bodenflächen und die Viehbestände, die Arbeitsverhältnisse, die Besitzverhältnisse sowie sonstige betriebswirtschaftlich wichtige Merkmale aufzeigen. Die Ergebnisse dieser Erhebung waren von großer Bedeutung, da einmal die Gebietsveränderungen und die Aufteilung Deutschlands nach dem Zweiten Weltkrieg, zum anderen die Auswirkungen der Bewirtschaftung in der Kriegs- und insbesondere in der Nachkriegszeit wesentliche Veränderungen in der landwirtschaftlichen Betriebsstruktur erwarten ließen.

Die Notwendigkeit, für einige besonders wichtige Merkmale möglichst schnell zuverlässige vorläufige Ergebnisse zu bekommen, führte zu dem Plan, mit Hilfe des Stichprobenverfahrens eine Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung durchzuführen. Die Vorwegaufbereitung sollte ferner auch Material liefern zur Klärung der Frage, welche landwirtschaftlichen Merkmale, die regelmäßig total erhoben wurden — z. B. in der Bodennutzungserhebung oder in der Viehzählung — auch repräsentativ mit ausreichender Genauigkeit ermittelt werden könnten. Schließlich sollte mit der repräsentativen Vorwegaufbereitung auch die Aufbereitung der Totalstatistik kontrolliert werden.

Die Vorwegaufbereitung wurde in den Ländern Nordrhein-Westfalen, Württemberg-Hohenzollern und Bayern auf Anregung des Statistischen Bundesamtes durchgeführt. Ihre Ergebnisse wurden nur für das Land Bayern veröffentlicht (vgl. *H. Strecker* [69]). Die folgenden Ausführungen, deren ursprüngliche Fassung vorweg veröffentlicht wurde (vgl. *R. Giehl* [25]), fußen auf diesen Unterlagen und ihren methodischen Auswertungen (vgl. auch *J. Raab* [53] und *H. Strecker* [70], S. 19 bis 28).

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** für die Vorwegaufbereitung sah vor, daß die Ergebnisse für das Land — ohne regionale Untergliederung — nach folgenden 11 Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche gegliedert werden sollten:

Klasse 1:	unter 0,01 ha	Klasse 7:	10 bis unter 20 ha
Klasse 2:	0,01 bis unter 0,5 ha	Klasse 8:	20 bis unter 50 ha
Klasse 3:	0,5 bis unter 2 ha	Klasse 9:	50 bis unter 100 ha
Klasse 4:	2 bis unter 5 ha	Klasse 10:	100 bis unter 200 ha
Klasse 5:	5 bis unter 7,5 ha	Klasse 11:	200 ha und mehr
Klasse 6:	7,5 bis unter 10 ha		

Für jede Größenklasse sollten die Totalwerte und die Durchschnittswerte bestimmter Merkmale ermittelt werden sowie die Gesamtzahlen und die Anteile der Betriebe, die diese Merkmale nachgewiesen hatten. Es handelte sich um folgende Merkmale:

**Betriebsfläche** (Fläche des eigenen und des gepachteten Landes), gegliedert nach landwirtschaftlicher Nutzfläche, Ackerland, Wiesen, Weiden und Waldflächen;

**Nutzung des Ackerlandes:** Anbaufläche bei Roggen, Weizen, Gerste, Hafer, Kartoffeln, Zuckerrüben zur Rübenengewinnung, Futterrüben zur Rübenengewinnung, Klee, Klee gras und Luzerne;

<sup>1)</sup> Dipl.-Volksw. Rudolf Giehl, Bayerisches Statistisches Landesamt, München.

## II.7

**Personal:** Betriebsinhaber und die im Haushalt lebenden Familienangehörigen, gegliedert nach der Zahl der ständig sowie der vorübergehend beschäftigten und der nichtbeschäftigten Familienangehörigen, jeweils gegliedert nach dem Geschlecht; ständig beschäftigte und vorübergehend beschäftigte familienfremde Arbeitskräfte in der Gliederung nach dem Geschlecht;

**Viehhaltung:** Pferde (unter 3 Jahre alt, 3 Jahre alt und älter); Rindvieh insgesamt: Kälber (unter 3 Monate alt), Jungvieh (3 Monate bis noch nicht 1 Jahr alt, 1 Jahr bis noch nicht 2 Jahre alt), Färsen (2 Jahre alt und älter), Kühe (nur zur Milchgewinnung sowie zur Milchgewinnung und Arbeit); Schweine, darunter Zuchtsauen (6 Monate alt und älter); Hühner (über 6 Monate alt);

**Maschinen und Elektromotoren:** Zahl der Elektromotoren, der Drillmaschinen, Gespanngrasmäher, Mähbinder für Gespannzug mit und ohne Aufbaumotor, Kartoffelroder für Gespann- und Schlepperzug.

Diese Merkmale konnten ohne rechnerische Vorarbeiten unmittelbar den Erhebungsbogen entnommen werden.

**2.2** Für die Landwirtschaftliche Betriebszählung 1949 wurde folgendes **Erhebungsverfahren** angewandt: Betriebe mit 0,5 ha und mehr Betriebsfläche waren die Erhebungseinheiten. Jeder Betrieb hatte einen Erhebungsbogen auszufüllen.

**2.3** Zur **Aufbereitung** des Materials wurden die Erhebungsbogen nach einer Vollständigkeitskontrolle zunächst nach Regierungsbezirken und Kreisen geordnet und innerhalb der Kreise nach folgenden 18 Größenklassen der Betriebsfläche sortiert:

0,5 bis unter 1 ha	20 bis unter 30 ha
1 bis unter 2 ha	30 bis unter 50 ha
2 bis unter 3 ha	50 bis unter 75 ha
3 bis unter 4 ha	75 bis unter 100 ha
4 bis unter 5 ha	100 bis unter 150 ha
5 bis unter 7,5 ha	150 bis unter 200 ha
7,5 bis unter 10 ha	200 bis unter 500 ha
10 bis unter 15 ha	500 bis unter 1000 ha
15 bis unter 20 ha	1000 und darüber.

Diese Sortierung war erforderlich, weil das Programm für die ersten Ergebnisse der Vollaufbereitung die Gliederung nach Größenklassen der Betriebsfläche vorsah.

**2.4** Die so geordneten Erhebungsbogen bildeten die **Auswahlgrundlage** für die repräsentative Vorwegaufbereitung. Bei der Auswahl der Stichprobe war zu beachten, daß dadurch die laufenden Aufbereitungsarbeiten so wenig wie möglich gestört werden sollten.

Die Tatsache, daß das Material nach Größenklassen der landwirtschaftlichen Betriebsfläche geordnet war, begünstigte eine Schichtung nach diesem Merkmal. Die Betriebsfläche ist als Schichtungsmerkmal geeignet, da sie mit den meisten Aufbereitungsmerkmalen — insbesondere auch mit dem Gliederungsmerkmal „Nutzfläche“ — mehr oder minder stark korreliert ist.

## 3. Stichprobenplan

**3.1** Als **Auswahleinheiten** wurden in Bayern die rund 504 000 landwirtschaftlichen Betriebe verwendet, deren Erhebungsbogen im Statistischen Landesamt eingegangen waren.

**3.2** Unter Beibehaltung der vorliegenden Anordnung des Materials wurden drei **Schichten** vorgesehen (vgl. Übersicht II.7.1). Diese Schichten konnten durch einfache Zusammenfassung aus den nach 18 Größenklassen sortierten Erhebungsbogen ohne wesentlichen Aufwand gebildet werden. Bei der Zusammenfassung wurde darauf geachtet, daß die Anordnung der Betriebsbogen nach Kreisen nicht gestört wurde.

**3.3** Für die **Auswahl** von Erhebungsbogen wurden unterschiedliche Auswahlsätze festgelegt; sie sind in Übersicht II. 7.1 aufgeführt. Der durchschnittliche Auswahlsatz betrug danach 2,4 vH aller Betriebe, die bei der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 erfaßt wurden.

Übersicht II.7.1

Schicht	Betriebsfläche in ha	Zahl der Betriebe nach der vorläufigen Totalzählung in 1 000	Auswahlsatz	Zahl der Betriebe in der Stichprobe
1	0,5 bis unter 50	493,4	1:50	9 728
2	50 bis unter 200	8,8	1:10	909
3	200 und mehr	1,3	1: 1	1 274
Zusammen		503,5	(2,4 vH)	11 911

Da der Arbeitsfluß der normalen Aufbereitung nicht gestört werden sollte, wurde anstelle der reinen Zufallsauswahl die arbeitstechnisch einfachere systematische Auswahl vorgesehen. Weil die Erhebungsbogen in jeder Schicht zunächst nach Kreisen und innerhalb der Kreise nach den für die Totalzählung benötigten Größenklassen gruppiert waren, konnte mit diesem Auswahlverfahren nur in beschränktem Maße erreicht werden, daß jede Größenklasse genau anteilig nach dem Auswahlsatz der übergeordneten Schicht in der Stichprobe repräsentiert wurde.

**3.4** Bei der **Hochrechnung** war zu berücksichtigen, daß die Schichten nach der Betriebsfläche gebildet worden waren, die Ergebnisse jedoch nach Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche, d. h. einem Teil der Betriebsfläche, ausgewiesen werden sollten. Es wäre für die Aufbereitung zweifellos einfacher gewesen, wenn die Betriebe nach dem Merkmal „Nutzfläche“ hätten geschichtet werden können. Der Umweg über die Betriebsfläche mußte jedoch in Kauf genommen werden, weil zum Zeitpunkt der Auswahl der Ablauf der Totalaufbereitung nicht in Mitleidenschaft gezogen werden sollte.

Der Anteil der landwirtschaftlichen Nutzfläche an der Betriebsfläche variiert verhältnismäßig stark. Zur Vorbereitung der Hochrechnung mußten deshalb die Erhebungsbogen gemäß Übersicht II.7.2 sortiert werden.

Übersicht II.7.2

Lfd. Nr. der Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche	Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha		
	Schicht 1 (Betriebsfläche 0,5 bis unter 50 ha)	Schicht 2 (Betriebsfläche 50 bis unter 200 ha)	Schicht 3 (Betriebsfläche 200 ha und mehr)
1	unter 0,01	unter 0,01	unter 0,01
2	0,01 bis unter 0,5	0,01 bis unter 0,5	0,01 bis unter 0,5
3	0,5 bis unter 2	0,5 bis unter 2	0,5 bis unter 2
4	2 bis unter 5	2 bis unter 5	2 bis unter 5
5	5 bis unter 7,5	5 bis unter 7,5	5 bis unter 7,5
6	7,5 bis unter 10	7,5 bis unter 10	7,5 bis unter 10
7	10 bis unter 20	10 bis unter 20	10 bis unter 20
8	20 bis unter 50	20 bis unter 50	20 bis unter 50
9	—	50 bis unter 100	50 bis unter 100
10	—	100 bis unter 200	100 bis unter 200
11	—	—	200 und mehr

Da eine geeignete Basis für eine gebundene Hochrechnung zur Zeit der Vorwegaufbereitung noch nicht zur Verfügung stand, wurden die Stichprobenwerte frei hochgerechnet. Um die Genauigkeit zu verbessern, sollten die Ergebnisse der Vorwegaufbereitung nach der Gesamtzahl der Betriebe an die Totalzählungsergebnisse angepaßt werden. Zu diesem Zweck wurde vorgesehen, die in Übersicht II.7.2 genannten Sortiergruppen als Hochrechnungsgruppen zu behandeln. Dementsprechend wurden für diese Gruppen gesondert die effektiven Auswahlsätze ermittelt und die Stichprobenwerte danach hochgerechnet (vgl. 4.2, S. 199).

## II.7

Die Durchschnittswerte je Betrieb wurden grundsätzlich nur auf diejenigen Stichprobenbetriebe bezogen, die das jeweilige Merkmal auswiesen; lediglich bei den männlichen und den weiblichen familienfremden Arbeitskräften wurden die Durchschnitte auf sämtliche Stichprobenbetriebe bezogen.

**3.5** Nach dem Vorbild von *O. Anderson*, der bereits 1926 das Stichprobenverfahren für die Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung in Bulgarien erprobt hat (vgl. [2]), wurde auch hier eine **Fehlerrechnung** vorgesehen. Vor Beginn der Vorwegaufbereitung waren keine zuverlässigen Fehlerabschätzungen der meisten Merkmalswerte möglich. Wohl lagen ausländische Berichte über ähnliche Strukturerhebungen der Landwirtschaft vor, z. B. aus England, den Vereinigten Staaten von Amerika, Rußland, Indien und Bulgarien, doch konnten diese Erfahrungen praktisch nicht auf die deutschen Verhältnisse übertragen werden. Hinzu kam, daß die Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 Anhaltspunkte für die Anwendbarkeit des Stichprobenverfahrens auch bei anderen landwirtschaftlichen Erhebungen liefern sollte.

Die Fehlerrechnung mußte aus Kostengründen beschränkt werden: So wurden Standardfehler nur für Anteile und Durchschnittswerte berechnet. Dabei sollten ferner nicht alle, sondern nur die folgenden wichtigen Erhebungsmerkmale berücksichtigt werden:

Betriebsfläche, landwirtschaftliche Nutzfläche, Ackerland, Wiesen und Wald;  
Anbaufläche von Roggen, Weizen, Hafer, Kartoffeln und Klee;  
Anzahl der männlichen und der weiblichen familienfremden Arbeitskräfte;  
Anzahl der Milchkühe, Arbeitskühe, des Rindviehs insgesamt, der Zuchtsauen und der Schweine insgesamt;  
Anzahl der betriebseigenen Elektromotoren.

Zur Berechnung der Standardfehler für die Anteile (Betriebe, die ein bestimmtes Merkmal aufweisen) wurde Formel III.1.9 (4), für die Durchschnittswerte (Flächen, Personen usw.) Formel III.1.7 (4) vorgesehen. Der Anpassungseffekt und — bei den Durchschnittswerten — der Untergruppeneffekt wurden dabei vernachlässigt.

## **4. Durchführung der Vorwegaufbereitung**

**4.1** Die **Einzelangaben** der ausgewählten Erhebungsbogen wurden in „Grundtabellen“ der Vorwegaufbereitung übertragen. Darin war für jeden Betrieb eine Zeile vorgesehen. Im Kopf der Grundtabellen wurden die Nummer der Schicht und die Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche vermerkt. Das Gliederungsmerkmal „landwirtschaftliche Nutzfläche“ war von den Betriebsinhabern bereits im Erhebungsbogen zu errechnen. Um gegebenenfalls auftretende Unstimmigkeiten in den Merkmalssummen oder Zweifelsfälle klären zu können, wurden in die Grundtabellen der Vorwegaufbereitung außer den Merkmalsangaben, die für die Aufbereitung von Bedeutung waren, auch die Identifizierungsmerkmale der Erhebungsbogen aufgenommen.

Die Angaben in den Grundtabellen wurden mit Addiermaschinen zunächst zu Summen je Blatt und dann mit Buchungsmaschinen je Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche innerhalb jeder Schicht zu Totalwerten in der Stichprobe zusammengefaßt. Bei dieser Arbeit und vor allem bei den später durchgeführten Fehlerberechnungen machte sich der Umstand störend bemerkbar, daß nicht auf jeder Seite der Grundtabellen gleich viele Betriebe eingetragen waren. Auch der Verzicht auf die Übernahme von Kontrollsummen aus den Erhebungsbogen wurde als Mangel empfunden, da Querkontrollen deswegen praktisch nicht möglich waren. Auf das Nachrechnen aller Werte mußte infolge Zeitmangels verzichtet werden.

**4.2** Zur Ermittlung der **Hochrechnungsfaktoren** wurden sämtliche Erhebungsbogen der Totalerhebung nach den vorgeschriebenen Größenklassen der Nutzfläche vorläufig ausgezählt; auf die endgültigen Zahlen konnte nicht gewartet werden, weil die Hoch-

rechnung der Stichprobenwerte möglichst frühzeitig beginnen sollte. Die Genauigkeit der Vorwegaufbereitung wurde dadurch gemindert, daß zwischen den Ergebnissen der vorläufigen und der endgültigen Totalzählung für die Gesamtzahl der Betriebe und für ihre Verteilung auf die Größenklassen zum Teil größere Unterschiede entstanden waren (vgl. Übersicht II.7.6, S. 201).

Die Zahl der Betriebe in den Hochrechnungsgruppen sowie die daraus abgeleiteten Hochrechnungsfaktoren in den Schichten 1 und 2 zeigt die Übersicht II.7.3. Die Betriebe in Schicht 3 wurden bereits in die Vorwegaufbereitung total einbezogen; die Ergebnisse brauchten deswegen nicht hochgerechnet zu werden.

Übersicht II.7.3

Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche in ha	Schicht 1			Schicht 2			Schicht 3
	Zahl der Betriebe		Hochrechnungsfaktor	Zahl der Betriebe		Hochrechnungsfaktor	Zahl der Betriebe nach der vorläufigen Totalzählung
	nach der vorläufigen Totalzählung	in der Stichprobe <sup>1)</sup>		nach der vorläufigen Totalzählung	in der Stichprobe <sup>1)</sup>		
unter 0,01	12 311	233	52,83691	782	84	9,30952	416
0,01 bis unter 0,5	13 312	234	56,88889	105	14	7,50000	19
0,5 bis unter 2	87 178	1 754	49,70239	180	25	7,20000	70
2 bis unter 5	132 093	2 602	50,73905	191	17	11,23529	106
5 bis unter 7,5	80 345	1 570	51,17516	111	11	10,09091	31
7,5 bis unter 10	52 356	1 036	50,53668	94	11	8,54545	33
10 bis unter 20	88 593	1 731	51,18024	541	57	9,49123	73
20 bis unter 50	27 294	568	48,05282	4 555	462	9,85931	109
50 bis unter 100	—	—	—	1 960	209	9,37799	115
100 bis unter 200	—	—	—	254	19	13,36842	167
200 und mehr	—	—	—	—	—	—	135
Insgesamt	493 412	9 728	—	8 773	909	—	1 274

<sup>1)</sup> Wegen der Abweichungen vom rechnerischen Wert vgl. Ziffer 3.3 (S. 197).

Mit diesen Faktoren wurden die Schätzwerte für Gesamtzahlen und Totalwerte sowie die Anteile und Durchschnittswerte in der Gliederung nach Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche berechnet.

Die ersten Ergebnisse der repräsentativen Vorwegaufbereitung konnten Ende August 1949, also bereits drei Monate nach dem Stichtag der Zählung (22. Mai), den interessierten Dienststellen zugeleitet werden. Die eigentliche Aufgabe war damit erfüllt, dem Bedürfnis nach Aktualität der Zahlen entsprochen.

4.3 Als Grundlage für die Fehlerrechnung wurden zunächst die Varianzen für die Merkmale in den Schichten 1 und 2 berechnet. Die daraus abgeleiteten Variationskoeffizienten, z. B. für die Betriebsfläche, sind in Übersicht II.7.4 angegeben. Die Werte zeigen, daß die Betriebsfläche in den drei unteren Größenklassen verhältnismäßig stark schwankt. Das ist darauf zurückzuführen, daß in diesen Größenklassen die Gebäude- und Hofflächen, die Waldflächen sowie das Öd- und Unland (die zur Betriebsfläche, nicht aber zur landwirtschaftlichen Nutzfläche gehören) vielfach einen verhältnismäßig großen Anteil an der Betriebsfläche einnehmen, die Größe der Nutzfläche also oftmals weit übertreffen.

Übersicht II.7.4

Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche in ha	Variationskoeffizient der Betriebsfläche in Schicht 1 in vH
unter 0,01	141,2
0,01 bis unter 0,5	161,3
0,5 bis unter 2	126,7
2 bis unter 5	44,3
5 bis unter 7,5	30,9
7,5 bis unter 10	42,4
10 bis unter 20	32,5
20 bis unter 50	22,5

## II.7

Die Berechnung der Varianzen für rund 10000 Stichprobeneinheiten nach Formel 2 (S. 53) hätte einen verhältnismäßig großen Arbeitsaufwand erfordert. Daher wurde nach Möglichkeiten gesucht, die Rechenarbeit zu vereinfachen. Bei der repräsentativen Vorwegaufbereitung konnte dazu das auf einer Unterstichprobe aufgebaute Verfahren erfolgreich angewendet werden (vgl. I.3.4.1, S. 106).

Auf Grund der Varianzen wurden die absoluten und relativen Standardfehler für die Zahl der Betriebe und die Durchschnittswerte berechnet. Für einige Merkmale sind die relativen Standardfehler in Übersicht II.7.5 zusammengestellt.

Übersicht II.7.5

Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha	Relativer Standardfehler in vH									
	Be- triebs- fläche	Landw. Nutz- fläche	Acker- fläche	Anbaufläche von		Familien- fremde Arbeitskräfte		Kühe nur zur Milch- gew.	Kühe zur Milch- gew. u. Arbeit	Schweine insge- samt
				Roggen	Weizen	männl.	weibl.			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Durchschnittswert des Merkmals je Betrieb										
unter 0,01	1,2	—	—	—	—	2,9	4,2	2,8	11,7	25,9
0,01 bis unter 0,5	5,4	3,6	4,6	15,0	18,2	12,8	42,0			
0,5 bis unter 2	1,9	0,9	1,6	1,9	2,9	11,9	11,9	2,3	1,3	2,2
2 bis unter 5	0,7	0,5	0,9	1,1	1,4	7,9	7,8			
5 bis unter 7,5	0,8	0,3	1,0	1,6	1,6	8,1	7,9	2,0	0,9	1,7
7,5 bis unter 10	1,2	0,3	1,2	2,0	1,8	6,4	6,2	1,8	1,7	2,3
10 bis unter 20	0,7	0,5	1,1	1,7	1,6	3,3	3,7	1,3	2,3	1,9
20 bis unter 50	0,7	0,7	1,7	2,4	2,5	3,2	3,5	1,8	9,8	2,5
50 bis unter 100	1,4	1,1	3,4	5,3	4,3	5,7	5,4	2,8	34,7	7,5
100 bis unter 200	0,9	2,8	5,3	17,2	10,9	5,7	6,2	5,9		
200 und mehr <sup>1)</sup>	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Zusammen	0,3	0,2	0,6	0,9	1,0	1,6	1,9	0,8	0,5	0,9
Anteil der Betriebe mit dem Merkmal										
unter 0,01	—	—	—	—	—	—	—	7,3	33,7	49,5
0,01 bis unter 0,5	—	—	6,5	18,0	21,8	—	—			
0,5 bis unter 2	—	—	1,1	2,8	3,6	—	—	4,5	2,8	2,4
2 bis unter 5	—	—	0,4	0,9	1,2	—	—			
5 bis unter 7,5	—	—	0,3	0,9	0,9	—	—	3,4	1,6	0,7
7,5 bis unter 10	—	—	0,4	1,0	1,0	—	—	2,5	3,1	0,8
10 bis unter 20	—	—	0,4	0,8	0,7	—	—	1,1	4,1	0,5
20 bis unter 50	—	—	0,5	0,9	0,8	—	—	0,8	13,0	0,6
50 bis unter 100	—	—	2,2	2,8	2,6	—	—	1,9	41,9	2,1
100 bis unter 200	—	—	4,9	7,6	6,3	—	—	3,7		
200 und mehr <sup>1)</sup>	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Zusammen	—	—	0,3	0,6	0,6	—	—	1,2	1,0	0,5

<sup>1)</sup> Totalaufbereitung.

Die Übersicht zeigt, daß die Zuverlässigkeit der Ergebnisse in den mittleren Betriebsgrößenklassen (2 bis unter 100 ha Nutzfläche) allgemein recht gut ist, während sich in den unteren und oberen Größenklassen teilweise recht große relative Standardfehler ergeben haben. Lediglich die Zahlen der familienfremden Arbeitskräfte lassen auch in den mittleren Größenklassen etwas größere Standardfehler erkennen. Die Gründe für die größeren Fehlerbereiche in den unteren Größenklassen (unter 2 ha Nutzfläche) liegen einmal in der heterogenen Betriebsstruktur, zum anderen aber auch darin, daß der Auswahlsatz (2 vH in Schicht 1) für diese Größenklassen verhältnismäßig klein war. Das allgemeine Ansteigen der relativen Standardfehler in den Größenklassen 50 bis unter 100 ha sowie 100 bis unter 200 ha dürfte auf den hier verhältnismäßig niedrigen Auswahlsatz von 10 vH in Schicht 2 zurückzuführen sein.

In gewisser Beziehung kann man aus den Angaben der Übersicht II.7.5 Rückschlüsse auf die Struktur der bayerischen Landwirtschaft ziehen. Die Streuungsverhältnisse bei den familienfremden Arbeitskräften finden ihre Erklärung in der Be-

schäftigungsstruktur der land- und forstwirtschaftlichen Betriebe. Recht anschaulich lassen sich ferner die Unterschiede bei den Milch- und Arbeitskühen deuten. Während bei den kleinen bäuerlichen Betrieben (2 bis unter 7,5 ha Nutzfläche) die Arbeitskühe überwiegen, sind es bei den Großbetrieben die Milchkühe. Deshalb liegen in den genannten unteren Größenklassen die relativen Standardfehler bei den Arbeitskühen unter denen der Milchkühe, während sich in den oberen Größenklassen das Verhältnis umkehrt.

4.4 Sehr aufschlußreich ist der **Vergleich der Ergebnisse** der repräsentativen Vorwegaufbereitung mit den Ergebnissen der Totalzählung. Bei diesem Vergleich ist zu berücksichtigen, daß das gesamte Erhebungsmaterial erst nach der Sortierung in Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche und nach der vorläufigen Totalzählung zur Berechnung der Hochrechnungsfaktoren einer sachlichen und rechnerischen Überprüfung unterzogen worden ist. Die dabei festgestellten Unstimmigkeiten, die auf falsche Eintragungen der Betriebsinhaber zurückzuführen waren, wurden berichtigt und verursachten teilweise auch Umordnungen der Betriebe von Größenklasse zu Größenklasse. Ferner kamen nach der vorläufigen Auszählung noch rund 450 verspätet eingegangene Erhebungsbogen hinzu. Trotz der geringen Anzahl dieser Betriebe wirkte sich das ungünstig auf den Vergleich der Ergebnisse aus, weil darunter verhältnismäßig viele Großbetriebe waren. Die durch diese beiden Ursachen hervorgerufenen Unterschiede in der Zahl der Betriebe zeigen die Spalten 1 und 2 der Übersicht II.7.6.

Übersicht II.7.6

Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche in ha	Zahl der Betriebe			Betriebsfläche in ha	
	nach der vorläufigen Totalzählung	nach der endgültigen Totalzählung	Relative Abweichung <sup>1)</sup> in vH	nach der Stichproben- aufbereitung	nach der Vollzählung
	1	2	3	4	5
unter 0,01	13 509	13 536	+ 0,2	652 433	675 357
0,01 bis unter 0,5	13 436	13 412	— 0,2	60 316	64 579
0,5 bis unter 2	87 428	87 503	+ 0,1	229 636	236 379
2 bis unter 5	132 320	132 659	+ 0,3	712 656	716 025
5 bis unter 7,5	80 487	80 813	+ 0,4	661 962	664 581
7,5 bis unter 10	52 483	51 910	— 1,1	627 461	612 253
10 bis unter 20	89 207	89 373	+ 0,2	1 726 817	1 744 243
20 bis unter 50	31 958	32 003	+ 0,1	1 299 001	1 306 792
50 bis unter 100	2 075	2 129	+ 2,6	229 690	244 303
100 bis unter 200	421	437	+ 3,8	179 292	167 182
200 und mehr	135	136	+ 0,7	163 626	167 726
Zusammen	503 459	503 911	+ 0,1	6 542 890	6 599 420
Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche in ha	Durchschnittliche Betriebsfläche in ha				
	nach der Stichproben- aufbereitung	nach der Vollzählung	Relative Abweichung <sup>2)</sup> in vH	Relativer Standardfehler in vH	Fehlerquotient (8):(9)
	6	7	8	9	10
unter 0,01	48,30	49,89	+ 3,3	1,2	+ 2,8
0,01 bis unter 0,5	4,49	4,82	+ 7,3	3,4	+ 1,4
0,5 bis unter 2	2,63	2,70	+ 2,7	1,9	+ 1,4
2 bis unter 5	5,39	5,40	+ 0,2	0,7	+ 0,3
5 bis unter 7,5	8,22	8,22	— 0,0	0,8	— 0,1
7,5 bis unter 10	11,96	11,79	— 1,4	1,2	— 1,2
10 bis unter 20	19,36	19,52	+ 0,8	0,7	+ 1,1
20 bis unter 50	40,65	40,83	+ 0,4	0,7	+ 0,6
50 bis unter 100	110,69	114,75	+ 3,7	1,4	+ 2,6
100 bis unter 200	425,87	382,57	— 10,2	0,9	— 11,3
200 und mehr	1 212,04	1 233,28	+ 1,8	—	—
Zusammen	13,00	13,10	+ 0,8	0,3	2,7

<sup>1)</sup> Bezogen auf die Zahl nach der vorläufigen Totalzählung. — <sup>2)</sup> Bezogen auf den Wert nach der Stichprobenaufbereitung.

II.7

Die Spalten 6 bis 10 der Übersicht II.7.6 zeigen die Vergleichsrechnungen für die durchschnittlichen Betriebsflächen nach der Stichprobenaufbereitung und nach der Totalzählung. Es ist zu erkennen, daß sich die nachträglichen Änderungen vor allem in den oberen Größenklassen bemerkbar machen. So zeigt die Klasse der Betriebe mit 200 ha und mehr Nutzfläche eine Abweichung von 1,8 vH, obwohl diese Klasse voll aufbereitet worden ist; diese Abweichung ist also ausschließlich auf systematische Fehler zurückzuführen. Bei den anderen Größenklassen setzen sich die Abweichungen aus Zufallsfehlern und — mehr oder minder großen — systematischen Fehlern zusammen. Insbesondere in der Klasse von 100 bis unter 200 ha Nutzfläche sind im ungeprüften Material größere Fehler gewesen, wie z. B. aus dem Vergleich der Werte in den Spalten 1 und 2 sowie 4 und 5 hervorgeht. Der beobachteten relativen Abweichung von rund 10 vH in der durchschnittlichen Betriebsfläche steht ein Standardfehler von knapp 1 vH gegenüber. Auch in den übrigen Größenklassen dürften größere systematische Fehler vorliegen.

4.5 Zur Prüfung der Frage, ob die Auswahl dem Modell einer unverzerrten Zufallsstichprobe entsprochen hat, wurden aus den relativen Abweichungen und den relativen Standardfehlern die Fehlerquotienten (vgl. I.2.4.1, S. 50) für alle repräsentativ erstellten Ergebnisse berechnet. Die Untersuchung dieser Größen ermöglichte es ferner, Fehler bei der Totalaufbereitung aufzudecken und zu beseitigen.

Eine erste Antwort auf die Frage nach dem Zufallscharakter der Auswahl gibt die Verteilung der Vorzeichen der Fehlerquotienten. Bei einer unverzerrten Zufallsauswahl müßte sich die Zahl der positiven und der negativen Werte annähernd gleichen. Für die insgesamt 14 bzw. 18 nach Größenklassen gegliederten Merkmale ergaben sich die in Übersicht II.7.7 genannten Zahlen.

Vorzeichen des Fehlerquotienten	Zahl der Fehlerquotienten	
	Durchschnitts- werte	Anteilswerte
+	105	73
—	79	68

Es zeigt sich, daß bei den Anteilswerten die Vorzeichen etwa gleich häufig sind; dagegen tritt bei den Durchschnittswerten ein verhältnismäßig großer Unterschied zutage. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von

10 vH muß die Hypothese auf Zufälligkeit dieses Unterschiedes abgelehnt werden.

Zur genaueren Prüfung dieser Frage wurden außer den Vorzeichen auch die Werte der Fehlerquotienten in die Untersuchung einbezogen. Sofern die tatsächliche Auswahl einer reinen Zufallsauswahl entspricht und die Standardfehler richtig berechnet sind,

Übersicht II.7.8

Betrag des Fehlerquotienten	Zahl der Fehlerquotienten		Anteil der Fehlerquotienten in vH		Theoretischer Anteil der Fehler- quotienten in vH
	Durchschnitts- wert je Betrieb	Anteil der Betriebe	Durchschnitts- wert je Betrieb	Anteil der Betriebe	
	1	2	3	4	
bis unter 0,5	69	60	37,9	43,2	38,3
bis unter 1	114	96	62,6	69,1	68,3
bis unter 2	161	130	88,5	93,5	95,5
bis unter 3	173	136	95,1	97,8	99,7
Zusammen	182	139	100	100	100

Die Summen in den Spalten 1 und 2 sind um je 2 Fehlerquotienten geringer als die entsprechenden Summen in der Übersicht II.7.7, weil beim Merkmal „Zuchtsauen“ in zwei Größenklassen kein Betrieb in die Stichprobe kam und deshalb keine relativen Standardfehler berechnet werden konnten. In der Gesamtheit waren jedoch auch in diesen Größenklassen Betriebe vorhanden, so daß von den beiden Fehlerquotienten lediglich bekannt war, daß sie positiv sind.



muß die Verteilung der Fehlerquotienten der Gauß'schen Normalverteilung (vgl. I.3.1.2) mit  $\mu = 0$  und  $\sigma = 1$  entsprechen. In Übersicht II.7.8 (S. 202) sind die empirischen Verteilungen der Fehlerquotienten der Gauß'schen Normalverteilung gegenübergestellt. Die Übersicht zeigt, daß die Verteilung der Fehlerquotienten sich bei den Durchschnittswerten stärker als bei den Anteilswerten von der theoretischen Verteilung unterscheidet. Diese Unterschiede werden im wesentlichen darauf zurückzuführen sein, daß der Vorwegaufbereitung ungeprüftes Material zugrunde gelegt wurde.

Aufschluß über die Güte der einzelnen Schätzwerte gibt Abbildung II.7.1, in der die Fehlerquotienten aller zur Fehlerrechnung herangezogenen Merkmale nach Größenklassen dargestellt sind.

Abbildung II.7.1

FEHLERQUOTIENTEN VON STICHPROBENERGEBNISSEN																		
Vorwegaufbereitung der landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949, Bayern																		
Erhebungsmerkmal																		
Größenklasse der landwirtschaftlichen Nutzfläche ha	Betriebsfläche	Landwirtschaftliche Fläche	Ackerland	Wiesen	Wald	Familienfremde Arbeitskräfte männl./weibl.		Roggen	Weizen	Hafer	Kartoffeln	Klee	Kühe nur zur Milchgewinnung	Kühe zur Milchgewinnung u. Arbeit	Rindvieh	Zucht-sauen 6 Mon. alt u. älter	Schweine	Betriebs-eigene Elektromotoren
	1	2	3	4	5	6a	6b	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Durchschnittswerte	unter 0,01																	
	0,01 bis unter 0,5																	
	0,5 " " 2																	
	2 " " 5																	
	5 " " 7,5																	
	7,5 " " 10																	
	10 " " 20																	
	20 " " 50																	
	50 " " 100																	
	100 " " 200																	
zusammen																		
Anteilswerte	unter 0,01																	
	0,01 bis unter 0,5																	
	0,5 " " 2																	
	2 " " 5																	
	5 " " 7,5																	
	7,5 " " 10																	
	10 " " 20																	
	20 " " 50																	
	50 " " 100																	
	100 " " 200																	
zusammen																		

Fehlerquotient

unter 1

1 bis unter 2

2 bis unter 3

3 und mehr

STAT BUNDESAMT 60-326

STAT. BUNDESAMT 60-326

Die Abbildung läßt ebenfalls erkennen, daß die Abweichungen für Anteilswerte eher im Rahmen des Zufalls liegen als die Abweichungen für Durchschnittswerte. Einige größere Fehlerquotienten in den Größenklassen von 5 bis unter 7,5 ha und von 7,5 bis unter 10 ha sind darauf zurückzuführen, daß es bei der Sortierung der Erhebungsbogen Schwierigkeiten bereitete, die Abgrenzung dieser zwei Größenklassen einzuhalten. Es zeigte sich nämlich bei einem späteren Arbeitsgang, daß eine ganze Anzahl von Betriebsbogen aus der Größenklasse 5 bis unter 7,5 ha fälschlicherweise der Größenklasse 7,5 bis unter 10 ha zugeordnet worden war (vgl. auch Übersicht II.7.6, Spalten 1 und 2).

**4.6 Der Arbeitsaufwand** für die repräsentative Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 betrug etwa 4 vH des Arbeitsaufwandes für die Totalaufbereitung. Das angewandte Stichprobenverfahren hat für das ziemlich tief gegliederte Tabellenprogramm recht brauchbare Ergebnisse geliefert; besonders in

## II.7

den Größenklassen bäuerlicher Betriebe (2 bis unter 100 ha Nutzfläche) waren die Ergebnisse recht zuverlässig, während sich in den unteren und oberen Größenklassen teilweise größere Abweichungen zeigten.

**4.7 Folgende Erfahrungen** sind für die Planung künftiger Vorwegaufbereitungen wesentlich: Nach Möglichkeit sollten die Betriebe gleich nach dem Gliederungsmerkmal der Ergebnisse geschichtet werden, damit Fehlerquellen, die durch nachträgliche Sortierarbeiten entstehen können, von vornherein ausgeschaltet werden. Ferner ist es notwendig, daß die in die Stichprobe einbezogenen Erhebungsbogen vor der Aufbereitung nach den gleichen Richtlinien geprüft werden wie die übrigen Belege, und daß zum Auswahlzeitpunkt alle Erhebungsbogen vorliegen. Um die Rechenarbeiten für die Ermittlung der Schätzwerte und der Standardfehler zu beschleunigen, empfiehlt sich bei der repräsentativen Vorwegaufbereitung die Verwendung von Lochkarten.

Bei etwa gleichem Tabellenprogramm würde folgende Schichtung zweckmäßig sein:

- Schicht 1: Reine Forstbetriebe (ohne landwirtschaftliche Nutzfläche)  
und Betriebe überwiegend mit Waldflächen;
- Schicht 2: Betriebe mit einer Nutzfläche von 0,01 bis unter 2 ha;
- Schicht 3: Betriebe mit einer Nutzfläche von 2 bis unter 50 ha;
- Schicht 4: Betriebe mit einer Nutzfläche von 50 bis unter 100 ha;
- Schicht 5: Betriebe mit einer Nutzfläche von 100 ha und mehr.

Diese Schichtenbildung entspricht der Einteilung der Betriebe nach der herkömmlichen Charakterisierung in Parzellenbetriebe (Schicht 2), klein-, mittel- und großbäuerliche Betriebe (Schichten 3 und 4) und in Großbetriebe (Schicht 5). Erweiterungen des Tabellenprogramms um sozialökonomische Gliederungen, wie sie das Landwirtschaftsgesetz vorsieht, würden neben der Aufteilung nach Betriebsgrößen eine weitere Schichtung erfordern.

Für die Landwirtschaftszählung 1960 wurde keine repräsentative Vorwegaufbereitung vorgesehen. Das Stichprobenverfahren wird jedoch bei der an die Landwirtschaftszählung anschließenden monatlichen Arbeitskräfteerhebung eingesetzt werden. Dabei ist eine Schichtung der Betriebe nach Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche sowie nach der Zahl der ständig beschäftigten familienfremden Arbeitskräfte, teilweise auch nach Bodennutzungssystemen, geplant.

## Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte in den land- und forstwirtschaftlichen Betrieben

F. Ehlers<sup>1)</sup> und F. Ronge<sup>2)</sup>

### 1. Einleitung

Bis 1950 wurde der Bestand an Arbeitskräften in land- und forstwirtschaftlichen Betrieben nur in größeren Zeitabständen durch landwirtschaftliche Betriebszählungen und durch Berufszählungen erfaßt. Außer diesen Unterlagen standen die Ergebnisse der vierteljährlich durchgeführten Statistik der Arbeitsverwaltung zur Verfügung; sie erfaßte jedoch seit der Aufhebung der Lebensmittelrationierung nur noch die Lohnarbeitskräfte. Die familieneigenen Arbeitskräfte, die etwa 80 vH aller ständigen Arbeitskräfte in der Landwirtschaft ausmachen, wurden also in diese laufende Statistik nicht mehr mit einbezogen.

Ab 1950 trat in immer stärkerem Maße das Bedürfnis hervor, für Zwecke arbeitswirtschaftlicher sowie lohn- und sozialpolitischer Maßnahmen fortlaufende Zahlenreihen über die familieneigenen Arbeitskräfte zu erhalten. Diese Unterlagen über das Potential an familieneigenen Arbeitskräften wurden vor allem von den Ernährungs- und Arbeitsministerien des Bundes und der Länder zur Lenkung des Arbeitseinsatzes sowie zur Gestaltung der Lohn- und Sozialpolitik benötigt; die Zahlen über die Beschäftigten sollten ferner für die volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen verwendet werden.

Durch eine Rechtsverordnung vom 18. Februar 1952 wurde deshalb eine Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte in den land- und forstwirtschaftlichen Betrieben angeordnet, die an den Stichtagen 1. April und 1. Oktober 1952 und — mit erweitertem Frageprogramm — im Herbst 1953 und im Frühjahr 1954 durchgeführt worden ist. Ab Juli 1956 wurden diese Erhebungen fortgesetzt durch die erweiterte „Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben“ (vgl. II.9, S. 214 ff.).

Um die Kosten der Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte möglichst niedrig zu halten, wurden durch die Rechtsverordnung Erhebungen nach dem Stichprobenverfahren vorgeschrieben.

Die Ergebnisse sind in den „Statistischen Berichten“ des Statistischen Bundesamtes unter der Arbeitsnummer III/23 veröffentlicht.

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Zu Beginn der Statistik im Jahre 1952 sah das **Tabellenprogramm** die folgende sachliche Gliederung der Arbeitskräfte vor:

- Betriebsinhaber, die ihren Betrieb hauptberuflich leiten;
- Betriebsinhaber, die ihren Betrieb nebenberuflich leiten;
- Ständig im Betrieb mitarbeitende Familienangehörige.

Die Betriebsinhaber sollten nach dem Geschlecht und nach den Altersgruppen

- unter 65 Jahre alt
- 65 Jahre und älter

ausgewiesen werden. Die ständig mitarbeitenden Familienangehörigen waren nach dem Geschlecht sowie nach den Altersgruppen

- 14 bis unter 21 Jahre
- 21 bis unter 35 Jahre
- 35 bis unter 65 Jahre
- 65 Jahre und mehr

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Florenz Ehlers, Statistisches Landesamt Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf.

<sup>2)</sup> Dr. Felix Ronge, Kelkheim, Wilhelmstraße 17 (früher: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden).

## II.8

zu gliedern. Die Betriebe sollten nach folgenden 5 Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche untergliedert werden:

unter 5 ha  
5 bis unter 10 ha  
10 bis unter 20 ha  
20 bis unter 50 ha  
50 ha und mehr

Die in dieser Weise gegliederten Ergebnisse waren für die Länder und das Bundesgebiet (ohne Hamburg, Bremen und Berlin) auszuweisen.

Für die Erhebungen in den Jahren 1953 und 1954 wurde das Programm um Tabellen über Erwerbs- und Unterhaltsquellen sowie über die Kranken- und Altersversorgung ergänzt.

**2.2 Erhebungseinheiten** waren die land- und forstwirtschaftlichen Betriebe mit 0,5 ha und mehr Betriebsfläche, soweit diese wenigstens teilweise landwirtschaftlich genutzt wurde. Die Einheiten mit Betriebsfläche, aber ohne landwirtschaftliche Nutzfläche wurden ausgenommen, da sie im wesentlichen keine familieneigenen Arbeitskräfte besitzen. Erhebungseinheiten waren ferner die Betriebe mit Erwerbsgartenbau auch unter 0,5 ha Betriebsfläche. Die Betriebe in Hamburg, Bremen und Berlin (West) sollten nicht erfaßt werden.

**2.3 Als Auswahlgrundlage** standen die Erhebungspapiere der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 und der Gartenbauerhebung 1950 zur Verfügung. Für die Hochrechnung sollte die Gesamtzahl der Betriebe in der Gliederung nach den Größenklassen des Tabellenprogramms aus den jährlich durchgeführten Bodennutzungserhebungen herangezogen werden.

**2.4** Vom Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten wurden zunächst vorläufige **Genauigkeitsforderungen** aufgestellt: Die relativen Standardfehler für die im Tabellenprogramm vorgesehenen Personengruppen sollten in jedem Land höchstens 1 vH, für die nach Betriebsgrößen- und Altersklassen untergliederten Ergebnisse höchstens 2,5 vH betragen. Auf Grund der Ergebnisse der Voruntersuchungen zum Stichprobenplan ist dann der **Auswahlsatz** in der Rechtsgrundlage auf 8 vH der Erhebungseinheiten im Bundesdurchschnitt festgesetzt worden. Dabei wurden in Anpassung an die stichprobentechnischen Möglichkeiten gewisse Veränderungen gegenüber den ursprünglichen Genauigkeitsforderungen zugelassen.

## 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Für die Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte wurde ein einstufiger **Auswahlplan** vorgesehen. Auswahlseinheiten waren die landwirtschaftlichen Betriebe der Erhebungsgesamtheit.

Die sachliche Gliederung des Tabellenprogramms legte es nahe, die Betriebe nach den Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche zu schichten. Zur Schichtung wurde kein weiteres Merkmal herangezogen, um den Auswahlplan möglichst einfach und übersichtlich zu gestalten.

Der Stichprobenumfang sollte nach der Formel von *Neyman-Tschuprow* (vgl. III.3.1 (2), S. 538) auf die Schichten verteilt werden. Dazu mußte die Frage geklärt werden, nach welchem Erhebungsmerkmal die Aufteilung ausgerichtet werden sollte: Eine gut besetzte Personengruppe dafür zu wählen, schien nicht günstig, weil sie auch bei einer anderen als der optimalen Aufteilung mit zufriedenstellender Genauigkeit ermittelt werden kann. Andererseits wäre es aber auch nicht vorteilhaft, die Aufteilung nach einem seltenen Merkmal auszurichten, weil dann zwar dieses Merkmal verhältnismäßig gut, andere wichtigere Merkmale dagegen mit einer geringeren Genauigkeit ermittelt würden. Auf Grund dieser Überlegungen wurde die Entscheidung getroffen, die Auftei-

lung des Stichprobenumfangs auf „ständig beschäftigte männliche familieneigene Arbeitskräfte“ abzustellen, d. h. auf eine mittelstark besetzte Personengruppe. Bei diesem Vorgehen war zu erwarten, daß nicht nur der Totalwert des Schichtungsmerkmals besonders günstig erfaßt, sondern daß darüber hinaus die gesamte Stichprobe zweckmäßig angelegt würde.

**3.2** Um Anhaltspunkte über die Varianz der Merkmale zu gewinnen, wurde im Statistischen Bundesamt eine **Schattenaufbereitung** an dem Material der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 in Hessen durchgeführt. Die Erhebungsbogen der Zählung wurden zuvor in fünf Schichten nach der Größe der landwirtschaftlichen Nutzfläche eingeteilt; diese Einteilung weicht etwas von der im Tabellenprogramm (vgl. 2.1) ab, das zur Zeit der Voruntersuchung noch nicht endgültig festgelegt war. In den Schichten wurde die Stichprobe mit gestaffelten Auswahlssätzen gezogen, um für die Auswertung in jeder Schicht eine genügende Anzahl von Stichprobeneinheiten zu erfassen. Die Schichten und ihre Umfänge sind für Hessen in Übersicht II.8.1 angegeben. Ferner zeigt diese Übersicht die Gesamtzahlen und die Durchschnitte sowie die Standardabweichungen und Variationskoeffizienten des Merkmals „ständig beschäftigte männliche familieneigene Arbeitskräfte“, das als Richtmerkmal für die Stichprobenaufteilung vorgesehen war.

Übersicht II.8.1

Schicht-Nr.	Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha	Gesamtzahl der Betriebe in Hessen 1949	Ständig beschäftigte männliche familieneigene Arbeitskräfte			
			Anzahl insgesamt 1949	Durchschnittliche Anzahl je Betrieb	Standardabweichung je Betrieb	Variationskoeffizient in vH
1	unter 2 .....	88 520	12 129	0,14	0,34	250
2	2 bis unter 5 .....	63 670	24 994	0,39	0,49	125
3	5 bis unter 20 .....	55 050	42 380	0,77	0,54	70
4	20 bis unter 50 .....	3 980	3 335	0,84	0,52	60
5	50 und mehr .....	687	321	0,47	.	.
	Zusammen .....	211 907	83 159	0,39	.	.

Nach den höchsten Größenklassen hin nimmt die Zahl der Betriebe in allen Ländern stark ab. Außerdem fällt von etwa 50 ha Nutzfläche an die Durchschnittsbesetzung mit familieneigenen Arbeitskräften wieder ab. Beides bedingt Auswahlssätze, die mit der Größenklasse ansteigen, sofern — wie im Tabellenprogramm vorgesehen — die Ergebnisse nach Größenklassen getrennt ausgewiesen werden sollen. Es wurde daher zunächst vorgesehen, die Betriebe ab 50 ha Nutzfläche total zu erheben. Die Betriebe in dieser Schicht 5 wurden deshalb in die Untersuchung über die Standardabweichungen nicht mit einbezogen. Zu beachten war jedoch, daß die Variationskoeffizienten gerade in den unteren Schichten verhältnismäßig groß sind.

**3.3** Auf Grund der Standardabweichungen, die mit der Schattenaufbereitung aus den Unterlagen der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 ermittelt wurden, konnte die **Genauigkeit** der Stichprobenergebnisse in Abhängigkeit vom Auswahlssatz abgeschätzt werden. Versuchsweise wurde ein Auswahlssatz von insgesamt 6 vH angesetzt. Der entsprechende Stichprobenumfang von etwa 12 400 Betrieben wurde zunächst um die rund 700 Betriebe der Schicht 5 vermindert. Der restliche Stichprobenumfang von 11 700 Betrieben wurde entsprechend der Formel von *Neyman-Tschuprow* (III.3.1 (2), S. 538) nach dem Richtmerkmal (vgl. 3.1, S. 206) auf die Schichten 1 bis 4 aufgeteilt. In Übersicht II.8.2 sind die so ermittelten Stichprobenumfänge sowie die Auswahlssätze zusammengestellt. Danach sind die Auswahlssätze in den vier repräsentativ erfaßten

## II.8

Schichten ziemlich einheitlich. Dieses Ergebnis ist darauf zurückzuführen, daß nach der Formel von *Neyman-Tschuprow*

$$(1) \quad f_h = c \cdot s_h$$

gilt, der Auswahlatz  $f_h$  in der  $h$ -ten Schicht also nicht von deren Umfang  $N_h$  abhängt.

Übersicht II.8.2

Schicht-Nr.	Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha	Gesamtzahl der Betriebe in Hessen 1949	Errechnete Zahl von Betrieben in der Stichprobe	Auswahlatz in vH
1	unter 2 .....	88 520	3 810	4,3
2	2 bis unter 5 .....	63 670	3 905	6,1
3	5 bis unter 20 .....	55 050	3 725	6,8
4	20 bis unter 50 .....	3 980	260	6,5
5	50 und mehr .....	687	687	100
	Zusammen .....	211 907	12 387	(5,8)

Die bei dieser Stichprobe zu erwartenden relativen Standardfehler für sechs Personengruppen zeigt Übersicht II.8.3. Danach war es bei diesem Stichprobenplan nicht möglich, die ursprünglichen Genauigkeitsforderungen (vgl. 2.4, S. 206) stets einzuhalten; dies mußte erst recht für die nach Altersklassen untergliederten Ergebnisse gelten. Das lag zum Teil an der schwachen Besetzung einiger Tabellenfelder, zum Teil aber auch — wie sich später herausstellte (vgl. 5.4, S. 211) — an der Anlage des Stichprobenplans.

Übersicht II.8.3

Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha	Betriebsinhaber				Ständig beschäftigte familieneigene Arbeitskräfte	
	hauptberuflich		nebenberuflich		Gesamt- zahl 1949	Relativer Standard- fehler in vH
	Gesamt- zahl 1949	Relativer Standard- fehler in vH	Gesamt- zahl 1949	Relativer Standard- fehler in vH		
Männliche Personen						
unter 2 .....	8 270	5,6	62 165	1,2	12 129	4,0
2 bis unter 5 .....	31 459	1,7	21 912	2,3	24 994	1,9
5 bis unter 20 .....	45 464	0,6	2 161	6,8	42 378	1,1
20 bis unter 50 .....	3 314	2,4	29	50	3 335	3,7
50 und mehr .....	407	0	11	0	320	0
Zusammen .....	88 914	0,9	86 278	1,1	83 156	1,0
Weibliche Personen						
unter 2 .....	3 157	10	10 621	4,9	94 194	1,2
2 bis unter 5 .....	5 288	5,7	1 844	8,5	100 777	1,0
5 bis unter 20 .....	3 853	5,5	255	21	100 673	0,9
20 bis unter 50 .....	182	26	7	50	7 286	3,2
50 und mehr .....	30	0	2	0	775	0
Zusammen .....	12 510	3,9	12 729	4,3	303 705	0,6

## 4. Stichprobenplan

**4.1** Für die Stichprobenerhebungen wurde ein einstufiger **Auswahlplan** mit landwirtschaftlichen Betrieben als Auswahlinheiten zugrunde gelegt. Als **Schichten** wurden die fünf Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche nach dem Tabellenprogramm (vgl. 2.1, S. 206) vorgesehen, die sich von den bei der Voruntersuchung verwendeten Schichten etwas unterschieden.

**4.2 Die Aufteilung der Stichprobe**, die insgesamt 160 000 Betriebe umfassen sollte, wurde in zwei Schritten vorgenommen: Zunächst auf die Länder und dann innerhalb der Länder auf die Schichten.

Für die Aufteilung nach Ländern wurde eine Fehlerabstufung zugrunde gelegt. Danach sollten die relativen Standardfehler für das Merkmal „ständig beschäftigte männliche familieneigene Arbeitskräfte“ umgekehrt proportional zur Wurzel aus den Betriebszahlen  $N$  der Länder gestaffelt werden:

$$(2) \quad \varepsilon = c/\sqrt{N}$$

Für jedes Land wurde die Standardabweichung des genannten Merkmals — ohne Rücksicht auf die weitere Schichtung — berechnet und nach Formel III.1.12 (2), (S. 531) der Stichprobenumfang  $n'_\varepsilon$  (vgl. S. 531) ermittelt, bei dem der Standardfehler  $\varepsilon$  nach Formel (2) eingehalten wird. Durch geeignete Festlegung einer für alle Länder einheitlichen Konstanten  $c$  konnte erreicht werden, daß die Summe der Stichprobenumfänge in allen Ländern etwa 160 000 betrug. Die Ergebnisse dieser Rechnungen sind in Übersicht II.8.4 zusammengestellt.

Übersicht II.8.4

Land	Zahl der Betriebe nach der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949		Errechneter Auswahlsatz in vH
	insgesamt	darunter in der Stichprobe	
Schleswig-Holstein .....	67 000	4 920	7,3
Niedersachsen .....	301 000	23 850	7,9
Nordrhein-Westfalen .....	267 000	20 510	7,7
Hessen .....	212 000	15 210	7,2
Rheinland-Pfalz .....	219 000	17 130	7,8
Württemberg-Baden .....	205 000	21 570	10,5
Baden .....	104 000	8 700	8,4
Württemberg-Hohenzollern .....	106 000	10 930	10,3
Bayern .....	490 000	35 120	7,2
Zusammen .....	1 971 000	157 940	8,0

Die so für jedes Land bestimmten Stichprobenumfänge wurden anschließend auf die Schichten aufgeteilt. Dabei wurde die Formel III.3.1 (2), S. 538, von *Neyman-Tschuprow* auf das Richtmerkmal „ständig beschäftigte männliche familieneigene Arbeitskräfte“ angewandt. In Übersicht II.8.5 wird die Aufteilung für Schleswig-Holstein und Bayern gezeigt.

Übersicht II.8.5

Land	Betriebsgrößenklasse nach der landwirtschaftlichen Nutzfläche in ha	Zahl der Betriebe		Auswahlsatz	
		insgesamt	darunter in der Stichprobe	berechnet in vH	endgültig
Schleswig-Holstein	unter 5 .....	24 500	1 386	5,7	$\frac{1}{16}$
	5 bis unter 10 .....	9 100	694	7,6	$\frac{1}{10}$
	10 bis unter 20 .....	13 800	1 105	8,0	$\frac{1}{9}$
	20 bis unter 50 .....	16 200	1 406	8,7	$\frac{1}{8}$
	50 und mehr .....	3 500	332	9,5	$\frac{1}{5}$
Bayern	unter 5 .....	233 600	12 566	5,4	$\frac{1}{20}$
	5 bis unter 10 .....	132 700	10 244	7,7	$\frac{1}{13}$
	10 bis unter 20 .....	89 400	8 257	9,2	$\frac{1}{11}$
	20 bis unter 50 .....	32 000	3 743	11,7	$\frac{1}{9}$
	50 und mehr .....	2 700	310	11,5	$\frac{1}{5}$

Das hier angewandte Aufteilungsverfahren war der Aufgabenstellung nicht gut angepaßt. So geht bereits aus der Übersicht II.8.4 hervor, daß Schleswig-Holstein als Gebiet mit der kleinsten Zahl von Betrieben fast den niedrigsten durchschnitt-

## II.8

lichen Auswahlssatz von allen Ländern aufweist. Aus Übersicht II.8.5 wird ersichtlich, daß zudem die berechneten Auswahlssätze bei stark abnehmenden Betriebszahlen in den oberen Größenklassen nicht entsprechend stark ansteigen. Die Folge ist, daß die Fehler in den oberen Größenklassen Werte annehmen, die keinesfalls mit den Genauigkeitsforderungen in Einklang zu bringen sind. Um dies zu vermeiden, wurde der mittlere Auswahlssatz in Schleswig-Holstein unter entsprechender Verminderung in den übrigen Bundesländern auf 10 vH erhöht; außerdem wurden in allen Ländern die Auswahlssätze in den oberen Größenklassen angehoben (vgl. die letzte Spalte der Übersicht II.8.5).

**4.3** Die endgültigen Auswahlssätze in den Schichten wurden bei dieser Modifikation so bestimmt, daß bei der **systematischen Auswahl** der Betriebe aus der regional angeordneten Erhebungsgesamtheit ganzzahlige Auswahlabstände verwendet werden konnten.

**4.4** Die ausgefüllten und zurückgesandten Erhebungspapiere sollten nach Schichten sortiert und dann für die einzelnen Tabellenfelder in Strichlisten ausgezählt werden. Für alle Merkmale wurde die **freie Hochrechnung** vorgesehen.

Bei der Hochrechnung war zu berücksichtigen, daß sich der Bestand der Betriebe zwischen dem Stichtag der Landwirtschaftlichen Betriebszählung, deren Erhebungspapiere als Auswahlgrundlage dienten, und den Stichtagen der Erhebung geändert hat. Um die Ergebnisse in der richtigen Größenklasse ausweisen zu können, mußten die Betriebe innerhalb der Schichten auch noch nach den Größenklassen der Nutzfläche im Erhebungsjahr aufgegliedert und getrennt hochgerechnet werden. Ferner sollten die Veränderungen durch Zugang und Abgang von Betrieben zwischen 1949 und den Erhebungsstichtagen wenigstens näherungsweise berücksichtigt werden. Die Betriebsauflösungen wurden durch die Stichprobe im Erwartungswert zutreffend wiedergegeben. Auf eine besondere Erhebung der Neuzugänge wurde verzichtet. Stattdessen sollte die Gesamtzahl der Betriebe, die bei den Bodennutzungserhebungen 1952 und 1953 erfaßt worden sind, nach Betriebsgrößenklassen ausgezählt und die Ergebnisse über die landwirtschaftlichen Arbeitskräfte auf die so ermittelte Zahl von Betrieben umgerechnet werden. Es wurde also die Struktur der Stichprobenergebnisse auf die nicht erfaßte Zugangsmasse übertragen. Der systematische Fehler dieser Übertragung dürfte hier jedoch verhältnismäßig gering sein.

**4.5** Die **Fehlerrechnung** sollte nach der Formel III.3.2 (3), S. 540, für die geschichtete Stichprobenauswahl mit freier Hochrechnung durchgeführt werden. Es wurde außerdem vorgesehen, die Veränderungen der Betriebszugehörigkeit zu den Größenklassen bei der Fehlerrechnung ebenso wie bei der Hochrechnung zu berücksichtigen.

## 5. Durchführung des Stichprobenplans

**5.1** Der im Jahre 1952 entwickelte Stichprobenplan wurde bei den halbjährlichen Erhebungen von 1952 bis 1954 angewandt. Dabei wurden stets dieselben Stichprobenbetriebe in die Erhebung einbezogen. Bei der Hochrechnung wurden die Personenzahlen bei den Erhebungen 1952 an die nach Größenklassen ermittelten Betriebszahlen vom Frühjahr 1952, in den folgenden Erhebungen an die Betriebszahlen vom Frühjahr 1953 angeglichen.

**5.2** Bei der Aufbereitung wurden die Betriebe nach den Personengruppen des Tabellenprogramms ausgezählt. Die Übersicht II.8.6 (vgl. S. 212) gibt als Beispiel einige **Häufigkeitsverteilungen** für die Zahl der Betriebe nach der Zahl der ständig beschäftigten männlichen Familienangehörigen in Rheinland-Pfalz am 1. April 1952.

**5.3** In Abbildung II.8.1 sind die **Standardabweichungen** zu Übersicht II.8.6 in Abhängigkeit von den Wurzeln der jeweiligen Mittelwerte aufgetragen. In der Abbildung



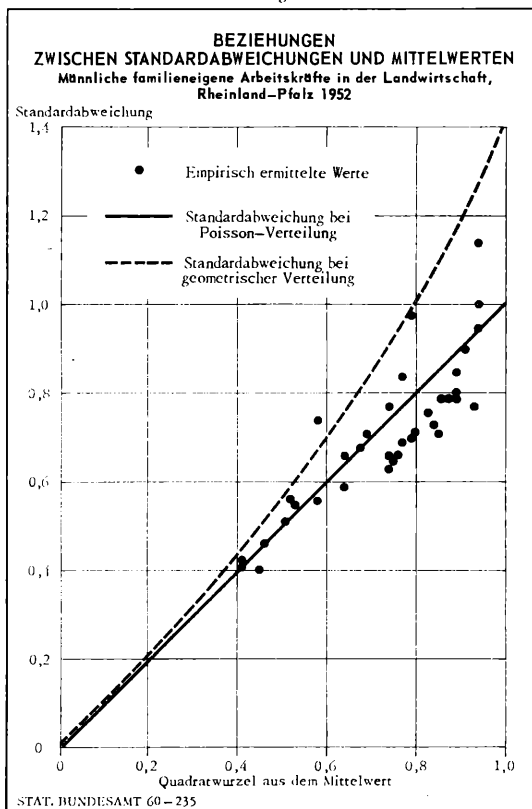
ist außer der Winkelhalbierenden auch die Kurve für die Standardabweichung einer Verteilung eingezeichnet, bei der die Häufigkeiten mit steigenden ganzzahligen Merkmalswerten in geometrischer Reihe abnehmen.

Wenn die Merkmale der echten Poisson-Verteilung (vgl. I.3.1.2, S. 59) folgen würden, müßten die Punkte auf der Winkelhalbierenden liegen. Die Abbildung zeigt, daß die Abweichungen von der Winkelhalbierenden bei Mittelwerten über 0,8 ziemlich groß sind. Das ist im wesentlichen durch die Besetzung der Nullklasse zu erklären, die nicht der Poisson-Verteilung entspricht (vgl. I.3.1.2, S. 60). Werden dagegen die Standardabweichungen nach der modifizierten Poisson-Verteilung berechnet, so würden die Punkte ziemlich genau auf der Geraden liegen; das bedeutet, daß die Zahl der Arbeitskräfte im allgemeinen mit guter Näherung der modifizierten Poisson-Verteilung folgt.

**5.4** Für die Erhebungen zum 1. April 1952 und zum 1. Oktober 1953 sind die relativen **Standardfehler** für die nach dem Tabellenprogramm gegliederten Stichprobenergebnisse berechnet worden. In Übersicht II.8.7 (vgl. S. 212) ist eine zusammengefaßte Darstellung der Fehlerwerte zum 1. Oktober 1953 gegeben. Darin ist die Anzahl der Ergebnisse für Schleswig-Holstein und für das Bundesgebiet nach Größenklassen der relativen Standardfehler gegliedert. Zwei Drittel der Bundesergebnisse haben danach einen relativen Standardfehler, der geringer als 2 vH ist. Andererseits weisen im Bundesgebiet 34 von 270 Stichprobenergebnissen einen relativen Standardfehler von 5 vH und mehr auf. Fehler dieser Größenordnung sind jedoch überwiegend nur in solchen Tabellenfeldern vorgekommen, die weniger als 5000 Personen ausweisen. Die wichtigsten Personengruppen sind im Bundesgebiet und in den größeren Ländern durch die Stichprobenerhebung recht genau ermittelt worden.

Dagegen war nach Übersicht II.8.7 die Genauigkeit der Ergebnisse in Schleswig-Holstein trotz der Erhöhung des mittleren Auswahlssatzes von 6,8 vH auf 10 vH (vgl. 4.2, S. 210) noch unzureichend. Das ist im wesentlichen darauf zurückzuführen, daß das verwendete Aufteilungsverfahren der besonderen Aufgabenstellung nicht angepaßt war: Es sollten nämlich nicht nur gute Gesamtergebnisse, sondern auch Ergebnisse für die einzelnen Betriebsschichten mit möglichst hoher Genauigkeit ermittelt werden. Die Aufteilung des Stichprobenumfangs je Land auf die Betriebsschichten nach *Neyman-Tschuprow* ermöglicht im allgemeinen jedoch lediglich gute Gesamtergebnisse je Land, führt dagegen auf große Unterschiede in den Genauigkeiten für die Schichten. Das liegt, wie bereits in 3.3, S. 208, erwähnt, daran, daß bei der Auf-

Abbildung II.8.1



II.8

Übersicht II.8.6

Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha	Zahl der ständig beschäftigten männlichen Familienangehörigen im Betrieb	Zahl der Betriebe in der Stichprobe (Rheinland-Pfalz, 1. 4. 1952)				
		insgesamt	darunter mit ständig beschäftigten männlichen Familienangehörigen im Alter von			
			14 bis unter 21 Jahren	21 bis unter 35 Jahren	35 bis unter 65 Jahren	65 Jahren und mehr
			3	4	5	6
unter 5	0	3 901	4 124	4 139	4 180	4 253
	1	345	138	125	85	15
	2	21	6	4	2	—
	3	1	—	—	1	—
	Zusammen	4 268	4 268	4 268	4 268	4 268
5 bis unter 10	0	3 192	3 900	3 823	4 118	4 295
	1	1 032	410	496	208	40
	2	100	27	17	11	2
	3	13	—	1	—	—
	Zusammen	4 337	4 337	4 337	4 337	4 337
10 bis unter 20	0	1 615	2 720	2 500	3 038	3 291
	1	1 544	588	813	297	55
	2	176	38	35	13	2
	3	13	2	—	—	—
	Zusammen	3 348	3 348	3 348	3 348	3 348
20 bis unter 50	0	539	1 049	917	1 142	1 285
	1	609	224	356	149	27
	2	145	38	38	21	—
	3	19	1	1	—	—
	Zusammen	1 312	1 312	1 312	1 312	1 312

Übersicht II.8.7

Zahl der Personen im Tabellenfeld	Zahl der Tabellenfelder					
	insgesamt	davon mit relativen Standardfehlern				
		unter 1 vH	1 bis unter 2 vH	2 bis unter 5 vH	5 bis unter 10 vH	10 vH und mehr
Schleswig-Holstein						
unter 500 ...	32	2	—	—	—	30
500 bis unter 1 000 ...	16	—	—	—	3	13
1 000 bis unter 2 000 ...	14	—	—	—	14	—
2 000 bis unter 5 000 ...	21	—	—	11	10	—
5 000 bis unter 10 000 ...	29	—	3	26	—	—
10 000 bis unter 20 000 ...	18	4	5	9	—	—
20 000 bis unter 50 000 ...	12	4	8	—	—	—
50 000 bis unter 100 000 ...	4	4	—	—	—	—
100 000 und mehr .....						
Zusammen .....	146	14	16	46	27	43
Bundesgebiet (ohne Hamburg, Bremen und Berlin)						
unter 5 000 ...	33	—	—	2	16	15
5 000 bis unter 10 000 ...	17	—	—	14	3	—
10 000 bis unter 20 000 ...	21	—	—	21	—	—
20 000 bis unter 50 000 ...	51	1	32	18	—	—
50 000 bis unter 100 000 ...	37	8	29	—	—	—
100 000 bis unter 200 000 ...	35	26	9	—	—	—
200 000 bis unter 500 000 ...	53	53	—	—	—	—
500 000 und mehr .....	23	23	—	—	—	—
Zusammen .....	270	111	70	55	19	15

teilung nach *Neyman-Tschuprow* (vgl. III.3.1 (2), (S. 538) der Auswahlatz  $f_h$  in der  $h$ -ten Schicht von der Standardabweichung  $s_h$ , nicht aber von der Besetzungszahl  $N_h$  dieser Schicht abhängt (vgl. Formel (1) auf S. 208). Daraus wurde die Erfahrung abgeleitet, daß die Aufteilung von *Neyman-Tschuprow* unzweckmäßig ist, wenn es darauf ankommt, außer den Gesamtergebnissen auch noch hinreichend genaue Resultate für bestimmte Teile der Gesamtheit zu ermitteln (vgl. I.2.2.3, S. 38). Ein Verfahren, mit dem diese Forderung erfüllt werden kann, wurde vom Statistischen Landesamt Nordrhein-Westfalen vorgeschlagen; diese Methode wird wegen ihrer allgemeinen Bedeutung in I.3.2.3 (S. 81) dargestellt. Für die Planung der Stichprobenerhebung über die familieneigenen Arbeitskräfte konnte das Verfahren nicht mehr angewandt werden. Bei Anwendung dieses Prinzips hätte sich für Schleswig-Holstein ein mittlerer Auswahlatz von 16,7 vH ergeben, was für eine genügende Zuverlässigkeit der Ergebnisse ausgereicht hätte.

Eine weitere Ursache für die geringe Genauigkeit eines Teils der Ergebnisse ist in der uneinheitlichen, teils gegenläufigen Besetzung der Tabellenfelder begründet. Der Anteil der hauptberuflichen Betriebsinhaber wächst mit der Größe der Betriebe, der Anteil der nebenberuflichen Betriebsinhaber nimmt entsprechend ab (vgl. Übersicht II.8.3). Durch bestimmte Auswahlätze je Größenklasse können also nicht beide Merkmale gleich gut erfaßt werden. In diesem Falle wäre eine weitere Schichtung der Betriebe nach der Art der Bewirtschaftung (hauptberuflich — nebenberuflich) zweckmäßig gewesen.

# Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben 1956/58

F. Ehlers<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Die Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben ist eine Fortsetzung der Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte in den land- und forstwirtschaftlichen Betrieben (vgl. II.8). Während diese Statistik nur Aufschluß über die Zahl der familieneigenen Arbeitskräfte geben sollte, hatte die anschließende Statistik die erweiterte Aufgabe, Unterlagen über alle Arbeitskräfte in der Landwirtschaft, d. h. auch über die familienfremden Arbeitskräfte, zu liefern. Ferner sollten auch die Arbeitszeiten der nicht ständig Beschäftigten erfaßt werden.

Diese Erweiterung der Aufgabenstellung ergab sich zwingend aus den Vorschriften des Landwirtschaftsgesetzes. Zur jährlichen Feststellung der Ertragslage in der Landwirtschaft nach diesem Gesetz werden laufende statistische Erhebungen über den Bestand und den Arbeitseinsatz aller Personen gebraucht, die in der Landwirtschaft tätig sind.

Die Rechtsgrundlage der Statistik ist eine Verordnung vom 18. Juni 1956. Um die Auskunftspflichtigen zu entlasten und die Kosten zu beschränken, wurden Stichproben-erhebungen mit festgelegten Stichprobenumfängen vorgeschrieben: Über den Monat Juli 1956 sollte eine Basiserhebung mit einem verhältnismäßig großen Stichprobenumfang durchgeführt werden, um vor allem die Struktur der Gesamtheit aller Land-arbeitskräfte festzustellen. Die anschließenden Monaterhebungen bis Juni 1958 hatten dagegen die Aufgabe, die saisonalen Veränderungen zu ermitteln. Der Stichproben-umfang dieser laufenden Erhebungen, die mit der Basiserhebung verknüpft werden sollten, wurde auf etwa ein Zehntel des Umfangs der Basiserhebung festgelegt.

Die Ergebnisse der Erhebungen werden in Band 179 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Im Tabellenprogramm** waren Landes- und Bundesergebnisse für die Basiserhebung über den Juli 1956 und für die anschließenden Monaterhebungen sowie Jahreszusammenstellungen vorgesehen.

Auszuweisen waren die Zahl der Betriebsinhaber und die Zahl der mit ihnen im gemeinsamen Haushalt lebenden Familienangehörigen, gegliedert nach dem Geschlecht und dem Arbeitseinsatz im Betrieb (voll beschäftigt, regelmäßig teilbeschäftigt, unregelmäßig teilbeschäftigt). Für die regelmäßig teilbeschäftigten Personen sollten die Arbeitszeiten angegeben werden. Ferner sollte die Zahl der männlichen und weiblichen ständigen und nichtständigen familienfremden Arbeitskräfte, die nichtständigen mit Angabe der Arbeitszeit, ausgewiesen werden.

Die Zahl der Arbeitskräfte und die Arbeitszeiten sollten entsprechend der Betriebszugehörigkeit nach folgenden Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche gegliedert werden:

0,5 bis unter	2 ha <sup>2)</sup>
2 bis unter	5 ha
5 bis unter	10 ha
10 bis unter	20 ha
20 bis unter	50 ha
50	ha und mehr.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Florenz Ehlers, Statistisches Landesamt Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf.

<sup>2)</sup> Erwerbsgartenbau- und Erwerbsweinbaubetriebe auch unter 0,5 ha.

Die Ergebnisse der Basiserhebung sollten weiter untergliedert werden nach haupt- und nebenberuflich bewirtschafteten Betrieben, nach Altersklassen der Personen sowie nach Erwerbs- und Unterhaltsquellen. Außerdem war die Zahl der Betriebsinhaber und der Familienangehörigen auszuweisen, die Anspruchsberechtigung aus Invaliden- und Angestelltenversicherung, Beamtenversorgung oder privater Renten- und Pensionsversicherung haben. Für die Basiserhebung und Jahreszusammenstellungen wurde eine Untergliederung nach 13 Bodennutzungssystemen vorgesehen.

**2.2 Erhebungseinheiten** waren die Betriebe, die eine landwirtschaftliche Nutzfläche ab 0,5 ha bewirtschaften, sowie die Betriebe mit Erwerbsgarten- und Erwerbsweinbau ohne Begrenzung der Flächengröße. Die Länder Hamburg, Bremen und Berlin (West) waren von dieser Erhebung ausgenommen.

**2.3** Zur Entlastung der Befragten wurde folgende **Erhebungstechnik** angewandt: Die Inhaber der durch die Stichprobe erfaßten Betriebe hatten ihre Angaben bei der Basiserhebung auf Fragebogen zu machen. Für die laufenden Monatserhebungen waren sogenannte Betriebsbücher vorgesehen. Auf dem festen Deckblatt sollten die Namen des Betriebsinhabers und seiner Familienangehörigen mit Alter und Geschlecht sowie andere Grundmerkmale und Betriebsdaten eingetragen werden, die sich verhältnismäßig selten ändern. Die für die folgenden Monate vorgesehenen Einzelblätter im Betriebsbuch enthielten nur die Fragen nach dem Arbeitseinsatz der familieneigenen und der familienfremden Arbeitskräfte im Berichtsmonat sowie Fragen nach Änderungen der Angaben auf dem Deckblatt. Die Betriebsbücher sollten monatlich zur Auswertung an das Statistische Landesamt eingesandt und nach Heraustrennen des Einzelblattes für den betreffenden Monat wieder an die Stichprobenbetriebe zurückgesandt werden. Bei dieser Erhebungstechnik trat anfangs die Schwierigkeit auf, daß die Betriebsbücher nicht rechtzeitig hin- und hergeschickt werden konnten. Daher mußten die Betriebsinhaber ihre Angaben teilweise gleich für mehrere Monate machen.

**2.4 Auswahlgrundlage** für die Basiserhebung im Juli 1956 waren die Gemeinde-Hilfslisten der Bodennutzungsvorerhebung 1955. Die Auswahlgrundlage für die Monatserhebungen, die zweite Auswahlphase, war durch das Verzeichnis der Stichprobengesamtheit der Basiserhebung gegeben.

**2.5** Der **Auswahlsatz** für die Basiserhebung wurde durch die Rechtsgrundlage auf höchstens 10 vH der Betriebe festgesetzt. Durch die Monatserhebungen sollten jeweils bis zu 1 vH aller Betriebe erfaßt werden.

### **3. Stichprobenplan für die Basiserhebung**

**3.1** Für die Basiserhebung wurde ein einstufiges, geschichtetes **Auswahlverfahren** vorgesehen. Als Auswahlseinheiten wurden die landwirtschaftlichen Betriebe verwendet, soweit sie zur Erhebungsgesamtheit gehörten (vgl. 2.2).

Die Auswahlseinheiten sollten vor der Stichprobenauswahl in Schichten eingeteilt werden. Dabei wurde zunächst von den im Tabellenprogramm bestimmten sechs Größenklassen nach der landwirtschaftlichen Nutzfläche ausgegangen. Es war jedoch anzunehmen, daß diese Schichtung für die Erfassung der familienfremden Arbeitskräfte vor allem in den unteren Größenklassen unzureichend sein würde, weil die Verteilung dieses Merkmals in den kleinen Betrieben sehr schief ist: Die große Masse der kleinen Betriebe beschäftigt keine oder nur einzelne fremde Arbeitskräfte. In Betrieben mit Intensivkulturen, z. B. in Gartenbau- und Weinbaubetrieben, ist die Zahl dieser Arbeitskräfte dagegen teilweise recht groß. Die beiden unteren Größenklassen wurden daher nach Betrieben mit Intensivkulturen und sonstigen Betrieben unterteilt, damit die neuen Schichten auch für das Merkmal „familienfremde Arbeitskräfte“ hinreichend homogen wurden. Um die von der Größe der Nutzfläche abhängigen Merkmalsunterschiede innerhalb der Größenklassen der Betriebe mit 20 bis unter 50 ha und über 50 ha

II.9

einzuschränken, wurden diese in je drei Schichten unterteilt. Übersicht II.9.1 zeigt die Gliederung der Betriebe nach den Größenklassen des Tabellenprogramms sowie nach Schichten.

Übersicht II.9.1

Größen- klasse des Tabellen- programms	Schicht- Nr.	Abgrenzung der Betriebe		Auswahlsätze	
		nach der landwirtschaft- lichen Nutzfläche in ha	nach der Kulturart	Nordrhein- Westfalen	Bayern
1	1	unter 0,5	Erwerbsgartenbau	1/16	1/10
	2	unter 0,5	Erwerbsweinbau	—	1/9
	3	0,5 bis unter 2	Intensivkulturen	1/11	1/10
	4	0,5 bis unter 2	sonstige	1/30	1/30
2	5	2 bis unter 5	Intensivkulturen	1/9	1/4
	6	2 bis unter 5	sonstige	1/25	1/25
3	7	5 bis unter 10	—	1/10	1/9
4	8	10 bis unter 20	—	1/7	1/7
5	9	20 bis unter 30	—	1/6	1/7
	10	30 bis unter 40	—	1/6	1/6
	11	40 bis unter 50	—	1/6	1/5
6	12	50 bis unter 75	—	1/4	1/4
	13	75 bis unter 100	—	1/2	1/2
	14	100 und mehr	—	1/1	1/2
Zusammen		—	—	(8,5 vH)	(8,2 vH)

Für jedes der sieben beteiligten Bundesländer wurden in den Schichten gestaffelte Auswahlsätze vorgesehen. Dabei wurde besonderer Wert darauf gelegt, daß die Betriebe mit Intensivkulturen einen höheren Auswahlsatz erhielten als die sonstigen Betriebe in den unteren Größenklassen. Im übrigen wurden die Auswahlsätze entsprechend den Erfahrungen bei der Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte (vgl. II.8, S. 211) so festgelegt, daß sie mit steigender Schicht-Nummer größer wurden. In Übersicht II.9.1 sind als Beispiel die Auswahlsätze für die Länder Nordrhein-Westfalen und Bayern angegeben. Der gesamte Stichprobenumfang im Bundesgebiet betrug etwa 144 000 Betriebe; das entspricht einem durchschnittlichen Auswahlsatz von rund 8 vH.

**3.2** Als Auswahlunterlagen dienten die Hilfslisten der Bodennutzungsvorerhebung 1955, auf denen die Betriebe nach Gemeinden zusammengestellt sind. Für die Listen wurde eine regionale Anordnung vorgegeben. Die Betriebe sollten in den Listen nach Schichten signiert und durch systematische Auswahl entsprechend dem je Schicht vorgesehenen Auswahlsatz in die Stichprobe einbezogen werden.

**3.3** Die **Aufbereitung** der repräsentativen Basiserhebung sollte im Gegensatz zur Erhebung der familieneigenen Arbeitskräfte maschinell durchgeführt werden, weil das erweiterte Frageprogramm und die erheblich stärkere Tabellengliederung eine manuelle Auswertung unzweckmäßig erscheinen ließen. Um für den weitaus überwiegenden Teil der Betriebe mit nur einer Lochkarte auszukommen, wurden die familienfremden Arbeitskräfte je Betrieb nur nach ihrer Zahl, die familieneigenen Arbeitskräfte jedoch einzeln mit ihren nichtkombinierten Merkmalen abgelocht. Eine zweite Lochkarte war für einen Betrieb lediglich dann nötig, wenn außer dem Betriebsinhaber und seiner Ehefrau mehr als fünf familienangehörige Personen aufzunehmen waren. Die Lochkarten der Stichprobenbetriebe wurden mit Rücksicht auf die Fehlerrechnung (vgl. 3.5) in jeder Schicht laufend numeriert.

**3.4** Bei der freien **Hochrechnung** sollten die Hochrechnungsfaktoren so festgelegt werden, daß in jeder Schicht die Stichprobenergebnisse mit den tatsächlichen Betriebszahlen im Monat der Basiserhebung übereinstimmten. Die für die Anpassung benötigte Zahl der Betriebe nach Stand 1956 wurde für Länder und Größenklassen durch lineare

Extrapolation der Entwicklung von 1953 bis 1955 geschätzt. Die statistische Ermittlung dieser Zahlen aus der Bodennutzungsvorerhebung 1956 war nicht rechtzeitig möglich, weil deren Unterlagen erst später für diesen Zweck zur Verfügung standen.

**3.5 Die Fehlerrechnung** sollte auf zwei Tabellen der Basiserhebung beschränkt werden, um den Arbeitsaufwand in erträglichen Grenzen zu halten. Zur Vereinfachung wurde das Unterstichprobenverfahren (vgl. I.3.4.1, S. 106) vorgesehen, und zwar sollten mit Hilfe der laufenden Numerierung der Lochkarten innerhalb der Schichten systematisch zehn gleich große Unterstichproben gebildet werden. Eine Rechnung an Einzelwerten wäre kaum möglich gewesen, da die familieneigenen Arbeitskräfte auf den Lochkarten nur einzeln und nicht in Kombination verzeichnet waren.

## 4. Stichprobenplan für die Monatserhebungen

**4.1** Die Stichprobenbetriebe für die Monatserhebungen sollten aus den Stichprobenbetrieben der Basiserhebung ausgewählt werden. Es wurde also eine **zweiphasige Auswahl** mit derselben Schichtung vorgesehen. Mit Rücksicht auf die zu erwartenden Betriebsausfälle wurde der Auswahlatz für die zweite Phase so hoch wie möglich, d. h. auf  $\frac{1}{8}$  der Basisstichprobe, festgelegt. Die Stichprobe für die Monatserhebungen sollte somit 1 vH der Erhebungsgesamtheit umfassen.

Es war vorgesehen, für die Betriebe in der Basisstichprobe Karteikarten anzulegen, um diese vor der Stichprobenauswahl der zweiten Phase nach Bodennutzungssystemen anzuordnen. Aus der Stichprobengesamtheit der ersten Phase wurde dann jeder achte Betrieb systematisch ausgewählt.

**4.2** Die **Aufbereitung** der Ergebnisse der Monatserhebungen wurde nicht — wie bei der Basiserhebung — maschinell, sondern manuell durchgeführt. Dazu wurden die monatlichen Angaben der Betriebe über familieneigene und familienfremde Arbeitskräfte in eine Betriebskarte eingetragen, so daß Änderungen in der Zahl und im Arbeitseinsatz der Personen durch das ganze Wirtschaftsjahr verfolgt werden konnten.

**4.3** Die **Hochrechnung** der Stichprobenwerte jeder Monatserhebung sollte an die Ergebnisse der Basiserhebung gebunden werden, da bei dem stark gegliederten Tabellenprogramm eine freie Hochrechnung der 1 vH-Stichprobe nicht zweckmäßig erschien. Andererseits mußte allerdings in Rechnung gestellt werden, daß auch die Bezugswerte aus der Basiserhebung Zufallsfehler besitzen, die sich bei Anwendung der gebundenen Hochrechnung auf die Ergebnisse der Monatserhebungen fortpflanzen.

Für die Ergebnisse der Monatserhebungen wurde aus Zeitgründen auf Fehlerrechnungen verzichtet.

## 5. Durchführung der Stichprobenpläne

**5.1** Bei der **Hochrechnung** der Monatsstichproben mit Hilfe der Verhältnisschätzung entstanden methodische Schwierigkeiten infolge des verhältnismäßig geringen Umfanges der Monatsstichproben und der tiefen Gliederung des Tabellenprogramms: Einige Personengruppen des Tabellenprogramms waren in den Betrieben der Monatsstichprobe zum Zeitpunkt der Basiserhebung entweder gar nicht oder so schwach vertreten, daß keine Veränderungsfaktoren gebildet werden konnten. Aus diesem Grunde wurde die Hochrechnung von der Verhältnisschätzung auf die Differenzschätzung umgestellt. Aber auch dieses Verfahren konnte für die seltenen Merkmale keine befriedigenden Landesergebnisse bringen, da die so ermittelten Abnahmen gelegentlich größer waren als der Gesamtbestand im Basismonat; formal hätten sich also für den Erhebungsmonat Bestandszahlen unter Null ergeben. Erst in der Zusammenfassung zu Bundesergebnissen erschienen positive Werte, die dann jedoch meist keine hin-

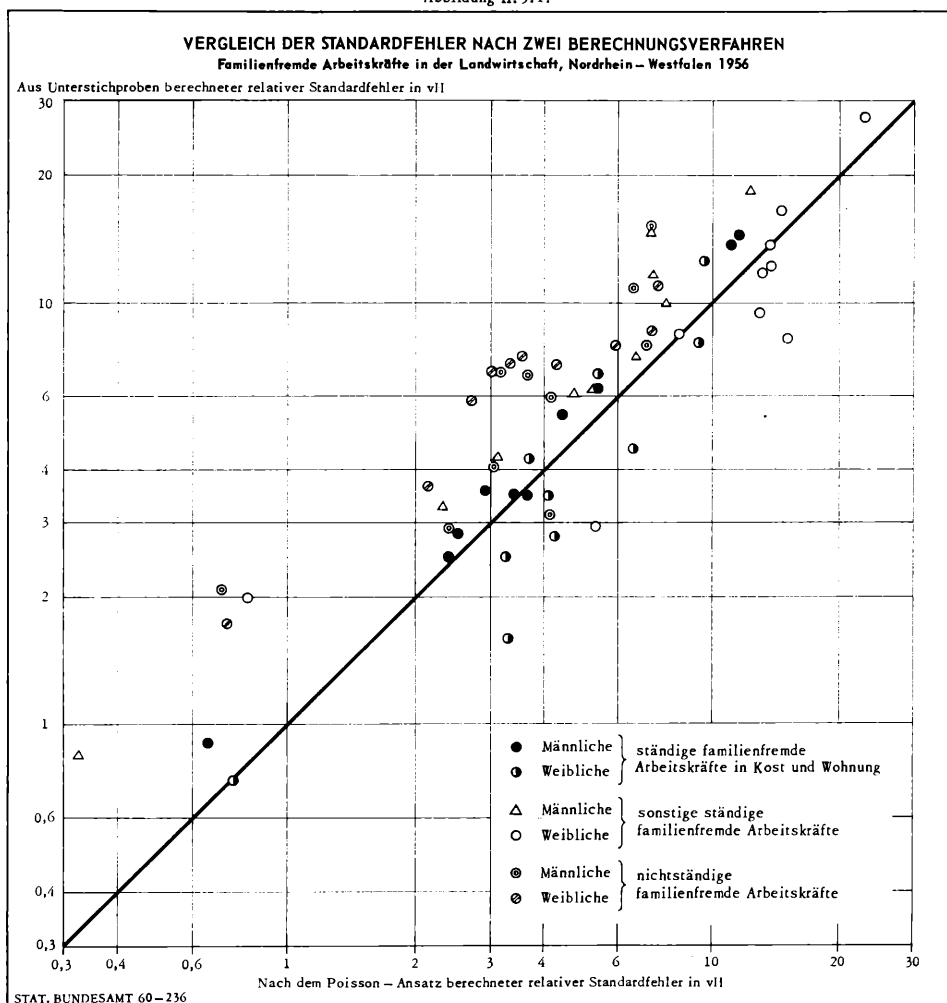
## II.9

reichende Aussagekraft besaßen. Die freie Hochrechnung ließ in diesen Fällen ebenfalls keine nennenswerte Verbesserung erwarten, so daß gewisse Zusammenfassungen in den Ergebnissen vorgenommen werden mußten (vgl. I.3.3.1, S. 90).

**5.2** Die vorgesehene Fehlerrechnung zur Basiserhebung ist nur im Statistischen Landesamt Nordrhein-Westfalen durchgeführt worden. In den übrigen Landesämtern konnte die Fehlerrechnung wegen Arbeitsüberlastung nicht vorgenommen werden. Es wurde daher überlegt, welche Näherungsverfahren zur Ermittlung der Standardfehler verwendet werden könnten, um wenigstens zu einer Abschätzung der Zufallsfehler für die Landeswerte und, daraus abgeleitet, für die Bundesergebnisse zu kommen.

Für die meisten Personengruppen des Tabellenprogramms entsteht ein Untergruppeneffekt (vgl. I.3.4.1, S. 101). Daher mußte die Formel III.1.3 (4), S. 526, für die Fehlerrechnung angewandt werden. Es mußte nun versucht werden, die ausführliche Berechnung der Komponente mit der Merkmalsvarianz durch einen Näherungsansatz zu vermeiden.

Abbildung II.9.1.





Von der Statistik der familieneigenen Arbeitskräfte (vgl. II.8, S. 211) war bekannt, daß die Zahl der familienangehörigen Arbeitskräfte je Betrieb im wesentlichen einer Poisson-Verteilung folgt. Da für diese Verteilung die Varianz der Einzelwerte mit dem Mittelwert übereinstimmt, kann die Formel III.1.3 (4) für den relativen Standardfehler  $v$  näherungsweise durch die folgende Formel ersetzt werden:

$$(1) \quad v \doteq c \cdot \sqrt{\frac{\varphi}{x_k}};$$

darin ist  $x_k^1$  das hochgerechnete Stichprobenergebnis und  $\varphi$  der Auswahlfaktor, der innerhalb einer Schicht konstant ist und nur vom Auswahlatz abhängt (vgl. III.1.0 (4), S. 521). Die Größe  $c$  konnte abgeschätzt werden auf Grund der Fehlerrechnung, die in Nordrhein-Westfalen für einige Tabellen nach dem Unterstichproben-Verfahren durchgeführt wurde, mit dem sowohl der Anordnungseffekt als auch der Untergruppeneffekt berücksichtigt werden kann.

In Abbildung II.9.1 (vgl. S. 218) werden im doppelt logarithmischen Netz die nach dem Unterstichproben-Verfahren errechneten relativen Standardfehler für sechs Gruppen familienfremder Arbeitskräfte in zehn Schichten den entsprechenden Fehlerwerten gegenübergestellt, die nach Näherungsformel (1) mit  $c = 1$  ermittelt worden sind. Die Punkte einer Personengruppe liegen näherungsweise jeweils um eine Parallele zur Winkelhalbierenden. Es kann somit für jede Personengruppe näherungsweise eine einheitliche Konstante  $c$  verwendet werden. Die Abbildung zeigt ferner, daß die Werte für weibliche ständige familienfremde Arbeitskräfte der Diagonalen am nächsten kommen; der Untergruppeneffekt und der Anordnungseffekt gleichen sich hier näherungsweise aus, so daß die Konstante  $c$  in der Näherungsformel mit  $c = 1$  angesetzt werden kann. Für Betriebsinhaber und familienangehörige Arbeitskräfte wurde ebenfalls mit guter Näherung die Konstante  $c = 1$  ermittelt. Dagegen liegen in der Abbildung die Punkte für die männlichen ständigen familienfremden Arbeitskräfte deutlich über der Winkelhalbierenden ( $c = 1,3$ ); der Untergruppeneffekt kommt stärker zur Geltung als der Effekt der regionalen Anordnung. Bei den nichtständigen familienfremden Arbeitskräften ist das noch deutlicher ausgeprägt ( $c = 1,8$ ).

Für die Ergebnisse der Grundtabelle wurden in allen Ländern die Standardfehler nach der Näherungsformel ermittelt. Dabei wurde die Konstante  $c$  grundsätzlich auf 1 festgelegt. Nur für die Personengruppen „männliche ständige familienfremde Arbeitskräfte“ und „nichtständige Arbeitskräfte (männlich und weiblich)“ wurde  $c = 1,3$  bzw.  $c = 1,8$  gesetzt. In Übersicht II.9.2 (vgl. S. 220) sind z. B. für Niedersachsen einige der nach Formel (1) geschätzten relativen Standardfehler der Basiserhebung im Juli 1956 angegeben. Die Genauigkeit ist danach durchaus befriedigend; im wesentlichen haben sich nur für die schwächer besetzten Felder des Tabellenprogramms große relative Standardfehler ergeben. Die aus den Länderwerten ermittelten Standardfehler für die Bundesergebnisse liegen bei allen wichtigen Personengruppen unter 1 vH.

**5.3 Die systematischen Fehler**, die von der Verwendung der extrapolierten Betriebszahlen für 1956 bei der Hochrechnung herrühren, konnten nicht berücksichtigt werden. Sie dürften jedoch verhältnismäßig klein sein. Eine gewisse Verzerrung der Stichprobenergebnisse ist dagegen vermutlich durch voraus festgelegte Beschränkungen im Frageprogramm der Erhebung hervorgerufen worden. Da Arbeitszeitangaben nur für „regelmäßig teilbeschäftigte“ Betriebsinhaber und Familienangehörige gefordert wurden, sind bereits in den ersten Erhebungsmonaten zahlreiche Betriebsinhaber bei der Einordnung dieser Personen auf das Merkmal „unregelmäßig teilbeschäftigt“ ausgewichen.

**5.4 Zu den Monatserhebungen** waren keine Fehlerrechnungen vorgesehen. In Nordrhein-Westfalen sind jedoch die Stichprobenwerte des Monats Juni 1957 ebenso wie bei der Basiserhebung nach Unterstichproben zusammengestellt worden. An diesen Werten ist unter Berücksichtigung der Differenzschätzung für die Größenklassen 5 bis unter

## II.9

10 ha und 10 bis unter 20 ha Nutzfläche eine Fehlerrechnung durchgeführt worden. Dabei wurde beachtet, daß auch die Bezugswerte aus der Basiserhebung im Juli 1956 Zufallsfehler haben: Für die Zusammensetzung der Fehler wurde das Fehlerfortpflanzungsgesetz angewandt (vgl. I.3.4.3, S. 113). Die relativen Standardfehler für die Ergebnisse der Monatshebungen über die Zahl der Betriebsinhaber und der familien-eigenen Arbeitskräfte sind nur unwesentlich größer als die der Basisstichprobe, weil diese Personenzahlen gebunden hochgerechnet werden und zwischen den Werten von zwei Monaten, die nicht zu weit auseinander liegen, eine recht starke Korrelation besteht ( $r = 0,9$  bis  $r = 0,98$ ). Für die nach dem Arbeitseinsatz im Betrieb gegliederten Personenzahlen der Betriebsinhaber und Familienangehörigen liegt der Korrelationskoeffizient etwa zwischen 0,7 und 0,8. Infolgedessen sind hier die Standardfehler bei den Monatsstichproben rund doppelt bis dreimal so groß wie die der Basisstichprobe. Für einige Gruppen der familienfremden Arbeitskräfte und für die Arbeitszeiten der Teilbeschäftigten übersteigt der Standardfehler wegen geringer Korrelation sogar oft das Dreifache. Für diese Ergebnisse wäre die freie Hochrechnung vorzuziehen. Sofern solche starken Unterschiede zu erwarten sind, ist es also zweckmäßig, das Hochrechnungsverfahren nicht gleich endgültig festzulegen, sondern möglichst von Vergleichsrechnungen abhängig zu machen.

Übersicht II.9.2

Größenklasse nach der land- wirtschaftlichen Nutzfläche in ha	Betriebsinhaber				Familienangehörige			
	insgesamt		darunter vollbeschäftigte Personen		insgesamt		darunter vollbeschäftigte Personen	
	Zahl der Personen	Relativer Standard- fehler in vH	Zahl der Personen	Relativer Standard- fehler in vH	Zahl der Personen	Relativer Standard- fehler in vH	Zahl der Personen	Relativer Standard- fehler in vH
männlich								
bis unter 2 .....	65 681	0,9	11 658	4,6	46 290	2,6	2 580	10,2
2 bis unter 5 .....	49 049	0,8	24 135	2,3	40 429	2,4	7 738	5,3
5 bis unter 10 .....	45 238	0,5	37 121	0,8	42 283	1,6	22 166	2,1
10 bis unter 20 .....	47 233	0,4	43 462	0,5	49 881	1,2	34 028	1,5
20 bis unter 50 .....	29 197	0,4	27 443	0,5	28 630	1,4	20 162	1,7
50 und mehr .....	4 674	0,8	4 390	1,0	4 024	2,6	2 443	3,4
Zusammen .....	241 072	0,3	148 209	0,6	211 537	0,9	89 117	1,0
weiblich								
bis unter 2 .....	13 426	4,9	9 215	5,9	105 058	1,7	62 962	2,2
2 bis unter 5 .....	7 425	6,2	6 094	6,1	85 587	1,6	62 194	1,9
5 bis unter 10 .....	4 807	4,5	4 095	4,9	84 231	1,1	67 049	1,2
10 bis unter 20 .....	4 459	4,1	3 950	4,3	92 932	0,9	75 926	1,0
20 bis unter 50 .....	2 410	4,3	2 232	5,0	57 155	1,0	45 996	1,1
50 und mehr .....	456	7,6	397	8,2	8 975	1,7	6 549	2,1
Zusammen .....	32 983	2,4	25 983	2,8	433 938	0,6	320 676	0,7
zusammen								
bis unter 2 .....	79 107	0,1	20 873	3,3	151 348	1,4	65 542	2,2
2 bis unter 5 .....	56 474	0,1	30 229	1,8	126 016	1,3	69 932	1,8
5 bis unter 10 .....	50 045	0,03	41 216	0,6	126 514	0,9	89 215	1,0
10 bis unter 20 .....	51 692	0,04	47 412	0,4	142 813	0,7	109 954	0,8
20 bis unter 50 .....	31 607	0,1	29 675	0,3	85 785	0,8	66 158	0,9
50 und mehr .....	5 130	0,3	4 787	0,7	12 999	1,5	8 992	1,8
Zusammen .....	274 055	0,03	174 192	0,5	645 475	0,5	409 793	0,6

Die bei dieser Statistik gesammelten Erfahrungen werden für die monatliche Arbeitskräfteerhebung genutzt, die im Anschluß an die Landwirtschaftszählung 1960 von November 1960 bis Oktober 1961 durchgeführt werden soll (vgl. auch S. 204).

## Bodennutzungserhebungen 1956 bis 1959

M. Nourney<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Die Bodennutzungserhebung (vor 1958 „Bodenbenutzungserhebung“) gehört zu den ältesten Erhebungen der amtlichen Agrarstatistik und dient der jährlichen Feststellung der gesamten Wirtschaftsfläche und ihrer Nutzung. Sie besteht im wesentlichen aus drei Teilen:

Die Vorerhebung in der Zeit von Januar bis Mai erstreckt sich auf die Wirtschaftsfläche. Bis 1958 war auch die Gliederung der Wirtschaftsfläche nach Hauptnutzungsarten zu ermitteln. Dabei wurden neben den zur landwirtschaftlichen Nutzfläche zählenden Kulturarten (Acker, Garten, Obstanlagen, Dauerwiese und -weide, Baumschulen, Korbweidenanlagen und Rebland) auch die Waldflächen, die unkultivierten Moorflächen, das Öd- und Unland, die Gewässer, die Gebäude- und Hofflächen usw. erfragt.

Bei der Haupterhebung im Mai wird der Anbau auf dem Ackerland — einschließlich des Feldgemüsebaus und des Erwerbsgartenbaus — nach einzelnen Anbauarten (Roggen, Weizen, Zuckerrüben, Raps usw.) festgestellt. Dabei wird nur der sog. Hauptfruchtbau erfaßt, während der Zwischenfruchtbau außer Betracht bleibt. Außerdem ist seit 1959 auch die Gliederung der Wirtschaftsfläche nach Hauptnutzungsarten zu ermitteln.

Die Nacherhebung im Oktober gilt der Feststellung der Anbauflächen von landwirtschaftlichen Zwischenfrüchten zur Futtergewinnung und zum Unterpflügen als Gründüngung sowie der Anbauflächen von Futterpflanzen zur Samengewinnung.

Die Bodennutzungserhebungen liefern wichtiges Grundlagenmaterial für die agrarpolitischen Maßnahmen des Bundes und der Länder. Da die Ernteermittlung praktisch nur durch Multiplikation der durchschnittlichen Ernteerträge mit den zugehörigen Anbauflächen durchführbar ist (vgl. II.13), sind die Bodennutzungserhebungen auch unentbehrlich für die Schätzung der Ernte an pflanzlichen Nahrungs- und Futtermitteln und damit zur Aufstellung der jährlichen Versorgungspläne nach den Bestimmungen der Marktordnungsgesetze.

Um die Auskunftspflichtigen und vor allem die Gemeindeverwaltungen bei diesen großen Erhebungen zu entlasten, wurde zunächst die Haupterhebung auf dringendes Ersuchen der kommunalen Spitzenverbände in mehreren Ländern auf das Stichprobenverfahren umgestellt<sup>2)</sup>; denn gerade die Bodennutzungshaupterhebung verursachte wie kaum eine andere agrarstatistische Erhebung in den Gemeinden erhebliche Arbeit. Diese Umstellung konnte sachlich vertreten werden, da auch die Feststellungen des Ernteertrages, die zweite Komponente der Ernteberechnungen, aus der Natur der Sache stets gewisse Fehler haben (vgl. II.13). Die Stichprobenfehler bei einer repräsentativen Bodennutzungserhebung können daher durchaus in Kauf genommen werden, solange sie nur eine geringfügige Vergrößerung der ohnehin vorhandenen Erhebungsfehler bei den Ertragsfeststellungen hervorrufen. Es kommt hinzu, daß selbst total durchgeführte Bodennutzungserhebungen nicht fehlerfrei sind, sondern gewisse systematische Verzerrungen aufweisen (vgl. II.11).

Die Aufstellung eines geeigneten Stichprobenplans für die repräsentativen Flächenermittlungen wirft erhebliche methodische Schwierigkeiten auf. Die Stichproben-Probleme wurden daher bewußt von verschiedenen Seiten aufgerollt und haben zu verschiedenen Auswahlverfahren geführt. Nach eingehenden Voruntersuchungen wurde

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Martin Nourney, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

<sup>2)</sup> Im Jahre 1959 wurde erstmals auch die Nacherhebung repräsentativ durchgeführt; auf die Darstellung des dafür angewandten Stichprobenverfahrens wird hier jedoch verzichtet.

II.10

die Haupteerhebung seit dem Jahr 1957 in den Ländern Niedersachsen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Bayern nach einem Stichprobenplan durchgeführt, der im Statistischen Bundesamt ausgearbeitet wurde; die Entwicklung dieses Plans wird in den Abschnitten 3 bis 6 (S. 223 ff.) näher beschrieben. Daneben haben die Länder Baden-Württemberg seit 1956, Nordrhein-Westfalen seit 1957 und Schleswig-Holstein im Jahre 1959 eigene Stichprobenpläne verwirklicht; diese Pläne werden in Abschnitt 7 (S. 240) dargestellt. In Zukunft soll ein einheitlicher Plan im ganzen Bundesgebiet angewandt werden.

Rechtsgrundlage für die Bodennutzungserhebungen war bis 1958 das Gesetz über die Statistik für Bundeszwecke vom 3. 9. 1953 in Verbindung mit seinen Änderungsgesetzen. Hierin war die Art der Durchführung der Erhebung vom Gesetzgeber freigestellt. Seit 1959 gilt das Gesetz über Bodennutzungserhebung und Ernteberichterstattung vom 3. 12. 1958, das — auf Grund der vorliegenden guten Erfahrungen — die Durchführung als Stichprobenerhebung mit einem Auswahlatz von höchstens 10 vH der Auskunftspflichtigen vorschreibt. Das Gelingen der Stichprobenerhebungen hat jedoch zur Voraussetzung, daß die Bodennutzungserhebung in gewissen, mehrjährigen Abständen total durchgeführt wird. Aus diesem Grunde wird der Bundesminister für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten im Gesetz über Bodennutzungserhebung und Ernteberichterstattung ermächtigt, mit Zustimmung des Bundesrates anzuordnen, daß die Erhebung in einzelnen Jahren wieder total durchgeführt wird, wenn dies z. B. zur Erneuerung der Stichprobengrundlage und zur Gewinnung von Regionalergebnissen geboten ist. In Hamburg, Bremen und Berlin (West) findet die Erhebung für Bundeszwecke nur noch in den Jahren statt, in denen sie für das ganze Bundesgebiet als Totalerhebung angeordnet wird. Mit Rücksicht auf die Landwirtschaftszählung wird 1960 die Bodennutzungserhebung total durchgeführt.

Die Bundesergebnisse der Bodennutzungserhebungen von 1956 bis 1959 sind in den Bänden 175, 205, 222, 241 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

2. Grundlagen des Stichprobenplans

2.1 Das Tabellenprogramm der total durchgeführten Bodennutzungshaupteerhebung sah eine sachliche Gliederung nach mehr als 50 Fruchtarten vor; es wurden Gemeinde-, Kreis-, Regierungs- und Kammerbezirksergebnisse sowie Landes- und Bundesergebnisse erstellt. Für die Stichprobenerhebungen wurde die regionale und die sachliche Gliederung des Tabellenprogramms in Übereinkunft mit den Konsumenten der Statistik eingeschränkt: Die Ergebnisse sollten regional nur nach Bundesländern gegliedert werden; eine Untergliederung nach Landwirtschaftskammerbezirken sollte jedoch versucht werden. Die sachliche Gliederung nach mehr als 50 Fruchtarten auf dem Ackerland wurde (vgl. Übersicht II. 10.1) zu 24 Fruchtartgruppen zusammengefaßt.

Übersicht II.10.1

Nr.	Fruchtartgruppe	Genauigkeitsstufe
1	Winter- und Sommerroggen .....	1
2	Winterweizen, Spelz .....	1
3	Sommerweizen .....	2
4	Wintergerste .....	2
5	Sommergerste .....	1
6	Hafer .....	1
7	Wintermenggetreide .....	3
8	Sommernenggetreide .....	2
9	Hülsenfrüchte und Mais zur Körnergewinnung .....	3
10	Frühkartoffeln .....	2
11	Mittelfrühe Kartoffeln .....	2
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte .....	1
13	Zuckerrüben .....	1
14	Futter- und Kohlrüben, Futtermöhren .....	1
15	Futterkohl und alle anderen Hackfrüchte .....	4
16	Gemüse und andere Gartengewächse .....	3
17	Raps, Rüben, Mohn .....	3
18	Flachs, Hanf .....	4
19	Alle anderen Handelsgewächse .....	4
20	Klee, Klee gras .....	1
21	Luzerne .....	2
22	Ackerwiese, Ackerweide .....	2
23	Alle anderen Futterpflanzen .....	3
24	Gründungspflanzen, Brache .....	4

Die Fläche der 24 Fruchtartgruppen zusammen bildet die gesamte Ackerfläche. Wegen der sehr geringen Anbauflächen von Flachs und Hanf wurde die Gruppe 18 bei der Aufbereitung in den Jahren 1958 und 1959 mit der Gruppe 19 (alle anderen Handelsgewächse) zusammengefaßt.

**2.2 Die Erhebungseinheiten** sind land- und forstwirtschaftliche Betriebe, soweit sie 0,5 ha und mehr Betriebsfläche bewirtschaften, sowie Betriebe mit gewerblichem Garten-, Obst- und Weinbau ohne Einschränkung. Erhebungseinheiten sind daneben auch Gemeinden, die summarische Angaben über die Anbauflächen der „Kleinstbetriebe“ mit weniger als 0,5 ha Betriebsfläche und über die Gliederung der Flächen außerhalb von Betrieben zu machen haben. Die Erhebungsgesamtheit umfaßt alle diese Einheiten in der Bundesrepublik mit Ausnahme der Stadt-Staaten, die von der Stichprobenerhebung ausgenommen sind.

**2.3** Die Betriebe erhalten **Betriebsbogen**, auf denen sie die tatsächlichen Anbauflächen des Berichtsjahres anzugeben haben. Nach wie vor werden dabei die Flächen von mehr als 50 Fruchtarten erfragt, die später bei der Aufbereitung zu den im Tabellenprogramm verlangten und in Übersicht II.10.1 angegebenen 24 Fruchtartgruppen zusammengefaßt werden. Die Angaben der Betriebsinhaber auf den Betriebsbogen werden von den Gemeindeverwaltungen auf sog. Hilfslisten übernommen und ggf. durch summarische Angaben über die Gliederung der Flächen in den „Kleinstbetrieben“ und außerhalb der Betriebe ergänzt. Die Flächen werden grundsätzlich von den Gemeinden für jede Fruchtart zusammengerechnet.

**2.4** Die **Auswahlgrundlage** besteht aus diesen Hilfslisten und ihren weiteren Zusammenfassungen, die im letzten Jahr mit Vollerhebung aufgestellt worden sind. Sie bietet verschiedene Möglichkeiten für eine Schichtung, Anordnung und mehrstufige Auswahl.

**2.5** Der **Stichprobenumfang** war für die ersten Repräsentativerhebungen nicht vorgeschrieben, da zunächst noch keine gesetzliche Verpflichtung zur Anwendung von Stichprobenverfahren bestand. Es hat sich bei diesen Erhebungen jedoch herausgestellt, daß im allgemeinen ein Gesamtauswahlsatz von 10 vH der Auskunftspflichtigen für die Ermittlung zuverlässiger Landesergebnisse ausreicht.

**2.6** Die **Genauigkeit** der Ergebnisse wurde nicht durch Festlegung höchstzulässiger Standardfehler, sondern nur durch eine Genauigkeitsabstufung der relativen Fehler vorgegeben. Agrarpolitisch besonders wichtige und stark angebaute Fruchtartgruppen, für die die relativ höchste Genauigkeit gefordert werden muß, wurden z. B. in die Genauigkeitsstufe 1 eingeordnet. Nach diesem Gesichtspunkt wurden alle Fruchtartgruppen entsprechend ihrer Bedeutung in die Genauigkeitsstufen 1 bis 4 eingereiht (vgl. Übersicht II.10.1, S. 222).

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Als **Auswahlseinheiten** kamen die Gemeinden, die landwirtschaftlichen Betriebe (Erhebungseinheiten) und künstliche Einheiten wie Zählbezirke mit etwa gleicher Ackerfläche oder Flächen gleicher geometrischer Abgrenzung (z. B. bei einem Luftbildverfahren) in Frage.

Künstliche Auswahlseinheiten wie Zählbezirke oder Zählflächen wurden wegen des großen Aufwandes bei ihrer Konstruktion für den Stichprobenplan des Statistischen Bundesamtes nicht in Betracht gezogen. Einige Erfahrungen mit derartigen Auswahlseinheiten sind an Schattenaufbereitungen in Bayern und Niedersachsen gesammelt worden (vgl. 7.4 und 7.5, S. 244 und 245).

## II.10

Die Benutzung der kleinsten Einheiten, d. h. der Betriebe, als Auswahlseinheiten würde — unter sonst gleichen Bedingungen — auf die kleinsten Zufallsfehler bei gegebenem Stichprobenumfang führen. Bei diesen Auswahlseinheiten ist jedoch eine Schichtung (etwa nach mehreren Erhebungsmerkmalen) nahezu unmöglich, weil in jedem der beteiligten Bundesländer einige Hunderttausend landwirtschaftliche Betriebe vorhanden sind. Außerdem sind die Veränderungen der mit den einzelnen Fruchtarten bestellten Flächen im Einzelbetrieb von Jahr zu Jahr so groß, daß die Wirksamkeit einer Schichtung von Betrieben nach einzelnen Fruchtarten ohnehin nur gering sein kann.

Bei Verwendung von Gemeinden als Auswahlseinheiten können diese Nachteile vermieden werden. Selbst eine mehrfache Schichtung dieser Einheiten erfordert nur einen verhältnismäßig geringen Arbeitsaufwand und ist relativ wirksam. Gemessen am Auswahlsatz führt die Klumpenauswahl jedoch zu ziemlich hohen Zufallsfehlern.

Um die Vorteile beider Arten von Auswahlseinheiten auszunutzen, sah der Plan des Statistischen Bundesamtes als Endziel eine zweistufige Auswahl vor, bei der die Gemeinden (1. Stufe) nach den Anbauflächen der Fruchtartgruppen, die Betriebe (2. Stufe) im wesentlichen nur nach der Größe der Ackerfläche geschichtet werden sollten. Wegen der umfangreichen Vorbereitungsarbeiten konnte dieser Plan nur in zwei Schritten verwirklicht werden: Im ersten Schritt wurde die Schichtung und Auswahl von Gemeinden erprobt, im zweiten zusätzlich die Unterauswahl von Betrieben.

**3.2 Anhand der Ergebnisse zurückliegender Vollerhebungen über die Flächengliederung des Ackerlandes wurde zunächst die Anbauhäufigkeit der einzelnen Fruchtarten untersucht. Einzelne Spezialkulturen, wie z. B. Flachs und Hanf, nehmen nur einen verschwindend geringen Anteil an der Ackerfläche ein („seltene Fruchtart-**

Übersicht II.10.2

Nr.	Fruchtartgruppe	Gemeinden in Niedersachsen mit einer Anbaufläche 1956 von ... ha									
		0	über 0 bis unter 1	1 bis unter 2	2 bis unter 5	5 bis unter 10	10 bis unter 20	20 bis unter 30	30 bis unter 50	50 bis unter 100	100 und mehr
Anzahl der Gemeinden											
1	Winter- und Sommerroggen	66	21	23	71	118	347	381	848	1 529	1 455
2	Winterweizen, Spelz	1 648	416	265	383	341	385	278	438	530	175
3	Sommerweizen	1 569	706	479	710	486	379	166	174	149	41
6	Hafer	47	14	49	127	312	897	881	1 217	1 030	285
11	Mittelfrühe Kartoffeln	122	184	174	615	954	1 215	677	572	306	40
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte	51	72	53	263	535	1 220	875	1 007	672	111
13	Zuckerrüben	752	566	366	579	617	595	334	406	423	221
16	Gemüse und andere Garten- gewächse	1 933	1 383	485	478	269	195	56	33	15	12
17	Raps, Rübsen, Mohn	4 283	205	86	118	100	43	14	6	4	—
18	Flachs, Hanf	4 483	154	132	65	22	3	—	—	—	—
19	Alle anderen Handels- gewächse	2 591	878	357	508	296	154	52	17	3	3
24	Gründungspflanzen, Brache	2 857	946	392	381	141	87	28	17	9	1
Anteil der Gemeinden an der Gesamtzahl der Gemeinden in VII											
1	Winter- und Sommerroggen	1,4	0,4	0,5	1,5	2,4	7,1	7,8	17,5	31,5	29,9
2	Winterweizen, Spelz	33,9	8,6	5,5	7,9	7,0	7,9	5,7	9,0	10,9	3,6
3	Sommerweizen	32,3	14,5	9,9	14,6	10,0	7,8	3,4	3,6	3,1	0,8
6	Hafer	1,0	0,3	1,0	2,5	6,4	18,5	18,1	25,1	21,2	5,9
11	Mittelfrühe Kartoffeln	2,5	3,8	3,6	12,7	19,6	25,0	13,9	11,8	6,3	0,8
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte	1,1	1,5	1,1	5,4	11,0	25,1	18,0	20,7	13,8	2,3
13	Zuckerrüben	15,5	11,7	7,5	11,9	12,7	12,2	6,9	3,4	3,7	4,5
16	Gemüse und andere Garten- gewächse	39,8	28,5	10,0	9,8	5,5	4,0	1,2	0,7	0,3	0,2
17	Raps, Rübsen, Mohn	88,1	4,2	1,8	2,4	2,1	0,9	0,3	0,1	0,1	—
18	Flachs, Hanf	92,3	3,2	2,7	1,3	0,4	0,1	—	—	—	—
19	Alle anderen Handels- gewächse	53,3	18,1	7,3	10,5	6,1	3,2	1,0	0,3	0,1	0,1
24	Gründungspflanzen, Brache	58,8	19,5	8,1	7,8	2,9	1,8	0,6	0,3	0,2	—

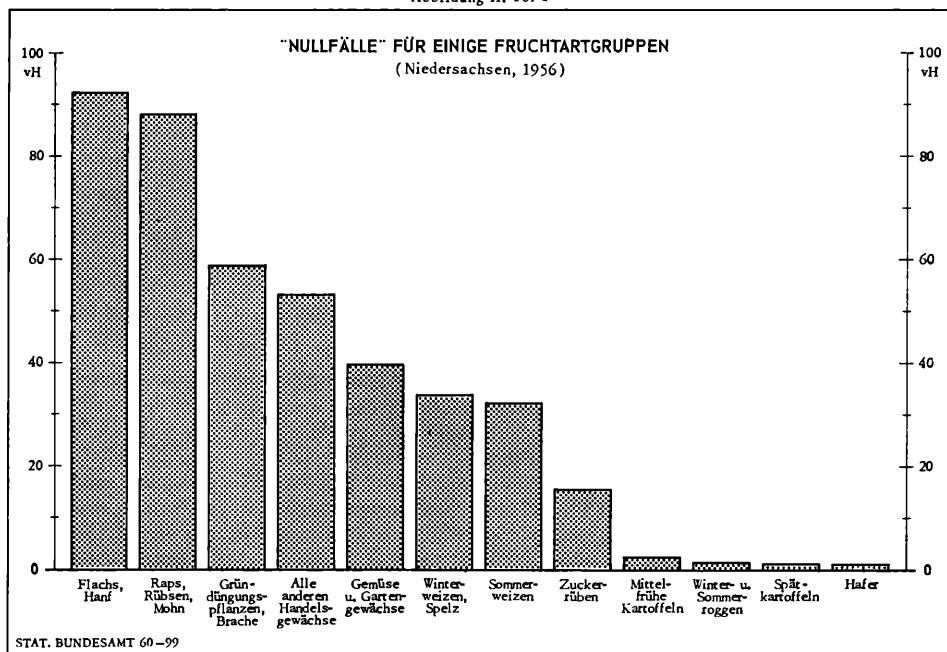
gruppen“), während bestimmte Getreidearten, wie z. B. Roggen, einen Flächenanteil bis zu 30 vH des Ackerlandes besitzen („häufige Fruchtartgruppen“). Diese Unterschiede lassen erwarten, daß eine reine Zufallsstichprobe — ohne Schichtung der Auswahlheiten — zu sehr unterschiedlichen Genauigkeiten führen wird, die für seltene Fruchtartgruppen über den Bereich der vorgegebenen vier Genauigkeitsstufen noch hinausgehen und nicht mehr tragbar sind.

Ferner bestehen teilweise ganz beachtliche regionale Unterschiede hinsichtlich des Anteils der Fruchtartflächen am Ackerland. Das bedeutet, daß die Flächenunterschiede bei den Gemeinden grundsätzlich noch größer sind als in den Ländern.

Die Übersicht II.10.2 zeigt die Häufigkeitsverteilungen der 4859 niedersächsischen Gemeinden nach den Anbauflächen einiger Fruchtartgruppen im Jahr 1956 in gekürzter Form (im Verwaltungsbezirk Oldenburg sind dabei mehrere sehr große Gemeinden geteilt worden).

Der Anteil der „Nullfälle“, d. h. der Gemeinden, die eine bestimmte Fruchtartgruppe nicht anbauen, ist sehr unterschiedlich: Roggen, Hafer und Spätkartoffeln sind nahezu in allen Gemeinden anzutreffen (Anteil der Nullfälle unter 2 vH), während z. B. Flachs und Hanf nur in wenigen Gemeinden vorgefunden werden (Anteil der Nullfälle über 90 vH). Einen Überblick gibt Abbildung II.10.1.

Abbildung II. 10. 1

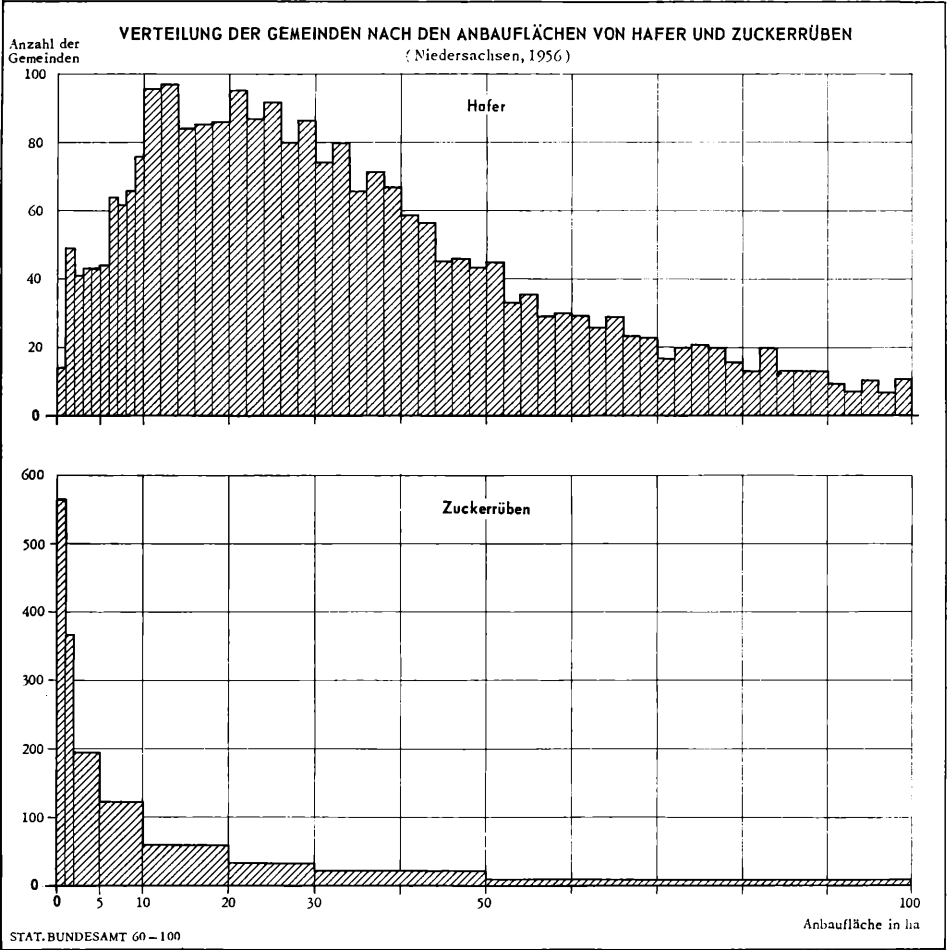


Die Breite der Häufigkeitsverteilungen zeigt ebenfalls große Unterschiede. Roggen wird in fast einem Drittel der Gemeinden mit mehr als 100 ha angebaut. Dagegen werden nur in drei Gemeinden mehr als 10 ha Flachs und Hanf angebaut. Die Häufigkeitsverteilungen der Gemeinden nach den Anbauflächen der Fruchtartgruppen sind deutlich schief. Abbildung II.10.2 (S. 226) zeigt als Beispiel diese Verteilungen für Hafer und Zuckerrüben in Niedersachsen im Jahre 1956.

Die Anbauflächen dieser und anderer Fruchtarten sind näherungsweise log-normal verteilt (vgl. I.3.1.2, S. 63). Daher enthält bereits eine geringe Zahl von Gemeinden mit

II.10

Abbildung II. 10. 2



den jeweils größten Anbauflächen einen verhältnismäßig großen Anteil an der gesamten Anbaufläche im Land. Übersicht II.10.3 zeigt für Sommerweizen, mittelfrühe Kartoffeln, Flachs/Hanf und Andere Handelsgewächse diejenigen Flächenanteile, die in 5 vH der anbauenden Gemeinden bzw. in 5 vH aller Gemeinden konzentriert sind.

Übersicht II.10.3

Nr.	Fruchtartgruppe	Flächenanteil in vH	
		von 5 vH der Anbaugemeinden	von 5 vH aller Gemeinden
3	Sommerweizen .....	48	57
11	Mittelfrühe Kartoffeln ....	31	31
18	Flachs, Hanf .....	24	90
19	Andere Handelsgewächse .	36	53

Der Vergleich der Werte in den beiden Spalten macht deutlich,

daß der ohnehin vorhandene Effekt großer Flächenanteile in wenigen Gemeinden durch das Einrechnen der — mehr oder weniger zahlreichen — Nullfälle noch verstärkt wird.



**3.3** Die Schiefe der Häufigkeitsverteilungen und die teilweise sehr hohe Anzahl von Nullfällen erfordert — will man Gemeinden als Auswahlseinheiten verwenden — eine **Schichtung** der Gemeinden nach der Flächengröße einzelner Fruchtartgruppen.

Das folgende Modell zeigt die Wirkung einer Schichtung von Gemeinden auf den Anteil der Fläche in der Stichprobe und auf den Standardfehler. Es werden zwei Schichten gebildet: Die Schicht 1, die total erfaßt werden soll, enthalte 5 vH der Gemeiden mit den größten Anbauflächen. Schicht 2 enthalte die restlichen 95 vH der Gemeinden. Der Auswahlatz in Schicht 2 werde so bestimmt, daß insgesamt 10 vH der Gemeinden in die Stichprobe kommen. Die Ergebnisse dieser Modellrechnungen an den vier in Übersicht II.10.3 betrachteten Fruchtartgruppen sind in Übersicht II.10.4 zusammengestellt; sie enthält zum Vergleich auch die entsprechenden Zahlen für eine ungeschichtete Zufallsauswahl.

Übersicht II.10.4

Nr.	Fruchtartgruppe	Gesamte Anbaufläche, Niedersachsen, 1956 in 1000 ha	Anteil der Nullfälle in vH	10vH-Gemeindestichprobe (Modell)			
				unge-schichtet	ge-schichtet	unge-schichtet	ge-schichtet
				erfaßter Flächenanteil in vH		relativer Standardfehler in vH	
				3	4	5	6
3	Sommerweizen .....	41,0	32,3	10	58,3	10,7	7,0
11	Mittelfrühe Kartoffeln .....	97,9	2,5	10	34,6	5,1	4,4
18	Flachs, Hanf .....	0,6	92,3	10	90,5	26,7	8,1
19	Andere Handelsgewächse .....	12,4	53,3	10	55,5	14,6	7,5

Aus den Spalten 5 und 6 dieser Übersicht geht hervor, daß seltene Fruchtartgruppen wie Flachs und Hanf durch eine ungeschichtete Stichprobe nur unbefriedigend erfaßt werden, und daß die Schichtung gerade dann besonders wirksam wird, wenn der Anteil der Nullfälle hoch ist. Die Schichtung ist für solche „schichtungsbedürftigen“ Erhebungsmerkmale ein wirksames Mittel zur Steigerung der Genauigkeit der Stichprobenergebnisse.

**3.4** Um für alle Fruchtartgruppen hinreichend genaue Ergebnisse zu sichern, wurde vorgesehen, die Gemeinden nach allen Fruchtartgruppen entsprechend ihrer Schichtungsbedürftigkeit zu schichten. Es wurde deshalb ein neues **Schichtungsverfahren** entwickelt, das es gestattet, mehrere Merkmale zu berücksichtigen, ohne dabei die Zahl der Schichten zu groß werden zu lassen. Das Ziel dieser Schichtung mußte darin bestehen, die Hauptanbaugemeinden seltener oder wichtiger Fruchtartgruppen mit einem hohen Auswahlatz zu erfassen, um hierdurch schwerwiegende Zufallsfehler auszuschalten. Die Grundvorstellung war dabei, solche stichprobentechnisch wichtigen Gemeinden in einer besonderen Schicht herauszuheben und vollständig in die Stichprobe einzubeziehen. Eine zweite Schicht nächstwichtiger Gemeinden sollte zu etwa einem Viertel erfaßt werden, der Rest mit geringeren Auswahlätzen.

Um alle Fruchtartgruppen entsprechend dem Grad ihrer Schichtungsbedürftigkeit nebeneinander berücksichtigen zu können, wird für jede Fruchtartgruppe eine besondere „Zuteilungszahl“ bestimmt. Sie gibt an, wie viele Gemeinden mit den jeweils größten Anbauflächen als geschlossener „Block“ der Schicht 1 zugeteilt werden sollen. Damit wird eine Abstufung der Fruchtartgruppen ermöglicht, die elastisch ist und den jeweiligen Erfordernissen angepaßt werden kann.

Die Schicht 1 wird aus den Gemeinden schrittweise zusammengesetzt, d. h. alle Fruchtartgruppen werden beim Aufbau der Schicht nacheinander behandelt. Gemeinden, die bereits wegen großer Anbaufläche einer Fruchtartgruppe der Schicht 1 zuge-

## II.10

teilt sind, werden ausgesondert und scheiden damit für eine evtl. spätere Zuordnung zwangsläufig aus. Die Reihenfolge der Fruchtartgruppen bei der Schichtenbildung wird willkürlich so bestimmt, daß die schichtungsbedürftigsten Fruchtartgruppen zuerst herangezogen werden.

Wenn Schicht 1 nach diesem Prinzip vollständig zusammengesetzt ist, wird die Schicht 2 aus den übrigen Gemeinden nach demselben Verfahren aufgebaut. Dabei werden jedoch andere Zuteilungszahlen verwendet. Der Auswahlssatz wird in Schicht 2 geringer angesetzt als in Schicht 1.

Auf diese Weise können nacheinander mehrere Schichten gebildet werden. Die letzte Schicht faßt schließlich die restlichen Gemeinden zusammen, die noch keiner anderen Schicht zugeteilt und stichprobentechnisch ziemlich belanglos sind. Der Auswahlssatz in dieser „Restschicht“ ist entsprechend klein.

Die technische Durchführung der Schichtung war verhältnismäßig einfach: Die Anbauflächen der 24 Fruchtartgruppen im Bezugsjahr 1956 wurden je Gemeinde auf Lochkarten übernommen. Diese wurden nach den Flächen der jeweiligen Fruchtartgruppe sortiert. Eine jeweils durch die Zuteilungszahl bestimmte Anzahl von Gemeinden mit den größten Anbauflächen dieser Fruchtartgruppe wurde ausgesondert und der betreffenden Schicht zugeteilt.

Der Vorteil dieses Schichtungsprinzips besteht darin, daß alle Merkmale bei der Schichtung berücksichtigt werden; nachteilig ist, daß die Merkmale aus Gründen einer wirksamen Auswahltechnik (vgl. 3.5) nacheinander herangezogen werden müssen und die „Nebeninformationen“ (Anbauflächen der übrigen Fruchtarten in der Gemeinde) außer Betracht bleiben.

**3.5 Bei den Voruntersuchungen** wurden nach diesem Prinzip zunächst fünf Schichten gebildet, die Schichten 1 bis 4 und eine Sonderschicht 0. In diese Sonderschicht wurden die Landgemeinden mit sehr großer Ackerfläche und vielen Betrieben sowie die kreisfreien Städte einbezogen, die sich hinsichtlich der Anbaustruktur recht beachtlich von den übrigen Gemeinden unterscheiden und im allgemeinen auch wesentlich mehr Erhebungseinheiten haben<sup>1)</sup>.

Die Umfänge der Schichten 1 bis 4 wurden je Land einheitlich vorgegeben, indem jeder Schicht ein bestimmter Anteil aller Gemeinden zugeordnet wurde; die sehr geringe Anzahl von Gemeinden in Schicht 0 konnte bei diesen Festlegungen vernachlässigt werden. Die Umfänge der Schichten 1 bis 4 sind auf 4 vH, 16 vH, 53 vH und 27 vH aller Gemeinden angesetzt worden (das Besetzungsverhältnis der Schichten 3 und 4 sollte sich etwa wie 2:1 verhalten).

Um geeignete Regeln für die Festlegung der Zuteilungszahlen zu finden, wurden Sonderuntersuchungen durchgeführt. Als Unterlagen dienten dazu die Flächenwerte in den 2706 hessischen Gemeinden bei der totalen Bodennutzungshaupterhebung im Jahr 1956. Die Zuteilungszahlen für die Fruchtartgruppen wurden in zwei Schritten bestimmt:

Zunächst wurden Maßzahlen für die Schichten 1 bis 3 konstruiert, die um so größer waren,

je geringer die Zahl der Gemeinden mit Anbau dieser Fruchtartgruppe im Jahr 1956,  
je geringer die Anbaufläche dieser Fruchtartgruppe im Jahr 1956 und

je höher die Genauigkeitsanforderung an die Anbaufläche dieser Fruchtartgruppe war. Diese Maßzahlen wiesen beachtliche Größenunterschiede auf. Die daraus abzuleitenden Zuteilungszahlen sollten jedoch auf wenige runde Werte beschränkt werden: Die Zuteilungszahlen wurden in Schicht 1 als Vielfache von 4, in Schicht 2 als Vielfache von 16, in Schicht 3 als Vielfache von 80 angesetzt. Auf diese Weise wurde erreicht, daß bei der vorgesehenen systematischen Gemeindeauswahl jeweils die einzelnen Blöcke

<sup>1)</sup> Diese Gemeinden sollten bereits im Jahre 1957 durch eine Unterauswahl von Betrieben bei der Erhebung entlastet werden (vgl. 4.1, S. 233).

von Gemeinden (vgl. 3.4) tatsächlich im richtigen Verhältnis in die Stichprobe kommen, und daß zugleich bei der systematischen Unterauswahl für die Fehlerrechnung (vgl. 4.3) gleichartige Gruppen entstehen. Zu diesem Zweck wurden die Maßzahlen in Größenklassen eingeteilt. Fruchtartgruppen, deren Maßzahl in die erste Größenklasse (mit den kleinsten Maßzahl-Werten) fiel, erhielten die Zuteilungszahl 0. Fruchtartgruppen, deren Maßzahl in die  $(c + 1)$ -te Größenklasse fiel, erhielten

in Schicht 1 die Zuteilungszahl  $4 \cdot c$ ,

in Schicht 2 die Zuteilungszahl  $16 \cdot c$ ,

in Schicht 3 die Zuteilungszahl  $80 \cdot c$ .

Die je Schicht einheitliche Klassenbreite der Maßzahlen wurde so bestimmt, daß die Summe der Zuteilungszahlen auf den jeweils vorgesehenen Schichtumfang führte. Übersicht II.10.5 zeigt die Zuteilungszahlen für die Erhebung 1957 in Hessen.

Übersicht II.10.5

Nr.	Fruchtartgruppe	Zuteilungszahl in Schicht			Reihenfolge-Nr. der Zuteilung
		1	2	3	
1	Winter- und Sommerroggen .....	—	—	—	24
2	Winterweizen, Spelz .....	—	—	—	21
3	Sommerweizen .....	8	32	160	3
4	Wintergerste .....	4	32	80	5
5	Sommergerste .....	—	16	80	6
6	Hafer .....	—	—	—	22
7	Wintermenggetreide .....	8	32	80	10
8	Sommernenggetreide .....	4	16	80	4
9	Hülsenfrüchte und Mais zur Körnergewinnung .....	8	16	80	14
10	Frühkartoffeln .....	4	16	80	9
11	Mittelfrühe Kartoffeln .....	—	16	80	12
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte .....	—	—	—	17
13	Zuckerrüben .....	8	32	160	2
14	Futter- und Kohlrüben, Futtermöhren .....	—	—	80	15
15	Futterkohl und alle anderen Hackfrüchte .....	12	32	—	18
16	Gemüse und andere Gartengewächse .....	4	16	—	16
17	Raps, Rüben, Mohn .....	12	48	160	1
18	Flachs, Hanf .....	16	32	80	8
19	Alle anderen Handelsgewächse .....	12	32	—	20
20	Klee, Klee gras .....	—	16	80	7
21	Luzerne .....	4	16	80	13
22	Ackerwiese, Ackerweide .....	—	16	80	11
23	Alle anderen Futterpflanzen .....	—	—	—	19
24	Gründungspflanzen, Brache .....	4	16	—	23
Zusammen .....		108	432	1 440	—

Bei dem Verfahren des Schichtenaufbaus mußte sichergestellt werden, daß den Schichten nur vollständige Blöcke von 4 bzw. 16 bzw. 80 Gemeinden zugeteilt wurden. Falls bei Fruchtartgruppen, für die die Zahl der Nullfälle groß ist, bei der Zuteilung in Schicht 3 nicht mehr volle 80 Anbaugemeinden vorhanden waren, so sollten für die betreffenden Fruchtartgruppen in Schicht 3 überhaupt keine Gemeinden zur Schichtung verwendet werden. Die verfügbar gewordene Zuteilungsmenge sollte dann anderen Fruchtartgruppen zugute kommen. Dieser Fall trat in Hessen bei Flachs und Hanf (Nr. 18) ein: Für die Zuteilung in Schicht 3 waren nicht mehr 80 Anbaugemeinden vorhanden; Flachs und Hanf wurden deshalb in Schicht 3 nicht berücksichtigt; stattdessen wurden für Frühkartoffeln, der nächsten Fruchtart bei der Zuteilung, 160 statt 80 Gemeinden zugeteilt.

Bei dem Zuteilungsverfahren wurden die seltenen Fruchtartgruppen in allen beteiligten Ländern bei der Schichtung automatisch berücksichtigt, während Roggen, Hafer und Spätkartoffeln, deren Flächen auch ohne Schichtung hinreichend gut ermittelt werden, die Zuteilungszahl 0 erhielten.

II.10

Die Reihenfolge der Fruchtartgruppen wurde so festgelegt, daß die Zuteilung von Gemeindeblöcken zu den Schichten mit den „schichtungsbedürftigsten“ Fruchtartgruppen begonnen wurde, das sind diejenigen Arten mit den größten Maßzahlen, z. B. für Schicht 3 (vgl. Übersicht II.10.5).

3.6 Um den Stichprobenplan, wie er unter 3.4 und 3.5 dargestellt ist, auf seine Wirksamkeit und Zweckmäßigkeit zu untersuchen, wurden in fast allen Bundesländern **Schattenaufbereitungen** durchgeführt.

Bei der ersten Schattenaufbereitung wurden die Auswahlsätze für alle Länder entsprechend Übersicht II.10.6. angesetzt. Abgesehen von der kleinen Schicht 0, die mit sämtlichen Gemeinden in die Stichprobe einbezogen werden sollte, wurden insgesamt 12 vH der Gemeinden in die Stichprobe genommen.

Übersicht II.10.6

Schicht	Umfang der Schicht in vH aller Gemeinden <sup>1)</sup>	Auswahlsatz in vH	Stichprobenumfang in vH aller Gemeinden <sup>1)</sup>
1	4	100	4
2	16	25	4
3	53	5	2 <sup>2</sup> / <sub>3</sub>
4	27	5	1 <sup>1</sup> / <sub>3</sub>

<sup>1)</sup> Schicht 0, die z. B. in Hessen 54 Gemeinden enthält, ist in diesen Rechnungen vernachlässigt.

Für die Schattenaufbereitungen wurden die Anbauflächen der Gemeinden im Bezugsjahr 1956, dem letzten Jahr mit Vollerhebung, benutzt. Außerdem wurden die Flächen des Vorjahres 1955 in die Schattenaufbereitung einbezogen, um die Wirksamkeit der gebundenen Hochrechnung festzustellen. Die Schichtung und Auswahl wurde nach den Unterlagen von 1956 durchgeführt. Für die Stichprobengemeinden wurden die Ergebnisse von 1955 zusammengestellt und mit den Werten von 1956 gebunden hochgerechnet. Auf diese Weise konnten der Einfluß der Veränderungen von Jahr zu Jahr und die Wirksamkeit der gebundenen Hochrechnung beurteilt werden. Die Gemeindeauswahl 1956 konnte dann unmittelbar für die tatsächliche Stichprobenerhebung im Jahr 1957 verwendet werden.

Übersicht II.10.7

Nr.	Fruchtartgruppe	Anbaufläche 1956 in Hessen in 1000 ha	Geschätzter relativer Standardfehler in vH			
			Unge- schichtete Auswahl, freie Hoch- rechnung bei Gesamtaus- wahlsatz 12 vH	Geschichtete Auswahl, separate Verhältnisschätzung		
				Schattenaufbereitung		
				A <sup>1)</sup>	B <sup>2)</sup>	C <sup>3)</sup>
				mit Gesamtauswahlsatz		
				12 vH	14 <sup>2</sup> / <sub>3</sub> vH	16 vH
		1	2	3	4	5
1	Winter- und Sommerroggen .....	135,7	4,3	0,8	0,6	0,6
2	Winterweizen, Spelz .....	99,3	12,0	1,2	0,9	0,9
3	Sommerweizen .....	8,8	29,6	8,1	6,1	6,0
6	Hafer .....	103,0	4,0	0,8	0,5	0,5
11	Mittelfrühe Kartoffeln .....	14,5	10,4	2,5	2,0	1,9
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte ..	81,4	3,9	0,6	0,5	0,4
13	Zuckerrüben .....	18,5	29,7	1,3	0,8	0,6
16	Gemüse und andere Gartengewächse ..	7,0	53,0	4,4	4,1	4,0
17	Raps, Rübsen, Mohn .....	0,9	51,1	11,2	7,9	8,3
18	Flachs, Hanf .....	0,2	63,0	36,5	31,7	42,2
19	Andere Handelsgewächse .....	0,6	38,2	17,3	13,2	6,1
24	Gründungspflanzen, Brache ....	5,9	26,1	7,6	6,0	4,9

<sup>1)</sup> Auswahlätze in den Schichten 100 — 25 — 5 — 5 vH. — <sup>2)</sup> Auswahlätze in den Schichten 100 — 25 — 10 — 5 vH. — <sup>3)</sup> Auswahlätze in den Schichten 100 — 25 — 10 — 10 vH.

Übersicht II.10.7 zeigt einige Ergebnisse der Schattenaufbereitung am Beispiel von Hessen.

In Spalte 1 sind für einige ausgewählte Fruchtartgruppen die Anbauflächen 1956 angegeben. Die relativen Standardfehler einer ungeschichteten, frei hochgerechneten 12 vH-Gemeindestichprobe (Spalte 2) können also durch die Schichtung und separate Verhältnisschätzung beachtlich vermindert werden (vgl. Spalte 3).

Die Fehlerwerte dieser ersten Schattenaufbereitung waren noch nicht befriedigend. Eine eingehende Analyse der Fehlerzusammensetzung aus den einzelnen Schichten zeigte, daß insbesondere die Fehlerkomponente der Schicht 3, die etwa 53 vH der Gemeinden umfaßte und nur mit 5 vH ihrer Gemeinden in der Stichprobe vertreten war (vgl. Übersicht II.10.6), stark ins Gewicht fiel. Bei einer zweiten Schattenaufbereitung wurde deshalb für Schicht 3 der doppelte Auswahlatz 10 vH zugrunde gelegt. Der Gesamtauswahlatz wurde damit von 12 vH auf  $14\frac{2}{3}$  vH erhöht. Bei einer uneingeschränkten Zufallsstichprobe wäre durch diese Vergrößerung des Auswahlatzes der Ergebnisfehler im Durchschnitt nur um rund 10 vH verkleinert worden; ein Vergleich der Werte in den Spalten 3 und 4 der Übersicht II.10.7 zeigt jedoch, daß bei dem angewandten Stichprobenverfahren im allgemeinen wesentlich größere Fehlervermindierungen erzielt werden konnten.

In einer dritten Schattenaufbereitung wurde der Auswahlatz in Schicht 4 ebenfalls noch auf 10 vH erhöht, so daß der Gesamtauswahlatz 16 vH betrug. Bei dieser Untersuchung wurden die Stichprobengemeinden der Schichten 3 und 4 zwar getrennt ausgewählt, dann aber durch Verhältnisschätzung gemeinsam hochgerechnet. Die relativen Standardfehler dieser Schattenaufbereitung (Spalte 5 der Übersicht II.10.7) zeigen im Durchschnitt nur noch eine geringfügige Verbesserung gegenüber den Werten in Spalte 4. Diese Standardfehler erschienen tragbar und entsprachen in ihrem Größenverhältnis zueinander ungefähr der geforderten Genauigkeitsabstufung.

Weiter wurde in mehreren Aufbereitungen untersucht, ob durch eine kombinierte Verhältnisschätzung (vgl. I.3.3.1, S.90) weitere Verbesserungen erzielt werden könnten. Weil mit dieser Methode keine Steigerung der Genauigkeit zu erreichen war, wurde sie nicht weiter in Betracht gezogen. Die Aufbereitungen haben ferner gezeigt, daß die Hochrechnung durch Differenzschätzung im ganzen mindestens ebenso erfolgreich ist wie die Verhältnisschätzung.

#### 4. Stichprobenplan für das Jahr 1957

Der Stichprobenplan des Statistischen Bundesamtes für das Jahr 1957 wurde in den Ländern Niedersachsen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Bayern angewandt. Die Gesamtplanung sah eine zweistufige Auswahl mit Gemeinden und Betrieben als Auswahlseinheiten vor. Die erste Auswahlstufe wurde im Hinblick auf die Schichtung als notwendiger Bestandteil des Stichprobenplans angesehen. Die Auswahl in der zweiten Stufe sollte dazu dienen, den Gesamtauswahlatz zu vermindern.

4.1 Im Jahr 1957 wurde das Hauptgewicht zunächst auf die **Gemeindeauswahl** gelegt. Im wesentlichen wurde eine einstufige, geschichtete Auswahl von Gemeinden durchgeführt, um das neue elastische Schichtungsverfahren gründlich zu erproben und zweckmäßig zu formen.

Die Gemeinden wurden entsprechend den Voruntersuchungen nach dem Schema in Übersicht II.10.8 geschichtet; dieses Schema wurde einheitlich in allen beteiligten Ländern angewandt.

Die Schichten 1 bis 4 sind nach dem in Ziffer 3.4 beschriebenen Verfahren schrittweise zusammengesetzt worden. Die Reihenfolge der Fruchtartgruppen bei der Zuteilung der Gemeinden zu den Schichten war gemäß 3.5 festgelegt. Es wurden dieselben Zuteilungszahlen verwendet, die bei den Schattenaufbereitungen entwickelt worden waren (für Hessen vgl. Übersicht II.10.5, S. 229).

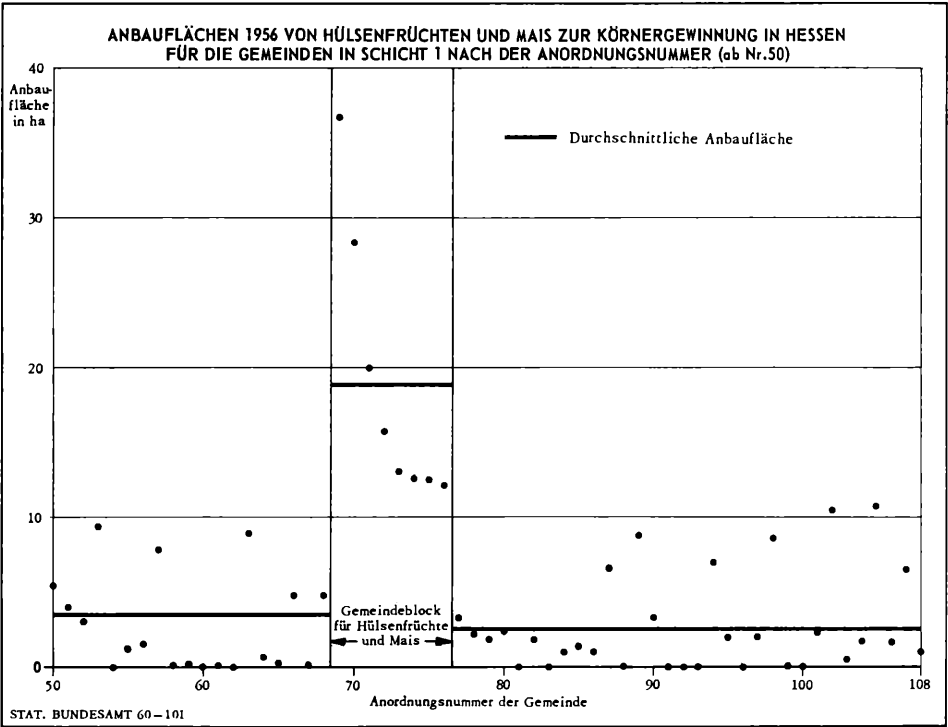
II.10

Übersicht II.10.8

Ge- meinde- schicht	Einheit	Anteil der Schicht an der Ge- samtzahl der Gemeinden in vH	Auswahl- satz in vH	Zahl der Unterstich- proben
0	Kreisfreie Städte und Gemeinden mit großer Ackerfläche ...	etwa 1	100	—
1	Gemeinden mit sehr starkem Anbau seltener Fruchtart- gruppen im Jahr 1956 .....	4	100	—
2	Gemeinden mit starkem Anbau seltener Fruchtartgruppen im Jahr 1956 .....	16	25	4
3	Gemeinden mit mittelstarkem Anbau seltener Fruchtart- gruppen im Jahr 1956 .....	53	10	} 4
4	Übrige Gemeinden .....	26	10	
	Zusammen .....	100	etwa 18	—

Innerhalb der Schichten wurde folgende Anordnung vorgesehen: Die Gemeinden, die der Schicht nach Maßgabe der Zuteilungszahl für eine Fruchtartgruppe zugeordnet wurden, sollten in einem geschlossenen Block hintereinander liegen bleiben. Innerhalb jedes Blocks wurden die Gemeinden nach der Flächengröße der jeweils maßgeblichen Fruchtartgruppe angeordnet. Die Wirkung dieser Anordnung zeigt die Abbildung II.10.3 am Beispiel der Anbauflächen von Hülsenfrüchten und Mais zur Körnergewinnung in den hessischen Gemeinden der Schicht 1. Die durchschnittliche Anbaufläche der Fruchtartgruppe ist erwartungsgemäß im betreffenden Gemeindeblock am größten. Es wird aber auch deutlich, daß der Durchschnitt der Anbauflächen in den Gemeinden hinter dem Gemeindeblock kleiner als vor dem Block ist.

Abbildung II. 10. 3



Diese Anordnung der Gemeinden nach Blöcken wird hier aus technischen Gründen für Schicht 1 gezeigt, obwohl diese Schicht total erfaßt worden ist. Für die Schichten 2 und 3 ergibt sich ein ähnliches Bild. Hier bewirkt die Anordnung in Verbindung mit der systematischen Auswahl eine Verminderung der Stichprobenfehler. In der Restschicht 4 wurden die Gemeinden nach der Größe ihrer Ackerfläche angeordnet.

Die Gemeinden in den Schichten 0 und 1 sollten vollzählig in die Stichprobenerhebung einbezogen werden. Für die Auswahl der Stichprobengemeinden aus den Schichten 2 bis 4 wurde das systematische Auswahlverfahren vorgesehen.

Zur Entlastung der Gemeinden in Schicht 0 wurde bereits 1957 eine systematische Unterauswahl von landwirtschaftlichen Betrieben durchgeführt. Um die Wirksamkeit des Auswahlplans zu erhöhen, wurden die Betriebe in 4 Schichten nach der Größe der Ackerfläche aufgeteilt. Die Schichtgrenzen sind in Übersicht II.10.9 zusammengestellt.

Übersicht II.10.9

Betriebs- schicht	Betriebe mit ... ha Ackerfläche (1956)		Auswahl- abstand
	Niedersachsen	Hessen, Rheinland-Pfalz, Bayern	
1	0 bis unter 5	0 bis unter 5	15
2	5 bis unter 20	5 bis unter 10	6
3	20 bis unter 100	10 bis unter 50	3
4	100 und mehr	50 und mehr	1

**4.2 Die Hochrechnung** der Stichprobenwerte wurde in den einzelnen Gemeindeschichten unterschiedlich durchgeführt.

In Schicht 0 wurde für die Stichprobenwerte in den Betriebsschichten 1 bis 3 die freie Hochrechnung vorgesehen. Die Verwendung einer gebundenen Hochrechnung erschien hier unzumutbar, weil die Anbauveränderungen bei den Betrieben im allgemeinen wesentlich stärker sind als bei den Gemeinden.

Für die Gemeindewerte in den Schichten 2 bis 4 wurde die gebundene Hochrechnung vorgesehen, weil die Schattenaufbereitungen am Material der Bodennutzungserhebungen von 1956 und 1955 gezeigt hatten, daß diese wirksam und zweckmäßig ist. Das gilt insbesondere für die Hauptfruchtarten, die bei der Schichtung nicht berücksichtigt wurden. Dazu waren die Anbauflächen der 24 Fruchtartgruppen und die Ackerfläche im Bezugsjahr 1956

für jede Schicht im ganzen,

für die Stichprobengemeinden jeder Schicht sowie

für die aus der Stichprobe gebildeten Unterstichproben (zur Fehlerrechnung) maschinell zu addieren.

Bei den Schattenaufbereitungen wurde hauptsächlich die Wirksamkeit der Verhältnisschätzung untersucht. Für die Hochrechnung der Totalwerte in der Stichprobe wurde jedoch die Differenzenschätzung vorgesehen, weil sie unverzerrte Schätzwerte liefert und bei den Schattenaufbereitungen im Durchschnitt über alle Fruchtartgruppen auf mindestens die gleiche Genauigkeit wie die Verhältnisschätzung geführt hat.

**4.3 Für die Fehlerrechnung** in Gemeindeschicht 0 sollten aus den Betriebsschichten 1 bis 3 systematisch je 100 Betriebe ausgewählt werden. An diesen Unterstichproben wurden die Fehler nach Formel III.3.2 (3), S. 540, berechnet.

Bei der Fehlerrechnung für die Schichten 2 bis 4 wurde das auf parallelen Unterstichproben aufgebaute Verfahren angewendet (vgl. I.3.4.1, S. 106), um die Wirkung

## II.10

der systematischen Auswahl aus angeordneten Gemeinden zutreffend berücksichtigen zu können. Es wurden vier Unterstichproben genau dem Auswahlverfahren entsprechend gebildet (vgl. Übersicht II.10.8, S. 232).

Die Differenzschätzung in den Schichten 2 bis 4 konnte dadurch berücksichtigt werden, daß der Fehlerrechnung die Flächendifferenzen von 1957 und 1956 für die vier Unterstichproben zugrunde gelegt wurden. In den Schichten 3 und 4 sollte eine gemeinsame Fehlerrechnung durchgeführt werden; die unabhängige Gemeindeauswahl wurde hier nicht berücksichtigt.

Zur Ermittlung der Gesamtfehler waren die Fehlervarianzen aller Gemeindegeschichten zusammenzufassen.

### 5. Stichprobenplan für das Jahr 1958

Der erweiterte Stichprobenplan des Statistischen Bundesamtes für das Jahr 1958 wurde wiederum in den Ländern Niedersachsen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Bayern angewendet. Er sah ganz allgemein eine zweistufige Auswahl von Gemeinden und landwirtschaftlichen Betrieben vor. In sämtlichen Stichprobengemeinden sollte eine Unterauswahl von Betrieben durchgeführt werden. Als Auswahlgrundlage dienten wieder die Unterlagen der Bodennutzungserhebung 1956.

**5.1 In der ersten Auswahlstufe** wurden die Schichten neu abgegrenzt.

Die Sonderschicht 0 sollte nur noch die kreisfreien Städte enthalten, weil in ihnen die Anbaustruktur vom Landesdurchschnitt merklich abweicht. Die bei der Erhebung im Jahr 1957 in die Schicht 0 einbezogenen Gemeinden mit großer Ackerfläche brauchten nicht mehr ausgesondert zu werden, da durch den neu eingeführten zweistufigen Auswahlplan eine spürbare Arbeitsentlastung aller Gemeindeverwaltungen erzielt werden konnte.

Der Schichtungsplan wurde gegenüber 1957 eingeschränkt, indem nur noch drei weitere Schichten 1, 2, 3 gebildet wurden, von denen nunmehr die „Restschicht“ 3 die den anderen Schichten nicht zugeordneten Gemeinden aufnehmen sollte.

Dementsprechend wurden auch die Schichtumfänge neu festgelegt. Die Aufteilung für die vier beteiligten Länder ist in Übersicht II.10.10 angegeben.

Übersicht II.10.10

Land	Anteil der Gemeinden an der Gesamtzahl der Gemeinden in vH				Theoretischer durchschnittlicher Auswahlsatz in vH
	Schicht 0	Schicht 1	Schicht 2	Schicht 3	
Niedersachsen .....	0,3	6,6	15,4	77,7	30,1
Hessen .....	0,3	9,2	23,6	66,9	34,7
Rheinland-Pfalz ....	0,4	9,2	23,6	66,8	34,8
Bayern .....	0,7	6,7	14,0	78,6	30,1

Bei der Festlegung der Umfänge für die Schichten wurde von der Möglichkeit Gebrauch gemacht, den Gesamtauswahlsatz für die Länder mittelbar abzustufen. Die Länder Niedersachsen und Bayern haben eine größere Anzahl von Gemeinden als Hessen und Rheinland-Pfalz, so daß bei ersteren ein geringerer Auswahlsatz in der ersten Stufe für die erforderliche Genauigkeit der Stichprobe ausreicht. Aus diesem Grunde sollte die Schicht 1 in Niedersachsen und Bayern nur etwa 6,7 vH, in Hessen und Rheinland-Pfalz dagegen 9,2 vH aller Gemeinden umfassen. Eine ähnliche Abstufung wurde in Schicht 2 vorgenommen.

Die Schichtenbildung wurde nach demselben Verfahren durchgeführt wie im Vorjahr. Auf Grund der Erfahrungen wurden jedoch neue Zuteilungszahlen für die



Schichten 1 und 2 als ganze Vielfache von 5 bzw. 10 bestimmt, um bei der Fehlerrechnung (vgl. 5.4) mit fünf Unterstichproben arbeiten zu können. Übersicht II.10.13 (S. 239) zeigt als Beispiel die Zuteilungszahlen für Niedersachsen.

Beim Plan für 1958 wurde die regionale Anordnung der Stichprobeneinheiten stärker in den Vordergrund gestellt. Anstelle der Anordnung nach der Größe der Anbaufläche sollte jeder Block von Gemeinden, der der Schicht 2 zugeteilt war, vor der Stichprobenauswahl nach Regierungsbezirken und Kreisen angeordnet werden. In Schicht 3 entfiel dabei die Gliederung nach Blöcken.

Die Auswahlsätze in den Schichten 0 und 1 wurden wieder auf 100 vH festgesetzt. In den Schichten 2 und 3 wurden sie im Hinblick auf die Einfügung einer zweiten Auswahlstufe und im Interesse einer breiten regionalen Verteilung der befragten Betriebe auf 50 vH bzw. 20 vH erhöht, d. h. gegenüber 1957 verdoppelt. Der Gesamtauswahlsatz in der Gemeindestufe lag somit in Niedersachsen und Bayern bei 30 vH, in den beiden anderen Ländern bei 35 vH (vgl. Übersicht II.10.10).

**5.2** Um die Wirksamkeit der **Auswahl** in der **zweiten Stufe** zu erhöhen, wurden die Betriebe in den Stichprobengemeinden geschichtet. Durch diese Betriebsschichtung sollte erreicht werden, daß die bevorzugte Erfassung seltener Fruchtartgruppen in der ersten Auswahlstufe auch in der zweiten Stufe gefördert und aufrechterhalten wurde.

Zur Abgrenzung der Betriebsschichten wurde in allen beteiligten Ländern das in Übersicht II.10.11 wiedergegebene Schema zugrunde gelegt. Als „Schichtungs-Fruchtart“ wird darin diejenige Fruchtartgruppe bezeichnet, die für die Schichtzuteilung der betreffenden Gemeinden maßgeblich war.

Übersicht II.10.11

Be- triebs- schicht	Betriebe in Gemeindegeschicht				Auswahlsatz in der zweiten Stufe  in vH
	0	1	2	3	
	mit einer Ackerfläche (1956) von				
a	20 ha und mehr <sup>1)</sup>				100
b	unter 20 ha, sofern außerdem			—	100 50 25
	Gemüsefläche größer als „Schwellenwert“	Fläche der Schichtungs-Fruchtart größer als „Schwellenwert“			
c	5 ha bis unter 20 ha, sofern nicht in Schicht b			5 bis unter 20 ha	20
d	unter 5 ha, sofern nicht in Schicht b			unter 5 ha	5

<sup>1)</sup> Dazu kommen die Flächen der summarisch zu erfassenden Kleinstbetriebe (mit weniger als 0,5 ha Gesamtfläche) und die Flächen außerhalb der Betriebe.

Betriebe mit 20 ha und mehr Ackerfläche wurden in die Betriebsschicht a eingegliedert und vollständig in die Stichprobe einbezogen. Es kam also darauf an, unter den restlichen Betrieben diejenigen herauszuheben, die bestimmte Fruchtartgruppen besonders stark anbauten. In jedem Block von Gemeinden der ersten Auswahlstufe stand der Anbau einer bestimmten Fruchtartgruppe im Vordergrund; diese sollte deshalb auch für die Bildung der Sonderschicht b in der zweiten Stufe maßgeblich sein.

In den Gemeindegeschichten 1 und 2 wurden alle Betriebe mit weniger als 20 ha Ackerfläche der Sonderschicht b zugeordnet, die bei der jeweils maßgeblichen Fruchtartgruppe im Basisjahr 1956 eine Anbaufläche aufwiesen, die über einen vorgegebenen „Schwellenwert“ hinausging. In die Schichten c und d gelangten dann nur solche Betriebe mit Ackerflächen unter 20 ha, die nicht vorher der Sonderschicht b zugeordnet worden waren.

Bei den kreisfreien Städten (Gemeindegeschicht 0) tritt der Gemüseanbau besonders in Erscheinung (vgl. Übersicht II.10.13). Aus diesem Grunde wurde in den kreisfreien

## II.10

Städten diese Fruchtartgruppe für die Sonderschicht in der zweiten Auswahlstufe zugrunde gelegt. In Gemeindeschicht 3 (Restgemeinden) war eine besondere Schichtung nicht notwendig.

Die Schwellenwerte für den Anbau in den Betrieben wurden bei den in Betracht kommenden Fruchtartgruppen so ermittelt, daß der Gesamtauswahlsatz beider Auswahlstufen etwa 8 vH betragen sollte. Dabei wurden einzelne Ergebnisse der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 auf das Jahr 1956 umgerechnet und bestimmte Gesetzmäßigkeiten über die Häufigkeitsverteilungen der Anbauflächen in den Betrieben unterstellt.

Diese Überschlagsrechnungen hatten den Nachteil, daß sie sich auf Durchschnittsverhältnisse im Land bezogen, während doch die besondere Betriebsschichtung gerade in solchen Gemeinden durchzuführen war, die gemäß der Schichtung in der ersten Auswahlstufe einen überproportionalen Anbau der betreffenden Fruchtartgruppe aufwiesen. Es mußte also damit gerechnet werden, daß bei Verwendung der beschriebenen Schwellenwerte ein größerer Anteil der Betriebe als beabsichtigt in die Schicht b gelangen würde. Deshalb wurden in Betriebsschicht b unterschiedliche Auswahlsätze für die Fruchtartgruppen je nach der Häufigkeit der Betriebe benutzt. So wurden die Betriebe der Schicht b z. B. in Hessen und Rheinland-Pfalz nur bei einzelnen Fruchtartgruppen zu 50 vH oder 25 vH, bei den meisten aber zu 100 vH in die Stichprobe genommen, während in Niedersachsen durchweg die Hälfte aller Betriebe von Schicht b herangezogen wurde. In Bayern sind wegen der regionalen Strukturunterschiede die Regierungsbezirke getrennt behandelt worden; bei jeder Fruchtartgruppe wurde für die Auswahl in Schicht b in jedem Regierungsbezirk ein Auswahlatz (100 vH, 50 vH, 25 vH) festgelegt, der der Betriebsbesetzung in Schicht b am besten entsprach. Auf diese Weise ließ sich in allen vier Ländern ein Gesamtauswahlsatz von weniger als 8 vH erreichen.

**5.3** Für die Betriebsstufe wurde die freie **Hochrechnung** vorgesehen, wobei die Totalwerte in den Stichproben nach Gemeindeschichten und innerhalb der Schichten 2 und 3 nach Unterstichproben der ersten Stufe getrennt zu behandeln waren. Die Ausfälle, z. B. infolge Betriebsauflösung, sowie die Zugänge blieben in dieser Auswahlstufe unbeachtet; sie wurden bei der Hochrechnung in der Gemeindestufe berücksichtigt.

Für die Hochrechnung in der Gemeindestufe wurde die Differenzenschätzung auf Grund der Erfahrung von 1957 so modifiziert, daß sie die zusätzliche Abstimmung auf die nach der Bodennutzungsvorerhebung ohne Zufallsfehler bekannte Gesamtfläche des Ackerlandes ersetzt und zugleich auch sämtliche Betriebsausfälle sowie die Zugänge bei der Stichprobenerhebung pauschal berücksichtigt.

Anstelle der üblichen Formel für die Differenzenschätzung (vgl. III.1.5 (1), S. 527)

$$(1) \quad x''_{\text{Diff}} = \frac{1}{f} x + Y - \frac{1}{f} y$$

wurde für jede der vier Gemeindeschichten die modifizierte Formel

$$(2) \quad \hat{x}'' = Hx + Y - \frac{1}{f} y$$

zugrunde gelegt. Die y-Werte (Totalwerte der Flächen in der Stichprobe im Jahr 1956) wurden unverändert mit dem reziproken Auswahlatz  $1/f$  hochgerechnet, weil die Flächen des Bezugsjahres von den Betriebsausfällen nicht gestört und von der Abstimmung auf die Ackerfläche nicht beeinflußt wurden. Dagegen wurden die x-Werte (Totalwerte der Flächen in der Stichprobe im Berichtsjahr 1958) mit dem Hochrechnungsfaktor H multipliziert, der so bestimmt wurde, daß die Summe der hochgerechneten Stichprobenwerte aller Fruchtartgruppen mit der bekannten Ackerfläche  $X_A$  übereinstimmt. Diese Forderung ist erfüllt, wenn der Faktor

$$(3) \quad H = \frac{X_A - \left[ Y_A - \frac{1}{f} Y_A \right]}{x_A}$$

angewandt wird; dabei ist  $Y_A$  die gesamte Ackerfläche im Jahr 1956. Wegen der Betriebsausfälle ist der Faktor  $H$  meist größer als  $1/f$ .

**5.4 Die Fehlerrechnung** für die Betriebsstufe brauchte nur bei denjenigen Gemeindeschichten durchgeführt zu werden, die mit sämtlichen Gemeinden in die Stichprobe gelangten. In den repräsentativ erfaßten Gemeindeschichten wird der Zufallsfehler, der von der Unterauswahl von Betrieben herrührt, bei der Fehlerrechnung an den hochgerechneten Stichprobeneinheiten der ersten Auswahlstufe miterfaßt.

In den Gemeindeschichten 0 und 1 wurde der Fehlerrechnung für die Betriebschichten c und d (soweit erforderlich auch für Schicht b) eine systematische Unterstichprobe von je 200 bis 400 Betrieben zugrunde gelegt.

Die Fehlerrechnung für die erste Auswahlstufe wurde an fünf Unterstichproben nach dem gleichen Verfahren wie im Vorjahr durchgeführt. Bei der Fehlerrechnung blieb die Modifikation der Differenzschätzung unberücksichtigt, mit der die Ackerfläche ohne Zufallsfehler ermittelt wurde; sie dürfte die Stichprobenfehler im allgemeinen geringfügig vermindert haben.

## 6. Durchführung der Stichprobenpläne

**6.1 Die praktische Durchführung der Stichprobenauswahl, der Erhebungen und der anschließenden Aufbereitungen** ging ohne technische Schwierigkeiten vonstatten. Die Auswahlseinheiten der beiden Stufen wurden zunächst nach ihrer Schichtzugehörigkeit signiert. Trotz der detaillierten Schichtungsregeln für die erste Auswahlstufe war der Arbeitsaufwand für die **Schichtung und Auswahl** der Gemeinden beachtlich geringer als für die Schichtung und Auswahl der sehr zahlreichen Betriebe anhand der Gemeinde-Hilfslisten (vgl. 2.4). Dieser Arbeitsaufwand zur Auswahl in der zweiten Stufe konnte jedoch in angemessenen Grenzen gehalten werden, weil nur die Hilfslisten der in die Stichprobe gewählten Gemeinden zu bearbeiten waren; eine einstufige geschichtete Auswahl von Betrieben aus sämtlichen Hilfslisten hätte einen nennenswert höheren Aufwand erfordert. Das Schreiben von einigen zehntausend Adressen je Land nach der Betriebsauswahl verursachte — gemessen an den übrigen Vorbereitungsarbeiten — relativ hohe Kosten; es sollte künftig versucht werden, derartige Arbeiten durch geeignete technische Hilfsmittel zu rationalisieren.

Die **Aufbereitung** totaler Bodennutzungserhebungen war dadurch gekennzeichnet, daß die Hauptlast der Additionen der Anbauflächen der Betriebe bei den Gemeinden lag und daß die Statistischen Landesämter nur noch die Gemeindeergebnisse weiter zusammenzufassen hatten. Durch die Stichprobenerhebung in ausgewählten Betrieben hat sich der Arbeitsschnitt verändert: Die Gemeinden wurden nicht nur bei der Durchführung der Erhebung — in durchschnittlich 20 vH ihrer Betriebe — entlastet, sondern brauchten auch nur noch die Angaben dieser Betriebe zu addieren. In den Landesämtern waren zwar nur die Werte von 30 bis 35 vH der Gemeinden aufzubereiten, in den Stichprobengemeinden fielen jedoch für jede Fruchtart wegen der geschichteten Betriebsauswahl bis zu 6 Teilergebnisse an (einschl. der Positionen „Kleinstbetriebe“ und „Flächen außerhalb der Betriebe“), die getrennt aufzubereiten waren. Es wird deshalb zu erwägen sein, in der zweiten Stufe weniger Schichten zu bilden. Für die Hochrechnung und Fehlerrechnung mußten die Zwischensummen der Anbauflächen der Fruchtarten dem Tabellenprogramm entsprechend zu 24 Fruchtartgruppen zusammengefaßt werden (vgl. 2.1). Die eigentliche Hochrechnung auf der zweiten und der ersten Auswahlstufe war dann wieder verhältnismäßig einfach.

Die Methode der **Fehlerrechnung** mit Hilfe von Unterstichproben hat sich gut bewährt; sie läßt sich sehr rasch und einfach durchführen. Aufwendiger war dagegen die Fehlerrechnung an Einzelwerten für die Betriebsauswahl in der Gemeindeschicht 0 (1958 auch in Gemeindeschicht 1); sie wurde deshalb vorsorglich auf wenige hundert Einheiten je Schicht beschränkt. Die Fehlerkomponenten dieser beiden Gemeindeschichten machten jedoch im allgemeinen nur einen geringen Prozentsatz des gesam-

## II.10

ten Fehlers aus, so daß für ihre Ermittlung gröbere Schätzverfahren durchaus genügen würden. Lediglich bei „Gemüse und anderen Gartengewächsen“ (Fruchtartgruppe Nr. 16) fallen diese Fehlerkomponenten ins Gewicht und müssen deswegen verhältnismäßig genau ermittelt werden: Die beiden Schichten 0 und 1 enthalten nämlich 40 bis 50 vH der Anbaufläche (vgl. die Werte von Niedersachsen in Übersicht II.10.13).

**6.2** Um einen Überblick über den Erfolg des Stichprobenplans zu geben, sind in Übersicht II.10.12 die **relativen Standardfehler** der Bodennutzungshaupterhebung 1958 für die Länder zusammengestellt, die nach dem Plan des Statistischen Bundesamtes gearbeitet haben. Für Hessen sind dort zum Vergleich auch die Fehlerwerte des einstufigen Stichprobenplans im Jahr 1957 angegeben.

Übersicht II.10.12

Nr.	Fruchtartgruppe	Relativer Standardfehler in vH				
		Niedersachsen	Hessen		Rheinland-Pfalz	Bayern
		1958	1957	1958	1958	1958
1	Winter- und Sommerroggen .....	0,7	0,7	0,8	2,2	0,8
2	Winterweizen, Spelz .....	0,7	0,5	1,1	0,9	0,6
3	Sommerweizen .....	2,5	5,8	10,7	5,4	3,1
4	Wintergerste .....	0,9	2,6	2,9	4,5	6,0
5	Sommergerste .....	2,2	1,9	1,9	1,7	1,1
6	Hafer .....	1,4	1,2	1,3	1,9	0,6
7	Wintermenggetreide .....	5,8	9,4	7,4	10,8	3,0
8	Sommermenggetreide .....	2,1	3,3	3,4	4,2	2,8
9	Hülsenfrüchte und Mais zur Körnergewinnung .....	2,2	7,6	3,3	8,4	4,9
10	Frühkartoffeln .....	3,2	4,1	3,1	3,1	2,1
11	Mittelfrühe Kartoffeln .....	1,3	2,7	2,3	2,5	2,3
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte .....	1,0	0,5	1,2	1,9	0,5
13	Zuckerrüben .....	1,0	1,7	1,2	1,6	1,1
14	Futterrüben usw. ....	0,6	0,7	1,4	1,6	0,5
15	Futterkohl usw. ....	2,2	7,6	13,9	23,3	7,0
16	Gemüse und andere Gartengewächse .....	3,1	10,6	4,2	2,3	4,2
17	Raps, Rübsen, Mohn .....	2,5	2,5	4,1	9,7	6,8
19	Andere Handelsgewächse .....	2,4	10,5	4,9	4,0	1,8
20	Klee, Klee gras .....	0,8	1,0	1,2	3,2	0,8
21	Luzerne .....	4,8	1,5	2,0	1,4	2,1
22	Ackerwiese, Ackerweide .....	5,9	3,2	3,2	6,1	4,0
23	Andere Futterpflanzen .....	3,2	3,0	4,2	2,4	1,6
24	Gründungspflanzen, Brache ....	4,2	5,0	4,6	4,8	6,8

Im Hinblick darauf, daß 1957 etwa 17 vH aller Gemeinden — das entspricht bei der geschichteten Auswahl ungefähr 20 vH aller Betriebe — ausgewählt wurden, während im Jahr 1958 nur etwa 5 bis 8 vH der Betriebe befragt wurden, sind die Ergebnisse für 1958 recht zufriedenstellend. Die Fehlerwerte für 1958 sind im Durchschnitt nicht nennenswert größer als im Jahr 1957, obwohl die Auswahlgrundlage und die Bezugsgrößen für die gebundene Hochrechnung ein Jahr weiter zurückliegen. Das zeigt deutlich, daß eine einstufige Auswahl mit der Auswahlinheit Gemeinde nicht zweckmäßig ist. Gewisse Unterschiede zwischen den Genauigkeiten in den Ländern sind gewöhnlich darauf zurückzuführen, daß die zugrunde liegenden Anbauflächen verschieden groß sind.

Es ist bemerkenswert, daß für die Ermittlung der Anbauflächen seltener Fruchtarten die Schichtung vorteilhafter ist als die gebundene Hochrechnung. Bei den häufigen Fruchtarten ist die Situation umgekehrt: Bei ihnen ist die gebundene Hochrechnung in der ersten Auswahlstufe unabdingbar. Schichtung und gebundene Hochrechnung ergänzen einander also bei allen Fruchtartgruppen in zweckmäßiger Weise (vgl. dazu auch I.3.3.1, S. 88).

Die Leistungsfähigkeit des Stichprobenverfahrens ist selbstverständlich insofern begrenzt, als vereinzelte sprunghafte Flächenveränderungen schwer erfaßbar sind und große Zufallsfehler hervorrufen können. Ein deutliches Beispiel dafür gibt die Frucht-

art Sommerweizen: Die Genauigkeitsstufe 2 konnte trotz intensiver Schichtung in beiden Auswahlstufen nicht erreicht werden, weil die Anbauflächen in Gemeinden und Betrieben — durch Witterungseinflüsse bedingt — in den Jahren sehr unregelmäßig schwanken. Der erweiterte Stichprobenplan 1958 kann jedoch im ganzen als gelungen angesehen werden, da die geforderten Genauigkeitsabstufungen für die Fruchtartgruppen im allgemeinen eingehalten werden konnten und die absolute Höhe der Fehler tragbar ist.

6.3 Abschließend werden noch einige **methodische Untersuchungen** an den Ergebnissen mitgeteilt.

Die Wirkung der Schichtung der Gemeinden nach Fruchtartgruppen ist in Übersicht II.10.13 am Beispiel Niedersachsen (1958) dargestellt.

Übersicht II.10.13

Nr.	Fruchtartgruppe	Zuteilungs- zahl 1958 in Schicht		Flächenanteil der Gemeinden an der gesamten Anbaufläche der Fruchtart in vH in Schicht							
		1	2	0		1		2		3	
				1956	1958	1956	1958	1956	1958	1956	1958
1	Winter- und Sommerroggen .	—	—	0,7	0,7	7,6	7,6	16,7	16,7	75,0	75,0
2	Winterweizen, Spelz . . . . .	—	40	1,0	1,0	20,4	19,4	33,9	33,6	44,7	46,0
3	Sommerweizen . . . . .	15	60	1,4	1,4	29,9	33,0	34,8	32,5	33,9	33,1
4	Wintergerste . . . . .	—	20	1,3	1,1	23,4	19,1	35,6	33,6	39,7	46,2
5	Sommergerste . . . . .	15	30	1,8	1,5	24,9	21,1	29,6	27,1	43,7	50,2
6	Hafer . . . . .	—	—	0,8	0,9	12,7	13,2	20,5	20,9	66,0	65,0
7	Wintermengengetreide . . . . .	30	50	1,0	1,9	26,7	22,6	25,8	19,7	46,5	55,8
8	Sommernengengetreide . . . . .	—	—	0,8	0,7	10,4	10,5	17,1	16,4	71,7	72,4
9	Hülsenfrüchte und Mais zur Körnergewinnung . . . . .	30	70	3,5	4,1	42,7	42,9	27,1	27,0	26,7	26,0
10	Frühkartoffeln . . . . .	20	40	3,0	3,3	15,2	15,9	20,1	20,9	61,7	59,9
11	Mittelfrühe Kartoffeln . . . . .	—	—	0,8	0,6	7,9	7,4	17,5	16,5	73,8	75,5
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte . . . . .	—	—	1,1	1,2	8,7	8,9	17,4	17,5	72,8	72,4
13	Zuckerrüben . . . . .	15	40	0,9	0,9	17,7	16,7	35,9	35,1	45,5	47,3
14	Futter- und Kohlrüben, Futtermöhren . . . . .	—	—	0,8	0,8	8,9	9,0	16,1	15,9	74,2	74,3
15	Futterkohl usw. . . . .	15	40	1,3	1,4	14,8	15,8	17,1	17,2	66,8	65,6
16	Gemüse und andere Garten- gewächse . . . . .	30	60	11,1	10,5	33,7	33,2	28,0	27,0	27,2	29,3
17	Raps, Rübsen, Mohn . . . . .	40	60	3,6	4,1	57,2	36,7	28,0	36,3	11,2	22,9
19	Andere Handelsgewächse . . . . .	50	80	1,0	1,0	36,9	37,8	32,2	33,6	29,9	27,6
20	Klee, Klee gras . . . . .	—	20	0,9	1,0	17,6	19,9	24,0	24,3	57,5	54,8
21	Luzerne . . . . .	25	50	1,4	1,9	26,1	29,2	36,5	38,2	36,0	30,7
22	Ackerwiese, Ackerweide . . . . .	10	20	1,1	0,7	21,1	17,6	22,0	18,4	55,8	63,3
23	Andere Futterpflanzen . . . . .	—	40	1,7	2,2	17,5	18,7	32,9	29,3	47,9	49,8
24	Gründungspflanzen, Brache . . . . .	25	30	3,9	1,4	44,0	40,8	22,6	23,0	29,5	34,8
	Ackerland . . . . .	320	750	1,1	1,1	13,3	13,3	21,9	21,8	63,7	63,8

Die Übersicht zeigt, daß z. B. die Zuordnung von 25 niedersächsischen Gemeinden mit stärkstem Anbau von „Gründungspflanzen und Brache“ zur Schicht 1 dort den (total erfaßten) Flächenanteil im Bezugsjahr 1956 auf 44,0 vH angehoben hat gegenüber einem Ackerflächen-Anteil dieser Schicht von 13,3 vH. Eine solche Bevorzugung seltener Fruchtartgruppen in Schicht 1 geht natürlich — wie beabsichtigt — zu Lasten der stark vertretenen Fruchtartgruppen wie Roggen und Spätkartoffeln. Gewisse Gruppen (wie z. B. Winterweizen) sind jedoch mit seltenen Fruchtartgruppen so korreliert, daß sie auch ohne besondere Schichtung überdurchschnittlich in Schicht 1 erfaßt wurden.

Die Wirkung der Schichtung nach den Unterlagen von 1956 wird bis zur Erhebung 1958 grundsätzlich etwas abgeschwächt, weil sich die Anbauflächen der einzelnen Fruchtartgruppen in den Gemeinden inzwischen verändert haben und einige Gemeinden mit besonders starkem Anbau seltener Fruchtartgruppen im Erhebungsjahr nicht

## II.10

mehr eine derart ausgeprägte Sonderstellung einnehmen. Die Auswirkung der Schichtung der Gemeinden nach den Anbauflächen im Bezugsjahr 1956 auf die Erhebung im Jahr 1958 wird ebenfalls aus Übersicht II.10.13 ersichtlich. Während z. B. der Ackerflächen-Anteil in Schicht 1 gleichgeblieben ist, hat sich bei „Gründungspflanzen und Brache“ der Anteil in Schicht 1 von 44,0 vH auf 40,8 vH vermindert; immerhin liegt dieser Flächenanteil noch erheblich über dem entsprechenden Anteil der Ackerfläche von 13,3 vH, so daß sich die Schichtung im Bezugsjahr 1956 für die Erhebung 1958 durchaus gelohnt hat. Das gilt im allgemeinen auch für die anderen, bei der Schichtung berücksichtigten Fruchtartgruppen.

Es wurde ferner untersucht, welchen Einfluß die Betriebsschichtung 1958 auf den erfaßten Flächenanteil der einzelnen Fruchtartgruppen in der zweiten Auswahlstufe gehabt hat. Die Ergebnisse, die hier nicht im einzelnen dargestellt werden, zeigten, daß insbesondere die Schichtung nach der Ackerfläche, daneben aber auch die Sonder-schichtung nach den Flächen bestimmter Fruchtartgruppen die Erfassungs-Chance seltener Fruchtarten deutlich gesteigert hat. Dadurch ist in der zweiten Auswahlstufe die günstige Wirkung der Gemeindegliederung aufrechterhalten worden.

**6.4** In der Übersicht II.10.14 sind die Quoten für die Betriebsausfälle bei der repräsentativen Bodennutzungshaupterhebung 1958 für drei Länder angegeben.

Übersicht II.10.14

Betriebsschicht	Betriebsausfälle 1958 in vH aller Stichprobenbetriebe		
	Niedersachsen	Hessen	Rheinland-Pfalz
a	1,0	2,2	0,8
b	2,2	3,0	2,7
c	1,3	0,8	1,3
d	6,3	8,4	7,7
Insgesamt	2,3	3,8	3,4

Die verhältnismäßig starken Ausfälle von mehr als 5 vH in Betriebsschicht d dürften hauptsächlich auf die Auflösung von Betrieben seit dem Bezugsjahr 1956 zurückzuführen sein, die in dieser Größenklasse besonders häufig anzutreffen ist.

**6.5** Der zweistufige Stichprobenplan für 1958 ist ohne größere Änderungen auch im Jahr 1959 angewandt worden. Zunächst war beabsichtigt, die Bodennutzungshaupterhebung im Jahr 1959 im Rahmen der vorgesehenen Betriebszählung in der Land- und Forstwirtschaft total durchzuführen. Als im Frühjahr 1959 entschieden war, daß die Betriebszählung im Jahr 1959 nicht mehr stattfinden konnte, mußten die Vorbereitungen für die Bodennutzungshaupterhebung 1959 kurzfristig wieder auf eine repräsentative Durchführung umgestellt werden. Änderungen gegenüber dem Stichprobenplan von 1958 wurden insofern notwendig, als die Flächen außerhalb des Ackerlandes (Garten, Weide, Wald usw.) nach dem inzwischen verkündeten Gesetz über Bodennutzungserhebung und Ernteberichterstattung vom 3. Dezember 1958 in der Bodennutzungshaupterhebung statt — wie bisher — in der Vorerhebung zu erfassen waren. Die Ermittlung dieser Flächen wurde in den Aufbereitungsplan eingebaut; der Auswahlplan konnte jedoch aus zeitlichen Gründen nicht darauf abgestellt werden. Da jedoch die Veränderungen der Flächen dieser Positionen im allgemeinen relativ gering sind, ließ die gebundene Hochrechnung trotzdem hinreichend zuverlässige Ergebnisse erwarten. Die modifizierte Differenzschätzung, die unter 5.3 dargestellt ist, wurde um alle in das Erhebungsprogramm neu einbezogenen Flächen erweitert.

## 7. Weitere Stichprobenpläne

In den ersten drei Abschnitten 7.1 bis 7.3 werden die Stichprobenpläne dargestellt, die in den Ländern Baden-Württemberg, Nordrhein-Westfalen und Schleswig-Holstein

angewendet worden sind. Unter 7.4 bis 7.6 werden schließlich noch drei Verfahren erwähnt, zu denen Untersuchungen durchgeführt, die aber praktisch nicht verwirklicht worden sind.

**7.1** Das im Statistischen Landesamt von **Baden-Württemberg** entwickelte und in diesem Bundesland in den Jahren 1956 bis 1959 angewendete Stichprobenverfahren ist eingehend in einer Abhandlung von *H. Wirth* und *E. Vestner* [80] beschrieben. Hier sollen nur die Grundzüge des Verfahrens dargestellt werden.

In einem zweistufigen Stichprobenplan wurden Gemeinden und Betriebe als Auswahlseinheiten verwendet.

Das besondere Kennzeichen dieses Stichprobenplans liegt in der Behandlung des Problems, die Auswahlseinheiten nach sämtlichen Merkmalen zu schichten. Das Problem ist in Baden-Württemberg so gelöst worden, daß für alle (hier 25) Fruchtartgruppen jeweils eine gesonderte Schichtung und eine selbständige Stichprobenauswahl durchgeführt wurde.

Die Gemeinden des Landes wurden nach Kreisen und den Anbauflächen 1955 aller Fruchtartgruppen geschichtet. Für jede Fruchtartgruppe ist dabei jeweils die Gesamtheit aller Anbaugemeinden nach dem Verfahren der optimalen Schichtabgrenzung (vgl. I. 3.2.3, S. 77) in drei Schichten aufgeteilt worden. So entstanden 75 Schichten, die das Land im ganzen 25-mal überdeckten.

Da die Varianz der Anbauflächen in landwirtschaftlichen Betrieben, den Auswahlseinheiten zweiter Stufe, nicht bekannt war, wurden für jede Fruchtartgruppe einheitlich 1000 Stichprobenbetriebe vorgesehen. Die Verknüpfung beider Auswahlstufen war so geplant, daß in jeder ausgewählten Gemeinde ein Betrieb ausgelost werden sollte. Damit lag dann auch der Stichprobenumfang für die geschichtete Gemeindeauswahl fest.

Die je Fruchtartgruppe auszuwählenden 1000 Gemeinden wurden zunächst rechnerisch nach Formel III.3.1 (2), S. 538, optimal auf die Schichten verteilt. Der Stichprobenumfang in jeder Schicht wurde weiter auf die Stadt- und Landkreise aufgeteilt, und zwar nach dem Verhältnis der Anbauflächen der Fruchtartgruppe in den zugehörigen Gemeinden. In jedem Kreis wurde dann die berechnete Anzahl von Gemeinden, und in diesen Gemeinden je ein Betrieb ausgelost. Bei dieser Methode hat nicht jeder Betrieb im Kreis die gleiche Auswahlchance, weil die Zahl der Betriebe in den Gemeinden verschieden ist. Gelangte eine Gemeinde bei der für die 25 Fruchtartgruppen unabhängigen Auswahl mehrfach in die Stichprobe, so wurde in dieser Gemeinde jeweils auch eine entsprechende Anzahl von Betrieben ausgelost. Die Erhebungen 1957 bis 1959 arbeiteten mit denselben Stichprobenbetrieben wie 1956; die Ausfallquote lag 1958 bei etwa 8 vH.

Die 25000 Stichprobenbetriebe (etwa 7 vH aller Betriebe) meldeten auf den üblichen Erhebungsbogen die Anbauflächen für diejenige Fruchtartgruppe, deretwegen sie ausgewählt worden waren („Hauptinformation“), sowie für die übrigen 24 Fruchtartgruppen („Nebeninformationen“). Die Betriebsergebnisse wurden in den Gemeinden gesammelt und an die Landrats- oder Landwirtschaftsämter weitergeleitet, wo sie — nach Schichten gegliedert — addiert wurden.

Eine Zusammenfassung der Betriebsangaben unter Ausschaltung der Gemeindeauswahlstufe führt wegen ungleicher Auswahlchancen der Betriebe auf etwas verzerrte Ergebnisse; der — vermutlich nicht sehr große — systematische Fehler konnte durch die Verwendung einer gebundenen Hochrechnung in gewissem Maße wieder ausgeglichen werden.

In gleicher Weise wurden in diesen Ämtern auch die entsprechenden Betriebsergebnisse aus dem Bezugsjahr 1955 als Grundlage für die gebundene Hochrechnung zusammengestellt und die Vorbereitungen für die Fehlerrechnung getroffen (Quadrate bilden). Im Statistischen Landesamt wurden die Kreisergebnisse — für Schichten sowie Haupt- und Nebeninformationen getrennt — zu Landeswerten verdichtet und nach der Methode der Verhältnisschätzung hochgerechnet. Die so je Schicht ermittelten Ergebnisse wurden zum Landesergebnis zusammengefaßt.

II.10

Für jede der 25 Fruchtartgruppen entstanden dabei mehrere Ergebnisse: Ein Ergebnis, das von den 1000 Betrieben herrührt, die wegen der betreffenden Fruchtartgruppe ausgewählt waren (Hauptinformation für die Fruchtartgruppe) und 24 weitere Ergebnisse, die von den übrigen 24000 Stichprobenbetrieben stammen, die zwar für andere Arten ausgewählt worden sind, die jedoch auch Angaben über die Anbaufläche dieser Fruchtartgruppe gemacht haben (Nebeninformationen der Fruchtartgruppe). Entsprechend der Anregung des Statistischen Bundesamtes wurden die Hauptinformation und die 24 Nebeninformationen für jede Fruchtartgruppe bei der Zusammenfassung mit den reziproken Fehlervarianzen gewogen.

In Übersicht II.10.15 sind die relativen Standardfehler der Stichprobenerhebungen von 1956 bis 1958 für Baden-Württemberg dargestellt. Danach sind wegen der weiten regionalen Streuung der Stichprobenbetriebe und der Benutzung einer Verhältnisschätzung recht gute Ergebnisse erzielt worden.

Übersicht II.10.15

Nr.	Fruchtartgruppe	Anbaufläche 1955 in 1000 ha	Relativer Standardfehler in vH		
			1956	1957	1958
1	Winter- und Sommerroggen .....	48,6	1,0	1,0	1,2
2	Winterweizen, Spelz .....	225,3	0,6	0,4	0,3
3	Sommerweizen .....	9,8	3,3	2,8	3,0
4/5	Winter- und Sommergerste .....	151,1	0,5	0,5	0,9
6	Hafer .....	87,4	0,6	0,6	1,9
7	Wintermenggetreide .....	14,3	3,0	2,5	1,9
8	Sommermenggetreide .....	31,0	1,7	1,5	1,3
9a	Körnermais .....	5,0	2,3	2,1	2,0
9b	Speiseerbsen .....	0,5	8,6	5,9	5,2
9c	Speisbohnen .....	0,4	8,4	1,2	3,4
9d	Alle anderen Arten von Getreide und Hülsenfrüchten .....	5,0	3,2	0,8	2,4
10	Frühkartoffeln .....	4,8	2,4	2,2	1,8
11/12	Spätkartoffeln, einschl. mittelfrühe und mittelspäte .....	122,5	0,3	0,3	0,3
13	Zuckerrüben .....	15,6	0,9	0,8	0,8
14	Futterrüben, Kohlrüben, Futtermöhren .....	63,8	0,4	0,4	0,4
15	Alle anderen Hackfrüchte .....	0,8	4,6	2,7	1,7
16	Gemüse und andere Gartengewächse .....	12,1	1,5	1,3	1,5
17	Raps, Rübsen, Mohn .....	1,9	4,2	1,1	3,9
19	Andere Handelsgewächse .....	9,9	1,3	1,5	1,5
20	Klee, Klee gras .....	90,4	0,6	0,6	0,6
21	Luzerne .....	77,2	0,7	0,8	0,8
22	Ackerwiese, Ackerweide .....	52,2	5,3	4,8	3,9
23	Andere Futterpflanzen .....	26,5	1,4	1,4	1,1
24	Gründungspflanzen, Brache .....	6,8	2,9	4,2	2,9

7.2 In Nordrhein-Westfalen wurde großer Wert darauf gelegt, die Stichprobenerhebung<sup>1)</sup> auf Betriebsbasis durchzuführen, um damit eine möglichst gleichmäßige Verteilung der Arbeitslast auf die Gemeinden zu erzielen. Die Zahl der Gemeinden ist nämlich zu gering und die Größe der Gemeinden zu unterschiedlich, um ausreichend genaue Ergebnisse durch eine einstufige Gemeindeauswahl erhalten zu können.

In einer Schattenaufbereitung wurde zunächst die Wirksamkeit einer ungeschichteten, unmittelbaren Betriebsauswahl geprüft. Eine Schichtung der Betriebe nach verschiedenen Fruchtartgruppen hätte zuviel Arbeit verursacht. Es wurde stattdessen untersucht, ob eine gebundene Hochrechnung erfolgreich sein würde. In der Schattenaufbereitung wurden die Anbauwerte von je 4 Betrieben in rund 570 Gemeinden aus den Jahren 1954 und 1955 herangezogen und die relativen Standardfehler für drei verschiedene Arten der gebundenen Hochrechnung nebeneinander ermittelt. Das erste Verfahren war eine Verhältnisschätzung mit dem Bezugsmerkmal Ackerfläche, das zweite eine Verhältnisschätzung mit der Vorjahresfläche der Fruchtartgruppe als Be-

<sup>1)</sup> Der Stichprobenplan wurde von F. Ehlers ausgearbeitet.



zugsgröße, und das dritte Verfahren war eine kombinierte Verhältnis-Differenzen-Schätzung, bei der die Flächendifferenzen einer Fruchtartgruppe (Erhebungsjahr minus Bezugsjahr) mit dem Auswahlverhältnis der Ackerfläche hochgerechnet wurden. Die Fehlerergebnisse sind auf einen Stichprobenumfang von 20000 Betrieben umgerechnet und in Übersicht II.10.16 angegeben.

Übersicht II.10.16

Nr.	Fruchtartgruppe	Anbau- fläche 1956 in 1000 ha	Relativer Standardfehler in vH					
			Schattenaufbereitung nach Verfahren <sup>1)</sup>			Vor- schlag für 1957	Erhebung	
			1	2	3		1957	1958
		1	2	3	4	5	6	7
1	Winter- und Sommerroggen .....	273,7	0,8	0,7	0,7	0,5	0,5	0,7
2	Winterweizen, Spelz .....	145,1	1,2	1,0	1,3	1,0	1,2	0,9
3	Sommerweizen .....	18,5	4,6	5,6	0,1	6,5	4,5	8,5
4	Wintergerste .....	30,3	1,5	3,1	1,8	3,2	1,9	3,7
5	Sommergerste .....	41,8	3,1	3,2	3,6	3,4	2,6	4,2
6	Hafer .....	130,1	1,1	0,9	0,8	1,0	0,8	1,3
7	Wintermenggetreide .....	19,0	5,6	4,9	4,5	4,9	3,2	4,6
8	Sommernenggetreide .....	91,7	2,4	2,2	2,5	2,4	1,4	2,1
9	Hülsenfrüchte und Mais zur Körnergewinnung .....	6,0	—	—	—	7,7	9,6	8,9
10	Frühkartoffeln .....	14,7	3,1	1,2	1,2	2,3	1,5	3,6
11	Mittelfrühe Kartoffeln .....	59,1	1,6	1,4	1,2	1,5	1,3	2,3
12	Spätkartoffeln, einschl. mittelspäte .....	88,0	1,3	1,0	0,8	0,9	0,8	1,8
13	Zuckerrüben .....	64,0	2,0	0,6	1,0	0,9	0,8	1,2
14	Futterrüben usw. ....	102,0	1,1	0,5	0,4	0,5	0,4	0,7
15	Futterkohl usw. ....	1,2	—	—	—	9,0	5,7	11,5
16	Gemüse und andere Garten- gewächse .....	18,3	—	—	—	2,0	0,6	1,6
17	Raps, Rübsen, Mohn .....	2,2	20,1	18,4	18,2	8,6	8,6	4,6
18	Flachs, Hanf .....	0,5	—	—	—	18,5	9,2	13,2
19	Andere Handelsgewächse .....	4,5	—	—	—	11,5	6,2	12,6
20	Klee, Klee gras .....	49,5	—	—	—	1,3	1,5	1,8
21	Luzerne .....	6,8	3,5	2,9	4,2	3,6	4,6	5,7
22	Ackerwiese, Ackerweide .....	29,1	2,7	2,4	1,7	2,9	1,9	2,4
23	Andere Futterpflanzen .....	6,8	—	—	—	5,1	7,6	5,5
24	Gründungspflanzen, Brache ...	3,5	8,1	10,8	10,8	9,6	6,2	9,1

<sup>1)</sup> Verfahren 1: Verhältnisschätzung (Bezugsmerkmal: Ackerfläche);

Verfahren 2: Verhältnisschätzung (Bezugsmerkmal: Fläche der betr. Fruchtartgruppe);

Verfahren 3: Verhältnis-Differenzen-Schätzung (Bezugsmerkmale: Ackerfläche und Fläche der betr. Fruchtartgruppe).

Die relativen Standardfehler sind für alle drei Schätzverfahren durchschnittlich etwa gleich groß. Die beiden Verfahren der Verhältnisschätzung gegen das Summenmerkmal Ackerfläche sind im Hinblick auf dieses Merkmal nicht verzerrend, so daß sie wegen der Vermeidung von Ausgleichsresten dem zweiten Hochrechnungsverfahren vorzuziehen sind. So wurde also die Verhältnis-Differenzen-Schätzung bei den Repräsentativerhebungen 1957 bis 1959 in Nordrhein-Westfalen angewendet.

Die Schattenaufbereitung hatte jedoch gezeigt, daß die Fruchtarten Sommerweizen, Wintergerste, Sommergerste, Wintermenggetreide, Frühkartoffeln, Klee mit Klee gras und Luzerne durch das beschriebene Verfahren nicht genau genug ermittelt werden konnten. Deshalb wurden die Gemeinden vor der tatsächlichen Erhebung noch in zwei Schichten aufgeteilt. In die Schicht 1 kamen 490 Gemeinden mit den höchsten Anbaudichten einer oder mehrerer der genannten Fruchtarten, während zu Schicht 2 die übrigen 1890 Gemeinden gehörten. In der Gemeindestufe wurde demnach zwar eine Schichtung vorgenommen, aber keine Stichprobenauswahl durchgeführt. Systematisch ausgewählt wurden unmittelbar die Betriebe, und zwar in der Schicht 1 mit dem Auswahlabstand 5, in Schicht 2 mit dem Auswahlabstand 15. Bei der Entwicklung des Stichprobenplans hat es sich also auch hier gezeigt, daß eine Schichtung der Gemeinden wesentlich ist.

## II.10

Die Fehlerrechnung wurde nur an einer Unterstichprobe von 10 vH der Hauptstichprobe durchgeführt. Methodische Schwierigkeiten ergaben sich dabei aus der Tatsache, daß bei einigen seltener vorkommenden Fruchtartgruppen die Summe der Flächendifferenzen, z. B. von 1957 und 1956, in der Unterstichprobe kein zutreffendes Bild von der Hauptstichprobe gab und zufällig das entgegengesetzte Vorzeichen hatte. Da sich diese Abweichungen nach Ansicht des Statistischen Landesamtes nur auf das Vorzeichen der Flächendifferenzen, nicht aber auf ihren absoluten Betrag beziehen, wurde das Vorzeichen in diesen Fällen umgekehrt. Die Auswirkung auf die Fehlerwerte ist unwesentlich, da das dadurch beeinträchtigte Kovarianz-Glied in der Formel III.3.6 (5), S. 546 gegenüber der Größe der beiden anderen Glieder nahezu verschwindet.

In den Spalten 6 und 7 der Übersicht II.10.16 sind die Schätzwerte der relativen Standardfehler angegeben, die bei den Erhebungen 1957 und 1958 tatsächlich entstanden sind. Verbesserungen gegenüber dem Genauigkeitsvoranschlag auf Grund der Schattenaufbereitungen (Spalte 5) ließen sich teilweise dadurch herbeiführen, daß eine nach Betriebsgrößenklassen getrennte Hochrechnung für diejenigen Fruchtartgruppen durchgeführt wurde, deren Anbauveränderungen in den Größenklassen systematische Unterschiede aufwiesen.

**7.3 In Schleswig-Holstein** wurde die Bodennutzungshaupterhebung erstmals im Jahre 1959 repräsentativ durchgeführt. Es wurde ein einstufiger Stichprobenplan<sup>1)</sup> mit der Auswahlinheit Gemeinde vorgesehen.

Da die Anbaustruktur in den Naturräumen Marsch, Geest, Vorgeest und Hügelland wesentliche Unterschiede aufweist, wurden die Gemeinden nach diesen Naturräumen geschichtet. Innerhalb der Schichten wurden die Gemeinden regional angeordnet. Aus jeder Schicht wurde dann in die Stichprobe systematisch jede 3. Gemeinde einbezogen. Dieser hohe Auswahlatz widersprach insofern nicht der gesetzlichen Bestimmung, daß höchstens 10 vH der Auskunftspflichtigen in die Erhebung einbezogen werden dürfen, als diese Bestimmung im Bundesdurchschnitt tatsächlich erfüllt wurde. Die Fruchtarten wurden nicht zu 24 Gruppen zusammengezogen, sondern getrennt in jeder Schicht hochgerechnet. Als Bezugsgrößen für die gebundene Hochrechnung dienten die total erfaßten Anbauflächen des Vorjahres.

**7.4 Während der Entwicklung des ersten Stichprobenplans** des Statistischen Bundesamtes wurde vom **Bayerischen Statistischen Landesamt** ein einstufiger Stichprobenplan<sup>2)</sup> untersucht, der die Zählflächen der repräsentativen Viehwirtschaftszählungen als Auswahlinheiten verwendet (vgl. II.14). Diese Einheiten bestehen aus Gemeindeteilen, in denen in der Regel 15 bis 25 Schweinehalter wohnen. Alle landwirtschaftlichen Betriebe, die ihren Sitz innerhalb der Zählfläche haben, sollten mit ihren sämtlichen Parzellen zur Auswahlinheit gehören. Da diese Einheiten also im allgemeinen kleiner als Gemeinden sind, würden bei einer Stichprobenauswahl solcher Einheiten die Gemeinden spürbar entlastet.

Die Untersuchung wurde auf die Fruchtartgruppen Winterweizen, Sommergerste, Hülsenfrüchte, Spätkartoffeln, Flachs/Hanf und Luzerne im Reg.-Bezirk Mittelfranken beschränkt. Für die 2583 Zählflächen in den 992 Gemeinden Mittelfrankens mußten zunächst die Anbauflächen anhand der Hilfslisten (vgl. 2.3) zusammengestellt werden. Um eine gewisse Homogenität der Auswahlinheiten zu erreichen, wurden die Zählflächen nach der Größe ihrer Ackerfläche in 3 Schichten aufgeteilt. Die Anwendung des Verfahrens der **optimalen Schichtung** nach *T. Dalenius* (vgl. I.3.2.3, S. 77) führte auf Schichtgrenzen bei 100 und 175 ha Ackerfläche. Der Stichprobenumfang von 258 Zählflächen (d. h. 10 vH der Gesamtzahl) wurde nach der Formel von *Neyman-Tschuprow* (vgl. III.3.1 (2), S. 538) nach dem Merkmal Ackerfläche auf die 3 Schichten aufgeteilt.

<sup>1)</sup> Der Stichprobenplan wurde von *D. Mohr* aufgestellt.

<sup>2)</sup> Dieses Stichprobenverfahren wurde von *H. Strecker* entwickelt.

Die Fehlerergebnisse der frei hochgerechneten Stichprobenwerte wurden auf das ganze Land Bayern umgeschätzt. Sie waren beachtlich größer als die entsprechenden Fehler bei der tatsächlichen Stichprobenerhebung 1957 nach dem Verfahren des Statistischen Bundesamtes mit einem Auswahlatz von 17 vH der Gemeinden. Da die Korrelationskoeffizienten für die Anbauflächen zweier aufeinanderfolgender Jahre — mit Ausnahme der Fruchtartgruppe Flachs/Hanf — in den Schichten größer als 0,7 sind, führte die Anwendung einer gebundenen Hochrechnung dagegen auf geringere Fehler. Sie blieben jedoch im Durchschnitt noch größer als die vergleichbaren Werte nach dem Verfahren des Statistischen Bundesamtes.

**7.5 Den eingehenden Untersuchungen des Niedersächsischen Landesverwaltungsamtes — Statistik — an den Unterlagen des Reg.-Bezirks Hannover wurden ebenfalls künstliche Auswahlseinheiten zugrunde gelegt, die aus einer Menge von landwirtschaftlichen Betrieben mit einer Ackerfläche von zusammen z. B. 350 bis 450 ha bestehen<sup>1)</sup>. Dazu wurden größere Gemeinden geeignet geteilt und kleinere (benachbarte) Gemeinden geeignet vereinigt. Dadurch wurde zunächst erreicht, daß alle Auswahlseinheiten des einstufigen Stichprobenplans hinsichtlich des Summenmerkmals Ackerfläche homogen sind. Für die zusätzliche Schichtung der Einheiten wurde ein subjektives Verfahren vorgesehen: Jeder Schicht sollte eine bestimmte feste Zahl von Einheiten (z. B. 5 Einheiten) zugeordnet werden, die nach gewissen Maßstäben einheitlich sind; aus jeder Schicht sollte später eine Einheit zufällig in die Stichprobe genommen werden. Zur Vorbereitung der Schichtung wurden die Einheiten bei sämtlichen Fruchtarten mit Signier-Nummern versehen. Für jede Fruchtart wurden die Anbauflächen in 8 Größenklassen mit den Signier-Nummern 0 bis 7 eingeteilt, und zwar so, daß die Durchschnitts-Einheit im Land bei allen Fruchtarten die Signier-Nummer 3 erhielt. Überdurchschnittliche Anbauflächen in den Einheiten erhielten also eine der Signier-Nummern 4 bis 7 und unterdurchschnittliche Anbauflächen die Nummern 0 bis 2. Entsprechend wurden auch die Landkreise bei allen Fruchtarten signiert. Als maßgeblich für die subjektive Schichtenbildung je Kreis galten nun diejenigen Fruchtarten, die beim Kreis die Signier-Nummer 7, 6 oder 5 bekommen hatten. Jeweils wurden 5 Einheiten gesucht, die bei diesen Fruchtarten eine hohe und möglichst gleichgroße Signier-Nummer hatten, und zu einer Schicht vereinigt. Die Einheiten einer Schicht sollten nach Möglichkeit auch hinsichtlich der übrigen Fruchtarten homogen sein. Ein etwaiger Rest von Einheiten wurde dem Nachbargebiet zugeteilt.**

Vor der Stichprobenauswahl werden die Einheiten jeder Schicht nach dem Zufall durchnummeriert. Da jede Schicht 5 Einheiten enthält, entstehen somit 5 Stichproben.

Für die Hochrechnung ergeben sich verschiedene Möglichkeiten. Die freie und gebundene Hochrechnung können für das Land im ganzen, aber auch je Größenklasse gesondert durchgeführt werden. Die Fehlerrechnung ist jedoch problematisch, da aus jeder Schicht nur eine Einheit zufällig und unabhängig ausgewählt wird. Eine bestimmte Zusammenfassung von Schichten bei der Fehlerrechnung und damit eine Überschätzung des Zufallsfehlers scheint unvermeidlich. Die in den Schattenaufbereitungen empirisch ermittelten relativen Abweichungen entsprechen in ihrer Größe etwa den relativen Standardfehlern beim Verfahren des Statistischen Bundesamtes.

Vom Niedersächsischen Amt wurden zu seinem Stichprobenplan noch mehrere Möglichkeiten der Verfeinerung und Verbesserung angegeben: Die Bildung gleichgroßer Einheiten erfordert relativ viel Arbeitsaufwand, insbesondere, wenn größere Gemeinden geteilt werden müssen. Deshalb könnten mehrere Richtgrößen für die Einheiten festgelegt werden, z. B. 180 bis 220 ha, 450 bis 550 ha, 950 bis 1050 ha Ackerfläche. Für die subjektive Schichtenbildung könnten weitere Daten nützlich sein und berücksichtigt werden, z. B. die Anbauentwicklung in mehreren zurückliegenden Jahren, die geographische Lage, der Viehbestand. Schließlich brauchten die Schichten nicht alle

<sup>1)</sup> Dieses Stichprobenverfahren wurde von W. Litzendorf entwickelt.

## II.10

aus 5 Einheiten zu bestehen; Einheiten mit extremen Anbauverhältnissen könnten zu je 3, die übrigen zu je 6 oder je 8 Einheiten in den Schichten zusammengefaßt werden.

**7.6 In Schleswig-Holstein** wurden 1956/57 Überlegungen und Untersuchungen über ein Luftbildverfahren zur Flächenermittlung vorgenommen<sup>1)</sup>. Mehrere größere gleichmäßig über das Land verteilte, rechteckige Flächenstücke werden vom Flugzeug aus bestimmter Höhe photographiert. Die photographischen Aufnahmen werden entwickelt, entzerrt und vergrößert. Sofern die Kulturarten auf den Bildern nicht ohne weiteres erkennbar sind, werden sie an Ort und Stelle ohne nennenswerten Zeitaufwand festgestellt und auf den Bildern vermerkt. Diese Bilder, die auf einer Pappe von bestimmter, sehr gleichmäßiger Stärke vergrößert sind, werden für jede Kultur- oder Fruchtart genau ausgeschnitten und nach diesen Arten sortiert. Das relative Gewicht der Pappstückchen jeder Kultur- oder Fruchtart ergibt einen Schätzwert für ihren Anteil an der bekannten gesamten Wirtschaftsfläche des Landes.

## 8. Zusammenfassung und Ausblick

Bei der Durchführung der zurückliegenden repräsentativen Bodennutzungserhebungen sind mehrere, recht verschiedene Stichprobenpläne angewandt worden. Die methodische Auswertung der verschiedenen Schichtungs-, Auswahl- und Hochrechnungsverfahren, die dabei erprobt worden sind, gibt eine Fülle von wertvollen Erfahrungen. Bei der Ausarbeitung eines neuen Stichprobenplanes wird versucht werden, alle Vorteile der bislang erprobten Verfahren — soweit möglich — zu vereinigen und den sachlichen Gegebenheiten und Bedürfnissen der Länder anzupassen, so daß dieser Plan künftig einheitlich in allen Bundesländern angewandt werden kann.

Die erste Entscheidung bei der Planung ist die Bestimmung der Auswahlseinheiten und der Zahl der Stufen des Auswahlplans. Eine einstufige Auswahl von Gemeinden ist technisch verhältnismäßig einfach, bedingt aber wegen der unterschiedlichen Größe und strukturellen Zusammensetzung der Gemeinden eine beträchtliche Einbuße an Genauigkeit. Untersuchungen im Statistischen Bundesamt haben gezeigt (vgl. 6.2, S. 238), daß dieser Klumpeneffekt selbst dann noch die Genauigkeit nennenswert vermindert, wenn die Gemeinden vor der Auswahl nach den Anbauflächen verschiedener Fruchtartgruppen geschichtet worden sind. Bei einer einstufigen Auswahl von Betrieben, den Erhebungseinheiten, entfällt der Klumpeneffekt. Dies Verfahren hat dafür den Nachteil, daß es einen sehr hohen Aufwand bei der Auswahl bedingt, selbst wenn die Betriebe ihrer großen Anzahl wegen vor der Auswahl nicht nach den einzelnen Fruchtartgruppen geschichtet werden. Bei den Schattenaufbereitungen zum Stichprobenplan von Nordrhein-Westfalen hat sich jedoch ergeben (vgl. 7.2, S. 243), daß eine Schichtung im Hinblick auf die sehr heterogene Anbaustruktur notwendig ist: Ohne Schichtung ergibt auch eine Auswahl von Betrieben verhältnismäßig große Zufallsfehler.

Diese Ergebnisse führen zu dem Schluß, daß ein zweckmäßiger Ausgleich zwischen den Vorzügen und Nachteilen der beiden natürlichen Auswahlseinheiten — Betrieb und Gemeinde — gefunden werden muß. Grundsätzlich stehen zwei Wege offen: Man legt entweder einer einstufigen Auswahl künstliche Auswahlseinheiten mittlerer Größe zugrunde oder aber geht zu mehrstufigen Verfahren über.

Die Untersuchungen in Niedersachsen (vgl. 7.5, S. 245) haben gezeigt, daß eine einstufige Auswahl von künstlichen Auswahlseinheiten auf recht zufriedenstellende Ergebnisse führen kann, wenn die Einheiten sorgfältig geschichtet werden und der Klumpeneffekt dadurch eingeschränkt wird, daß die Auswahlseinheiten alle etwa die gleiche Ackerfläche haben (vgl. auch I.3.2.1, S. 72). Es wird noch zu prüfen sein, ob der erhebliche Arbeitsaufwand für die Aufstellung und Schichtung derartiger Einheiten lohnt.

<sup>1)</sup> Dieses Stichprobenverfahren wurde von *H. Kallmeyer* vorgeschlagen.

Praktische Erfahrungen liegen für zweistufige Auswahlverfahren vor, bei denen in der ersten Stufe Gemeinden, in der zweiten Stufe Betriebe ausgewählt werden. Dieses Auswahlverfahren, das von den meisten beteiligten Ländern erprobt worden ist, ermöglicht eine intensive Schichtung in der ersten Stufe und zugleich eine Minimierung des Klumpeneffektes durch die Unterauswahl von Betrieben. Die damit gesammelten guten Erfahrungen können für weitere Verbesserungen des Stichprobenplans verwertet werden.

Im Hinblick auf die stark uneinheitliche Anbaustruktur in den verschiedenen Landesteilen und Gemeinden ist eine Schichtung nach einzelnen Fruchtartgruppen zweckmäßig. Damit können die regionalen Schwerpunkte des Anbaus bestimmter Fruchtarten mit einem überdurchschnittlichen Auswahlatz in die Stichprobe einbezogen und dadurch verhältnismäßig genaue Ergebnisse erzielt werden. In allen bisher angewandten Stichprobenplänen wurde eine Schichtung der Gemeinden — meist nach mehreren Gruppen von Fruchtarten — vorgesehen. Für die gleichzeitige Schichtung nach mehreren Merkmalen gibt es bislang noch kein optimales Verfahren. Eine ganze Reihe verschiedener Ansätze wurde erprobt:

Bei dem Verfahren von Baden-Württemberg wurden die Gemeinden des Landes nacheinander für alle Fruchtartgruppen geschichtet und jeweils eine bestimmte Zahl von Gemeinden gezogen. Dabei ist es unvermeidlich, daß eine große Zahl von Schichten unterschieden werden muß. Beim Verfahren des Statistischen Bundesamtes wird dagegen jede Gemeinde nur einmal und nur einer Schicht zugeordnet. Die Zahl der Schichten kann also klein gehalten werden. Durch schrittweisen Aufbau der Schichten aus Gruppen von Gemeinden mit bestimmten Anbauschwerpunkten und Festhalten dieser Anordnung bei der systematischen Auswahl wird gesichert, daß die in einer Schicht zusammengefaßten Gruppen von Gemeinden im richtigen Verhältnis erfaßt werden. Dabei muß jedoch eine Reihenfolge der Fruchtartgruppen vorgegeben werden, durch die einzelne von ihnen in einem nicht genau faßbaren Umfang bevorzugt werden. Diese Schwierigkeit vermeidet das Verfahren von Nordrhein-Westfalen, bei dem einer Schicht alle diejenigen Gemeinden zugeordnet werden, in denen die absolute oder relative Anbaufläche bei mindestens einer Fruchtartgruppe zwischen vorgegebenen Grenzen liegt. Hier müssen jedoch Vorkehrungen getroffen werden, daß der Stichprobenumfang in bestimmten Grenzen gehalten wird.

Bei einer zweistufigen Auswahl sollte möglichst versucht werden, den Schichtungseffekt aus der ersten Stufe durch eine geschichtete Auswahl von Betrieben in die zweite Stufe zu übertragen. Die Anzahl der Betriebsschichten sollte jedoch aus arbeitstechnischen Gründen möglichst klein gewählt werden. Als wirkungsvoll hat sich eine Schichtung der Betriebe nach der Ackerfläche erwiesen, die ermöglicht, große Betriebe mit einem höheren Auswahlatz zu erfassen als kleine Betriebe. Diese Schichtung ist vor allem auch deswegen vorteilhaft, weil gerade in den großen Betrieben der Flächenanteil seltener Fruchtarten an der Ackerfläche größer ist als in kleineren Betrieben. Dagegen scheint eine Sonderschichtung der kleineren Betriebe nach einzelnen Fruchtartgruppen — ganz abgesehen vom Arbeitsaufwand — wegen der geringeren Stetigkeit des Anbaus in den Betrieben nicht so vorteilhaft zu sein.

Zur Ermittlung der Totalwerte in der Grundgesamtheit ist bei allen Verfahren die gebundene Hochrechnung zugrunde gelegt worden. Sie wird wegen ihrer Zweckmäßigkeit auch in den neuen einheitlichen Stichprobenplan eingebaut werden müssen. Das Ausmaß der Wirksamkeit der gebundenen Hochrechnung ist jedoch sehr unterschiedlich: Für die Auswahlinheit Gemeinde ist sie aus sachlichen Gründen größer als für die Auswahlinheit Betrieb. Es kommt hinzu, daß der Arbeitsaufwand für eine gebundene Hochrechnung der Flächenangaben von Betrieben sehr groß ist. Aber selbst für Gemeinden ist die gebundene Hochrechnung nicht immer wirksamer als die freie. Die Anbauflächen seltener Fruchtartgruppen und solcher, die etwa aus witterungsbedingten Gründen sprunghafte Veränderungen aufweisen können, sind auch bei Gemeinden häufig zu wenig korreliert mit den entsprechenden Flächen im Bezugsjahr,

## II.10

so daß in diesen Fällen die freie Hochrechnung vorzuziehen ist. Für die Anbauflächen der wichtigsten Getreidearten und Hackfrüchte ist die gebundene Hochrechnung jedoch sehr wirksam. Im neuen Stichprobenplan sollte daher vorgesehen werden, die Art des Hochrechnungsverfahrens im Verlaufe der Aufbereitung für die einzelnen Fruchtarten von Fall zu Fall festzulegen. Weiter ist noch zu untersuchen, ob das im Plan von Baden-Württemberg angewandte gewichtete Zusammenfassen von Haupt- und Nebeninformationen nutzbar gemacht werden kann. Es ermöglicht z. T. beachtliche Genauigkeitssteigerungen, erfordert aber, daß viele Gruppen getrennt gehalten und bearbeitet werden müssen.

Die im Versuchsstadium mit sehr unterschiedlichen Verfahren gesammelten Erkenntnisse werden bei der zur Zeit laufenden Entwicklung eines einheitlichen Stichprobenplans für die repräsentativen Bodennutzungserhebungen ab 1961 ausgenutzt (im Jahre 1960 wird die Bodennutzungserhebung total durchgeführt; vgl. S. 222). Dieser Plan muß auf das erweiterte Erhebungsprogramm abgestellt werden, nach dem bei der Bodennutzungshaupterhebung außer den bislang erhobenen Fruchtarten auch die übrigen Nutzungsarten erfaßt werden sollen.

## Nachprüfung der Bodennutzungserhebungen

M. Nourney<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Die Nachprüfung der Bodennutzungserhebungen (vgl. II.10), früher auch als Nachkontrolle bezeichnet, erstreckt sich auf die Wirtschaftsfläche der landwirtschaftlichen Betriebe und ihre Gliederung in Flächen der verschiedenen Nutzungsarten. Sie hat den Zweck, die Abweichungen zwischen den Angaben der Betriebsinhaber bei der Bodennutzungsvor- und -haupterhebung und den tatsächlichen Flächen festzustellen, um danach die Flächenergebnisse berichtigen zu können. Diese Berichtigungen sind notwendig, weil die Einzelangaben über die Bodennutzung in der Regel gewisse systematische Fehler aufweisen, die das Gesamtergebnis der Bodennutzungserhebungen und damit auch die ganze Erntestatistik beeinträchtigen können.

Die genaue Kontrolle der Angaben erfordert je Betrieb verhältnismäßig viel Zeit und verursacht deswegen auch hohe Kosten. Aus diesem Grunde kann sie nur mit Hilfe des Stichprobenverfahrens verwirklicht werden. Bei den Nachprüfungen der Bodennutzungserhebungen wurde zum ersten Mal in der deutschen amtlichen Statistik die Methode erprobt, systematische Fehler in Vollzählungen mit einem Stichprobenverfahren planmäßig zu kontrollieren und zu berichtigen.

Die Nachprüfungen und insbesondere die darauf abgestellten Flächenberichtigungen wurden im Lauf der Jahre auf Grund der Erfahrungen verfeinert. Soweit nichts Besonderes vermerkt ist, beziehen sich die folgenden Darstellungen auf den letzten Stand.

Die Nachprüfungen wurden auf Grund von Rechtsverordnungen in den Jahren 1949, 1952 und 1954 bis 1957 in den Bundesländern mit Ausnahme der Stadtstaaten durchgeführt. Für die Totalerhebung 1960 ist wieder eine Nachprüfung vorgeschrieben.

Die Ergebnisse der Nachprüfungen sind zusammen mit den Ergebnissen der Bodennutzungserhebungen und Ernteermittlungen veröffentlicht worden (vgl. II.13, S. 268).

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Die Gliederung der Ergebnisse, d. h. der durch die Nachprüfung ermittelten Flächendifferenzen bzw. der darauf aufgebauten Berichtigungsfaktoren, ist an kein festes **Tabellenprogramm** gebunden. Es wird vielmehr nach den besonderen Erfordernissen festgelegt und schließt außer der regionalen Gliederung nach den sieben beteiligten Ländern eine sachliche Gliederung ein, die höchstens folgende Gruppen von Kultur- und Fruchtarten umfaßt (die jeweils unter einem Strich genannten Flächen sind die Summen aller darüber aufgeführten Positionen):

Brotgetreide:	Roggen und Wintermenggetreide Weizen und Spelz
Futtergetreide:	Gerste Hafer und Sommermenggetreide
Kartoffeln	
Hackfrüchte ohne Kartoffeln:	Zuckerrüben Sonstige Hackfrüchte Gemüse und andere Gartengewächse
Sonstige Ackerfrüchte:	Hülsenfrüchte und Mais zur Körnergewinnung Handelsgewächse Klee, Klee gras, Luzerne Ackerwiese und Ackerweide Sonstige Futterpflanzen, Gründüngungspflanzen, Brache
Ackerland	

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Martin Nourney, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.11

Ackerland	
Dauergrünland	
Sonstige Nutzflächen:	Obstanlagen, Baumschulen und Korbweidenanlagen
	Rebland
	Haus- und Kleingärten, Ziergärten
<hr/>	
Landwirtschaftliche Nutzfläche	
Wald	
Moor, Öd- und Unland, Gewässer	
Gebäude- und Hofflächen, Wege, Eisenbahnen	
Friedhöfe, öffentliche Parkanlagen, Sportplätze	
Flug- und militärische Übungsplätze	
<hr/>	
Wirtschaftsfläche insgesamt <sup>1)</sup>	

Die auf der linken Seite der Übersicht angegebenen Hauptgruppen stellen das Minimalprogramm, die rechts verzeichneten Untergruppen stellen zusammen mit den Hauptgruppen das Maximalprogramm der Tabellengliederung dar.

In den einzelnen Erhebungsjahren wurden die Untergruppen innerhalb der Hauptgruppen des Minimalprogramms teilweise unterschiedlich zusammengefaßt, um wenigstens für geeignete Gruppen von Kulturarten oder Fruchtarten hinreichend genaue Ergebnisse zu gewährleisten. Diese elastische Anpassung an die besonderen Gegebenheiten wurde zunächst subjektiv durchgeführt; später sind objektive Kriterien zur Festlegung der Gliederung der Ergebnisse entwickelt worden (vgl. 4.3).

**2.2 Die Erhebungseinheiten** der Bodennutzungs-Nachprüfung sind landwirtschaftliche Betriebe. Zur Erhebungsgesamtheit gehören nur diejenigen Betriebe in den Landkreisen, die im Erhebungsjahr 1 ha bzw. 2 ha und mehr landwirtschaftliche Nutzfläche besitzen (vgl. Übersicht II.11.2, Spalte 1). Bei Vorliegen besonderer Verhältnisse werden jedoch auch Stadtkreise mit großer landwirtschaftlicher Nutzfläche (z. B. Lübeck) mit berücksichtigt und andererseits einzelne Landkreise von der Nachprüfung ausgenommen (z. B. Gebirgskreise in Bayern).

Die Beschränkung der Erhebungsgesamtheit erfolgt aus Kostengründen. Die Kosten je Erhebungseinheit bestehen aus fixen Kosten für die Stichprobenauswahl, für die Beschaffung der Katasterauszüge und für die Reise der Prüfungskommission (vgl. 2.3) sowie aus variablen Kosten, die im wesentlichen von der Flächengröße des Betriebes und von der Zahl der Parzellen abhängen. Da der Anteil der fixen Kosten ziemlich groß ist und die kleineren Betriebe recht wenig Information für die Berichtigung bringen, wird auf die Erfassung von Betrieben mit weniger als 1 oder 2 ha landwirtschaftliche Nutzfläche verzichtet.

**2.3 Die Verantwortung für die Durchführung der Nachprüfung** in den Ländern liegt bei den Landesarbeitsgemeinschaften für die Besonderen Ernteermittlungen. Von ihnen werden jeweils die Prüfungskommissionen gebildet, die im allgemeinen je einen Kreis zu betreten haben.

Nach Abschluß der Bodennutzungshaupterhebung im Mai des Erhebungsjahres wird für die Stichprobenbetriebe die Zusammensetzung der Wirtschaftsfläche von den Gemeindebehörden unter Hinzuziehung des Betriebsinhabers festgestellt. Neben der Grundeigentumsfläche werden auch sämtliche verpachteten und gepachteten Parzellen getrennt erfaßt; nach Möglichkeit wird dabei eine Gegenkontrolle der verpachteten Parzellen beim Pächter anhand der Unterlagen der Bodennutzungsvorerhebung durchgeführt. Vom Katasteramt werden auf einem besonderen Vordruck für jede einzelne Parzelle die erforderlichen Angaben aus dem Liegenschaftsbuch (Grundsteuer-Mutterrolle) eingetragen. Anschließend wird die Summe dieser Flächen mit den in der Ge-

<sup>1)</sup> Von der Nachprüfung werden die Flächen außerhalb der land- und forstwirtschaftlichen Betriebe ausgenommen.



meinde erstellten Unterlagen verglichen und Differenzen in den Flächenangaben durch Rückfrage bei der Gemeinde bereinigt.

Nach Abschluß dieser Vorarbeiten beginnen die Kommissionen unverzüglich die Feldkontrolle. Sie begehen — nach Möglichkeit gemeinsam mit dem Betriebsinhaber — alle Parzellen des ausgewählten Betriebes und stellen jeweils die Kulturarten oder die angebauten Fruchtarten fest. Zum leichteren Auffinden der Parzellen werden die Flurkarten der Gemeinde benutzt. Bei Parzellen, die geteilt und mit verschiedenen Früchten bestellt sind, werden die Teilflächen vermessen. Bei Mischkulturen auf einer Parzelle, z. B. Bohnen und Kartoffeln, wird die Hauptfrucht angegeben, also Kartoffeln. Besondere Regelungen gelten ferner für Parzellen, die mit Obstbäumen bestanden sind, aber noch eine andere Unternutzung haben, sowie für Parzellen, auf denen die Vorkultur umgebrochen worden ist.

Von den Ergebnissen der Feldbegehung werden die Flächenangaben der Betriebsinhaber bei der Bodennutzungsvor- und -hauptehebung abgezogen; je Betrieb werden die Flächendifferenzen für die Haupt- und Untergruppen der Kultur- und Fruchtarten berechnet.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** stehen die Erhebungspapiere der Bodennutzungsvorerhebung zur Verfügung. Damit ist eine Schichtung nach regionalen und mehreren sachlichen Merkmalen möglich. Der **Umfang der Stichprobe** ist durch die Rechtsgrundlage auf höchstens 3000 Betriebe im Bundesgebiet begrenzt.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Die zur Nachprüfung herangezogenen Betriebe werden durch ein zweistufiges, geschichtetes **Auswahlverfahren** bestimmt.

Auswahleinheiten der ersten Stufe sind Gemeinden. Die Gemeinden werden nach Kreisen geschichtet. Die vorgesehene Zahl der Stichprobengemeinden wird proportional zu der Zahl der landwirtschaftlichen Betriebe auf die Kreise aufgeteilt. In jedem Kreis wird dann gesondert die so festgelegte Zahl von Gemeinden nach dem Zufallsprinzip ausgewählt.

Auswahleinheiten zweiter Stufe sind landwirtschaftliche Betriebe. Sie werden nach drei Betriebsgrößenklassen geschichtet (vgl. Übersicht II.11.1).

Übersicht II.11.1.

Länder	Landwirtschaftliche Nutzfläche der Betriebe in ha		
	Klasse A „Kleinbetriebe“	Klasse B „Mittelbetriebe“	Klasse C „Großbetriebe“
Hessen, Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg	1 bis unter 5	5 bis unter 20	20 und mehr
Schleswig-Holstein, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Bayern	2 bis unter 10	10 bis unter 50	50 und mehr

Die Auswahl wird so gesteuert, daß die zur Besonderen Ernteermittlung herangezogenen Betriebe nicht in die Stichprobe für die Nachprüfung der Bodennutzungserhebung gelangen; damit soll eine doppelte Belastung solcher Betriebe vermieden werden. Ferner werden Betriebe, die Parzellen in mehreren verschiedenen Gemeinden bewirtschaften, aus erhebungstechnischen Gründen nicht in die Auswahl einbezogen.

**3.2** In jeder Stichprobengemeinde sollen drei Betriebe (in Nordrhein-Westfalen zwei Betriebe) ausgewählt werden. Bei der Festlegung dieser Zahl waren Kostengesichts-

## II.11

punkte ausschlaggebend: Die Nachprüfung der Flächenangaben von drei (bzw. zwei) Betrieben entspricht etwa der Tagesleistung einer Kommission.

Für jede Gemeinde wird der Stichprobenumfang gesondert auf Klein-, Mittel- und Großbetriebe so aufgeteilt, daß die Betriebe in den drei Größenklassen etwa die gleiche Auswahlchance haben. Damit wird erreicht, daß die zweistufige Stichprobe selbstgewichtigend ist.

Die Übersicht II.11.2 enthält in Spalte 5 die **Aufteilung** der Stichprobenbetriebe auf die Länder und in Spalte 3 die Zahl der Stichprobengemeinden, wie sie für das Jahr 1957 angesetzt wurden.

Übersicht II.11.2

Land	Untergrenze der landw. Nutzfläche der Betriebe in der Auswahl- gesamtheit	Gemeinden		Betriebe		Gesamt- Auswahl- satz
		insgesamt <sup>1)</sup>	darunter in der Stichprobe <sup>3)</sup>	in der Auswahl- gesamtheit <sup>2)</sup>	darunter in der Stichprobe <sup>3)</sup>	
	ha	Anzahl				vH
	1	2	3	4	5	6
Schleswig-Holstein .....	2	1 395	77	54 000	231	0,43
Niedersachsen .....	2	4 282	167	204 000	501	0,25
Nordrhein-Westfalen .....	2	2 383	198	163 000	402	0,25
Hessen .....	1	2 706	87	161 000	261	0,16
Rheinland-Pfalz .....	1	2 919	117	174 000	351	0,20
Baden-Württemberg .....	1	3 302	150	324 000	450	0,14
Bayern .....	2	7 125	163	392 000	489	0,12
Zusammen .....	-	24 112	959	1 472 000	2 685	0,18

<sup>1)</sup> Stand vom 25. 9. 1956. — <sup>2)</sup> Betriebe mit 1 bzw. 2 und mehr ha landwirtschaftlicher Nutzfläche nach der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949. — <sup>3)</sup> Für die Nachprüfung 1957.

Danach waren 1957 in den sieben beteiligten Ländern insgesamt rund 2700 landwirtschaftliche Betriebe auszuwählen.

**3.3** In den ersten Erhebungsjahren (bis 1955) wurde für die **Berechnung der Ergebnisse** das folgende Verfahren angewandt: Aus den bei der Nachprüfung ermittelten Flächen der verschiedenen Nutzungsarten wurden mit der Verhältnisschätzung unmittelbar berichtigte Flächen berechnet; als Basis wurden jeweils die Ergebnisse der Bodennutzungserhebung für die entsprechende Kultur- oder Fruchtart benutzt. Dabei blieben die Schichtung und das zweistufige Auswahlverfahren unberücksichtigt. Dieses Berechnungsverfahren hat den Nachteil, daß zwischen der berichtigten Ackerfläche und der Summe der berichtigten Flächen für die einzelnen Fruchtarten — die in der Veröffentlichung übereinstimmen müssen — Differenzen (Ausgleichsreste) entstanden, die in weiteren Arbeitsgängen beseitigt werden mußten. Die Berechnungen wurden deshalb vielfach auf die Nutzungsarten mit den sichersten Nachprüfungsergebnissen beschränkt und durch ausgleichende Berichtigungen bei anderen Nutzungsarten ergänzt.

Seit 1955 wird ein anderes Verfahren angewandt, bei dem die Summe der Differenzen zwischen den Flächen, die mit der Nachprüfung und die mit der Bodennutzungserhebung ermittelt worden sind, für alle Kultur- und Fruchtarten mit dem einheitlichen Faktor:

$$\frac{\text{Gesamtackerfläche im Land}}{\text{Ackerfläche der Stichprobenbetriebe}}$$

hochgerechnet wird. Diese so hochgerechneten Flächendifferenzen sind Schätzwerte für die systematischen Fehler und werden zur Berichtigung der Ergebnisse der Boden-

nutzungserhebungen verwendet (vgl. 4.3). Aus den geschätzten systematischen Fehlern werden Relativzahlen  $b$  nach folgender Formel berechnet:

$$b = \frac{\text{hochgerechnete Flächendifferenzen}}{\text{unberichtigte Flächen}}$$

Im Gegensatz zu dem älteren Verfahren werden hier also Verhältnisschätzungen mit einem einheitlichen Basismerkmal benutzt, um die Abweichung der wahren Werte von den Ergebnissen der Bodennutzungserhebung, d. h. die systematischen Fehler dieser Erhebung, zu schätzen. Dies Verfahren gestattet es, die störenden Ausgleichsreste bei der Ackerfläche zu vermeiden. Allerdings werden auch die nicht zum Ackerland gehörenden Flächen mit dem Merkmal Ackerland hochgerechnet, obwohl sie damit nicht eng korreliert sind. Diejenigen Anteile der Haus- und Kleingärten sowie anderer Flächen, die außerhalb der land- und forstwirtschaftlichen Betriebe liegen und daher nicht in die Auswahl einbezogen sind, werden jedoch durch dieses Berichtigungsverfahren zutreffend berücksichtigt.

Auch das neue Berichtigungsverfahren unterstellt aus arbeitstechnischen Gründen eine einfache Zufallsstichprobe ohne Schichtung und Stufung. Es kann daher zu verzerrten Ergebnissen führen. Das Ausmaß der durch die Vereinfachung bedingten Verzerrung ist unbekannt, dürfte jedoch wegen der selbstgewichtenden Auswahl und der Hochrechnung mit der Ackerfläche gering sein.

**3.4 Die Fehlerrechnung** geht ebenfalls von der vereinfachenden Annahme aus, es läge eine einfache Zufallsstichprobe vor. Dementsprechend werden die Standardfehler für die hochgerechneten Flächendifferenzen nach der Formel III.1.4 (4), S. 527, für Verhältnisschätzung berechnet. Als Einzelwerte dienen die festgestellten Flächendifferenzen in den Stichprobenbetrieben. Der nicht berücksichtigte Schichtungseffekt übertrifft vermutlich die ebenfalls vernachlässigte Wirkung der zweistufigen Auswahl. Anhaltspunkte über die Größe des Schichtungseffektes gab eine Sonderauswertung in Rheinland-Pfalz: Bei der Fehlerrechnung für das Jahr 1956 wurde der nördliche und der südliche Landesteil als Schicht berücksichtigt. Bei allen Merkmalen zeigte sich eine Verminderung der Standardfehler auf die Hälfte des Wertes, der am gleichen Material ohne Berücksichtigung einer Schichtung berechnet wurde.

Für die Relativzahlen  $b$  werden die absoluten Standardfehler  $s_b$  berechnet, indem die zunächst ermittelten Standardfehler für die hochgerechneten Flächendifferenzen auf die unberichtigten Flächen bezogen werden. Zur Beurteilung der Genauigkeit der berichtigten Flächenergebnisse müssen die Standardfehler auf die korrigierten Flächenwerte bezogen werden.

## 4. Auswertung der Nachprüfungen

**4.1** Einen ersten Überblick über die Art der Ergebnisse gibt Übersicht II.11.3, in der die Relativzahlen  $b$  in den Ländern Niedersachsen und Bayern für sechs herausgegriffene Kulturarten in den Jahren 1952 bis 1957 zusammengestellt sind.

Das Bild ist nicht einheitlich: Für das Ackerland sind die geschätzten systematischen Fehler verhältnismäßig gering, dagegen sind z. B. bei Gartenland und Obstanlagen recht beachtliche Fehler festgestellt worden. Diese Fehler dürften zu einem guten Teil auf die Schwierigkeit einer richtigen sachlichen Abgrenzung zurückzuführen sein.

Die Richtung der geschätzten systematischen Fehler ist in allen betrachteten Jahren ziemlich einheitlich. So sind durch die Bodennutzungserhebung z. B. beim Ackerland und vor allem bei den Getreidearten stets zu kleine Flächen ausgewiesen worden; daran hat auch die Umstellung der Bodennutzungserhebung von der Totalzählung auf ein Stichprobenverfahren im Jahre 1957 (vgl. II.10) nichts geändert. Das Ausmaß der geschätzten systematischen Fehler erscheint andererseits jedoch nicht so einheitlich, daß nach einmaliger Ermittlung dieser Größen auf weitere Nachprüfungen verzichtet werden könnte.

II.11

Übersicht II.11.3

Land	Jahr	Relativzahl b in vH					
		Acker- land	Haus- und Kleingärten, Ziergärten	Obst- anlagen, Baum- schulen, Korb- weiden- anlagen	Brot- getreide	Futter- getreide	Futter-, Kohlrüben u. a. Hack- früchte
Niedersachsen	1952	+ 4,4	+ 10,2	+ 15,8	+ 8,4	+ 3,4	— 6,3
	1954	+ 5,9	— 11,7	+ 12,6	+ 10,3	+ 4,1	— 5,8
	1955	+ 5,5	— 5,9	+ 2,1	+ 9,2	+ 5,7	— 2,9
	1956	+ 5,6	— 7,1	+ 11,6	+ 8,8	+ 5,8	— 7,5
	1957	+ 6,6	— 9,7	+ 43,1	+ 9,1	+ 6,4	— 1,3
Bayern	1952	+ 5,7	+ 39,4	— 17,2	+ 11,9	+ 11,2	— 17,0
	1954	+ 3,8	— 21,6	— 68,0	+ 7,6	+ 6,9	— 11,9
	1955	+ 3,7	(— 37,0)	(— 50,4)	+ 8,3	+ 5,7	— 9,2
	1956	+ 3,8	(— 42,5)	(— 66,8)	+ 7,5	+ 7,2	(— 7,8)
	1957	+ 2,5	(— 33,8)	(— 60,1)	+ 6,6	+ 5,6	— 11,1

4.2 In Übersicht II.11.4 werden die mit der Nachprüfung 1957 für die wichtigsten Fruchtarten ermittelten Relativzahlen b (vgl. 3.3) und die aus der Fehlerrechnung (vgl. 3.4) abgeleiteten absoluten Standardfehler  $s_b$  dieser Größen einander gegenübergestellt.

Übersicht II.11.4

Berichtigungsgruppe	Relativzahl b (in vH) und ihr absoluter Standardfehler $s_b$													
	Schleswig- Holstein		Nieder- sachsen		Nordrhein- Westfalen		Hessen		Rheinland- Pfalz		Baden- Württem- berg		Bayern	
	b	$s_b$	b	$s_b$	b	$s_b$	b	$s_b$	b	$s_b$	b	$s_b$	b	$s_b$
Brotgetreide .....	1,7	1,0	9,1	.	6,3	1,1	4,0	.	3,1	.	1,6	1,4	6,6	1,0
Roggen und Winter- menggetreide .....	1,9	1,6	10,4	2,0	6,6	1,4	2,8	1,5	1,7	2,1	4,7	4,5	8,7	1,7
Weizen .....	1,3	1,2	5,5	1,6	5,6	1,7	5,4	1,8	4,7	2,0	0,9	1,7	4,7	1,3
Futtergetreide .....	1,7	1,5	6,4	1,9	3,9	1,7	3,9	.	4,2	.	2,4	1,3	5,6	1,3
Gerste .....	— 1,4	3,7	11,3	.	6,8	4,8	8,3	3,9	9,9	3,3	4,2	1,6	5,9	1,7
Hafer und Sommer- menggetreide .....	2,8	2,2	5,0	.	2,6	1,9	2,0	2,5	— 0,1	2,2	0,1	2,2	5,3	2,1
Kartoffeln .....	3,1	2,9	7,7	1,6	1,0	1,1	1,3	1,4	2,0	1,3	2,3	1,3	0,6	1,1
Hackfrüchte ohne Kartoffeln .....	— 0,9	2,1	1,2	.	— 3,3	1,2	1,1	.	1,4	1,5	— 2,8	1,4	— 8,1	1,7
Zuckerrüben .....	2,0	2,6	1,0	1,9	0,4	0,3	— 0,5	.			— 0,9	3,2	— 2,1	3,6
sonstige Hack- früchte .....	} 1,5	.	— 1,3	.	— 6,5	1,7	— 5,6	2,1	} 1,4	} 1,5	— 8,1	0,9	— 11,1	2,1
Gemüse und andere Gartengewächse....			22,9	2,6	2,9	6,7	63,0	.			25,4	2,6	10,4	5,7

Die Tatsache, daß die Standardfehler beachtlich überschätzt sind, weil bei der Fehlerrechnung die Schichtung der Kreise nicht berücksichtigt wurde (vgl. die Ergebnisse der Sonderauswertung für Rheinland-Pfalz; 3.4), rechtfertigen die Annahme, daß die in Übersicht II.11.4 ausgewiesenen Standardfehler  $s_b$  in erster Näherung als doppelte absolute Standardfehler betrachtet werden können. Die geschätzten systematischen Fehler b sind in den meisten Fällen größer als ihre Standardfehler. In diesen Fällen kann ein systematischer Fehler mit hoher Wahrscheinlichkeit als statistisch gesichert gelten. In der Regel werden aber auch die anderen Ergebnisse für Berichtigungen verwandt. Lediglich bei denjenigen Untergruppen des Tabellenprogramms wird auf eine

gesonderte Berichtigung verzichtet, bei denen weniger als 30 Stichprobenwerte vorliegen oder deren Fläche weniger als 0,2 vH der Ackerfläche umfaßt.

**4.3** Die Ergebnisse der Nachprüfung werden in folgender Weise zur **Berichtigung** der Bodennutzungserhebungen eingesetzt: Die Ergebnisse der Bodennutzungserhebung werden multipliziert mit den Berichtigungsfaktoren B, die aus den Relativzahlen b nach der Formel

$$B = 1 + b$$

ermittelt werden.

Das Verfahren wird gesondert für alle „Berichtigungsgruppen“ durchgeführt. Diese Berichtigungsgruppen werden auf Grund der Ergebnisse der Nachprüfung aus der Gliederung der Kultur- und Fruchtarten (vgl. 2.1) zusammengestellt. Dabei wird das folgende objektive Kriterium angewandt: Von den Untergruppen kommen nur diejenigen für eine selbständige Berichtigung in Betracht, bei denen die Berichtigungsfaktoren in den drei letzten Erhebungsjahren einheitlich über bzw. unter den entsprechenden Werten der übergeordneten Hauptgruppe liegen. Die übrigen Untergruppen (ohne einheitliche Tendenz) werden innerhalb der zugehörigen Hauptgruppen gegebenenfalls so zusammengefaßt, daß die erforderliche Einheitlichkeit erreicht wird.

Die Berichtigungsfaktoren werden einzeln auf die Ergebnisse der zur Berichtigungsgruppe gehörigen Kulturarten angewendet. Für die so berichtigten Einzelergebnisse besteht der verbleibende Gesamtfehler aus einer Zufallskomponente, die von der Stichprobenerhebung bei der Nachprüfung herrührt, und aus einer systematischen Fehlerkomponente, die durch die Übertragung des Ergebnisses von einer übergeordneten Berichtigungsgruppe entsteht. Der verbleibende Gesamtfehler kann für die Einzelmerkmale nicht angegeben werden, weil die Größe dieser zweiten Komponente unbekannt ist.

Dagegen wird der verbleibende Gesamtfehler der berichtigten Ergebnisse bei den Berichtigungsgruppen ausschließlich durch den Zufallsfehler der Nachprüfung bestimmt, sofern die Bodennutzungsvor- und -haupterhebung total durchgeführt worden sind. Falls dagegen auch für die Bodennutzungserhebung ein Stichprobenverfahren angewandt wird, müssen für die Beurteilung der berichtigten Flächenergebnisse der Ackerfrüchte die Standardfehler der beiden Erhebungen nach dem Fehlerfortpflanzungsgesetz (vgl. I.3.4.3, S. 113) zusammengefaßt werden.

Neben den bisher behandelten „Grundberichtigungen“ werden noch sog. Sonderberichtigungen für diejenigen Nutzungsarten vorgenommen, für die Informationen aus Sondererhebungen oder aus Beobachtungen über die Stetigkeit der Entwicklung vorliegen (z. B. gebietsweise für Wald, Gartenland, unproduktive Flächen usw.). Unberichtigt bleiben dagegen stets die Flächen außerhalb der Betriebe, die bei der Bodennutzungsvorerhebung nach genauen Unterlagen von den Gemeindeverwaltungen angegeben werden (Friedhöfe, Sportplätze usw.).

# Obstbaumzählung 1958

M. Nourney<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Obstbaumzählungen werden in mehrjährigen Abständen durchgeführt, um einen Überblick über den Bestand und über die Entwicklung der Baumbestände nach Arten, Ertragsstufen und Standorten zu gewinnen. Die Zählungsergebnisse dienen insbesondere als Grundlage für die Schätzung der jährlichen Obsternte: Für jede Baumobst-Art wird die Ernte aus der Zahl der ertragfähigen Bäume durch Multiplikation mit geschätzten Erträgen je Baum berechnet. Auf diese Weise wird die gesamte Ernte geschätzt, da bei der Obstbaumzählung sämtliche Obstbäume gezählt werden ohne Rücksicht darauf, ob die Ernte des Baumes der eigenen Versorgung oder der Marktbeflieferung dient.

Der mit der letzten Totalerhebung im Jahre 1951 ermittelte Baumbestand hat sich nach dem Frostwinter 1955/56 und durch Rationalisierungsmaßnahmen auf dem Gebiet des Obstbaues wesentlich in Umfang und Zusammensetzung verändert. Die 1951 festgestellten Obstbaumzahlen, insbesondere die Untergliederungen nach Baumformen sowie nach ertragfähigen und noch nicht ertragfähigen Bäumen, konnten daher den gegenwärtigen Baumbestand und seine Zusammensetzung nicht mehr zutreffend wiedergeben. Aus diesem Grunde wurde für das Jahr 1958 eine neue Obstbaumzählung angeordnet.

Im Gegensatz zu den früheren Obstbaumzählungen sollte die Zählung im Jahre 1958 erstmals als Stichprobenerhebung durchgeführt werden. Nach der Rechtsgrundlage der Statistik (Verordnung vom 21. 10. 1957) durften im Bundesdurchschnitt nicht mehr als 15 vH der Gemeinden in die Erhebung einbezogen werden.

Die Ergebnisse der Erhebung und einige technische Einzelheiten des Stichprobenverfahrens sind in Band 223 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** sah für die Landes- und die Bundesergebnisse eine Gliederung der Bäume nach folgenden Obstarten und Stammformen vor:

Apfelbäume	Birnbäume	Süßkirschbäume
Hochstämme	Hochstämme	Sauerkirschbäume
Halb- und Viertelstämme	Halb- und Viertelstämme	Pflaumen- und Zwetschenbäume
Buschbäume	Buschbäume	Mirabellen- und Reneklodenbäume
Spindeln und Spaliere	Spindeln und Spaliere	Aprikosenbäume
		Pfirsichbäume
		Quittenbäume
		Walnußbäume

Die Obstarten und Stammformen wurden weiter nach den drei Ertragsstufen

ertragfähige Bäume  
noch nicht ertragfähige Bäume  
abgängige Bäume

gegliedert. Schließlich wurden folgende drei Gruppen von Standorten unterschieden:

Standortgruppe A: Bäume in Haus- und Kleingärten;  
Standortgruppe B: Bäume auf freiem Ackerland, auf Wiesen, in Plantagen;  
Standortgruppe C: Bäume an öffentlichen Straßen und Wegen.

Regionale Untergliederungen der Landesergebnisse waren nicht erforderlich.

**2.2 Die Erhebung** war in allen Bundesländern mit Ausnahme von Hamburg, Bremen und Berlin (West) durchzuführen. In den beteiligten Ländern wurde die Erhebung auf Landkreise beschränkt; in den kreisfreien Städten sollten die Baumbestände 1958 auf Grund der Zahlen von 1951 und der Entwicklung von 1951 bis 1958 in Landgemeinden geschätzt werden. Diese Beschränkung war aus folgendem Grunde ratsam:

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Martin Nourney, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Nach der Obstbaumzählung 1951 standen von insgesamt 125 Mill. Obstbäumen im Bundesgebiet etwa 15 vH in kreisfreien Städten; mehr als 90 vH der Bäume in den Städten hatten ihren Standort in Haus- und Kleingärten. Die Zählung dieser Bestände hätte sich nur mit erheblichem Zähleraufwand durchführen lassen.

**2.3** Bei der Obstbaumzählung im Jahre 1951 war folgende **Erhebungstechnik** angewandt worden: Jede Gemeindegemarkung wurde anhand der Flurkarten in Zählbezirke eingeteilt, deren Umfang so bemessen war, daß jeweils ein Zähler die Erhebung im Zählbezirk in der vorgesehenen Zeit gewissenhaft erledigen konnte. Der Zähler hatte die gesamte Fläche seines Zählbezirkes zu begehen und die Zahl, die Art, die Ertragsstufe und den Standort der Obstbäume selbst festzustellen oder von den Nutzungsberechtigten, die nach der Verordnung auskunftspflichtig waren, zu erfragen.

Für die Obstbaumzählung 1958 wurde grundsätzlich die gleiche Erhebungstechnik angewandt, d. h., es wurden wieder Zählbezirke als Erhebungseinheiten genommen. Es lag nahe, dabei die gleichen Zählbezirke wie bei der total durchgeführten Zählung 1951 zu verwenden; diese Bezirke waren jedoch nur noch in den Ländern Schleswig-Holstein und Baden-Württemberg eindeutig zu identifizieren. In den übrigen beteiligten Ländern mußten daher die Zählbezirke neu abgegrenzt oder ganze Gemeinden als Erhebungseinheiten herangezogen werden.

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Als **Auswahleinheiten** kamen vor allem die schon bei früheren Totalzählungen verwendeten Zählbezirke in Betracht, weil bei diesen verhältnismäßig kleinen Flächeneinheiten ein geringerer Klumpeneffekt als etwa bei der Auswahl von ganzen Gemeinden zu erwarten war. Zählbezirke konnten jedoch nur in den Ländern Schleswig-Holstein und Baden-Württemberg als Auswahleinheiten verwandt werden, weil dort die Zählbezirke von 1951 hinreichend identifiziert (vgl. 2.3) und ihre Ergebnisse für die Auswahl und Hochrechnung nutzbar gemacht werden konnten.

In den übrigen beteiligten Ländern wurden Gemeinden als Auswahleinheiten bestimmt. Auf eine Unterauswahl von Zählbezirken wurde verzichtet, d. h. es wurde einheitlich in allen beteiligten Ländern eine einstufige Auswahl vorgesehen. Die Auswahleinheiten (Gemeinden oder Zählbezirke) überdecken bestimmte Gebiete vollständig. Der große Vorteil dieser Flächenstichprobe (vgl. I.2.2.5, S. 42) besteht darin, daß der Zugang an Obstbäumen gegenüber 1951 automatisch miterfaßt wird. Mit einem anderen Verfahren wäre in diesem Fall eine repräsentative Erfassung der Zugangsmasse nicht möglich gewesen.

**3.2** Für alle Länder, in denen die Auswahleinheit Gemeinde verwendet werden sollte, wurde eine **Schichtung** dieser Einheiten nach der Gesamtzahl der Obstbäume 1951 vorgesehen. Diese Schichtung hat den Vorteil, daß sie sehr einfach durchzuführen ist, eine nennenswerte Verbesserung der Ergebnisgenauigkeit verspricht und praktisch unempfindlich ist gegenüber zeitlichen Veränderungen in der strukturellen Zusammensetzung des Obstbaumbestandes.

Für die Schichtung wurde eine Sonderauswertung der Obstbaumzählung 1951 nach Gemeindeergebnissen herangezogen. Bei dieser Sonderauswertung waren die Gemeinden nach den in Übersicht II.12.1 ausgewiesenen Klassen ausgezählt worden.

Übersicht II.12.1

Gesamtzahl der Obstbäume 1951	Zahl der kreiszugehörigen Gemeinden	
	im Bundesgebiet (ohne Stadtstaaten)	in Hessen
unter 500	1 956	176
500 bis unter 1 000	3 525	384
1 000 bis unter 5 000	13 015	1 579
5 000 bis unter 10 000	3 185	347
10 000 bis unter 20 000	1 587	142
20 000 bis unter 40 000	591	53
40 000 bis unter 60 000	104	11
60 000 und mehr	72	3
Zusammen	24 035	2 695

II.12

3.3 Anhand der Gemeindeergebnisse der Obstbaumzählung 1951 in Hessen wurde eine **Schattenaufbereitung** durchgeführt, um die Genauigkeit einer geschichteten Stichprobe abzuschätzen. Als Schichten wurden dabei probeweise die in Übersicht II.12.1 aufgeführten Klassen zugrunde gelegt. Die bei der Schattenaufbereitung verwendeten Auswahlsätze sind in Spalte 3 der Übersicht II.12.2 angegeben.

Übersicht II.12.2

Schicht Nr.	Gesamtzahl der Obstbäume 1951	Zahl der kreiszugehörigen Gemeinden in Hessen		Auswahlsatz in vH
		insgesamt	darunter in der Stichprobe	
		1	2	
1	unter 500	176	9	5
2	500 bis unter 1 000	384	19	5
3	1 000 bis unter 5 000	1 579	79	5
4	5 000 bis unter 10 000	347	35	10
5	10 000 bis unter 20 000	142	36	25
6	20 000 bis unter 40 000	53	27	50
7	40 000 bis unter 60 000	11	6	50
8	60 000 und mehr	3	3	100
1 bis 8	Zusammen	2 695	214	7,9

In die Stichprobe wurden danach 214 Gemeinden, d. h. 7,9 vH aller hessischen Gemeinden, einbezogen. Für sieben herausgegriffene Obstarten ergaben sich bei freier Hochrechnung der Stichprobenwerte die in Übersicht II.12.3 zusammengestellten Standardfehler.

Übersicht II.12.3

Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Relativer Standardfehler (vH)	
	bei ungeschichteter	bei geschichteter
	Auswahl von 214 hessischen Gemeinden	
Apfelbäume		
Hoch-, Halb-, Viertelstämme <sup>1)</sup>	8,1	2,7
Buschbäume .....	15,2	5,4
Birnbäume		
Hoch-, Halb-, Viertelstämme <sup>1)</sup>	8,4	3,0
Buschbäume .....	14,4	5,3
Süßkirschbäume .....	16,3	7,8
Sauerkirschbäume .....	13,2	4,3
Pflaumen- und Zwetschenbäume.	8,1	2,8

<sup>1)</sup> Zunächst war keine Untergliederung in Hochstämme sowie in Halb- und Viertelstämme vorgesehen.

Der Vergleich zwischen den Fehlerwerten bei geschichteter und bei ungeschichteter Auswahl zeigt, daß die Schichtung bereits eine recht beachtliche Genauigkeitssteigerung ermöglicht.

Die Durchsicht der — hier nicht mitgeteilten — Einzelergebnisse der Schattenaufbereitung ließ erkennen, daß neben der Besetzung

auch die Fehlervarianz in Schicht 3 (Gemeinden mit 1 000 bis unter 5 000 Obstbäumen insgesamt) wesentlich größer war als in den übrigen Schichten. Deshalb wurde die Schicht 3 aufgeteilt in zwei Schichten:

- Schicht 3a: Gemeinden mit 1 000 bis unter 3 000 Obstbäumen
- Schicht 3b: Gemeinden mit 3 000 bis unter 5 000 Obstbäumen.

Dadurch konnte eine gewisse Verminderung der Standardfehler erzielt werden.

3.4 Für die Zwecke der Statistik war die Genauigkeit der in 3.3 beschriebenen geschichteten Stichprobe jedoch noch unzureichend. Um die Stichprobenfehler weiter zu verringern, mußte neben der freien Hochrechnung die Wirksamkeit der gebundenen Hochrechnung untersucht werden. Für diesen Zweck genügte die Schattenaufbereitung der Unterlagen einer einzigen Erhebung nicht, weil daraus die zeitliche Entwicklung nicht entnommen werden kann. Im Sommer 1957 wurde daher in Hessen eine **Probeerhebung**



durchgeführt, um Unterlagen über die zeitliche Entwicklung zu bekommen und damit die Genauigkeitssteigerung durch Anwendung einer gebundenen Hochrechnung zu ermitteln.

Für die Probeerhebung wurden 70 von 2695 Gemeinden in Hessen ausgewählt. Der Aufgabenstellung der Probeerhebung entsprechend wurde der Stichprobenumfang möglichst gleichmäßig auf alle Schichten aufgeteilt. Die Schicht 8 blieb dabei jedoch unberücksichtigt, weil sie bei der tatsächlichen Erhebung total erfaßt werden sollte.

Von den 70 Stichprobengemeinden haben 5 die freiwillige Mitarbeit verweigert. Die Ergebnisse der Probeerhebung wurden dadurch in gewissem Maße beeinträchtigt, weil zwei dieser Gemeinden aus Schicht 6 stammten (statt 8 Gemeinden meldeten in dieser Schicht nur 6 Gemeinden) und ferner drei Gemeinden in Schicht 7 ausfielen, so daß dort statt 6 nur noch 3 Gemeindeergebnisse für 1957 vorlagen; den später für Schicht 7 ermittelten Werten konnte deshalb nur ein sehr bedingter Aussagewert beigemessen werden.

In den Schichten wurden die Korrelationskoeffizienten zwischen der Anzahl der Obstbäume 1951 und der Anzahl 1957 gesondert für die einzelnen Obstarten und Stammformen ermittelt. Die Übersicht II.12.4 zeigt, daß die Korrelation zwischen den Bestandszahlen durchweg verhältnismäßig hoch ist. Unrealistische Ausnahmen finden sich lediglich bei einigen Werten für Schicht 7; sie wurden in Klammern gesetzt, um die durch Antwortausfälle eingeschränkte Aussagekraft dieser Werte anzudeuten.

Übersicht II.12.4

Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Korrelationskoeffizient zwischen der Baumzahl 1951 und der Baumzahl 1957 in Schicht							
	1	2	3a	3b	4	5	6	7
Apfelbäume								
Hoch-, Halb-, Viertelstämme . . . .	0,53	0,44	0,73	0,83	0,88	0,72	0,96	0,88
Buschbäume . . . . .	0,89	0,84	0,94	0,90	0,50	0,92	0,57	(-0,38)
Birnbäume								
Hoch-, Halb-, Viertelstämme . . . .	0,82	0,66	0,86	0,82	0,75	0,64	0,88	0,85
Buschbäume . . . . .	(-0,11)	(-0,17)	0,46	0,51	0,17	0,88	0,98	(-0,59)
Süßkirschbäume . . . . .	0,63	0,57	0,85	0,86	0,90	0,98	1,00	1,00
Sauerkirschbäume . . . . .	0,53	0,63	0,94	0,87	0,76	0,94	0,99	(-0,12)
Pflaumen- und Zwetschenbäume . . . .	(0,18)	0,60	0,49	0,77	0,72	0,89	0,82	0,80

Für jede Schicht wurden die Standardabweichungen bei freier Hochrechnung, separater Verhältnisschätzung und bei Differenzschätzung nach Formel III.3.0 (24), III.3.6 (5) bzw. III.3.7 (4) berechnet. Die Ergebnisse sind in der Übersicht II.12.5 zusammengestellt.

Die Übersicht zeigt, daß die freie Hochrechnung fast durchweg größere Fehler erbringen würde als die Verhältnisschätzung und die Differenzschätzung. Diese beiden Hochrechnungsverfahren ließen insbesondere bei Süßkirschen einen beachtlichen Genauigkeitserfolg gegenüber der freien Hochrechnung erwarten.

Für die sieben herausgestellten Obstarten wurden auch die Variationskoeffizienten aus dem Material der Probeerhebung berechnet. Sie sind in Übersicht II.12.6 zusammengestellt.

Die Variationskoeffizienten der Zahl der Obstbäume in den Schichten zeigen ein recht uneinheitliches Bild. Das dürfte im wesentlichen darauf zurückzuführen sein, daß die einzelnen Obstarten mit dem Schichtungsmerkmal „Obstbäume insgesamt“ unterschiedlich eng korreliert sind. Bemerkenswert ist jedoch, daß die Variationskoeffizienten für die einzelnen Schichten jeweils beachtlich kleiner sind als die Koeffizienten für alle Schichten zusammen. Dies bestätigt noch einmal die Tatsache, daß die Schichtung sehr wirksam ist (vgl. Übersicht II.12.3, S. 258).

II.12

Übersicht II.12.5

Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Hochrechnungs- verfahren	Standardabweichung								zu- sam- men
		Schicht								
		1	2	3a	3b	4	5	6	7	
Apfelbäume Hoch-, Halb-, Viertel- stämme	freie Hochrechnung	44	82	312	533	844	1 422	3 471	4 377	1 593
	Verhältnisschätzung	44	80	218	304	408	1 235	980	2 110	
	Differenzschätzung	43	77	215	305	406	1 211	964	2 083	
Buschbäume	freie Hochrechnung	13	15	128	197	83	385	1 023	1 102	403
	Verhältnisschätzung	14	9	47	91	95	246	1 278	(1 980)	
	Differenzschätzung	6	11	50	86	92	286	1 349	(1 744)	
Birnbäume Hoch-, Halb-, Viertel- stämme	freie Hochrechnung	24	23	64	138	169	173	419	(295)	278
	Verhältnisschätzung	15	20	37	80	116	174	207	209	
	Differenzschätzung	14	19	38	86	113	191	218	304	
Buschbäume	freie Hochrechnung	5	1	7	21	32	255	626	(339)	165
	Verhältnisschätzung	8	2	10	25	39	135	238	(527)	
	Differenzschätzung	5	2	18	23	40	163	247	(429)	
Süßkirschbäume	freie Hochrechnung	23	16	35	179	315	476	1 985	1 614	461
	Verhältnisschätzung	18	15	19	92	206	200	244	320	
	Differenzschätzung	20	13	20	97	287	121	345	895	
Sauerkirschbäume	freie Hochrechnung	11	11	21	69	81	209	1 436	(53)	303
	Verhältnisschätzung	11	11	7	59	55	98	172	(235)	
	Differenzschätzung	10	9	9	44	54	85	216	(171)	
Pflaumen- und Zwetschenbäume	freie Hochrechnung	31	85	185	407	477	1 247	1 107	2 036	763
	Verhältnisschätzung	45	71	175	261	334	623	639	1 218	
	Differenzschätzung	34	68	166	263	343	629	657	1 236	

Übersicht II.12.6

Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Variationskoeffizient in vH								
	Schicht								zu- sammen
	1	2	3a	3b	4	5	6	7	
Apfelbäume									
Hoch-, Halb-, Viertelstämme	41	28	51	44	40	35	57	33	136
Buschbäume .....	97	103	148	156	62	64	49	42	250
Birnbäume									
Hoch-, Halb-, Viertelstämme	70	42	52	77	45	27	30	(15)	132
Buschbäume .....	215	90	119	111	75	121	80	(44)	402
Süßkirschbäume .....	111	47	59	111	87	77	113	67	254
Sauerkirschbäume .....	65	52	67	71	71	58	99	(5)	303
Pflaumen- und Zwetschen- bäume .....	31	44	48	50	43	55	55	36	115

Auf Grund der für die einzelnen Schichten ermittelten Standardabweichungen wurden die Standardfehler errechnet, die bei geschichteter Auswahl von 214 Gemeinden mit den gemäß Übersicht II.12.2 gestaffelten Auswahlätzen zu erwarten sind, falls die

- freie Hochrechnung,
- Differenzschätzung,
- separate Verhältnisschätzung,
- kombinierte Verhältnisschätzung

angewandt werden. Die Ergebnisse zeigt die Übersicht II.12.7.

Danach lassen sich die Standardfehler durch Anwendung von gebundener Hochrechnung um fast die Hälfte der Werte bei freier Hochrechnung vermindern. Die drei Verfahren der gebundenen Hochrechnung unterscheiden sich nicht wesentlich in ihrer Genauigkeit. Mit Rücksicht darauf, daß die kombinierte Verhältnisschätzung weniger Arbeitsaufwand als die separate Verhältnisschätzung verursacht, wurde für die weiteren Untersuchungen und für den endgültigen Stichprobenplan die kombinierte Verhältnisschätzung zugrunde gelegt.

Übersicht II.12.7

Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Relativer Standardfehler in vH bei geschichteter Auswahl von 214 Gemeinden in Hessen				
	freie Hoch- rechnung	Differenzen- schätzung	separate Verhältnis- schätzung	kombinierte Verhältnisschätzung	
	bei gestaffelten Auswahlätzen nach Übersicht II.12.2 <sup>1)</sup>				bei einheitlichem Auswahlsatz
	1	2	3	4	5
Apfelbäume					
Hoch-, Halb-, Viertelstämme	2,7	1,6	1,6	1,6	2,1
Buschbäume	5,4	3,2	3,3	3,5	8,7
Birnbäume					
Hoch-, Halb-, Viertelstämme	2,5	1,6	1,6	1,6	1,9
Buschbäume	4,9	3,7	3,3	3,6	7,0
Süßkirschbäume	7,0	4,4	3,5	4,4	5,6
Sauerkirschbäume	4,8	1,9	2,4	2,3	3,0
Pflaumen- und Zwetschenbäume	2,8	1,9	2,0	2,0	2,3

<sup>1)</sup> Für die nachträglich getrennten Schichten 3a und 3b wurde der Auswahlsatz von Schicht 3 übernommen.

Für dieses Hochrechnungsverfahren wurden die Standardfehler auch bei geschichteter Auswahl mit einheitlichem Auswahlsatz berechnet. Der Vergleich dieser Ergebnisse (Spalte 5 in Übersicht II.12.7) mit den Standardfehlern bei Anwendung gestaffelter Auswahlätze (Spalte 4 der Übersicht) zeigt, daß auch bei gebundener Hochrechnung die Schichtung nur dann wirksam ausgenutzt werden kann, wenn für die einzelnen Schichten unterschiedliche Auswahlätze festgelegt werden.

**3.5** Nach Festlegung der Art der Schichtung und der Hochrechnung waren die **Auswahlätze** so zu bestimmen, daß die nach dem Tabellenprogramm gegliederten Ergebnisse möglichst genau ermittelt werden. Die Anwendung der Formel von *Neyman-Tschuprow* (vgl. III.3.1 (2), S. 538) ergibt für verschiedene Aufteilungsmerkmale verschiedene Aufteilungen des Stichprobenumfanges auf die Schichten. Für die bisher betrachteten sieben Obstarten sind die jeweils optimalen Auswahlätze bei kombinierter Verhältnisschätzung in Übersicht II.12.8 angegeben; dabei wurde wieder ein Gesamtauswahlsatz von 7,9 vH zugrunde gelegt.

Übersicht II.12.8

Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Optimaler Auswahlsatz in vH für das in der Vorspalte genannte Aufteilungsmerkmal in Schicht								Relativer Standardfehler in vH bei kombinierter Verhältnisschätzung	
	1	2	3a	3b	4	5	6	7	bei optimalen	bei provi- sorischen
	Auswahlätzen									
Apfelbäume										
Hoch-, Halb-, Viertelstämme	1,1	2,0	5,7	8,0	10,7	32,3	25,4	54,8	1,5	1,6
Buschbäume	0,5	0,9	3,7	7,0	8,2	28,5	100	100	2,5	3,5
Birnbäume										
Hoch-, Halb-, Viertelstämme	1,7	2,3	4,4	11,0	14,2	22,8	26,2	35,2	1,4	1,6
Buschbäume	1,3	0,4	4,2	5,5	9,8	38,7	64,7	100	2,8	3,6
Süßkirschbäume	1,9	1,3	1,9	9,3	27,8	11,9	31,6	87,9	2,8	4,4
Sauerkirschbäume	2,4	2,2	1,8	13,3	14,5	27,0	45,6	48,0	1,8	2,3
Pflaumen- und Zwetschenbäume										
	1,3	2,4	6,0	9,3	12,5	21,7	24,1	44,8	1,8	2,0

Die Auswahlätze zeigen im allgemeinen eine steigende Tendenz bei wachsender Schichtnummer. Für die Auswahlätze einer Schicht ergeben sich erwartungsgemäß teilweise beachtliche Unterschiede zwischen den Aufteilungen nach verschiedenen Aufteilungsmerkmalen.

II.12

Selbstverständlich ergibt die optimale Aufteilung der Stichprobe jeweils für das Aufteilungsmerkmal geringere Fehler als etwa die Verwendung der provisorischen Auswahlsätze nach Übersicht II.12.2 (S. 258).

Zwischen den für je ein Merkmal optimalen Auswahlätzen ist ein Kompromiß notwendig, weil nicht für jedes Merkmal eine unabhängige Stichprobe genommen wird und deshalb in jeder Schicht nur ein Auswahlatz möglich ist. Für die Festlegung der Auswahlätze  $f_h^*$  in der h-ten Schicht ist bei der repräsentativen Obstbaumzählung ein neuer Weg beschritten worden. Die Formel III.3.1 (2) von *Neyman-Tschuprow* kann in der Form

(1) 
$$f_h = K \cdot s_h$$

geschrieben werden, wobei K eine Konstante ist. Diese Formel wurde in folgender Weise verallgemeinert: Aus den Standardabweichungen  $s_{hi}$  des i-ten Merkmals in der h-ten Schicht wurde eine Hilfsgröße

(2) 
$$s_h^* = \sum_i G_i \cdot s_{hi}$$

für jede Schicht gebildet. Als Gewichte  $G_i$  wurden jeweils die Gesamtzahlen der Bäume der i-ten Obstart im Jahr 1951 genommen, um die zugehörigen Standardabweichungen je nach der Menge der Bäume einer Obstart stärker oder schwächer zu berücksichtigen. Für die Aufteilung wurde anstelle von (1) die folgende Formel benutzt:

(3) 
$$f_h^* = K^* \cdot s_h^*$$

In den Kompromiß wurden die sieben Obstarten einbezogen. Er führte auf die in Übersicht II.12.9 genannten Auswahlätze.

Übersicht II.12.9

Schicht	1	2	3a	3b	4	5	6	7
Auswahlätze (in vH) nach Kompromiß .....	1,2	2,1	5,6	8,5	11,6	28,3	28,2	55,0

Mit diesen Auswahlätzen wurden die Standardfehler für die sieben Obstbaumgruppen neu berechnet; sie sind in der Übersicht II.12.10 mit den entsprechenden Vergleichszahlen zusammengestellt.

Übersicht II.12.10

Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Relativer Standardfehler in vH			
	provisorische Auswahlätze	je Obstart optimale Auswahlätze	Auswahlätze nach Kompromiß	für Apfelbäume (Hoch-, Halb-, Viertelstämme) optimale Auswahlätze
	1	2	3	4
Apfelbäume				
Hoch-, Halb-, Viertelstämme .....	1,6	1,5	1,5	1,5
Buschbäume .....	3,5	2,5	4,1	4,1
Birnbäume				
Hoch-, Halb-, Viertelstämme .....	1,6	1,4	1,5	1,5
Buschbäume .....	3,6	2,8	3,6	3,6
Süßkirschbäume .....	4,4	2,8	4,0	4,2
Sauerkirschbäume .....	2,3	1,8	2,1	2,0
Pflaumen- und Zwetschenbäume .....	2,0	1,8	1,8	1,8

Die Standardfehler in den Spalten 3 und 4 unterscheiden sich kaum voneinander. Das läßt sich darauf zurückführen, daß die Auswahlätze nach dem Kompromiß den optimalen Auswahlätzen für die Apfelbäume (Hoch-, Halb-, Viertelstämme) sehr ähnlich sind, weil diese wegen der relativ großen Zahl von Apfelbäumen bei der Kom-

bination der Standardabweichungen der sieben Gruppen nach Formel (2) das größte Gewicht erhalten haben. Die Verwendung des wichtigsten Erhebungsmerkmals „Apfelbäume“ für die Festlegung der Auswahlsätze würde hier also praktisch ausreichen.

Bei den Apfel- und Birnen-Buschbäumen sowie bei den Süßkirschbäumen erscheinen in Spalte 3 nennenswert größere Fehler als in Spalte 2, weil ihre speziellen optimalen Auswahlsätze (vgl. Übersicht II.12.8) vom mittleren Verlauf in Übersicht II.12.9 stärker abweichen.

3.6 In Abbildung II.12.1 sind auf doppelt-logarithmisch geteiltem Zeichenpapier die Auswahlsätze  $f_h^*$  (nach Übersicht II.12.9) und die durchschnittlichen Gesamtzahlen  $\bar{Y}_h$  der Obstbäume je Gemeinde im Jahr 1951 für die Schichten einander gegenübergestellt.

Die eingezeichneten Punkte können mit guter Näherung durch eine Gerade ausgeglichen werden. Diese Gerade im logarithmischen Netz hat ziemlich genau die Steigung  $3/4$ .

Ihre Gleichung lautet

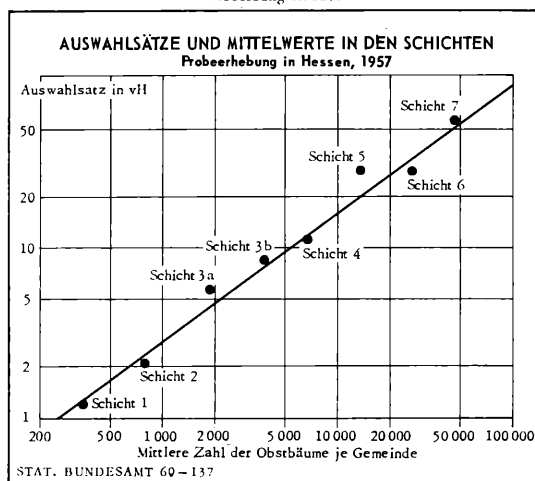
$$(4) \quad f_h^* = C Y_h^{3/4}$$

Sie unterscheidet sich nur durch den Exponenten  $3/4$  von der Aufteilung nach Totalwerten (vgl. III.3.1 (12), S. 539):

$$(5) \quad f_h = C Y_h$$

Der hier gefundene Exponent  $3/4$  dürfte auf die Ausnutzung einer hohen Korrelation in den oberen Schichten durch die Anwendung der Verhältnisschätzung mit zurückzuführen sein.

Abbildung II. 12.1



#### 4. Endgültiger Stichprobenplan

4.1 In Niedersachsen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Bayern wurden die Gemeinden nach der Gesamtzahl ihrer Obstbäume geschichtet und innerhalb der Schichten regional angeordnet. Die Auswahlsätze für die geschichtete Auswahl von Gemeinden wurden nach der Formel (4) in Ziffer 3.6 festgelegt. Die Konstante C wurde so angepaßt, daß ein durchschnittlicher Auswahlatz von etwa 10 vH erreicht wurde. In Übersicht II.12.11 sind die Auswahlsätze und die Stichprobenumfänge zusammengestellt.

Die Gemeinden wurden mit diesen Auswahlätzen aus den regional geordneten Schichten systematisch ausgewählt; auf diese Weise konnte eine gute räumliche Verteilung gesichert werden.

Die Zählbezirksergebnisse wurden zu Gemeindeergebnissen zusammengezogen und nach dem Verfahren der kombinierten Verhältnisschätzung hochgerechnet.

4.2 In Nordrhein-Westfalen wurden ebenfalls Gemeinden als Auswahlseinheiten verwandt. Mit Rücksicht auf die Erhebungskosten wurde der bei den Voruntersuchungen entwickelte Stichprobenplan modifiziert: In Nordrhein-Westfalen sind die Flächengrößen der Gemeinden und damit auch die Erhebungskosten besonders unterschiedlich. Bei Schichtung nach den absoluten Baumzahlen wären die Gemeinden mit großen

## II.12

Übersicht II.12.11

Nr. der Gemeinde- schicht	Gesamtzahl der Obstbäume 1951	Niedersachsen			Hessen		
		Zahl der Gemeinden <sup>1)</sup>		Auswahl- satz in vH	Zahl der Gemeinden <sup>1)</sup>		Auswahl- satz in vH
		ins- gesamt (1951)	darunter in der Stich- probe		ins- gesamt (1951)	darunter in der Stich- probe	
1	unter 500	336	6	1,8	176	3	1,7
2	500 bis unter 1 000	719	25	3,5	384	13	3,4
3a	1 000 bis unter 3 000	1 961	133	6,8	1 111	77	6,9
3b	3 000 bis unter 5 000	686	81	11,8	468	56	12,0
4	5 000 bis unter 10 000	345	64	18,6	347	64	18,4
5	10 000 bis unter 20 000	133	41	30,8	142	44	31,0
6	20 000 bis unter 40 000	42	22	52,4	53	27	50,9
7	40 000 bis unter 60 000	12	10	83,0	11	9	81,8
8	60 000 und mehr	17	17	100	3	3	100
Insgesamt		4 251	399	9,4	2 695	296	11,0

Nr. der Gemeinde- schicht	Gesamtzahl der Obstbäume 1951	Rheinland-Pfalz			Bayern		
		Zahl der Gemeinden <sup>1)</sup>		Auswahl- satz in vH	Zahl der Gemeinden <sup>1)</sup>		Auswahl- satz in vH
		ins- gesamt (1951)	darunter in der Stich- probe		ins- gesamt (1951)	darunter in der Stich- probe	
1	unter 500	376	7	1,9	729	14	1,9
2	500 bis unter 1 000	480	17	3,5	1 310	46	3,5
3a	1 000 bis unter 3 000	1 102	75	6,8	3 216	217	6,8
3b	3 000 bis unter 5 000	426	51	12,0	1 015	120	11,8
4	5 000 bis unter 10 000	319	59	18,5	621	112	18,0
5	10 000 bis unter 20 000	138	42	30,4	178	53	29,8
6	20 000 bis unter 40 000	42	22	52,4	29	14	48,3
7	40 000 bis unter 60 000	6	5	83,3	3	2	66,7
8	60 000 und mehr	8	8	100	—	—	—
Insgesamt		2 897	286	9,9	7 101	578	8,1

<sup>1)</sup> Kreiszugehörige Gemeinden

Flächen (im Landesteil Westfalen), die nur einen Streubestand an Obstbäumen aufwiesen, ebenso stark in die Stichprobe einbezogen worden wie kleinere Gemeinden mit starkem Obstanbau. Aus diesem Grunde wurden die Gemeinden in Nordrhein-Westfalen nach ihrer Obstbaumdichte, d. h. der Zahl der Obstbäume je ha Gemeindefläche, geschichtet. In Übersicht II.12.12 sind die Einzelheiten des Auswahlplans zusammengestellt.

Übersicht II.12.12

Schicht- Nr.	Obstbäume je ha Gemeindefläche	Nordrhein			Westfalen		
		Zahl der Gemeinden <sup>1)</sup>		Auswahl- satz in vH	Zahl der Gemeinden <sup>1)</sup>		Auswahl- satz in vH
		insgesamt	in der Stichprobe		insgesamt	in der Stichprobe	
1	unter 2,5	111	4	3,6	433	16	3,7
2	2,5 bis unter 6,5	278	25	9,0	678	62	9,1
3	6,5 bis unter 10,5	183	38	20,9	260	52	20,0
4	10,5 bis unter 30,5	179	88	49,2	172	81	47,1
5	30,5 und mehr	37	37	100	10	10	100
Zusammen		788	192	24,4	1 553	221	14,2

<sup>1)</sup> Kreiszugehörige Gemeinden

Innerhalb der Schichten wurden die Gemeinden regional angeordnet und die Stichprobengemeinden systematisch ausgewählt. Der durchschnittliche Auswahlatz im Lande Nordrhein-Westfalen betrug 17,6 vH. Zur Hochrechnung der Stichprobenergebnisse wurde die Differenzenschätzung angewandt.

**4.3 In Schleswig-Holstein** konnten die Zählbezirke der Obstbaumzählung 1951 als Auswahlseinheiten verwendet werden (vgl. 3.1). Zunächst wurden 3180 Betriebe mit geschlossenen Obstanlagen von der Erhebungsgesamtheit abgesondert und vollständig in die Stichprobe einbezogen. Die übrigen Zählbezirke wurden mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Gesamtzahl der Apfelbäume im Jahr 1951 ausgewählt (vgl. I.3.2.5, S. 84). Von insgesamt 7392 Zählbezirken wurden 437, d. h. 6 vH, in die Stichprobe einbezogen. Mit diesem Auswahlverfahren sollte eine ähnliche Genauigkeitsverbesserung erzielt werden wie durch eine Schichtung nach der Gesamtzahl der Apfelbäume und Auswahl mit gestaffelten Auswahlätzen.

Die Zählbezirksergebnisse mußten entsprechend dem Auswahlverfahren mit den reziproken Werten der Auswahlwahrscheinlichkeiten umgerechnet werden; dieses Verfahren erforderte einen verhältnismäßig großen Arbeitsaufwand. Aus den umgerechneten Werten wurden die Bestandszahlen von 1958 mit Hilfe der Verhältnisschätzung ermittelt.

Wegen der Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten hat auch die Fehlerrechnung viel Arbeit verursacht; sie konnte jedoch erleichtert werden durch die Zusammenfassung und gleichartige Behandlung solcher Einheiten, deren Auswahlwahrscheinlichkeiten in einem geeignet abgegrenzten, schmalen Bereich lagen.

**4.4 Auch in Baden-Württemberg** konnten die Zählbezirke (Gewanne) der Obstbaumzählung 1951 als Auswahlseinheiten herangezogen werden (vgl. 3.1). Aus der Gesamtheit von 56 681 regional angeordneten Gewannen wurde systematisch jedes 20. Gewinn in die Stichprobe einbezogen, also insgesamt 2837. In einzelnen Ausnahmefällen konnten die Grenzen von ausgewählten Gewannen nicht mehr genau festgestellt werden; diese Schwierigkeit wurde behoben, indem anstelle solcher Zählbezirke die ganze Gemeindefläche in die Stichprobe einbezogen wurde. Gewanne mit Obstbaumbestand im Jahre 1958, die 1951 noch keine Obstbäume enthielten, sollten ebenfalls vollzählig erfaßt werden. Bei der Hochrechnung der Stichprobenergebnisse wurde grundsätzlich die Verhältnisschätzung angewendet.

## 5. Durchführung des Stichprobenplans

**5.1** Aus den Einzelangaben zur Obstbaumzählung 1958 wurden für Hessen die in Übersicht II.12.13 aufgeführten **Variationskoeffizienten** errechnet.

Übersicht II.12.13

Obstart/Stammform (ertragsfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Variationskoeffizient 1958 (in vH) in Schicht							
	1	2	3a	3b	4	5	6	7
<b>Apfelbäume</b>								
Hochstämme . . . . .	17	27	45	39	28	29	23	40
Halb-, Viertelstämme . . . . .	165	262	182	183	115	88	69	52
Buschbäume . . . . .	35	163	132	118	97	83	61	47
<b>Birnbäume</b>								
Hochstämme . . . . .	9	38	47	41	30	26	33	33
Halb-, Viertelstämme . . . . .	149	156	179	291	119	85	71	98
Buschbäume . . . . .	212	185	163	168	111	106	37	87
Süßkirschbäume . . . . .	46	42	116	51	41	39	45	57
Sauerkirschbäume . . . . .	20	54	160	74	63	48	31	57
Pfäumen- und Zwetschenbäume . . . . .	22	45	57	49	50	35	46	41

## II.12

Diese Werte entsprechen weitgehend den Variationskoeffizienten, die mit der Probeerhebung ermittelt worden sind (vgl. Übersicht II.12.6, S. 260).

In Übersicht II.12.14 sind die **Korrelationskoeffizienten** zwischen den Obstbaumzahlen 1951 und 1958 in Hessen wiedergegeben.

Übersicht II.12.14

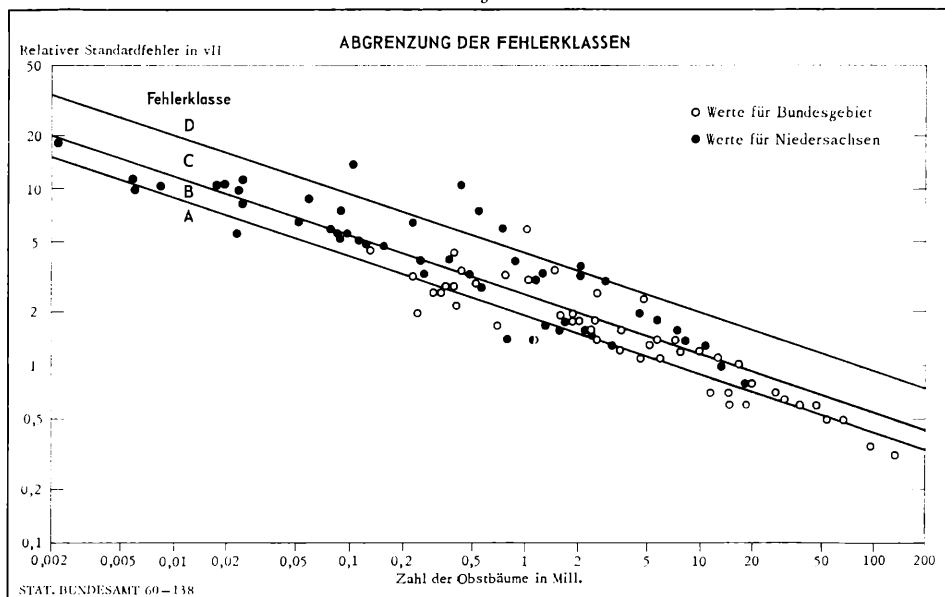
Obstart/Stammform (ertragfähige Bäume in Standortgruppen A bis C)	Korrelationskoeffizient zwischen der Baumzahl 1951 und der Baumzahl 1958 in Schicht							
	1	2	3a	3b	4	5	6	7
<b>Apfelbäume</b>								
Hochstämme .....	0,94	0,70	0,62	0,58	0,80	0,81	0,92	0,83
Halb-, Viertelstämme .....	—	—0,02	0,42	0,61	0,72	0,81	0,83	0,69
Buschbäume .....	1,00	0,87	0,64	0,59	0,67	0,69	0,75	0,80
<b>Birnbäume</b>								
Hochstämme .....	1,00	0,63	0,80	0,82	0,69	0,87	0,77	0,83
Halb-, Viertelstämme .....	—	0,26	0,35	0,32	0,71	0,75	0,81	0,82
Buschbäume .....	—	—0,09	0,58	0,31	0,69	0,66	0,90	0,83
Süßkirschbäume .....	0,94	0,77	0,45	0,84	0,96	0,93	0,91	0,88
Sauerkirschbäume .....	0,99	0,72	0,38	0,82	0,94	0,94	0,96	0,98
Pflaumen- und Zwetschenbäume ....	0,48	0,32	0,62	0,54	0,76	0,77	0,65	0,75

Der Vergleich dieser Zahlen mit den entsprechenden Werten in Übersicht II.12.4 (S. 259) zeigt, daß die Probeerhebung im ganzen recht brauchbare Näherungswerte für die Korrelationskoeffizienten ergeben hat.

Damit ist erwiesen, daß die verhältnismäßig kleine Probeerhebung im Jahr 1957 gute Unterlagen für die Planung der Obstbaumzählung 1958 geliefert hat.

**5.2 Die Standardfehler der Ergebnisse** wurden in den Ländern jeweils entsprechend den Auswahl- und Hochrechnungsverfahren für alle Obstarten, die ertragfähigen, die noch nicht ertragfähigen Bäume und die Bäume aller Ertragsstufen zusammen, ermittelt. Die auf Anordnungseffekte zurückzuführenden Genauigkeitsverbesserungen mußten dabei jedoch unberücksichtigt bleiben.

Abbildung II.12.2





Die sachliche Bedeutung der Zufallsfehler hängt wesentlich von der Größe der Bestandszahlen ab. Um die Beurteilung der Standardfehler und den Vergleich der Ergebnisgenauigkeiten der verschiedenen Verfahren zu erleichtern, wurden vier Fehlerklassen gebildet. Die Abgrenzung dieser Klassen nach den relativen Standardfehlern und den Bestandszahlen zeigt die Abbildung II.12.2, in der auch die entsprechenden Ergebnisse für das Bundesgebiet und für Niedersachsen eingezeichnet sind.

Danach gehört z. B. ein relativer Standardfehler von 2,6 vH bei einem Bestand von 300 000 Bäumen in die Fehlerklasse A: Das Ergebnis wird als „sehr gut“ bewertet. Bei einem Bestand von 2 600 000 Bäumen wird dagegen ein Standardfehler von 2,6 vH in Klasse C eingeordnet: Das Ergebnis kann nur noch als „genügend“ angesehen werden.

Für die nach Obstarten, Stammformen und Ertragsstufen untergliederten Landes- und Bundesergebnisse wurden die auf den Gesamtbestand (einschließlich der geschätzten Bestände in kreisfreien Städten) bezogenen 51 Standardfehler nach Fehlerklassen ausgezählt (vgl. Übersicht II.12.15). In Baden-Württemberg wurden nur die 17 Standardfehler für ertragfähige Bäume berechnet und aufgegliedert.

Übersicht II.12.15

Land	Zahl der Fehlerwerte				
	ins-gesamt	davon in Fehlerklasse			
		A = sehr gut	B = gut	C = genügend	D = unbefriedigend
Schleswig-Holstein .....	51	9	22	17	3
Niedersachsen .....	51	7	17	22	5
Nordrhein-Westfalen .....	51	10	14	23	4
Hessen .....	51	7	17	26	1
Rheinland-Pfalz .....	51	2	5	32	12
Baden-Württemberg .....	17	2	7	2	6
Bayern .....	51	—	8	32	11
Bundesgebiet (ohne Hamburg, Bremen, Saarland und Berlin) .....	51	15	25	10	1

Die Zufallsfehler der Ergebnisse in Schleswig-Holstein sind wegen der proportionalen Zählbezirksauswahl mit Verhältnisschätzung etwas günstiger ausgefallen als in den übrigen Ländern, obwohl Schleswig-Holstein nur verhältnismäßig wenig Obstbäume besitzt. Die Fehlerverteilung im Land Baden-Württemberg ist bei Verwendung der gleichen Auswahlseinheiten etwas ungünstiger, da der Auswahlssatz in diesem Land nur etwa 5 vH betrug und keine Schichtung angewandt wurde. Die Genauigkeit der Ergebnisse in den übrigen Ländern, die eine Gemeindeauswahl benutzt haben, ist nicht ganz einheitlich, jedoch im allgemeinen zufriedenstellend. Für das Bundesgebiet können die Ergebnisse als ausgesprochen gut angesehen werden.

### **Besondere Ernteermittlung**

M. Nourney<sup>1)</sup> — H. Kallmeyer<sup>2)</sup>

#### **1. Einleitung**

Die Erntestatistiken haben die Aufgabe, jährlich die Erntemengen von Feldfrüchten, Obst, Gemüse und anderen wirtschaftlich verwertbaren Früchten zuverlässig und frühzeitig zu ermitteln. Die Ernteergebnisse werden benötigt zur Beurteilung der Versorgungslage an pflanzlichen Nahrungs- und Futtermitteln, zur Aufstellung der jährlichen Versorgungspläne nach den Bestimmungen der Marktordnungsgesetze und zur Berechnung des Einfuhrbedarfs.

Diese Aufgabe kann praktisch nicht unmittelbar gelöst werden, weil die Erntemengen nur schwierig und mit hohen Kosten erhoben werden könnten und weil die Ergebnisse nicht rechtzeitig zur Verfügung stehen würden. Aus diesen Gründen werden die Erntemengen stets durch Multiplikation der Anbauflächen mit dem durchschnittlichen Ernteertrag, d. h. der Erntemenge je Flächeneinheit, errechnet. Die Anbauflächen der einzelnen Fruchtarten werden jährlich durch die Bodennutzungserhebung (vgl. II.10) ermittelt. Die durchschnittlichen Ernteerträge, die zweite Komponente bei der Berechnung der Erntemengen, werden durch gesonderte Erhebungen festgestellt.

Zur Feststellung der durchschnittlichen Erträge wird bereits seit mehr als 100 Jahren das Verfahren der subjektiven Schätzung der Ernte durch amtliche Ernteberichterstatteur angewandt. Es ist jedoch seit langem bekannt, daß dieses Verfahren vor allem unter außergewöhnlichen wirtschaftlichen Bedingungen oder unter besonderen Witterungsverhältnissen zu einseitig verzerrten Ergebnissen führen kann (vgl. 5.2). Für einige wichtige Feldfrüchte wurde daher ein Stichprobenverfahren zur objektiven Ermittlung der Erträge entwickelt, da bei den wichtigsten landwirtschaftlichen Erzeugnissen nicht auf zuverlässige Erntezahlen verzichtet werden kann. Diese „Besondere Ernteermittlung“ wird seit 1948 neben der üblichen Ernteberichterstattung durchgeführt.

Die Besondere Ernteermittlung hat die Hauptaufgabe, objektive und unverzerrte Ertragswerte für einige wichtige Feldfrüchte zu liefern. Daneben dienen die mit ihrer Hilfe gewonnenen Unterlagen auch dazu, die subjektiven Ernteschätzungen für andere Früchte zu berichtigen.

Die Rechtsgrundlage der Besonderen Ernteermittlung wurde durch Verordnungen der Bundesregierung jeweils für mehrere Berichtsjahre geschaffen; die letzte Verordnung (vom 8. April 1958) gilt für die Jahre 1958, 1959 und 1960.

Die gesamten Ernteergebnisse der Feldfrüchte (ohne Gemüse und Sonderkulturen) von 1948 bis 1959 sind in den Bänden 28, 65, 103, 134, 154, 175, 205, 222, 241 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

#### **2. Grundlagen des Stichprobenplans**

**2.1 Das Tabellenprogramm** besteht nur aus einer Tabelle, in der die durchschnittlichen Ernteerträge für Winterroggen, Winterweizen und Kartoffeln (ohne Frühkartoffeln) nach denjenigen Ländern gegliedert werden, die in die Erhebung einbezogen sind. Im Jahre 1953 ist das Tabellenprogramm um die Ernteerträge für Sommergerste in den Ländern Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg und Bayern erweitert worden. Für interne Zwecke der Bundesregierung werden die Ergebnisse seit 1957 auch nach Bodennutzungssystemen untergliedert.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Martin Nourney, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden. — <sup>2)</sup> Oberreg.-Rat Dr. Helmuth Kallmeyer, Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein, Kiel (z. Z. Havanna, Cuba).

Das Tabellenprogramm mußte aus stichprobentechnischen Gründen auf Landes- und Bundesergebnisse beschränkt werden. Diese Beschränkung in regionaler Hinsicht hat zur Folge, daß die Forderung der Landwirtschaftskammern nach Ergebnissen für die Kammerbezirke nicht unmittelbar befriedigt werden kann (vgl. 5.4).

**2.2 Die Erhebungsgesamtheit** umfaßt die Anbauflächen der einbezogenen Fruchtarten in den landwirtschaftlichen Betrieben mit mehr als 5 ha (in Norddeutschland) bzw. mehr als 2 ha (in Süddeutschland) landwirtschaftlicher Nutzfläche. Die Erhebung wird in allen Bundesländern mit Ausnahme von Hamburg, Bremen und Berlin (West) durchgeführt. Das Saarland wird an den Besonderen Ernteermittlungen erst ab 1960 beteiligt sein.

**2.3 Die Erhebung** zur objektiven Ermittlung der Ernteerträge wird in zwei Phasen durchgeführt:

In der ersten Phase wird durch „Probeschnitte“ bei Getreide bzw. durch „Proberodungen“ bei Kartoffeln die gewachsene Ernte objektiv festgestellt, indem auf bestimmten kleinen „Probestücken“ — den Erhebungseinheiten in der ersten Phase — der Ertrag ermittelt wird. Die Getreideproben werden von einer amtlichen Erntekommission zur Zeit der Gelbreife, also wenige Tage vor dem beabsichtigten Schnitt, genommen und zur Auswertung in eine landwirtschaftliche Untersuchungsanstalt des jeweiligen Landes gesandt. Entsprechend werden kurz vor der Kartoffelernte die Kartoffelproben genommen, gereinigt und genau gewogen.

In der zweiten Erhebungsphase wird durch den „Volldrusch“ bzw. durch die „Vollrodung“ bestimmter Felder — den Erhebungseinheiten in der zweiten Phase — die tatsächlich geerntete Menge festgestellt. Diese Felder sind eine Unterstichprobe derjenigen Felder, auf denen die Probeschnitte und Proberodungen durchgeführt worden sind. Die Erhebung der zweiten Phase hat den Zweck, den aus der größeren Stichprobe der ersten Phase gewonnenen durchschnittlichen Ertragswert der gewachsenen Ernte (auf dem Halm bzw. an der Staude) auf den tatsächlich geernteten Ertrag umzurechnen. Dieser ist im Durchschnitt um einige Prozent geringer als jener, weil beim Abernten eines Feldes gewisse Verluste entstehen. In Gegenwart der amtlichen Erntekommission werden die „Volldruschfelder“ und die „Vollrodungsfelder“ nach der üblichen Weise abgeerntet und die Erträge — bei Getreide nach dem Drusch — gewogen. Die so festgestellte Erntemenge wird auf die Fläche des Feldes bezogen und ergibt den sogenannten Volldruschertrag bzw. Vollrodungsertrag. Eine Stichprobe von etwa 1 kg des ausgedroschenen Getreides wird in einer luftdicht verschlossenen Dose zur Auswertung in die Untersuchungsanstalt geschickt.

Zu den Feststellungen, die in der Untersuchungsanstalt an den Schnitt- und Druschproben durchgeführt und bei der Beurteilung der Erntemenge und -qualität berücksichtigt werden, gehört u. a. die Ermittlung des Feuchtigkeitsgehaltes, des Hektolitergewichtes, des Fremdbesatzes, des Auswuchses und der Backfähigkeit des Getreides.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** dienen die Unterlagen der Bodennutzungserhebung des Vorjahres. Sofern diese Unterlagen infolge einer Stichprobenerhebung (vgl. II.10) nicht vollständig vorliegen, wird stattdessen auf ein weiter zurückliegendes Jahr zurückgegriffen.

**2.5 Im Hinblick** auf die hohen Kosten je Erhebungseinheit mußte der **Stichprobenumfang** verhältnismäßig niedrig angesetzt werden. In der Verordnung der Bundesregierung vom 8. April 1958 wurden 12 000 Probefelder als Höchstgrenze für den Gesamtumfang vorgeschrieben.

### 3. Stichprobenplan

**3.1 Der Stichprobenplan** für die Besondere Ernteermittlung wurde in den Jahren 1948 bis 1954 entwickelt. Bei der Einführung dieser Statistik wurden Sachverständige der Landwirtschafts- und der Repräsentativstatistik in den USA, *W. A. Hendricks* und

## II.13

P. L. Koenig, hinzugezogen. Die Bemühungen um die Vereinfachung und die Verbesserung der Methoden wurden auch nach 1954 fortgesetzt (vgl. Ziffer 6).

**3.2** Als kleinste Flächeneinheit der Erhebung in der ersten Phase wird das „Probe-stück“ verwendet. Die Größe und Art dieser künstlichen Einheit mußte nach technischen Gesichtspunkten festgelegt werden. Die Größe des Getreide-Probestücks ist nach oben begrenzt durch das Gewicht und die Sperrigkeit des Meßgerätes, den Zeitaufwand für den Schnitt, den angerichteten Flurschaden sowie durch den Transport der Getreideprobe.

Nach unten ist die Größe des Probestücks beschränkt durch die Schwierigkeiten bei der Abgrenzung, durch die zu erwartende Vergrößerung der Streuung der Probe-werte untereinander und durch die ungenaue Repräsentation des Feldes durch die einzelnen Proben als Folge der Tatsache, daß das Getreide vorwiegend in Drillreihen wächst. Diese Ungenauigkeit ist um so größer, je größer das Verhältnis des Reihenab-standes zur Kantenlänge des Probestückes wird.

Auf Grund dieser Überlegungen werden für Getreide Proben genommen, die je 1 qm Fläche umfassen. Als Geräte werden dabei im allgemeinen starre quadratische Rahmen mit einer Seitenlänge von 1 m, teilweise auch Zirkel mit einem Radius von etwa 56 cm benutzt. Damit das Ergebnis möglichst unbeeinflusst vom Abstand der Drillreihen bleibt, wird der qm-Rahmen diagonal zu den Drillreihen angelegt. Für die Lage des Rahmens gibt es trotzdem noch verschiedene Möglichkeiten, je nachdem, wo der Mittelpunkt (bzw. zwei gegenüberliegende Ecken) des Rahmens lokalisiert werden. Abbildung II.13.1 veranschaulicht die beiden extremen Situationen: Im Beispiel A liegt der Mittelpunkt genau auf einer Drillreihe, im Beispiel B dagegen in der Mitte zwischen zwei Drillreihen.

Abbildung II. 13. i

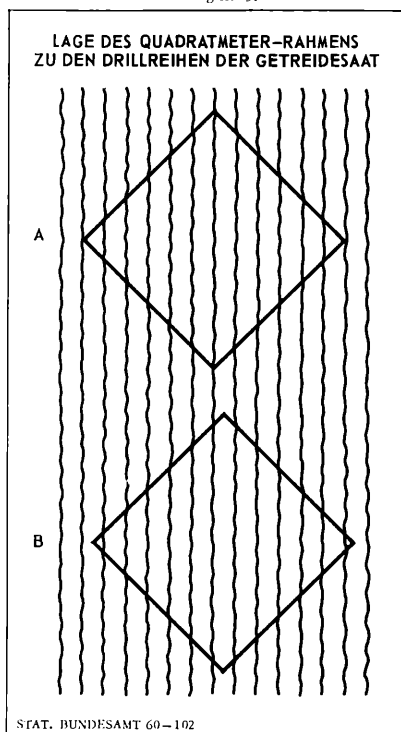
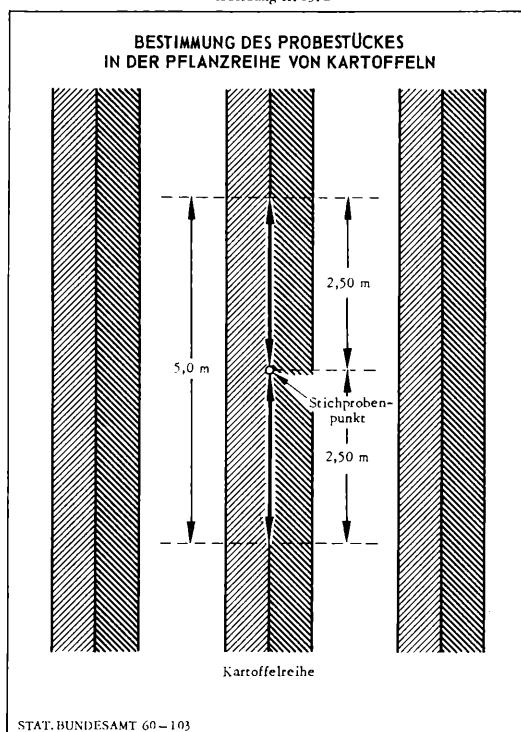


Abbildung II. 13. 2



Die Zahl der einbezogenen Pflanzen unterscheidet sich in den beiden Extremfällen A und B zwar noch um 1,4 vH. Diese Differenz ist jedoch wesentlich geringer als diejenige, die entstehen könnte, wenn zwei Kanten des Rahmens parallel zu den Drillreihen angelegt werden (vgl. *H. Strecker* [70], S. 51—52).

Untersuchungen in Indien über den verzerrenden Einfluß verschiedener Probestück-Größen legen den Schluß nahe, daß kleine Schnittstellen zu Überschätzungen des Ernteertrages führen (s. *H. Strecker* [70], S. 49—50). In Deutschland werden trotzdem die recht kleinen Quadratmeterproben genommen, die dann jedoch durch die Feststellungen der zweiten Erhebungsphase korrigiert werden.

Für die Proberodungen von Kartoffeln werden in den Pflanzreihen Stücke von je 5 m Länge ausgewählt. Von einem bestimmten Stichprobenpunkt aus werden auf der Kartoffelreihe in beiden Richtungen 2,5 m abgemessen. Die so begrenzten Stücke werden voll gerodet, auch wenn dadurch etwa eine Kartoffelstaude in der Mitte durchgeschnitten wird (vgl. Abbildung II.13.2, S. 270).

**3.3** Die Probestücke werden in der **ersten Erhebungsphase** durch ein vierstufiges Auswahlverfahren bestimmt. Dabei werden folgende Auswahlseinheiten benutzt:

Gemeinde,  
landwirtschaftlicher Betrieb,  
Feld,  
Probestück.

In der ersten Stufe werden die Stichprobengemeinden — ohne Schichtung — proportional zur Anbaufläche der betreffenden Fruchtart ausgewählt (Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten; vgl. I.3.2.5, S. 84). Weil die Anbauflächen der Gemeinden im Berichtsjahr zur Zeit der Auswahl noch nicht bekannt sind, werden ersatzweise geschätzte Anbauflächen zugrundegelegt, z. B. die Flächen des vorangehenden Jahres. Seitdem die Bodennutzungserhebungen repräsentativ durchgeführt werden (vgl. II.10), muß auf eine weiter zurückliegende Totalerhebung zurückgegriffen werden, weil bei Stichprobenerhebungen keine Gemeindeergebnisse erstellt werden können.

In den ersten Jahren wurde statt der Auswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten eine Schichtung nach Kreisen vorgesehen, indem der Stichprobenumfang zunächst proportional zur Anbaufläche auf die Kreise verteilt wurde und innerhalb der Kreise Gemeinden mit einheitlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten gezogen wurden.

In der zweiten Auswahlstufe werden die Stichprobenbetriebe durch Los zufällig bestimmt. Der Zufallscharakter der Stichprobe in dieser Auswahlstufe wird jedoch dadurch beschränkt, daß zwei Betriebsgrößenklassen für jeden Kreis im richtigen Verhältnis erfaßt werden sollen (gesteuerte Auswahl).

In der dritten Stufe wird je Stichprobenbetrieb ein Feld mit Anbau der jeweiligen Fruchtart ausgelost.

In der vierten Auswahlstufe werden auf jedem Stichprobenfeld Probestücke (vgl. 3.2) ausgewählt. Damit bei der Probenahme der Flurschaden gering bleibt, werden alle Proben in einer Feld-Diagonalen genommen, und zwar in der auf den Ortskern zeigenden Diagonalen. Durch eine vorgegebene Schrittzahlregel, die sich bei jedem zehnten Feld wiederholt, wird sichergestellt, daß der Anteil der Feldränder im richtigen Verhältnis in die Stichprobe hineinkommt.

Eine Untersuchung an Vergleichs-Proben, die 1956 in Bayern auf denselben Feldern genau nach dem Zufallsprinzip (mit Zufallskordinaten) gewonnen wurden, hat gezeigt, daß der systematische Fehler des tatsächlich angewandten Verfahrens innerhalb der Grenzen des Zufallsfehlers der Ergebnisse liegt. Im übrigen werden die systematischen Fehler bei der ersten Phase durch die Berichtigung mit den Ergebnissen der zweiten Phase wieder ausgeglichen.

Für die vier Auswahlstufen der ersten Erhebungsphase sind nicht Auswahlsätze, sondern die Stichprobenumfänge vorgegeben. In den Bundesländern wird jeweils eine bestimmte Zahl von Gemeinden ausgewählt. In diesen Gemeinden werden je zwei Betriebe, in diesen Betrieben je ein Feld und auf diesen Feldern je fünf Probestücke in die Stichprobe einbezogen. Diese Stichprobenumfänge in den vier Stufen wurden

## II.13

auf Grund von arbeitstechnischen Überlegungen festgelegt; es kann damit gerechnet werden, daß der Stufungseffekt (vgl. I.2.2.5, S. 42) verhältnismäßig gering ist.

Der Stichprobenumfang, der insgesamt 12000 Felder nicht überschreiten darf (vgl. 2.5), wird entsprechend den Anbauverhältnissen auf die einzubeziehenden Fruchtarten und Länder aufgeteilt. In Übersicht II.13.1 wird die Aufteilung für 1955 gegeben; sie hat sich im Laufe der Jahre nur geringfügig geändert.

Übersicht II.13.1

Land	Zahl der Probefelder 1955				
	Winterroggen	Winterweizen	Sommergerste	Kartoffeln	zusammen
Schleswig-Holstein .....	300	200	—	270	770
Niedersachsen .....	400	250	—	430	1 080
Nordrhein-Westfalen .....	350	300	—	330	980
Hessen .....	300	300	—	360	960
Rheinland-Pfalz .....	300	250	200	330	1 080
Baden-Württemberg .....	500	400	400	500	1 800
Bayern .....	500	450	400	500	1 850
Zusammen .....	2 650	2 150	1 000	2 720	8 520

Da je Stichprobengemeinde zwei Betriebe und je Stichprobenbetrieb ein Feld ausgewählt werden, ist mit der Zahl der Probefelder nach Übersicht II.13.1 auch die Zahl der zunächst auszuwählenden Stichprobengemeinden bestimmt. Sie ist halb so groß wie die Zahl der Stichprobenfelder, beträgt also 4260. Da die Auswahl für die vier Fruchtarten unabhängig erfolgt, können einzelne Gemeinden auch für die Ertragsermittlung mehrerer Fruchtarten in die Stichprobe gelangen. Die Gesamtzahl der einbezogenen Gemeinden ist dementsprechend geringer als 4260.

In der Stichprobe der ersten Phase der Besonderen Erntetermineitlung werden 0,0001 vH der gesamten Anbaufläche der einbezogenen Fruchtarten erfaßt.

**3.4 Für die zweite Erhebungsphase** werden Felder aus der Gesamtheit der Stichprobenfelder der ersten Erhebungsphase ausgewählt. Mit diesem Verfahren wird grundsätzlich erreicht, daß nur Probefelder der ersten Phase zu den Volldruschen und den Vollrodungen herangezogen werden. Der Auswahlatz für die Auswahl in der zweiten Phase wurde auf 15 vH der Probefelder festgelegt. Insgesamt wurden also rund 1300 Felder in die Erhebung der zweiten Phase einbezogen.

Bei dieser Auswahl wird grundsätzlich das Zufallsprinzip angewendet. Dabei entstehen jedoch gelegentlich technische Schwierigkeiten: Die amtliche Kommission muß beim Abernten der Volldrusch- bzw. Vollrodungsfelder zugegen sein. Der Termin für die Ernte kann jedoch aus verschiedenen Gründen vorher nicht genau festgelegt werden, so daß es bisweilen vorkommt, daß Felder, die für die Ertragsermittlung in der zweiten Erhebungsphase ausgewählt waren, bereits abgeerntet sind, wenn die Kommission eintrifft. Manchmal steht z. B. für das ausgewählte Feld auch die Dreschmaschine nicht rechtzeitig zur Verfügung. Die Kommission muß dann für die Erntefeststellung auf ein anderes Feld aus der ersten Phase ausweichen.

Schwierigkeiten bereitet auch die anteilig richtige Erfassung der angewandten Druschverfahren und der mittelfrühen und späten Kartoffelsorten. Man unterscheidet bei den Druschverfahren zwischen Mähdrusch, Felddrusch und Scheundrusch. Die Ermittlung des Mähdruschanteils ist notwendig, um den pauschalen Scheunenverlustfaktor um diesen Anteil zu vermindern (vgl. 3.6).

Ferner wurde festgestellt, daß die durchschnittliche Flächengröße der Volldruschfelder und insbesondere der Vollrodungsfelder nicht dem Landesdurchschnitt entspricht. Das ist z. T. die Folge davon, daß einzelne große Felder nicht vollständig zur Erntetermineitlung herangezogen werden, sondern daß die Kommission ihre Feststellungen auf eine Teilfläche beschränkt. Das kommt bei den Vollrodungen auf Kartoffelfeldern häufiger vor, weil das Abernten relativ viel Zeit erfordert, nach Möglichkeit aber an einem Tag abgewickelt werden muß (vgl. auch 6.1).

**3.5 Für die Hochrechnung** der mit den Probeschnitten und Proberodungen gewonnenen Ertragswerte wird das Verfahren der freien Hochrechnung angewandt. Da Erträge als Verhältniszahlen nicht ungewichtet additionsfähig sind, muß die Rechnung jeweils auf

Erntemengen abgestellt werden. In jeder Stufe sind die Erntemengen mit dem Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeit zu multiplizieren.

Theoretisch wäre danach folgendes Verfahren anzuwenden: Die  $n$  Stichprobengemeinden werden näherungsweise mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Anbaufläche der betreffenden Fruchtart ausgewählt; bezeichnet  $Z_i$  die Anbaufläche in der  $i$ -ten Gemeinde und  $Z$  die Gesamtfläche, so ist  $nZ_i/Z$  näherungsweise die Auswahlwahrscheinlichkeit und  $Z/nZ_i$  der zugehörige Hochrechnungsfaktor. In der  $i$ -ten Stichprobengemeinde werden von  $M_i$  Betrieben  $m_i = 2$  Betriebe, von den  $L_{ij}$  Feldern des  $j$ -ten Betriebes in der  $i$ -ten Gemeinde  $l_{ij}$  Felder (hier  $l_{ij} = 1$ ) mit den Wahrscheinlichkeiten  $m_i/M_i$  bzw.  $l_{ij}/L_{ij}$  ausgewählt. Die Erntemenge des  $k$ -ten Probefeldes im  $j$ -ten Betrieb der  $i$ -ten Stichprobengemeinde wird durch Multiplikation des durchschnittlichen Ertrages  $\bar{y}_{ijk}$  der fünf Probestücke mit der Fläche  $Z_{ijk}$  des ganzen Feldes geschätzt:

$$(1) \quad x'_{ijk} = Z_{ijk} \cdot \bar{y}_{ijk}$$

Die gesamte Erntemenge ist dann durch Multiplikation dieser Menge mit dem Kehrwert der Auswahlwahrscheinlichkeiten

$$\frac{Z}{nZ_i} \cdot \frac{M_i}{m_i} \cdot \frac{L_{ij}}{l_{ij}}$$

und Summation über die Auswahlstufen zu schätzen:

$$(2) \quad \hat{x} = \frac{Z}{n} \sum_{i,j,k} \left[ \frac{1}{Z_i} \cdot \frac{M_i}{m_i} \cdot \frac{L_{ij}}{l_{ij}} \cdot Z_{ijk} \right] \cdot \bar{y}_{ijk}.$$

Für den durchschnittlichen Ernteertrag  $\bar{X}/Z$  gilt danach theoretisch die Schätzung:

$$(3) \quad \hat{\bar{y}} = \frac{1}{n} \sum_{i,j,k} \left[ \frac{1}{Z_i} \cdot \frac{M_i}{m_i} \cdot \frac{L_{ij}}{l_{ij}} \cdot Z_{ijk} \right] \cdot \bar{y}_{ijk}.$$

Um jedoch die Ergebnisse möglichst rasch ermitteln zu können, wird praktisch die folgende Formel angewandt:

$$(4) \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i,j,k} \frac{1}{2} \bar{y}_{ijk}.$$

Diese Formel wirkt verzerrend, weil sie unterstellt, daß der Faktor  $\frac{1}{Z_i} \cdot \frac{M_i}{m_i} \cdot \frac{L_{ij}}{l_{ij}} Z_{ijk}$  stets gleich  $\frac{1}{2}$  ist, was jedoch nur im Erwartungswert zutrifft.

Das Ausmaß der Verzerrung der Ergebnisse bei Anwendung der einfachen Näherungsformel (4) ist von *H. Strecker* (vgl. [70], S. 37-42) in einer Sonderaufbereitung an Bayerischen Unterlagen untersucht worden. Die Abweichungen lagen zwischen  $-1,5$  und  $+2,5$  vH. Sie sind vor allem dadurch verhältnismäßig klein geblieben, daß die Auswahl in der ersten Stufe näherungsweise mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Anbaufläche durchgeführt wurde.

Die Probeschnitterträge werden schließlich noch einheitlich auf 86 vH Trockensubstanz umgerechnet, da der durchschnittliche Feuchtigkeitsgehalt des Getreides erfahrungsgemäß 14 vH oder größer ist.

**3.6 Die Ergebnisse der Volldrusche und der Vollrodungen dienen der Umrechnung der durchschnittlichen Probeschnitt- bzw. Proberoderträge auf die tatsächlich geernteten Erträge.**

Die mit der ersten Phase ermittelten Erträge müssen zu den Erträgen aus der zweiten Phase ins Verhältnis gesetzt werden. Dazu wurden drei Möglichkeiten erörtert:

a) Nach dem Ernteertrag gewogenes Mittel:

$$\frac{\text{Summe der Ernteerträge in der zweiten Phase}}{\text{Summe der Ernteerträge in der ersten Phase}}$$

b) Nach der Erntemenge gewogenes Mittel (auf die Stichprobenfelder hochgerechnete Werte):

$$\frac{\text{Summe der Erntemengen in der zweiten Phase}}{\text{Summe der Erntemengen in der ersten Phase}}$$

c) Arithmetisches Mittel von „Einzelkorrektiven“; dabei ist das Einzelkorrektiv für die  $i$ -te Stichprobengemeinde der zweiten Phase

$$k_i = \frac{\text{Ernteertrag der Gemeinde in der zweiten Phase}}{\text{Ernteertrag der Gemeinde in der ersten Phase}}$$

## II.13

An Stelle der naheliegenden Wege a) und b) wurde die Möglichkeit c) gewählt, da sie die einfachste ist. Insbesondere sind keine Korrelationsrechnungen erforderlich, weil die Einzelkorrektive  $k_i$  nahezu unabhängig von der Höhe des Ertrages der ersten Erhebungsphase sind.

Das arithmetische Mittel der Einzelkorrektive über alle Gemeinden

$$(5) \quad k = \frac{1}{n} \sum k_i$$

wird Landeskorrektivfaktor oder kurz Landeskorrektiv genannt.

Mit Hilfe des Landeskorrektivs wird für ein Land der Ernteertrag  $E$  geschätzt durch

$$(6) \quad E = R \cdot y \cdot k,$$

wobei  $y$  der in der ersten Erhebungsphase ermittelte Ertrag ist (vgl. 3.5). Die Scheunenverluste werden pauschal durch den Faktor  $R$  berücksichtigt, der bei den Getreidearten jeweils nach dem geschätzten Anteil der Mähdrusche an allen Getreide-Ernteverfahren festgelegt wird.

**3.7** Für die Fehlerrechnung in der ersten Phase hat *W. A. Hendricks* bei der Einführung der Besonderen Ernteermittlung eine Näherungsformel nach dem ultimate-cluster-Ansatz (vgl. III.6.1 (5), S. 578) entwickelt, die es gestattet, die Standardfehler ohne viel Mühe aus den Gemeindewerten zu berechnen. Die mit dieser Formel berechneten Fehlerwerte stimmen mit den genauen Standardfehlern gut überein (vgl. *H. Strecker* [70], S. 53-54). Die Formel ist auf das ursprüngliche Auswahlverfahren abgestellt, bei dem eine nach Kreisen geschichtete Auswahl durchgeführt wurde. Sie wurde nach der Änderung des Stichprobenplans zunächst weiter verwandt, soll jedoch in Zukunft auf das abgeänderte Stichprobenverfahren umgestellt werden.

Die Fehlerrechnung für das Landeskorrektiv  $\bar{k}$  in der zweiten Phase wurde nach *W. A. Hendricks* näherungsweise an den Einzelkorrektiven durchgeführt (nach Formel III.1.7 (3), S. 528). Die Schichten und Stufen des Auswahlplans wurden dabei also nicht berücksichtigt.

Die Fehlerkomponenten beider Phasen wurden schließlich nach dem Fehlerfortpflanzungsgesetz (vgl. I.3.4.3, S. 113) zusammengefaßt. Der systematische Fehler für den pauschalen Verlustfaktor  $R$  ist nicht bekannt; er läßt sich mit angemessenem Aufwand nicht ermitteln.

**3.8** Nach den ersten Jahren der Durchführung der Besonderen Ernteermittlungen wurde überlegt, ob die ziemlich stabilen Verhältnisse zwischen den Korrektiven der Länder in den zurückliegenden Jahren nicht als zusätzliche Information zur Verbesserung der Ergebnisse verwendet werden könnten.

Zunächst wurden deshalb die nordwestdeutschen sowie die süddeutschen Bundesländer zusammengefaßt und für beide Ländergruppen statt individueller Landeskorrektive sogenannte **Gruppenkorrektive** berechnet und an Stelle der Landeskorrektive verwandt: Die Gruppenkorrektive wurden auf die Länder „übertragen“. Ihre Zufallsfehler waren wegen der vermehrten Anzahl von Stichprobeneinheiten kleiner als die der einzelnen Landeskorrektive. Dieser Gewinn wurde jedoch infolge der Übertragung mit einem systematischen Fehler erkauft, der häufig die Verkleinerung des Zufallsfehlers noch überwog. Die Landeskorrektive zeigten Abweichungen von ihrem Gruppenkorrektiv bis zu 5 vH, weil die zusammengefaßten Länder untereinander zu heterogen sind. Das Verfahren führte also keine methodische Verbesserung der Landesergebnisse herbei.



3.9 Seit 1954 wird zur Ermittlung des endgültigen Ernteertrages an Stelle des Landeskorrektivs das **ergänzte Landeskorrektiv** angewandt, das für jedes der sieben beteiligten Bundesländer gesondert nach folgender Formel berechnet wird:

$$(7) \quad k = \frac{g_1 k + g_2 h}{g_1 + g_2}$$

Das ergänzte Landeskorrektiv  $k$  ist eine Verfeinerung des Landeskorrektivs  $k$  durch Hinzunahme eines unabhängigen Schätzwertes  $h$  für den Ertrag einer Fruchtart. Ausgangspunkt für die Berechnung dieser zweiten unabhängigen Größe ist die Tatsache, daß die Landeskorrektive für die Mehrzahl der Länder mit den Korrekturen ihrer Nachbarländer (vgl. Übersicht II.13.2) eng korreliert sind.

Übersicht II.13.2

Land	Nachbarländer
Schleswig-Holstein . . .	Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen
Niedersachsen . . . . .	Schleswig-Holstein, Nordrhein-Westfalen, Hessen
Nordrhein-Westfalen . .	Niedersachsen, Hessen, Rheinland-Pfalz
Hessen . . . . .	Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg, Bayern
Rheinland-Pfalz . . . .	Nordrhein-Westfalen, Hessen, Baden-Württemberg
Baden-Württemberg . .	Hessen, Rheinland-Pfalz, Bayern
Bayern . . . . .	Hessen, Baden-Württemberg

Der zweite unabhängige Schätzwert  $h$  wird „Nachbarschaftskorrektiv“ genannt; er ist definiert als das Produkt des „Hilfskorrektivs“  $\bar{h}$  und des „Verschiebungsfaktors“  $\bar{q}$ :

$$(8) \quad h = \bar{h} \cdot \bar{q}$$

Das Hilfskorrektiv  $\bar{h}$  wird als gewogener Durchschnitt der Landeskorrektive  $\bar{k}_i$  des Berichtsjahres in den Nachbarländern berechnet:

$$(9) \quad \bar{h} = \frac{\sum_i n_i k_i}{\sum_i n_i}$$

Dabei ist  $n_i$  die Zahl der Volldrusche bzw. Vollrodungen im  $i$ -ten Nachbarland (der Index  $i$  wird hier in Unterschied zu Ziffer 3.5 und 3.6 zur Kennzeichnung der Nachbarländer verwendet). Der Verschiebungsfaktor  $\bar{q}$  ist der arithmetische Durchschnitt der „Nachbarschaftsquotienten“  $q_t$  aller Vorjahre seit 1950:

$$(10) \quad \bar{q} = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m q_t$$

Der Nachbarschaftsquotient  $q_t$  ist gleich dem Verhältnis des Landeskorrektivs  $k$  zum Hilfskorrektiv  $h$  für das  $t$ -te Jahr nach 1949:

$$(11) \quad q_t = \left( \frac{k}{h} \right)_t$$

Die Gewichte  $g_1$  und  $g_2$  werden als Kehrwerte der Fehlervarianzen  $s_k^2$  und  $s_h^2$  für das Landeskorrektiv  $k$  und das Hilfskorrektiv  $h$  angesetzt:

$$(12) \quad g_1 = \frac{1}{s_k^2}, \quad g_2 = \frac{1}{s_h^2}$$

Die Fehlervarianz  $s_h^2$  für das Nachbarschaftskorrektiv  $h$  wird nach dem Fehlerfortpflanzungsgesetz berechnet. Dabei wird unterstellt, daß die Nachbarschaftsquotienten  $q_t$  der zurückliegenden Jahre unabhängige Einzelwerte sind. Der Standardfehler für das ergänzte Landeskorrektiv  $k$  ist somit

## II.13

$$(13) \quad s_k = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{s_k^2} + \frac{1}{s_h^2}}}$$

Die Formel (13) zeigt, daß dieser Wert kleiner als der Standardfehler des Landeskorrektivs  $k$  ist; durch die Anwendung der ergänzten Landeskorrektive wird also der Standardfehler verringert. Durch die Übertragung der Information von den Nachbarländern kommt zwar ein gewisser systematischer Fehler in das Ergebnis; der Gesamtfehler der ergänzten Landeskorrektive dürfte jedoch kleiner als der Gesamtfehler der einfachen Landeskorrektive sein.

### 4. Durchführung des Stichprobenplans

**4.1** Sobald die Ergebnisse der Landes- und Nachbarschaftskorrektive für eine Fruchtart vorliegen, wird geprüft, ob die Übertragung des Nachbarschaftskorrektivs auf das jeweilige Land im betrachteten Jahr zulässig ist. Eine solche **Prüfung auf Widerspruchsfreiheit** der beiden Komponenten des ergänzten Landeskorrektivs ist notwendig, weil sich das Verhältnis der Korrektive des Landes zu seinen Nachbarländern im betrachteten Jahr sprunghaft geändert haben kann und von der Situation in den zurückliegenden Jahren möglicherweise nicht zutreffend charakterisiert wird; durch kritiklose Anwendung des ergänzten Landeskorrektivs könnten größere systematische Fehler entstehen.

Die Prüfgröße lautet:

$$(14) \quad W = \frac{k - h}{\sqrt{s_k^2 + s_h^2}}$$

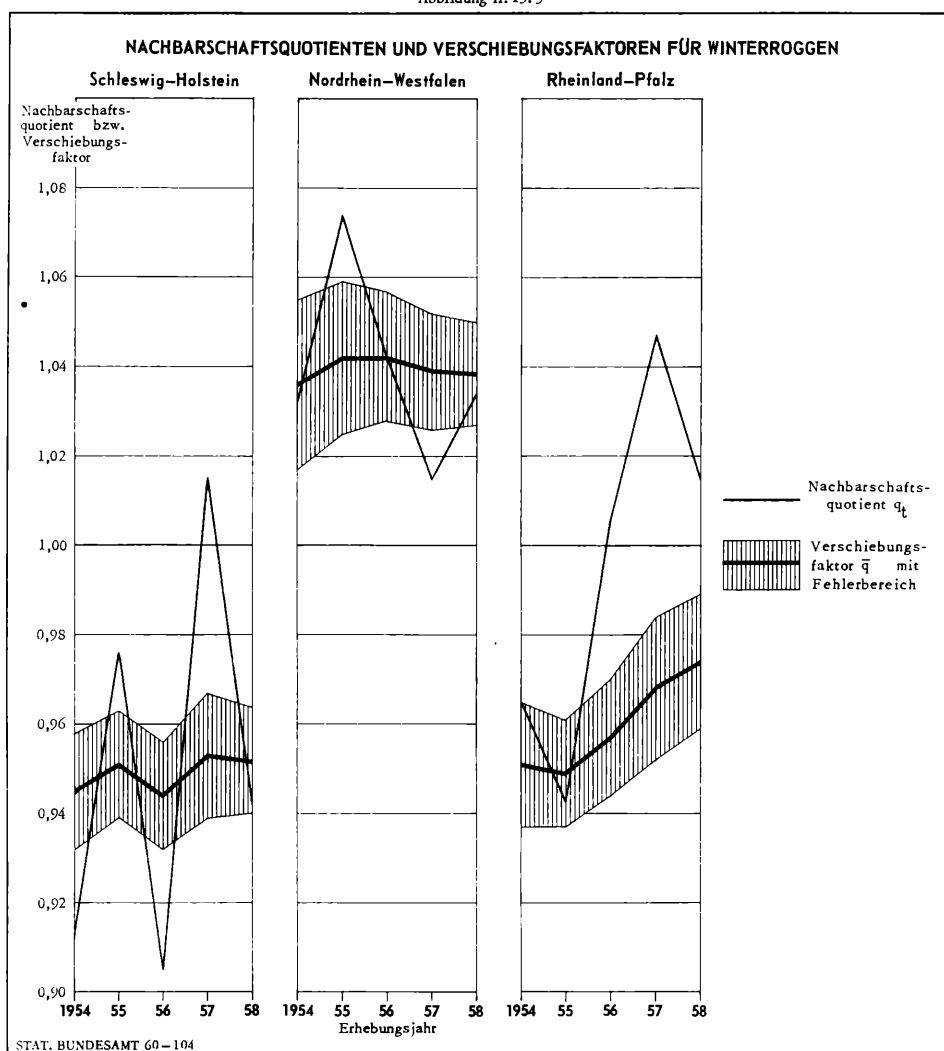
Ist der Quotient  $W$  dem Betrage nach kleiner als 2, so wird das ergänzte Landeskorrektiv verwendet. Ist der Betrag der Prüfgröße  $W$  größer als 4, so sind die beiden Schätzwerte  $\bar{k}$  und  $h$  nicht miteinander vereinbar; in diesem Falle wird das bloße Landeskorrektiv  $k$  verwendet. In den übrigen Fällen ist nachzuprüfen, ob der Unterschied etwa durch regional auftretende Besonderheiten hervorgerufen wurde, um danach zu entscheiden, welcher Wert zu verwenden ist (vgl. das Beispiel unter 4.2).

**4.2** In Abbildung II.13.3 sind für die Fruchtart Winterroggen die **Nachbarschaftsquotienten**  $q_t$  und ihre Mittelwerte  $q$  mit ihren Fehlerbereichen für Schleswig-Holstein, Nordrhein-Westfalen und Rheinland-Pfalz in den Jahren 1954 bis 1958 dargestellt.

Die Nachbarschaftsquotienten  $q_t$  liegen im Verlauf der Jahre im allgemeinen einheitlich über, einheitlich unter oder einheitlich in der Nähe von 1. Die Verhältnisse der Korrektive zueinander sind also einigermaßen stabil. Die Tatsache, daß die Verschiebungsfaktoren  $q$  teilweise merklich von 1 verschieden sind, kennzeichnet ihre Bedeutung.

Eine Abweichung vom stetigen Verlauf der Nachbarschaftsquotienten zeigt sich in Rheinland-Pfalz. Bis zum Jahr 1955 lagen die Nachbarschaftsquotienten  $q_t$  ständig unter 1, so daß sich ein ziemlich stabiler Verschiebungsfaktor  $q$  von etwa 0,95 herausbilden konnte. Seit 1956 lagen die Werte  $q_t$  jedoch über 1, so daß der Durchschnitt  $q$  unter Ausdehnung des Fehlerbereiches von 0,012 auf 0,016 eine steigende Tendenz erhielt. Dies wurde verursacht im Jahr 1956 durch die besonders niedrigen Landeskorrektive in den Nachbarländern Hessen und Baden-Württemberg und im folgenden Jahr durch das ungewöhnlich hohe Landeskorrektiv von Rheinland-Pfalz. Für 1957 nahm die Prüfgröße  $W$  auf Widerspruchsfreiheit der beiden Schätzkomponenten den Wert 3,1 an. Es wurde entschieden, den gewogenen Durchschnitt von Landes- und Nachbarschaftskorrektiv anzuwenden, da der Unterschied zwischen beiden Komponenten nicht auf regional auftretende Besonderheiten zurückzuführen war.

Abbildung II.13.3



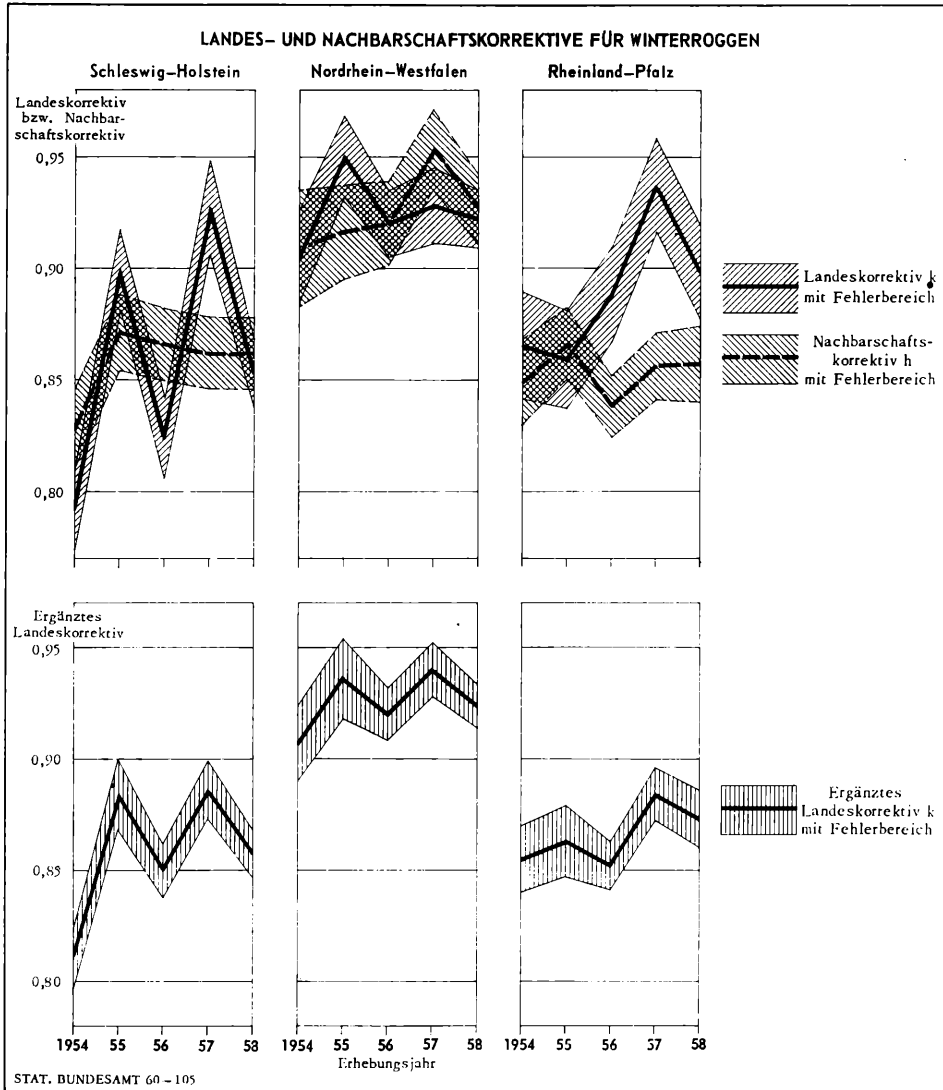
4.3 In Abbildung II.13.4 werden für die Fruchtart Winterroggen die Landeskorrektive  $k$ , die Nachbarschaftskorrektive  $h$  und die daraus kombinierten **ergänzten Landeskorrektive**  $k$  in den Jahren 1954 bis 1958 jeweils mit ihren Fehlerbereichen dargestellt.

Man erkennt die teilweise recht beachtlichen Schwankungen der Korrektive von einem Jahr zum nächsten und stellt fest, daß der Fehlerbereich für das kombinierte Korrektiv  $k$  stets um etwa 30 bis 40 vH schmäler ist als der Bereich für die beiden einzelnen Komponenten. In Rheinland-Pfalz klaffen ihre Werte im Jahre 1957 besonders auseinander (vgl. auch 4.2).

4.4 Die Größenordnung der relativen Standardfehler für die mit dem ergänzten Landeskorrektiv berechneten **endgültigen Ernteerträge** im Jahr 1955 in den sieben beteiligten Ländern zeigt Übersicht II.13.3 auf S. 279.

## II.13

Abbildung II.13.4



Im ganzen ist die Genauigkeit der Ergebnisse als durchaus gut zu bewerten.

Mit der Bildung ergänzter Landeskorrktive ergibt sich die methodische Schwierigkeit, daß der Ertrag im Bundesgebiet nicht ohne weiteres als gewogener Durchschnitt der Erträge in den Ländern berechnet werden kann. Diese sind nicht unabhängig voneinander, sondern positiv korreliert, so daß der Standardfehler des Ernteertrages im Bundesgebiet unterschätzt wird, wenn die Fehlervarianzen der Länder addiert werden.

Beim Vergleich der Standardfehler nach Übersicht II.13.3 mit den Stichprobenumfängen nach Übersicht II.13.1 fallen die geringen Fehler für die Ergebnisse in Hessen

auf. Dies ist auf die Verwendung ergänzter Landeskorrrektive zurückzuführen, bei der für Hessen die meisten Nebeninformationen aus Nachbarländern zur Verfügung stehen (vgl. Übersicht II.13.2, S. 275).

Übersicht II.13.3

Land	Winterroggen		Winterweizen		Sommergerste		Kartoffeln	
	Endgültiger Ertrag 1955	Rel. Standardfehler	Endgültiger Ertrag 1955	Rel. Standardfehler	Endgültiger Ertrag 1955	Rel. Standardfehler	Endgültiger Ertrag 1955	Rel. Standardfehler
	dz/ha	vH	dz/ha	vH	dz/ha	vH	dz/ha	vH
Schleswig-Holstein	23,0	2,1	36,5	1,9	.	—	197,2	1,8
Niedersachsen	24,2	2,0	29,8	1,8	.	—	202,8	2,0
Nordrhein-Westfalen	27,3	2,2	33,2	1,5	.	—	222,9	1,6
Hessen	25,3	1,9	32,4	1,5	.	—	212,3	1,3
Rheinland-Pfalz	24,2	2,4	31,0	2,1	31,0	2,1	226,9	1,6
Baden-Württemberg	20,6	1,7	26,7	1,6	23,2	1,6	183,1	1,4
Bayern	20,8	1,6	26,6	1,5	24,1	1,6	201,3	1,2

## 5. Ernteberichterstattung und Besondere Ernteermittlung

5.1 Neben den objektiven Erntemessungen für Winterroggen, Winterweizen, Sommergerste und Kartoffeln durch die Besondere Ernteermittlung sind die **Ernteschätzungen** der amtlichen Ernteberichterstatte für alle wichtigen Feldfrüchte ein wesentlicher Bestandteil der Erntestatistik. Die Berichterstattung über Wachstumstand und Ernte der landwirtschaftlichen Feldfrüchte bildet die Grundlage für

- a) die Beurteilung des Wachstumstandes und der Ernteaussichten;
- b) die Vorschätzungen der Ernteerträge von Feldfrüchten;
- c) die endgültigen Schätzungen der Ernteerträge von Feldfrüchten, die nicht in die Besondere Ernteermittlung einbezogen sind;
- d) die Ermittlung von endgültigen Ernteerträgen für kleinere Verwaltungseinheiten.

Bei den Aufgaben zu c) und d) werden die Besondere Ernteermittlung und die Ernteberichterstattung miteinander verknüpft.

5.2 Für die Ernteberichterstattung wird das folgende **Verfahren** angewandt: Das gesamte Gebiet ist in Berichtsbezirke von der Ausdehnung der Gemarkung einer oder mehrerer Landgemeinden eingeteilt, für die jeweils ein ehrenamtlicher Berichterstatte ein global geschätztes Durchschnittsergebnis des Hektarertrages abzugeben hat. Die Meldungen der Berichterstatte werden im Statistischen Landesamt zu Kreis-, Regierungsbezirks- und Landesergebnissen zusammengefaßt.

Trotz Beachtung aller notwendigen Voraussetzungen — Auswahl zuverlässiger Personen, regelmäßige Schulungen — kann das Verfahren doch nur Schätzwerte mit einem großen Unsicherheitsbereich liefern: Wenn es auch dem erfahrenen Landwirt nicht allzu schwer fällt, den Hektarertrag eines einzelnen vor ihm liegenden Feldstückes einigermaßen genau zu schätzen, so ist doch der Schluß von den Einzelschätzungen auf den Durchschnitt eines ganzen Berichtsbezirks mit erheblichen Fehlerquellen verbunden. Es ist dem Berichterstatte praktisch kaum möglich, auch nur näherungsweise festzustellen, wie groß die Anteile der Felder mit guten Erträgen, mit mittleren und schlechten Erträgen in seinem Bezirke sind.

5.3 Die Besondere Ernteermittlung konnte wegen der hohen Kosten bisher nur für vier Fruchtarten durchgeführt werden (vgl. 2.1). Daneben werden die **endgültigen Ernteerträge** für diese Fruchtarten auch durch die Berichterstatte geschätzt. Eine Gegenüberstellung der subjektiven Schätzwerte und der objektiv ermittelten Werte für diese Fruchtarten geben einen Hinweis auf die durchschnittliche Über- oder Unterschätzung

## II.13

der Berichterstatter. Solche Verhältniszahlen werden in jedem Jahr neu ermittelt und als Korrekturgrößen auf die Schätzwerte der Erträge bei den übrigen Getreidearten angewandt. Zu welchen Ermessensschwierigkeiten jedoch die Anwendung dieses Übertragungsverfahrens führen kann, zeigte sich z. B. bei der Ermittlung der Ernteerträge für 1959. Infolge der heißen und trockenen Witterung im Juli 1959 waren die Wachstumsbedingungen der Winter- und Sommergetreidearten sehr unterschiedlich. Die Festlegung von Korrekturgrößen für die Sommergetreidearten auf Grund der Unterschätzungen bei den durch die Besondere Erntermittlung erfaßten Fruchtarten Winterroggen und Winterweizen war daher besonders problematisch.

Genauigkeitsangaben über die endgültigen Ertragswerte der übrigen Fruchtarten können selbstverständlich nicht gemacht werden. Bei der Fruchtart Sommergerste, für die erst seit 1953 in drei Ländern die Besondere Erntermittlung durchgeführt wurde (vgl. 2.1), ergaben sich gewisse Anhaltspunkte für die Abweichungen zwischen den objektiv ermittelten und den nach der zuvor benutzten Übertragungsmethode geschätzten Ertragswerten. Die relative Abweichung bei 15 Wertepaaren (3 Länder, 5 Jahre) lag dem Betrage nach zwischen 0 und 15 vH und betrug im Durchschnitt 5 vH.

**5.4 Die Ergebnisse für Kreise und Regierungsbezirke** werden durch Anwendung von Korrekturfaktoren auf die Meldungen der Berichterstatter ermittelt. Dabei werden die Landes-Korrekturgrößen, die bei den Fruchtarten in der Besonderen Erntermittlung objektiv festgestellt und bei den übrigen Fruchtarten geschätzt worden sind, auf die Kreis- und Regierungsbezirks-Ergebnisse aus der Ernteberichterstattung übertragen.

Probeweise wurde an den Stichprobenwerten auch eine unmittelbare Ertragsberechnung für Landwirtschaftskammerbezirke durchgeführt. Zur Berechnung der Korrekture (vgl. 3.9) wurden benachbarte Regierungsbezirke herangezogen. Die Genauigkeit der Ergebnisse war unbefriedigend und rechtfertigte nicht den erheblichen Arbeitsaufwand.

## 6. Überlegungen zum Erhebungsverfahren und zum Programm

**6.1** Bei der Durchführung der Vollrodungen ergeben sich teilweise dadurch arbeits-technische Schwierigkeiten, daß die Kartoffelernte auf einem größeren Feld manchmal mehrere Tage dauert, die Erntekommissionen aber bestrebt sein müssen, ihre Kontrollaufgabe für jedes Stichprobenfeld nach Möglichkeit innerhalb eines Tages zu erfüllen. Da die Hilfskräfte, die zur Beschleunigung der Vollrodung erforderlich wären, oftmals nicht zu beschaffen sind, wurde nach Möglichkeiten gesucht, das **Erhebungsverfahren für Kartoffeln** in der zweiten Phase zu ändern, ohne dabei die Genauigkeit der Ergebnisse wesentlich zu beeinträchtigen.

Eine Einschränkung der Vollrodungen würde möglich sein, wenn die Methode der Korrektivberechnung so umgestellt wird, daß zu jedem Land alle übrigen Länder in die Hilfskorrektive einbezogen werden. Diese Umstellung würde es erlauben, den Umfang der Vollrodungen ohne Vergrößerung des Standardfehlers um  $\frac{1}{3}$  einzuschränken. Das wurde von den Landesbehörden jedoch nicht als ausreichende Erleichterung angesehen, weil auf den in der Stichprobe verbleibenden Feldern die gleichen Schwierigkeiten weiterbestehen.

Im Hinblick darauf, daß die Korrektivfaktoren zeitlich verhältnismäßig stabil sind, wurde auch ein Verzicht auf Vollrodungen in Betracht gezogen. Zur Abschätzung der Ernteverluste müßten dann die Durchschnitte der ergänzten Landeskorrrektive aus mehreren zurückliegenden Jahren verwendet werden. Eingehende Untersuchungen am Material von 1950 bis 1957 haben jedoch gezeigt, daß der systematische Fehler bei dieser Methode groß werden kann. Das Ausmaß der systematischen Fehler wurde insbesondere an den Korrektivwerten der außergewöhnlichen Jahre 1953 und 1954 ermittelt, in denen die einseitigen systematischen Abweichungen in den Ländern zwischen  $+ 0,7$  und  $+ 1,2$  vH (bzw. zwischen  $- 0,9$  und  $- 1,6$  vH) lagen. Sie hätten

sich also gegenseitig nicht ausgeglichen, sondern eine Verzerrung in den Bundesergebnissen von  $+ 0,9$  vH bzw.  $- 1,3$  vH ergeben, die kaum tragbar gewesen wäre. Das Ausmaß derartiger Verzerrungen kann auch nicht dadurch eingeschränkt werden, daß die Reihe der im Durchschnitt der Korrektive berücksichtigten Jahre verlängert wird. Diese Änderung des Verfahrens war daher vom methodischen Standpunkt aus nicht vertretbar.

Versuche, die Korrektivwerte mit Hilfe von Regressionsgleichungen aus den Angaben über die Witterung zu schätzen, scheiterten an der mangelhaften Korrelation zwischen den Korrektivgrößen und den Witterungsdaten.

Schließlich wurde versucht, die Arbeit an den Vollrodungsstichproben durch das **Nachgrabeverfahren** zumindest zu erleichtern. Bei diesem Verfahren wird die Verlustmenge unmittelbar erfaßt. Bei Probeerhebungen wurden auf den abgeernteten Feldern Quadratmeterproben bestimmt und gründlich auf zurückgebliebene Kartoffeln durchsucht. Diese wurden gewogen und gaben ein Maß für den Ernteverlust. Die Probeerhebungen haben gezeigt, daß der Zufallsfehler etwas kleiner als beim Verfahren der Vollrodungen ist. Die Erörterung im zuständigen Sachverständigenausschuß erbrachte jedoch keine Einigung über eine allgemeine Einführung des Nachgrabeverfahrens, weil mehrere Ländervertreter verschiedene psychologische und technische Bedenken gegen das Verfahren vorbrachten. Aus diesen Gründen wurde das bisher angewandte Vollrodungsverfahren beibehalten.

**6.2** Die Frage einer Änderung des Erhebungsverfahrens bei Vollrodungen wurde schließlich in das umfassendere Problem einer **Änderung des Erhebungsprogramms** hineingestellt. Es liegt nahe zu versuchen, möglichst alle Getreidearten in die objektiven Ernteermittlungen aufzunehmen; insbesondere die Einbeziehung von Hafer erscheint sehr wichtig. Da jedoch die finanziellen Mittel z. Z. nicht erhöht werden können, hätte sich die Erweiterung des Programms auf Hafer und andere Getreidearten nur auf Kosten des Stichprobenumfanges für Winterroggen, Winterweizen, Sommergerste und Kartoffeln erreichen lassen. Für die Summe von Getreide und Kartoffeln (in Getreidewerte umgerechnet) würde der relative Standardfehler im Bundesgebiet nach Überschlagsrechnungen etwa  $0,4$  vH betragen und damit geringfügig kleiner sein als der Fehler, mit dem nach der gegenwärtigen Aufteilung der Stichprobe gerechnet werden muß. Die vom Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten geforderte unveränderte Stichprobengenauigkeit für Winterweizen hätte im Rahmen eines neuen Planes jedoch nur durch Erhöhung des derzeitigen Gesamtstichprobenumfanges gewährleistet werden können. Aus allen diesen Gründen mußte zunächst von einer Änderung des Programms abgesehen werden.

Künftig wird versucht werden, die verschiedenen Verfahren der Ernteermittlung noch besser aufeinander abzustimmen. Dabei wird vor allem auch eine stärkere Verknüpfung der Ertragsermittlungen mit den Einzelergebnissen der Flächenerhebungen angestrebt werden.

## **Viehwisenzählungen**

H. Strecker<sup>1)</sup>

### **1. Einleitung**

Zu den wichtigsten statistischen Erhebungen auf dem Gebiete der Ernährung und Landwirtschaft gehören seit Jahrzehnten die Viehzählungen. Sie haben die Aufgabe, den Umfang der wirtschaftlich wichtigen Viehbestände in der Gliederung nach Alter, Geschlecht und Nutzungszweck zu ermitteln.

Die Ergebnisse der Viehzählungen sind eine bedeutende Grundlage für agrarpolitische und wirtschaftliche Maßnahmen. Sie werden vor allem benötigt für die Aufstellung von Prognosen über die weitere Entwicklung der Viehbestände und über die Versorgung des Marktes mit Schlachtvieh, zur Beratung der Landwirtschaft und zur Feststellung des Einfuhrbedarfs an Futtermitteln. Die Viehzählung ist schließlich auch die Grundlage für die Milcherzeugungsstatistik (vgl. II.16, S. 301). Konsumenten der Viehstatistik sind in erster Linie die Landwirte und die für die Landwirtschaft zuständigen Ministerien des Bundes und der Länder. Die Unterlagen werden ferner ständig von Landwirtschaftsämtern, Tierzuchtämtern, Veterinärbehörden sowie von den Bauernverbänden und Wirtschaftsinstituten gebraucht.

Infolge der starken Fluktuation der Viehbestände und wegen des Fehlens genauer Nachweise über den Zugang und Abgang von Tieren können die Viehbestände nicht über einen längeren Zeitraum fortgeschrieben werden. Die Aufgabenstellung der Statistik erfordert daher Zählungen in regelmäßigen, verhältnismäßig kurzen Zeitabständen. Dementsprechend werden in der Bundesrepublik jährlich vier Viehzählungen jeweils an einem Stichtag durchgeführt:

eine allgemeine Viehzählung im Dezember sowie  
Viehwisenzählungen im März, Juni und September.

Die Stichtage sind in der gemeinsamen Rechtsgrundlage der Statistiken (ab 1956: Viehzählungsgesetz vom 18. 6. 1956) im einzelnen festgelegt. Ein Teil der Ergebnisse der Zählungen im Juni und Dezember wird alle zwei Jahre nachgeprüft, um die Erhebungsfehler abzuschätzen (vgl. II.15, S. 296).

Die allgemeine Viehzählung im Dezember umfaßt die Bestände an Rindvieh, Pferden, Schweinen, Schafen, Ziegen, Federvieh und Bienenvölkern. Sie wird als Totalzählung durchgeführt; ihre Ergebnisse müssen bis zu den Gemeinden gegliedert werden.

Mit den Viehwisenzählungen im März, Juni und September werden an allen drei Stichtagen die Schweinebestände ermittelt, die sich besonders rasch ändern und von besonderer Bedeutung für die Fleischversorgung sind. Bei der Zwischenzählung im Juni werden außerdem auch die Bestände an Rindvieh und Schafen erfaßt. Die Viehwisenzählungen werden mit Hilfe des Stichprobenverfahrens durchgeführt, um die Gemeindeverwaltungen bei der Zählerarbeit zu entlasten und um Zeit und Kosten für die Aufbereitung der Statistik zu sparen.

Die Entwicklung des Stichprobenplans erforderte umfangreiche Vorbereitungen: Nachdem Voruntersuchungen gezeigt hatten, daß die Auswahlinheit „Gemeinde“ nicht geeignet ist, weil dabei zu hohe Auswahlsätze notwendig wären, wurde im März 1952 ein Stichprobenplan I mit der Auswahlinheit „Schweinehaltung“ erprobt (vgl. Ziffern 3 und 4). Es stellte sich jedoch heraus, daß die dabei gewonnenen Ergebnisse mit denen der vorangegangenen und der nachfolgenden Totalzählung vor allem wegen der unterschiedlichen Erhebungstechnik nicht voll vergleichbar waren. Der Stichprobenplan I wurde daher aufgegeben und ein Stichprobenplan II für die Viehwisenzählungen im März und September entwickelt (vgl. Ziffern 5 und 6). Um die

<sup>1)</sup> Prof. Dr. Heinrich Strecker, Universität Tübingen (früher: Bayerisches Statistisches Landesamt, München).



Vergleichbarkeit mit Totalzählungen zu erreichen, wurde als neue Auswahleinheit die „Zählfläche“ eingeführt. Dieser Stichprobenplan II wird seit 1954 angewandt. Auf Grund der Erfahrungen wurde er so erweitert, daß seit dem Jahre 1956 auch die Viehzwischenzählungen im Juni nach dem Stichprobenverfahren durchgeführt werden können (vgl. Ziffer 7).

Die guten Erfahrungen mit dem Einsatz des Stichprobenverfahrens bei den Viehzwischenzählungen haben ihren Niederschlag darin gefunden, daß das Viehzählungsgesetz vom 18. 6. 1956 für die Zwischenzählungen im März und September die repräsentative Erhebung vorschreibt und für die Zwischenzählung im Juni ausdrücklich zuläßt.

Die Ergebnisse der Stichprobenzählungen im Jahr 1952 sowie in den Jahren von 1954 bis 1959 sind in den Bänden 81, 132, 152, 177, 207, 225 und 243 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

## 2. Grundlagen der Stichprobenpläne

**2.1 Das Tabellenprogramm** der repräsentativen Viehzwischenzählungen sieht eine regionale Gliederung der Ergebnisse nach Ländern vor sowie eine sachliche Gliederung nach Vieharten, nach Altersklassen und Geschlecht und nach dem Nutzungszweck der Viehbestände:

### Schweine

Ferkel unter 8 Wochen alt  
 Jungschweine, 8 Wochen bis noch nicht  $\frac{1}{2}$  Jahr alt  
 Schlacht- und Mastschweine,  $\frac{1}{2}$  Jahr alt und älter  
 Zuchtsauen (ohne die zur Mast aufgestellten Sauen)  
 $\frac{1}{2}$  bis noch nicht 1 Jahr alt,  
     trächtig  
     nicht trächtig  
 1 Jahr alt und älter,  
     trächtig  
     nicht trächtig  
 Eber,  $\frac{1}{2}$  Jahr alt und älter

### Schafe

unter 1 Jahr alt (einschl. Lämmer),  
     männlich  
     weiblich  
 1 Jahr alt und älter,  
     zur Zucht benutzte Schafböcke  
     zur Zucht benutzte weibliche Schafe  
     Hammel und übrige Schafe

### Rindvieh

Kälber unter 3 Monate alt  
 Jungvieh  
 3 Monate bis noch nicht 1 Jahr alt,  
     männlich  
     weiblich  
 1 bis noch nicht 2 Jahre alt,  
     zur Zucht benutzte Bullen  
     übriges männliches Jungvieh,  
     weibliches Jungvieh  
 2 Jahre alte und ältere Tiere  
 Bullen, Stiere, Ochsen  
     zur Zucht benutzte Bullen  
     Zugochsen und Zugtiere  
     übrige Bullen, Stiere und Ochsen  
 Färsen, Kalbinnen, Starken  
 Kühe  
     nur zur Milchgewinnung  
     zur Milchgewinnung und Arbeit  
     übrige Kühe (Schlacht- und Mastkühe)

Die Schweinebestände werden bei allen drei Zwischenzählungen, das Rindvieh und die Schafe dagegen nur bei der Zwischenzählung im Juni erfaßt.

**2.2 Die Erhebungseinheiten** der Viehzwischenzählungen sind Viehhaltungen, d. h. Haushaltungen oder Betriebe, die Schweine, Rinder oder Schafe besitzen. Zur Erhebungsgesamtheit der Stichprobenzählungen gehören alle Viehhaltungen (bei den Zählungen im März und September nur die Schweinehaltungen) in der Bundesrepublik mit Ausnahme der Länder Hamburg, Bremen und Berlin (West) sowie der kreisfreien Städte und der Städte mit mehr als 50 000 Einwohnern.

**2.3** Für die Erhebung wurden früher die Gemeinden jeweils so in Zählbezirke aufgeteilt, daß die Bestandsfeststellung in jedem Zählbezirk durch einen Zähler in einigen Stunden ordnungsgemäß erledigt werden konnte. Für den Stichprobenplan II sind die Gemeinden in sogenannte „Zählflächen“ eingeteilt, deren Abgrenzung bei allen späteren Zählungen (auch bei den Totalzählungen im Dezember) unverändert gehalten werden sollten (vgl. 5.2). Jeder Zähler begeht eine solche Zählfläche und füllt in der Zählflächenliste für jede Erhebungseinheit eine Zeile aus.

## II.14

**2.4** Als **Auswahlgrundlage** dienen die Erhebungsunterlagen der vorhergehenden allgemeinen Viehzählung vom Dezember. Diese Unterlagen sind nach „Zählflächen“ (vgl. 5.2) zusammengefaßt und geben die Möglichkeit einer Schichtung nach verschiedenen Merkmalen.

**2.5** Bei der Stichprobenplanung war von **Genauigkeitsforderungen** des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten auszugehen. Für den Stichprobenplan I wurde gefordert, daß der relative Standardfehler für die Gesamtzahl der Schweine in jedem Bundesland höchstens 1 vH, für jede Gruppe von Zuchtsauen höchstens 1,5 vH des jeweiligen Bestandes der Gruppe betragen sollte. Auf Grund der Erfahrungen mit diesem Plan (vgl. 4.6) wurden die Forderungen für den Stichprobenplan II abgeändert: Die Höchstgrenzen des relativen Standardfehlers für die Gesamtzahl der Schweine wurden nach der Bedeutung der Schweinehaltung in den Ländern gestaffelt und dementsprechend für Niedersachsen und Bayern auf 1 vH, für Nordrhein-Westfalen auf 1,2 vH, für die übrigen beteiligten Länder auf 1,5 vH des gesamten Schweinebestandes festgesetzt. Die Gesamtzahl der Zuchtsauen sollte in jedem Land mit einem relativen Standardfehler von höchstens 1,5 vH ermittelt werden; für die einzelnen Gruppen von Zuchtsauen wurden dagegen keine Forderungen an die Genauigkeit gestellt.

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan I

**3.1** Bei der Planung des Stichprobenverfahrens wurde von der Frage ausgegangen, ob die **Auswahleinheit** „Gemeinde“ oder die Einheit „Schweinehaltung“ angewandt werden solle. Eine Repräsentativerhebung mit der Auswahleinheit Gemeinde ist von den beteiligten Stellen leichter durchzuführen als eine solche mit der Auswahleinheit Schweinehaltung. Dabei bietet die Auswahl von Gemeinden außerdem den Vorteil, daß die Gemeinde eine feststehende Verwaltungseinheit ist, die nicht so sprunghaften Änderungen unterworfen ist wie die Schweinehaltung. Eine gesonderte Feststellung der Neuzugänge der Schweinehaltungen von einer Zählung zur anderen ist hier nicht notwendig. Nachteilig für die Genauigkeit würde sich jedoch die unterschiedliche Größe des Schweinebestandes in den einzelnen Gemeinden auswirken (Klumpeneffekt); z. B. lagen bei der Zählung im September 1952 in Bayern die Schweinebestände in den Gemeinden zwischen 10 und 2500 Schweinen.

**3.2** Zur Entscheidung der Frage, welche der beiden Auswahleinheiten (Gemeinde oder Schweinehaltung) zweckmäßiger sei, wurden nach gemeinsamen Überlegungen des Statistischen Bundesamtes und der Statistischen Landesämter **Schattenaufbereitungen** durchgeführt. Die Anlage und Auswertung der Schattenaufbereitungen werden hier für Bayern dargestellt (vgl. H. Strecker [70], S. 64 ff.).

Um Arbeit und Zeit zu sparen, wurden die Aufbereitungen in Bayern zunächst auf den Regierungsbezirk Mittelfranken beschränkt. Als Untersuchungsmaterial dienten die Unterlagen der Viehzählungen vom 2. Dezember 1950 und vom 3. März 1951. In den 984 Gemeinden von Mittelfranken (ohne kreisfreie Städte) wurden am 2. Dezember 1950 rund 57000 Schweinehaltungen (etwa 12 vH sämtlicher Schweinehaltungen Bayerns) mit einem Bestand von rund 320000 Schweinen gezählt.

a) Für die erste Schattenaufbereitung wurden 186 **Gemeinden** nach dem Zufallsprinzip aus den 984 Gemeinden ungeschichtet ausgewählt (Auswahlsatz 20 vH). Die am 3. März 1951 in diesen Stichprobengemeinden festgestellten Schweinebestände bildeten die Stichprobenwerte. Sie wurden nebeneinander mit der freien Hochrechnung und mit der Verhältnisschätzung auf die Erhebungsgesamtheit umgerechnet. Zur Beurteilung der Genauigkeit der Stichprobe wurden die relativen Standardfehler berechnet. Die Ergebnisse dieser Schattenaufbereitung sind in Übersicht II.14.1 zusammengestellt.

Übersicht II.14.1

Schweinegruppe	Freie Hochrechnung	Verhältnisschätzung	
	Relativer Standardfehler in vH	Relativer Standardfehler in vH	Korrelationskoeffizient zwischen den Bestandszahlen am 2. 12. 1950 und am 3. 3. 1951
	1	2	3
Ferkel.....	4,9	2,6	+ 0,99
Jungschweine.....	3,9	1,4	+ 0,94
Zuchtsauen			
$\frac{1}{2}$ bis 1 Jahr alt, trächtig.....	8,2	7,6	+ 0,58
nicht trächtig.....	9,6	11,0	+ 0,38
1 Jahr und älter, trächtig.....	7,2	3,5	+ 0,90
nicht trächtig.....	8,2	5,7	+ 0,80
Schweine insgesamt.....	4,0	0,9	+ 0,97

Der Vergleich der Spalten 1 und 2 zeigt, daß die Verhältnisschätzung bei einer Gemeindeauswahl meist wesentlich genauere Ergebnisse liefert. Das erklärt sich daraus, daß die Korrelationskoeffizienten für die Bestandszahlen zu den beiden Erhebungszeitpunkten (vgl. Spalte 3) verhältnismäßig groß sind und — mit einer Ausnahme — den in Formel III.1.11 (1), S. 530, genannten kritischen Wert  $V_Y/2V_X$  übersteigen, der hier stets nahe bei 0,5 liegt ( $V_Y$  ist ungefähr gleich  $V_X$ ).

Um die Genauigkeit einer Gemeindestichprobe für ganz Bayern zu ermitteln, wurden 1398 von 7037 bayerischen Gemeinden ungeschichtet nach dem Zufallsprinzip ausgewählt (20 vH der Gemeinden). Die Untersuchung mit Verhältnisschätzung wurde auf die weitest mögliche Zeitspanne ( $\frac{3}{4}$  Jahr) zwischen einer Totalzählung und einer Zwischenzählung abgestellt; zugrunde gelegt wurde das Material aus den Zählungen vom 3. Dezember 1949 und vom 2. September 1950. Die wichtigsten Ergebnisse sind in Übersicht II.14.2 zusammengestellt.

Übersicht II.14.2

Schweinegruppe	Relativer Standardfehler in vH	Variationskoeffizient in vH
Ferkel.....	1,0	102
Jungschweine.....	0,6	72
Zuchtsauen		
$\frac{1}{2}$ bis 1 Jahr alt, trächtig.....	2,6	130
nicht trächtig.....	3,5	149
1 Jahr und älter, trächtig.....	1,1	133
nicht trächtig.....	1,5	141
Schweine insgesamt.....	0,3	.

Die mit einer Stichprobe von 20 vH der Gemeinden und Verhältnisschätzung erreichbare Genauigkeit reichte also in Bayern nicht aus, um die geforderte Größenordnung der relativen Standardfehler von 1,5 vH bei den Untergruppen der Zuchtsauen zu gewährleisten. Eine Senkung der relativen Standardfehler auf 1,5 vH bei allen Untergruppen von Zuchtsauen würde die Auswahl von rund 50 vH der Gemeinden erfordern und damit einer Totalzählung nahekommen. Weil auch durch eine Schichtung der Gemeinden nach der Größe ihrer Schweinebestände keine wesentlichen Verbesserungen erreicht werden konnten, erschien die Auswahl-einheit „Gemeinde“ nicht tragbar.

## II.14

- b) Eine zweite Schattenaufbereitung wurde mit der Auswahlinheit **Schweinehaltung** durchgeführt; dabei wurde in Bayern das Erhebungsmaterial der Schweinezählungen vom 2. Dezember 1950 und vom 3. März 1951 in Mittelfranken zugrundegelegt. Um die Wirksamkeit dieses Stichprobenverfahrens zu erhöhen, wurde die Auswahlgesamtheit in folgende zwei Schichten eingeteilt:

Schicht 1: Schweinehalter, die am 2. 12. 1950 eine und mehr Zuchtsauen hielten („Züchter“),

Schicht 2: Schweinehalter, die am 2. 12. 1950 keine Zuchtsauen hielten („Nichtzüchter“).

Die durchschnittliche Anzahl von Schweinen je Schweinehaltung beträgt in der Schicht 1 etwa 12, in der Schicht 2 dagegen nur etwa 4. Dieser Unterschied läßt einen guten Schichtungseffekt erwarten.

Um die Aufbereitung des Materials zu vereinfachen, wurden bewußt niedrige Auswahlsätze genommen, und zwar  $\frac{1}{20}$  in Schicht 1 und  $\frac{1}{30}$  in Schicht 2. Der durchschnittliche Auswahlatz in beiden Schichten betrug 3,7 vH. Die Stichprobe von Schweinehaltungen wurde mit dem systematischen Auswahlverfahren gezogen. Für die Umrechnung auf die Erhebungsgesamtheit wurden wiederum die freie Hochrechnung und die Verhältnisschätzung nebeneinander erprobt. Die relativen Standardfehler sind in Übersicht II.14.3 zusammengestellt.

Übersicht II.14.3

Schweinegruppe	Relativer Standardfehler in vH		Korrelationskoeffizient zwischen den Bestandszahlen am 2. 12. 1950 und 3. 3. 1951 in	
	bei freier Hochrechnung	bei Verhältnis- schätzung	Schicht 1	Schicht 2
	1	2	3	4
Ferkel .....	3,7	4,8	+ 0,13	+ 0,18
Jungschweine .....	1,9	2,8	+ 0,70	+ 0,54
Zuchtsauen				
$\frac{1}{2}$ bis 1 Jahr alt, trächtig .....	8,8	10,9	+ 0,18	—
nicht trächtig .....	12,4	18,8	+ 0,17	—
1 Jahr und älter, trächtig .....	4,8	5,1	+ 0,41	—
nicht trächtig .....	6,3	7,4	+ 0,16	—
Schweine insgesamt .....	1,8	1,6	+ 0,76	+ 0,85

Die Ergebnisse der Verhältnisschätzung sind weniger zufriedenstellend als diejenigen der freien Hochrechnung, weil in 5 von 7 Fällen die Korrelationskoeffizienten kleiner als die kritischen Werte  $V_y/2 V_x$  sind, die auch hier stets dicht bei 0,5 liegen. Die geringe Korrelation ist hauptsächlich auf die starken Verschiebungen zwischen den Schweinegruppen zurückzuführen. So waren z. B. die im Dezember 1950 trächtigen Zuchtsauen zu dem Zeitpunkt der Stichprobe — im März 1951 — nicht mehr trächtig und sind deswegen von einer Gruppe in die andere gewechselt. Aus diesem Grunde nehmen die Korrelationskoeffizienten für Schweinehaltungen gegenüber der Auswahlinheit Gemeinde einen niedrigeren Wert an.

Wie nach der Stichprobentheorie zu erwarten ist, erwies sich dasjenige statistische Verfahren als das wirksamere, das auf der kleineren Auswahlinheit Schweinehaltung aufgebaut war. Obwohl die relativen Standardfehler bei der Verhältnisschätzung mit der Auswahlinheit Gemeinde in Spalte 2 der Übersicht II.14.1 kleiner erscheinen als bei der freien Hochrechnung mit der Auswahlinheit Schweinehaltung (Übersicht II.14.3, Spalte 1), läßt sich daraus nicht ohne weiteres auf eine bessere Wirksamkeit des erstgenannten Verfahrens schließen. Es muß nämlich berücksichtigt werden, daß bei diesem Verfahren 20 vH, bei dem Verfahren mit der Auswahlinheit Schweinehaltung jedoch nur 3,7 vH aller mittelfränkischen Schweinehaltungen in der Stichprobe der Schattenaufbereitung erfaßt wurden. Soll der relative Standardfehler in den Untergruppen der Zuchtsauen für das

gesamte Land Bayern auf 1,5 vH gesenkt werden, so wären bei Verhältnisschätzung mit der Auswahlinheit Gemeinde 57 vH, bei freier Hochrechnung mit der Auswahlinheit Schweinehaltung jedoch nur 5 vH aller Schweinehaltungen einzubeziehen.

**3.3** Als **Ergebnis** dieser Schattenaufbereitungen und ähnlicher Untersuchungen in anderen Statistischen Landesämtern wurde festgestellt, daß die gewünschte Genauigkeit bei einer repräsentativen Schweinezählung mit der Auswahlinheit Gemeinde mit angemessenem Stichprobenumfang nicht zu erreichen ist. Aus diesem Grunde wurde die Auswahlinheit Schweinehaltung vorgesehen.

#### 4. Durchführung des Stichprobenplans I

**4.1** Entsprechend dem Ergebnis der Voruntersuchungen wurde als **Auswahlinheit** die Schweinehaltung festgelegt. Die Unterlagen der allgemeinen Viehzählung vom 3. Dezember 1951 dienten als Auswahlgrundlage. Sie enthielten jedoch nur diejenigen Schweinehaltungen, die bereits am 3. Dezember 1951 existiert hatten. Für die Zugangsmasse, d. h. für die bis zum 3. März 1952 neu entstandenen Schweinehaltungen, lagen dagegen keine Anschriften vor. Sie sollten durch eine Flächenstichprobe mit der Auswahlinheit Gemeinde erfaßt werden. In den ausgewählten Stichprobengemeinden waren die Zugänge vollständig einzubeziehen.

**4.2** Die am 3. Dezember 1951 erfaßten Schweinehaltungen wurden in drei **Schichten** eingeteilt:

- Schicht 1: „Züchter“  
(Schweinehaltungen, die am 3. Dezember 1951 wenigstens 1 Zuchtsau hielten und weniger als 50 Schweine hatten),
- Schicht 2: „Nichtzüchter“  
(Schweinehaltungen, die am 3. Dezember 1951 keine Zuchtsau und weniger als 50 Schweine hielten),
- Schicht 3: „Große Schweinehalter“  
(Schweinehaltungen, die am Stichtag im Dezember 1951 mindestens 50 Schweine hielten).

Die Grenzzahl für den Schweinebestand war von Land zu Land verschieden; die obengenannte Zahl 50 entspricht dem Bundesdurchschnitt und galt z. B. für Bayern.

Die „Zugangsmasse“ war gegenüber der Bestandsmasse vom Dezember 1951 verhältnismäßig klein; sie wurde nicht weiter unterteilt, sondern bildete die vierte Schicht:

- Schicht 4: „Zugänge“  
(Schweinehaltungen, die am 3. März 1952 Schweine hielten, bei der Viehzählung am 3. Dezember 1951 jedoch noch keine Schweine hatten).

Die Auswahlheiten in den Schichten 1 bis 3 wurden vor der Stichprobenentnahme nach Landkreisen und Gemeinden angeordnet.

**4.3** Für die Schichten wurden unterschiedliche **Auswahlsätze** entsprechend ihrem Umfang bestimmt. Die Auswahlsätze für Bayern sind in Übersicht II.14.4 angegeben.

Für das Ziehen der Stichprobe wurde das systematische Auswahlverfahren angewandt. Insgesamt wurden 120 000 Schweinehaltungen im Bundesgebiet erfaßt, das waren etwa 6 vH aller Schweinehaltungen.

Übersicht II.14.4

Schicht-Nr.	Auswahlinheit	Auswahlsatz
1	Schweinehaltung	$\frac{1}{10}$
2	Schweinehaltung	$\frac{1}{30}$
3	Schweinehaltung	$\frac{1}{1}$
4	Gemeinde	$\frac{1}{10}$

II.14

4.4 Die Stichprobenwerte des Schweinebestandes vom 3. März 1952 sollten für jede Schicht mit dem reziproken Auswahlssatz **frei hochgerechnet** werden. Dabei war den Schweinehaltungen der Schichten 1 bis 3, die im März 1952 keine Schweine mehr hatten, in der Stichprobe der Wert 0 zuzuordnen. Die hochgerechneten Stichprobenwerte der vier Schichten wurden zusammengefaßt.

4.5 Die **Fehlerrechnung** wurde nach den Formeln für die einstufige geschichtete Stichprobenauswahl durchgeführt (vgl. III.3.2 (3), S. 540), wobei in den Schichten 1 bis 3 die Einzelangaben der Schweinehaltungen, in Schicht 4 jedoch die Angaben für die Gemeinden zugrunde gelegt wurden. Es konnte mit gutem Erfolg davon Gebrauch gemacht werden, daß die Erhebungsmerkmale nur ganzzahlige Werte annehmen (vgl. I.3.1.1, S. 56).

4.6 In Übersicht II.14.5 sind einige **Ergebnisse** der Statistik mit ihren relativen Standardfehlern für das Bundesgebiet (ohne Stadtstaaten) und je ein nord- und süddeutsches Bundesland wiedergegeben.

Übersicht II.14.5

Schweinegruppe	Ergebnis der Schweinezwischenzählung am 3. März 1952 im					
	Bundesgebiet		Land Niedersachsen		Land Bayern	
	Zahl der Schweine	Relativer Standardfehler	Zahl der Schweine	Relativer Standardfehler	Zahl der Schweine	Relativer Standardfehler
	1000	vH	1000	vH	1000	vH
Ferkel .....	2 879,9	0,6	917,3	1,2	573,9	1,1
Jungschweine .....	5 860,2	0,5	1 576,2	1,1	1 207,6	0,7
Schlacht- und Mastschweine						
½ bis 1 Jahr alt .....	2 246,4	0,7	468,3	1,7	502,9	1,0
1 Jahr und älter .....	195,7	2,0	43,0	3,4	42,8	3,4
Zuchtsauen						
½ bis 1 Jahr alt, trächtig ..	191,8	1,1	68,0	2,2	25,1	2,8
nicht trächtig ..	125,9	1,5	42,0	3,1	20,7	3,0
1 Jahr und älter, trächtig ..	445,6	0,6	148,1	1,2	84,1	1,2
nicht trächtig ..	319,7	0,6	103,0	1,4	67,3	1,2
Schweine insgesamt <sup>1)</sup> .....	12 305,5	0,4	3 376,3	0,7	2 533,0	0,5

<sup>1)</sup> Einschließlich Eber

Die Zufallsfehler wurden als durchaus tragbar angesehen, obwohl die vom Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten gestellten Forderungen an die Genauigkeit nicht in jedem Fall eingehalten werden konnten.

4.7 Unmittelbar nach der Veröffentlichung der Ergebnisse wurde jedoch vor allem vom Institut für Landwirtschaftliche Marktforschung in Braunschweig-Völkenrode darauf hingewiesen, daß die Ergebnisse dieser ersten Repräsentativerhebung nicht im Erwartungsbereich der vorausgeschätzten Zahlen lägen und daher mit den Ergebnissen früherer Schweinezahlungen nicht voll vergleichbar seien. Deshalb könnten mit den Stichprobenergebnissen keine Prognosen über die künftige Entwicklung der Schweinebestände und der Schweinepreise aufgestellt werden. Dies gelte insbesondere für die Abgrenzung der verschiedenen Altersklassen der Schweine.

Die Vergleichbarkeit wurde vermutlich dadurch gestört, daß die **systematischen Fehler der Totalzählung** wesentlich größer waren als die der repräsentativ durchgeführten Viehzwischenzählung im März 1952. Das lag vor allem daran, daß den Zählern (meist Gemeindeangestellten) zur Aufgabe gemacht worden war, bei den wenigen zur Stichprobenzählung herangezogenen Schweinehaltern jeder Gemeinde besonders gewissenhaft zu zählen. Dagegen müssen bei den Totalzählungen neben dem Gemeindepersonal auch ehrenamtliche Zähler eingesetzt werden, die das Zählgeschäft nicht immer mit der nötigen Sorgfalt durchführen (vgl. *M. Rauterberg* und *H. G. Legde* [54]). Die Totalzählung im Dezember 1951 war überdies dadurch erschwert, daß in mehreren

Gegenden Maul- und Klauenseuche herrschte; dadurch war die Genauigkeit ihrer Ergebnisse vor allem bei der Abgrenzung der Altersklassen beeinträchtigt.

Wegen der mangelnden Vergleichbarkeit der Zahlen wurde das Stichprobenverfahren mit der Auswahlinheit Schweinehaltung trotz seiner guten Ergebnisse nicht wieder angewandt.

## 5. Stichprobenplan II

**5.1 Ausgangspunkt** für den Stichprobenplan II war die Forderung, daß die Ergebnisse der repräsentativen Viehzwischenzählungen im März und September mit den Ergebnissen der Totalzählungen im Dezember (und zunächst auch im Juni) vergleichbar seien, d. h. etwa gleichartige systematische Fehler wie die Totalzählungen aufweisen sollten. Um diese Forderung zu erfüllen, mußte die Erhebungstechnik des Stichprobenverfahrens möglichst weitgehend an die Erhebungsmethode der Totalzählung angeglichen werden. Für diese Zählungen wurden „Zählbezirke“ verwendet, deren Abgrenzung veränderlich und deren Größe mit Rücksicht auf die Anzahl der Zähler, die in den Gemeinden zur Verfügung standen, sehr uneinheitlich war. Diese Zählbezirke waren als Auswahlinheiten nur wenig geeignet, denn sie hätten wegen ihrer unterschiedlichen Größe zu ziemlich ungenauen Ergebnissen geführt. Es mußten daher andere Flächeneinheiten konstruiert werden, um einerseits die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu sichern und um andererseits die vorgegebene Genauigkeit (vgl. 2.5) mit einem vertretbaren Stichprobenumfang zu erreichen.

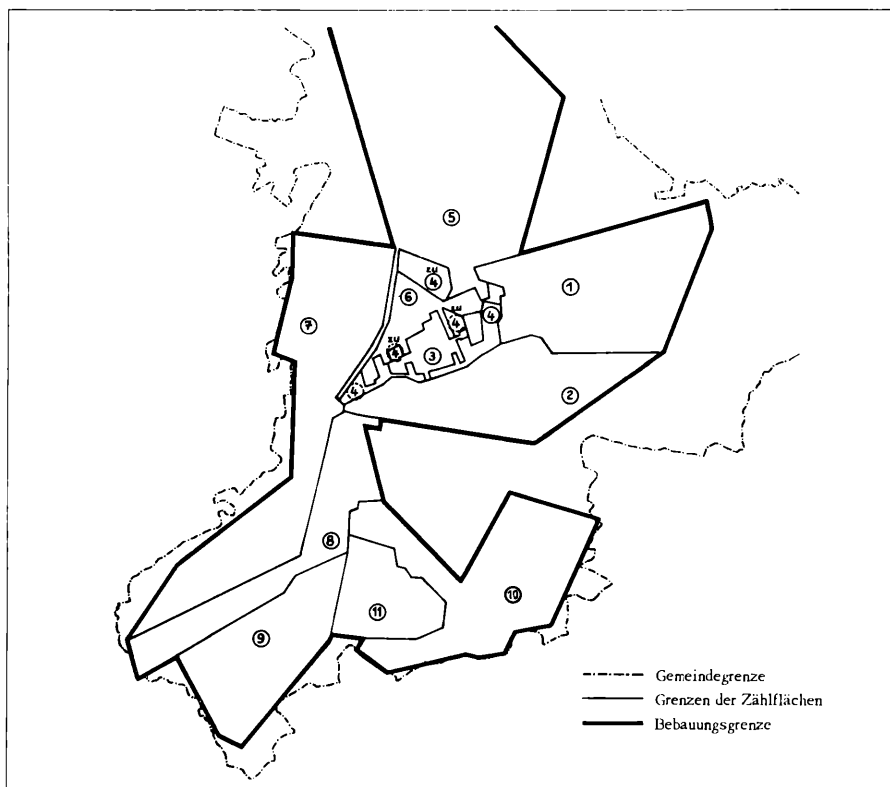
**5.2** Aus diesen Gründen wurde das gesamte Bundesgebiet in neue Flächeneinheiten eingeteilt, die geographisch zusammenhängen und eine bestimmte Größe besitzen sollten. Diese neuen Flächeneinheiten erhielten zur begrifflichen Unterscheidung von den Zählbezirken der vorangegangenen Totalzählungen die Bezeichnung „Zählflächen“.

Die Anzahl der Schweinehaltungen auf jeder Zählfläche durfte weder zu groß sein, weil sich dann der Klumpeneffekt (vgl. I.2.2.5, S. 42) in einer starken Vergrößerung der Zufallsfehler ausgewirkt hätte, noch durfte die Anzahl zu klein sein, weil dann wieder Schwierigkeiten durch verschiedene systematische Fehler bei der Erhebung eintreten mußten. Die Zählflächen wurden deswegen in ihrem Umfang so bemessen, daß sie nach den Ergebnissen der Viehzwischenzählung vom 3. Juni 1953 mindestens 15 und höchstens 25 Schweinehaltungen umfaßten. Diese Festlegung hat zugleich den Vorteil, daß jede Zählfläche von einem Zähler in einigen Stunden begangen werden kann. In Ausnahmefällen konnte die untere oder die obere Grenze der Zahl der Schweinehaltungen unter- oder überschritten werden. Gemeinden mit weniger als 30 Schweinehaltungen wurden nicht in Zählflächen unterteilt.

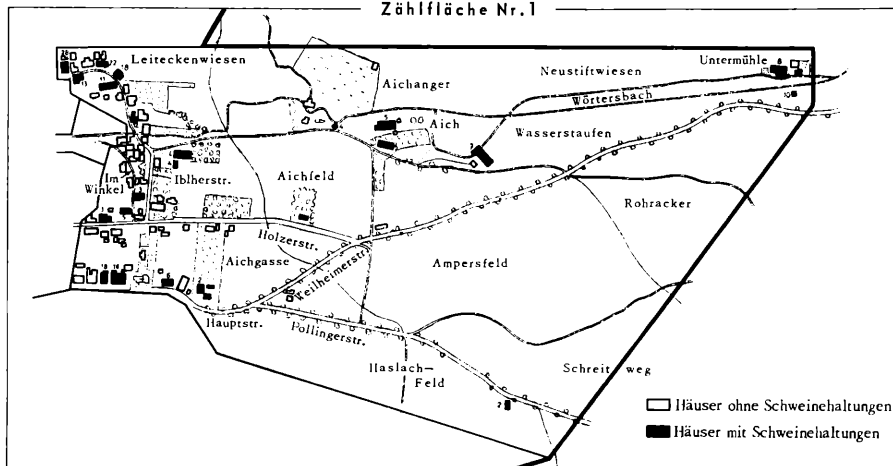
Die Zählflächen konnten wegen Unkenntnis der örtlichen Verhältnisse nicht von den Statistischen Ämtern abgegrenzt werden; die Aufteilung mußte von den Gemeindebehörden anhand von Richtlinien durchgeführt werden, die von den Statistischen Landesämtern ausgearbeitet waren. Danach wurde jede Zählfläche durch Straßen, Bahnlinien, Gewässer, Gemeinde- und Flurgrenzen so abgegrenzt, daß sie als Auswahlinheiten für alle späteren Schweinezählungen unverändert gehalten und leicht identifiziert werden konnten. Abbildung II.14.1 (vgl. S. 290) zeigt eine Karte für die Gemeinde Kirchberg, die nach den genannten Regeln und Gesichtspunkten in mehrere Zählflächen aufgeteilt ist.

Die Aufteilung der Gemeinden nach Zählflächen beschränkte sich gegebenenfalls auf das Gebiet innerhalb der Baugrenze. Wo jedoch keine Baugrenze bestand, wurde das gesamte Gemeindegebiet in Zählflächen eingeteilt. Da im allgemeinen keine hinreichend genauen Landkarten vorlagen und Luftbildaufnahmen aus Kostengründen nicht gefertigt werden konnten, hatten die Gemeinden für jede Zählfläche eine Liste anzulegen, auf denen die genauen Grenzen und die darin liegenden Wohngebäude mit Angaben über Schweinehaltungen einzutragen waren; dadurch sollte gewährleistet

## EINTEILUNG DES GEBIETES DER GEMEINDE KIRCHBERG IN ZÄHLFLÄCHEN



### Zählfläche Nr. 1





werden, daß die Abgrenzungen auch tatsächlich eingehalten werden. Die Konstanz der Zählflächen ist eine Grundbedingung für laufende Stichprobenerhebungen.

**5.3** Beim Stichprobenplan II dient die Zählfläche mit etwa 15 bis 25 Schweinehaltungen als **Auswahleinheit**. Gegenüber der Auswahleinheit Schweinehaltung beim Stichprobenverfahren I hat die Zählfläche den Vorteil, daß damit automatisch auch die Zugänge an Schweinehaltungen erfaßt werden (Flächenstichprobe, vgl. I.2.2.1, S. 42).

Zur Vorbereitung für die weitere Stichprobenplanung wurden in einigen Ländern je 1000 Zählflächen anhand der Zählflächenlisten zufällig ausgewählt. Für diese Zählflächen wurde nach der Zwischenzählung vom 3. September 1953 u. a. die zur Vorausschätzung der Schweinebestände wichtige Zahl der Zuchtsauen ermittelt. Für Bayern hat sich dabei die in Übersicht II.14.6 dargestellte Häufigkeitsverteilung der Zählflächen nach der Zahl der Zuchtsauen ergeben. Die Auswahlgesamtheit enthält etwa 100 000 Zählflächen.

Übersicht II.14.6

Zahl der Zuchtsauen	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Zahl der Zählflächen am 3. 9. 1953	223	113	73	67	54	39	46	38	25	25	14	29	18	14	11
Zahl der Zuchtsauen	15	16	17	18	19	20	21 bis 25	26 bis 30	31 bis 35	36 bis 40	41 bis 45	46 bis 50	51 und mehr	ins- ge- samt <sup>1)</sup>	
Zahl der Zählflächen am 3. 9. 1953	10	10	16	16	11	5	42	32	17	14	9	8	21	1000	

<sup>1)</sup> Teilgesamtheit von Bayern.

**5.4** Es wurde eine **Schichtung** der Zählflächen nach der Zahl der Zuchtsauen vorgesehen, da dieses Merkmal wegen seiner Bedeutung für die Vorausschätzung der Schweinebestände möglichst genau erfaßt werden muß. Aus arbeitstechnischen Gründen sollten höchstens drei Schichten gebildet werden.

Zunächst wurde vorgeschlagen, die drei Schichten so abzugrenzen, daß zu

- Schicht 1 die Zählflächen gehören,  
die das erste Viertel des Zuchtsauenbestandes,
- Schicht 2 die Zählflächen gehören,  
die das zweite Viertel des Zuchtsauenbestandes,
- Schicht 3 die Zählflächen gehören,  
die die zweite Hälfte des Zuchtsauenbestandes

umfassen. Die Abgrenzung der Schichten wäre bei diesem Vorschlag in den einzelnen Ländern jeweils nach der Struktur der Schweinehaltung abgestuft worden. In den Landesämtern wurden jedoch auch andere Ansätze und Verfahren zur Abgrenzung der Schichten verwendet. Wegen seiner methodischen Bedeutung wird hier nur das in Bayern zugrunde gelegte Verfahren erwähnt.

Im Bayerischen Statistischen Landesamt wurde erstmals in der deutschen amtlichen Statistik die von *T. Dalenius* [8] entwickelte Methode zur optimalen Schichtabgrenzung praktisch angewandt. Als Unterlage wurde die Häufigkeitsverteilung in Übersicht II.14.6 zugrunde gelegt. Die dabei benutzten Rechenverfahren (vgl. *H. Strecker* [70], S. 80 ff.) sind wegen ihrer allgemeinen Bedeutung in I.3.2.3, S. 78, näher beschrieben. Für eine Aufteilung des Stichprobenumfanges auf drei Schichten nach *Neyman-Tschuprow* hat sich in Bayern die folgende, für das Merkmal Zuchtsauen optimale Abgrenzung der Schichten ergeben:

- Schicht 1: Zählflächen mit 0 bis 7 Zuchtsauen,
- Schicht 2: Zählflächen mit 8 bis 25 Zuchtsauen,
- Schicht 3: Zählflächen mit 26 und mehr Zuchtsauen.

## II.14

Nach den Unterlagen (vgl. Übersicht II.14.6) entsprechen diesen Grenzen die folgenden Anteile:

- Schicht 1 enthält die ersten 16 vH des Zuchtsauenbestandes,
- Schicht 2 enthält die nächsten 40 vH des Zuchtsauenbestandes,
- Schicht 3 enthält die letzten 44 vH des Zuchtsauenbestandes.

Diese Werte unterscheiden sich vor allem für Schicht 2 wesentlich von dem ersten Vorschlag für die Schichtabgrenzung.

Übersicht II.14.7 zeigt in Spalte 1 die tatsächlich verwendeten Schichtgrenzen in den beteiligten Ländern.

Übersicht II.14.7

Land	Schicht	Schichtgrenzen	Gesamtzahl der Zählflächen <sup>1)</sup>	Auswahlsatz in vH
		1	2	3
Schleswig-Holstein	1	0 bis 15 Zuchtsauen	3 311	10,1
	2	16 bis 30 Zuchtsauen	1 814	10,0
	3	31 und mehr Zuchtsauen	902	19,4
	zusammen		6 027	11,5
Niedersachsen	1	0 bis 20 Zuchtsauen	13 913	10,8
	2	21 bis 50 Zuchtsauen	3 869	10,8
	3	51 und mehr Zuchtsauen	1 885	22,7
	zusammen		19 667	12,0
Nordrhein-Westfalen	1	0 bis 10 Zuchtsauen	12 185	8,4
	2	11 bis 30 Zuchtsauen	3 945	16,9
	3	31 und mehr Zuchtsauen	1 698	50,0
	zusammen		17 828	14,3
Hessen	1	0 bis 7 Zuchtsauen	8 072	7,7
	2	8 bis 12 Zuchtsauen	1 740	5,0
	3	13 und mehr Zuchtsauen	1 792	25,0
	zusammen		11 604	10,0
Rheinland-Pfalz	1	0 bis 5 Zuchtsauen	7 541	9,9
	2	6 bis 12 Zuchtsauen	1 395	12,0
	3	13 und mehr Zuchtsauen	742	49,0
	zusammen		9 678	13,2
Baden-Württemberg	1	0 bis 8 Zuchtsauen	12 781	5,8
	2	9 bis 21 Zuchtsauen	2 117	10,5
	3	22 und mehr Zuchtsauen	1 289	48,4
	zusammen		16 187	9,8
Bayern	1	0 bis 7 Zuchtsauen	12 347	6,1
	2	8 bis 25 Zuchtsauen	6 068	14,3
	3	26 und mehr Zuchtsauen	1 638	33,5
	zusammen		20 053	10,8
Bundesgebiet (ohne Hamburg, Bremen und Berlin)			101 044	11,7

<sup>1)</sup> Nach dem Stand vom 3. 9. 1953.

Zur praktischen Durchführung der Schichtung mußte die Zahl der Zuchtsauen auf allen Zählflächenlisten vermerkt werden; als Unterlagen dienten dafür die Erhebungspapiere der allgemeinen Viehzählung am 3. Dezember 1953. Die Zählflächen wurden dann nach Schichten sortiert und innerhalb der Schichten nach Landkreisen angeordnet. Die Schichtumfänge zeigt Übersicht II.14.7 in Spalte 2.

**5.5 Der Gesamtauswahlsatz** wurde in jedem Land auf Grund der vorgegebenen Höchstgrenze für den Standardfehler des geschätzten Zuchtsauenbestandes (vgl. 2.5) und der Varianzwerte festgelegt, die sich aus der Sonderaufbereitung der Zwischenzählung

vom 3. September 1953 ergaben (vgl. 5. 3). Für Bayern wurde z. B. ein durchschnittlicher Auswahlatz von etwa 10 vH ermittelt.

Zur Aufteilung des so bestimmten Stichprobenumfanges auf die Schichten wurde im allgemeinen die Formel von *Neyman-Tschuprow* (vgl. III.3.1 (2), S. 538) auf das Merkmal Zuchtsauen angewandt. Die Auswahlätze sind in Übersicht II.14.7, Spalte 3, angegeben.

**5.6** Für das Ziehen der Stichprobe wurde das **systematische Auswahlverfahren** vorgesehen. Damit konnte auf Grund der regionalen Anordnung eine gute räumliche Verteilung der Zählflächen in der Stichprobe gesichert werden.

**5.7** Entsprechend der einstufigen geschichteten Stichprobenauswahl war die Formel III.3.2 (3), S. 540, für die **Fehlerrechnung** anzuwenden. Die regionale Anordnung in Verbindung mit der systematischen Auswahl wurde bei der Fehlerrechnung nicht berücksichtigt, so daß die Standardfehler etwas zu hoch eingeschätzt werden.

## 6. Durchführung des Stichprobenplans II

**6.1** Der Stichprobenplan II wurde erstmals bei der Viehzwischenzählung im März 1954 angewandt. Übersicht II.14.8 gibt einen Ausschnitt der **Ergebnisse** mit den zugehörigen relativen Standardfehlern.

Übersicht II.14.8

Land	Zuchtsauen am 3. März 1954						Gesamtzahl der Schweine am 3. März 1954	
	trächtig		nicht trächtig		insgesamt		Zahl	Relativer Standardfehler
	Zahl	Relativer Standardfehler	Zahl	Relativer Standardfehler	Zahl	Relativer Standardfehler		
	1000	vH	1000	vH	1000	vH		
Schleswig-Holstein .	70,3	1,5	40,7	1,8	111,0	1,4	959,4	1,6
Niedersachsen . . . . .	228,0	2,2	155,2	1,3	383,2	1,1	3 371,9	1,3
Nordrhein-Westfalen	124,0	2,2	83,3	1,4	207,3	1,0	2 059,0	1,1
Hessen . . . . .	43,5	2,5	33,1	2,8	76,6	2,2	875,9	1,6
Rheinland-Pfalz . . . .	22,8	2,3	17,6	3,8	40,4	2,4	538,5	1,6
Baden-Württemberg	60,1	1,6	47,6	1,8	107,7	1,5	1 154,5	1,4
Bayern . . . . .	121,5	1,2	82,3	1,3	203,8	1,0	2 443,5	0,9
Bundesgebiet (ohne Hamburg, Bremen und Berlin)	670,2	0,6	459,8	0,7	1 130,0	0,5	11 402,7	0,5

Die Standardfehler waren somit nur in Einzelfällen größer als die vorgegebenen Höchstgrenzen (vgl. 2.5). Die Ergebnisse entsprachen überdies der Entwicklung, die nach der vorhergehenden Viehzählung im Dezember 1953 zu erwarten war, d. h. sie waren mit dieser Totalzählung voll vergleichbar. Der Stichprobenplan II wird daher seit 1954 für alle Viehzwischenzählungen im März und September angewandt. Er hat sich gut bewährt.

Die Arbeitsentlastung bei den Gemeinden war beträchtlich. Wie z. B. Rundfragen bei den Gemeindebehörden in Bayern ergeben haben, konnte durch das Flächenstichprobenverfahren die Zahl der Arbeitstage von 14 000 auf etwa 1 900, d. h. auf ein Siebtel, herabgesetzt werden.

**6.2** Die praktische Arbeit mit dem auf Zählflächen aufgebauten Stichprobenverfahren hat gezeigt, daß die **Flächenstichprobe** zu guten Ergebnissen führt, sofern die Zählflächenlisten laufend auf den neuesten Stand gebracht werden. Mit der Einführung der Stichprobenerhebungen wurden auch die Zählbezirke der Dezember-Totalzählung mit den Zählflächen der Zwischenzählung zur Deckung gebracht, um sie in jedem Jahr nach der jeweils neuesten Anzahl der Zuchtsauen schichten zu können.

## II.14

Die volle Wirksamkeit des Verfahrens hängt entscheidend davon ab, daß bei der Erhebung alle potentiellen Schweinehalter befragt werden, d. h. nicht nur diejenigen Personen, die bereits zu einem früheren Zeitpunkt Schweine gehalten haben. Jeder Verstoß gegen diese Vorschrift führt dazu, daß mit dem Flächenstichprobenverfahren nur ein Teil des Zuganges erfaßt wird.

**6.3** Nach Durchführung der Stichprobenerhebung im März 1954 wurde die Wirksamkeit der **Verhältnisschätzung** bei der Auswahlinheit „Zählfläche“ geprüft. Als Bezugswerte dienten die Ergebnisse der Totalzählung im Dezember 1953, bei der die neue Zählflächeneinteilung bereits zugrunde gelegt worden war. Untersuchungen in Nordrhein-Westfalen und Bayern haben gezeigt, daß die Fehlerwerte bei Verhältnisschätzung im Durchschnitt ebenso groß sind wie bei freier Hochrechnung. Aus diesem Grunde wurde die freie Hochrechnung beibehalten.

**6.4** Um die Aufbereitung und Auswertung der repräsentativen Viehzwischenzählungen zu beschleunigen, wird die **Fehlerrechnung** seit September 1954 auf die drei Gruppen „Schweine insgesamt“, „Zuchtsauen insgesamt“ und „Zuchtsauen trächtig“ beschränkt. Da die Größe der Standardfehler bei den laufenden Erhebungen ziemlich stabil ist, erscheint diese Arbeitserleichterung vertretbar.

### 7. Viehzwischenzählung im Juni

**7.1** Nach den guten Erfolgen bei den repräsentativen Viehzwischenzählungen im März und September sollte auch die Viehzwischenzählung über die Schweine-, Rinder- und Schafbestände im Juni auf ein Stichprobenverfahren mit der Auswahlinheit Zählfläche umgestellt werden.

**7.2** Anhand einer **Schattenaufbereitung** am Erhebungsmaterial vom Juni 1955 wurde geprüft, ob der Stichprobenplan II für die Schweinezwischenzählungen auch für die Erhebung der Rinder- und Schafbestände wirksam ist und ob bei diesen Merkmalen durch Verhältnisschätzung oder durch eine weitergehende Unterschichtung eine Genauigkeitssteigerung möglich wäre.

Für die Rinderbestände wurden bei der Schattenaufbereitung in allen Bundesländern recht günstige Ergebnisse ermittelt. In Bayern z. B. wurde die separate Verhältnisschätzung angewandt (vgl. III.3.6 (1), S. 545) und auf eine Unterschichtung nach der Zahl der Kühe verzichtet; die Ergebnisse sind in Übersicht II.14.9 dargestellt.

Übersicht II.14.9

Rindviehgruppe	Zahl der Rinder nach der Totalzählung Juni 1955 in 1 000	Relative Standardfehler in vH		Korrelationskoeffizient zwischen der Anzahl der Rinder im Dezember 1954 und Juni 1955 in Schicht		
		Freie Hochrechnung	Separate Verhältnisschätzung	1	2	3
	1	2	3	4	5	6
Kühe nur zur Milchgewinnung	1 230	2,0	0,6	+ 0,96	+ 0,94	+ 0,93
Kühe zur Milchgewinnung und Arbeit .....	597	1,8	1,0	+ 0,87	+ 0,77	+ 0,74
Kalbinnen .....	187	1,8	1,3	+ 0,76	+ 0,69	+ 0,70
Jungvieh 1 bis noch nicht 2 Jahre alt						
männlich .....	129	2,2	1,3	+ 0,86	+ 0,80	+ 0,80
weiblich .....	355	1,5	0,8	+ 0,90	+ 0,79	+ 0,78
Jungvieh 3 Monate bis noch nicht 1 Jahr alt						
männlich .....	198	1,8	1,2	+ 0,75	+ 0,82	+ 0,77
weiblich .....	414	1,2	0,8	+ 0,86	+ 0,76	+ 0,71
Kälber unter 3 Monate alt ..	372	1,4	0,9	+ 0,83	+ 0,72	+ 0,60
Rindvieh insgesamt <sup>1)</sup> .....	3 655	1,1	0,3	+ 0,97	+ 0,93	+ 0,96

<sup>1)</sup> Einschließlich Schlacht- und Mastkühe, Bullen, Stiere, Ochs.

Der Vergleich der Standardfehler für freie Hochrechnung und für separate Verhältnisschätzung in den Spalten 2 und 3 der Übersicht zeigt, daß die Verhältnisschätzung für die Rindviehbestände eine nennenswerte Verbesserung der Stichprobenergebnisse ermöglicht. Das liegt daran, daß die Korrelation für die Anzahl der Rinder wesentlich höher als für die Anzahl der Schweine ist (vgl. Übersicht II.14.9, Spalten 4 bis 6).

Für die Ermittlung der Schafbestände sind die Vorbedingungen weniger günstig als bei den Rindviehbeständen. Das liegt an der sehr ungleichmäßigen räumlichen Verteilung der Schafe sowie daran, daß die mehr oder weniger großen Herdenhaltungen und Wanderschafherden organisatorisch schwer zu erfassen sind, zumal die Herden oft über die Landesgrenzen ziehen. Da von der Auswahlinheit Zählfläche und der Schichtung dieser Zählflächen nach dem Zuchtsauenbestand mit Rücksicht auf die Zwischenzählungen der Schweine nicht abgegangen werden kann, wurde folgendes Verfahren vorgesehen: Kleinere Schafhaltungen werden auf den Zählflächen repräsentativ erfaßt. Dagegen können die größeren Schafhaltungen nicht über die Zählflächen-Stichprobe erhoben werden; für diese Herden wird eine eigene Schicht gebildet, die voll gezählt werden soll.

**7.3** Auf Grund der Schattenaufbereitungen (vgl. 7.2) wurde der Stichprobenplan II für die Anwendung bei der Zählung im Juni in einigen Bundesländern durch eine Verhältnisschätzung für die Rindviehbestände, in den anderen Ländern durch eine Unterschichtung nach der Zahl der Kühe erweitert. Mit dem so **ergänzten Stichprobenplan II** wurde die Viehzwischenzählung im Juni erstmals im Jahr 1956 repräsentativ durchgeführt. Dieser Plan hat sich gut bewährt und wurde daher bei den folgenden Zwischenzählungen im Juni grundsätzlich beibehalten.

## Nachprüfung der Viehzählungen

H. Strecker<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Bei der Durchführung statistischer Erhebungen sind Erhebungsfehler nicht völlig zu vermeiden. So werden z. B. bei den Viehzählungen die Tiere, die in den nächsten Tagen nach der Zählung geschlachtet werden sollen oder die am Stichtag bereits verkauft, aber vom Käufer noch nicht abgeholt worden sind, bei der Zählung irrtümlich nicht mehr angegeben. Fehler können leicht auch dadurch entstehen, daß Schweine in eine falsche Altersgruppe eingeordnet werden, wenn der Schweinehalter das Alter zugekaufter Ferkel erst vom Tage der Kaufes ab rechnet. Zu niedrige Angaben sind vielfach in der Absicht begründet, dadurch die Steuerleistungen oder Viehseuchenbeiträge herabzudrücken. Zählfehler können natürlich auch dadurch auftreten, daß der Zähler einen oder mehrere Viehhalter übergeht.

Bei der Aufstellung von jährlichen Versorgungsplänen für Vieh und Fleisch, von zuverlässigen Prognosen über die weitere Entwicklung der Viehbestände sowie bei der Feststellung des Einfuhrbedarfs an Futtermitteln können derartige systematische Abweichungen der Zählungsergebnisse von den tatsächlichen Werten nicht außer acht gelassen werden. Sofern die totalen und repräsentativen Viehzählungen unterschiedliche systematische Fehler besitzen, müssen die Zählungsergebnisse durch quantitative Berücksichtigung dieser Fehler vergleichbar gemacht werden.

Die Angaben der Viehhalter über ihre Viehbestände nach Alter, Geschlecht und Nutzungszweck werden daher durch gesonderte Erhebungen nachgeprüft, die wegen der relativ schnellen Veränderungen in den Beständen unmittelbar nach den Viehzählungen durchgeführt werden. Den Angaben der Viehhalter werden die Werte der Nachprüfungen gegenübergestellt. Daraus werden lediglich die systematischen Fehler für die einzelnen Viehgruppen berechnet. Im Gegensatz zu den Nachprüfungen bei den Bodennutzungserhebungen (vgl. II.11) werden hier jedoch keine Berichtigungen durchgeführt.

Die ersten Nachprüfungen der Viehzählungen wurden im Dezember 1952 und im März 1953 probeweise durchgeführt. Die Viehzählungen im Dezember 1954 sowie im März, Juni und September 1955 wurden auf Grund einer Rechtsverordnung vom 18. November 1954 nachgeprüft. Die Nachprüfungen sind nunmehr als Bestandteil der Viehzählungen in das Viehzählungsgesetz vom 18. Juni 1956 aufgenommen worden und werden ab 1956 alle 2 Jahre im Juni und Dezember durchgeführt.

Mit Rücksicht auf die Erhebungs- und Aufbereitungskosten werden die Nachprüfungen mit Hilfe des Stichprobenverfahrens durchgeführt. Durch die intensive Nachprüfung weniger Zählflächen (vgl. II.14, S. 289) wird die Voraussetzung für eine zuverlässige Feststellung der Erhebungsfehler in diesen Zählflächen geschaffen.

Die Ergebnisse der Nachprüfungen werden nicht gesondert veröffentlicht.

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** der Viehzählungs-Nachprüfungen sieht die Angabe der systematischen Fehler für Schweine- und Rindviehbestände (nach einer Viehwisenzählung nur für Schweinebestände) vor. Die Bestände werden regional nur nach Ländern

<sup>1)</sup> Prof. Dr. Heinrich Strecker, Universität Tübingen (früher: Bayerisches Statistisches Landesamt, München).

gegliedert. Die sachliche Gliederung sieht folgende Gruppen vor:

Schweine insgesamt

Rindvieh insgesamt

darunter:

darunter:

Zuchtsauen insgesamt

Kühe zur Milchgewinnung.

Zuchtsauen trächtig

Ferkel, Jungschweine, Mastschweine

Eber

**2.2 Erhebungseinheiten** für die Nachprüfungen sind die Schweine- und Rindviehhaltungen, bei einer repräsentativen Viehzwischenzählung die Schweinehaltungen der Stichprobengesamtheit. Die Stadt-Staaten, das Saarland, die kreisfreien Städte sowie die Städte über 50 000 Einwohner werden von der repräsentativen Nachprüfung ausgenommen.

**2.3** Die Nachprüfung der Viehbestände wird von **Kontrollkommissionen** durchgeführt, die im allgemeinen aus Angehörigen des Statistischen Landesamtes und Beauftragten der zuständigen Kreisverwaltung bestehen. Die örtlichen Behörden werden nicht mit der Nachprüfung beauftragt, da es nicht ratsam ist, als Prüfer die vorher mit der Zählung betrauten Personen heranzuziehen.

Die Kontrollkommission stellt den tatsächlichen Viehbestand im Stall fest. Der Viehhalter hat der Kommission über die seit der Zählung eingetretenen Veränderungen (Kauf, Verkauf und Schlachtung) Auskunft zu erteilen. Für jeden Viehhalter in der Stichprobe wird ein Kontrollblatt angelegt, auf dem die Angaben bei der Viehzählung sowie die Zu- und Abgänge, Käufe und Verkäufe von Vieh seit dem Zählungstichtag vermerkt werden.

**2.4 Auswahlgrundlage** für die Festlegung der Zählflächen, die in die Stichprobe gelangen, ist die Zählflächen-Aufstellung, die nach jeder totalen Viehzählung im Dezember fortgeschrieben wird.

**2.5 Der Stichprobenumfang und die Genauigkeit** der Ergebnisse bei den Nachprüfungen der Viehzählung sind im Gesetz nicht vorgeschrieben. Seit 1954 werden rund 400 Zählflächen, das sind 0,4 vH aller Zählflächen, nachgeprüft.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Der Stichprobenplan für die Nachprüfungen muß mit der Erhebungstechnik der totalen Viehzählungen und insbesondere mit der Auswahltechnik der repräsentativen Zählungen im Einklang stehen (vgl. II.14, S. 289). Zunächst wurde ein zweistufiger Stichprobenplan mit den **Auswahleinheiten** Gemeinden und Viehhaltungen entwickelt. Auf diesen vorläufigen Stichprobenplan wird nicht näher eingegangen, weil er nur im Dezember 1952 und im März 1953 angewendet worden ist.

Für die Nachprüfungen wird seit 1954 ein einstufiger Auswahlplan mit der Auswahleinheit Zählfläche vorgesehen. Mit dieser Festlegung ließ sich außerdem erreichen, daß die Arbeitskraft der Prüfer gegenüber dem vorläufigen Plan zeitlich besser ausgelastet wird und daß die Abgrenzung der Zählflächen sowie die vorschriftsmäßige Erfassung sämtlicher Viehhalter innerhalb der Zählfläche genau nachgeprüft werden können.

**3.2** Die **Auswahlgesamtheit** besteht bei der Nachprüfung der totalen Viehzählung im Dezember aus der Gesamtheit aller Zählflächen in den sieben beteiligten Bundesländern (mit Ausnahme der kreisfreien Städte sowie der Städte über 50 000 Einwohnern). Dagegen wird die Auswahl für die Nachprüfung der repräsentativen Viehzwischenzählung im Juni auf die Gesamtheit aller für diese Erhebung ausgewählten Zählflächen beschränkt; es handelt sich hier also um eine zweiphasige Auswahl.

## II.15

**3.3** Für die Nachprüfungen wurde dieselbe **Schichtung** der Zählflächen nach dem Bestand an Zuchtsauen zugrunde gelegt wie bei den repräsentativen Viehzwischenzählungen (vgl. II.14, S. 292). Die Schicht 4 mit Gemeinden, deren Gemarkung nicht in Zählflächen aufgeteilt ist, wird in die Nachprüfungen jedoch nicht einbezogen, da die Nachprüfung in diesen Einheiten einen zu großen Aufwand an Zählern erfordert hätte.

**3.4** Der **Stichprobenumfang** wurde in den beteiligten Ländern auf 50 bis 75 Zählflächen festgesetzt und auf die Schichten 1 bis 3 proportional zur Gesamtzahl der Zählflächen im Dezember 1953 aufgeteilt (selbstgewichtende Stichprobenauswahl). Diese Aufteilung sollte bei den späteren Nachprüfungen beibehalten werden, auch wenn sich die Besetzung der Schichten gegenüber 1953 inzwischen geändert haben würde. Im Bundesgebiet wurden 395 Zählflächen nachgeprüft. Übersicht II.15.1 zeigt die Aufteilung des gesamten Stichprobenumfanges auf die Länder und Schichten.

Übersicht II.15.1

Land	Zählflächen					Auswahl- satz
	insgesamt	davon in Schicht				
		1	2	3	4	
		Anzahl				
Schleswig-Holstein .....	50	27	15	8	—	0,83
Niedersachsen .....	75	53	15	7	—	0,37
Nordrhein-Westfalen .....	60	41	13	6	—	0,32
Hessen .....	50	35	8	7	—	0,41
Rheinland-Pfalz .....	50	39	7	4	—	0,52
Baden-Württemberg .....	50	39	7	4	—	0,31
Bayern .....	60	37	18	5	—	0,28
Zusammen .....	395	271	83	41	—	0,38

Es wurde vorgesehen, die Zählflächen innerhalb der Schichten regional anzuordnen und die Stichproben-Zählflächen durch systematische Auswahl zu bestimmen.

**3.5** Das Ziel der Nachprüfung ist die **Abschätzung der systematischen Fehler** bei den Viehzählungen. Die Schichten 1 bis 3 sollen dabei zusammengesetzt werden. Das ist zulässig, weil die Stichprobenumfänge ungefähr proportional zur Zahl der Zählflächen in den Schichten festgelegt worden sind (vgl. 3.4). Die Stichprobensumme der bei der Nachprüfung festgestellten Viehbestände wird durch die Summe der entsprechenden Angaben bei der Viehzählung dividiert. Diese Verhältnismerte werden um 1 vermindert und ergeben dann Schätzwerte für den systematischen Fehler. Die Ergebnisse werden auf den nichteinbezogenen Teil der Erhebungsgesamtheit (Schicht 4 und kreisfreie Städte) übertragen. Es wird dabei unterstellt, daß der Erhebungsfehler in diesem Teil der Gesamtheit etwa ebenso groß ist wie in den Schichten 1 bis 3.

**3.6** Mit der **Fehlerrechnung** zur Nachprüfung werden nach Formel III.1.10 (4), S. 529, absolute Standardfehler für die systematischen Erhebungsfehler ermittelt. Die Schichtung wird bei dieser Rechnung vernachlässigt.

### 4. Durchführung des Stichprobenplans

**4.1** In die Nachprüfung der allgemeinen Viehzählung im Dezember 1954 wurden im Bundesgebiet 8520 Viehhalter in den 395 ausgewählten Zählflächen einbezogen. Der Vergleich mit der Totalzählung ergab, daß bei ihr zwar der größte Teil der Viehhalter in der richtigen Zählfläche erfaßt wurde, daß aber bei nahezu 2 vH der Viehhalter **Erfassungsfehler** aufgetreten sind. Übersicht II.15.2 (vgl. S. 299) gibt Aufschluß über die Art dieser Fehler.



Übersicht II.15.2

Art der Erfassung oder Nichterfassung	Viehhalter	
	Anzahl	vH
Normalfall: der Viehhalter wurde in der vorgeschriebenen Zählfläche gezählt . . . . .	8 368	98,2
Vom Zähler übergangener Viehhalter, der nirgends gezählt wurde . . . . .	93	1,1
Vom Zähler übergangener Viehhalter, der in der benachbarten Zählfläche gezählt wurde . . . . .	24	0,3
Fälschlich mitgezählter Viehhalter, der zu einer anderen Zählfläche gehörte . . . . .	35	0,4
Zusammen . . . . .	8 520	100

Bei den hohen Genauigkeitsanforderungen an die Ergebnisse der Viehzählungen sind die festgestellten Erfassungsfehler nicht belanglos.

4.2 In Übersicht II.15.3 sind die **systematischen Fehler** in der allgemeinen Viehzählung vom 3. Dezember 1954 und in der repräsentativen Viehzwischenzählung vom 3. März 1955 für das Rindvieh und zwei Schweinegruppen für alle beteiligten Länder mit den zugehörigen absoluten Standardfehlern zusammengestellt.

Übersicht II.15.3

Land	Nachprüfung der totalen Viehzählung vom 3. Dezember 1954						Nachprüfung der repräsentativen Schweinezählung vom 3. März 1955			
	Rindvieh		Schweine		Zuchtsauen		Schweine		Zuchtsauen	
	Systematischer Fehler	Absoluter Standardfehler	Systematischer Fehler	Absoluter Standardfehler	Systematischer Fehler	Absoluter Standardfehler	Systematischer Fehler	Absoluter Standardfehler	Systematischer Fehler	Absoluter Standardfehler
	vH									
Schleswig-Holstein . . . . .	2,2	0,4	5,5	1,0	2,4	2,3	7,2	1,4	5,1	3,2
Niedersachsen . . . . .	3,9	1,7	10,0	1,5	1,0	1,1	5,5	0,8	2,7	1,3
Nordrhein-Westfalen . . . . .	3,0	0,5	6,2	0,9	4,1	2,2	8,2	1,6	7,6	2,7
Hessen . . . . .	1,3	0,4	3,3	0,6	2,8	1,7	5,5	2,4	5,6	3,9
Rheinland-Pfalz . . . . .	2,2	0,7	3,7	0,7	—0,4	4,0	3,3	0,7	—2,2	1,8
Baden-Württemberg . . . . .	2,2	.	6,5	1,0	3,1	1,7	6,8	1,2	3,4	1,1
Bayern . . . . .	4,5	1,1	6,4	1,2	4,3	1,6	5,7	0,8	2,3	0,7
Zusammen . . . . .	3,0	0,5	6,8	0,5	2,5	0,8	6,2	0,5	3,9	0,8

Es ist zunächst bemerkenswert, daß sich die systematischen Fehler bei der Dezemberzählung von denen der Märzählung im ganzen nicht wesentlich unterscheiden. Diese Feststellung trifft grundsätzlich auch für die Erhebungen in den folgenden Jahren zu. Sie kann als Bestätigung dafür gelten, daß das Ziel des Stichprobenplans II erreicht worden ist, die Viehzwischenzählungen mit den Totalzählungen vergleichbar zu machen (vgl. II.14, S. 289).

Die Nachprüfung hat die Erwartung bestätigt, daß die Angaben der Viehhalter teilweise fehlerhaft sind, und zwar meist kleiner als die tatsächlichen Zahlen. Bei der Beurteilung der aus den Einzelabweichungen errechneten Landesergebnisse ist zu beachten, daß die Standardfehler grundsätzlich überschätzt werden, weil die geschichtete Auswahl in der Fehlerrechnung nicht berücksichtigt wird. Die systematischen Erhebungsfehler bei Rindvieh sind im Durchschnitt zwar kleiner als 5 vH, jedoch stets größer als ihre grob abgeschätzten Standardfehler. Bei den Schweinen insgesamt sind die systematischen Fehler meist größer als beim Rindvieh. Für beide Gruppen können die systematischen Fehler im Landesergebnis als statistisch gesichert gelten. Die Erhebungsfehler bei den Zuchtsauen und ihren — hier nicht betrach-

## II.15

teten — Untergruppen können jedoch teilweise nicht genau genug geschätzt werden, weil die Korrelation zwischen den Bestandsangaben bei der Zählung und den Bestands-ermittlungen bei der Nachprüfung verhältnismäßig klein ist. Für eine statistische Sicherung reicht hier der Stichprobenumfang teilweise nicht aus.

Die in Übersicht II.15.3 für die Nachprüfung der repräsentativen Schweinezählung vom 3. März 1955 angegebenen Standardfehler geben allein noch kein Maß für die Genauigkeit der um den systematischen Fehler bereinigten Ergebnisse. Zum Zufallsfehler der Nachprüfung tritt der Zufallsfehler von der 1. Auswahlphase, nämlich der Viehzwischenzählung selbst, hinzu (vgl. II.14, S. 293). Beide Komponenten setzen sich nach dem Fehlerfortpflanzungsgesetz zusammen (vgl. I.3.4.3, S. 113). Die Gesamtfehler für die Viehbestandszahlen einer Zwischenzählung sind danach um rund 30 vH größer als die in Übersicht II.15.3 dargestellten Standardfehler der Nachprüfung allein.

# Milcherzeugungs- und -verwendungsstatistik

H. Strecker<sup>1)</sup> — M. Nourney<sup>2)</sup>

## 1. Einleitung

Die Milchstatistik hat die Aufgabe, monatlich die Menge der erzeugten Milch sowie die Anteile ihrer Verwendungsarten zu ermitteln. Die Ergebnisse dieser Statistik werden benötigt zur Beurteilung der Versorgungslage an Milch und Milchprodukten und zur Berechnung des Einfuhrbedarfs an diesen Gütern.

Die Milchanlieferung bei den Molkereien wird durch die Totalstatistik der Molkereien ermittelt. Dagegen können die Milchmengen der übrigen Verwendungsarten nur mit hohen Kosten total erhoben werden. Aus diesem Grunde wird die Milcherzeugung — entsprechend dem alten Verfahren in der Erntestatistik — seit etwa 30 Jahren errechnet durch Multiplikation der Zahl der Milchkühe mit dem Milchertrag (d. h. der Milcherzeugung je Milchkuh und je Tag). Die Zahl der Milchkühe wird jährlich durch die allgemeine Viehzählung (vgl. II.14, S. 282) ermittelt. Der Milchertrag und die Anteile der Verwendungsarten an der gesamten Erzeugung werden von Milchschatzungs-kommissionen mit Hilfe von Angaben der Molkereien, Tierzuchtämter und Milch-kontrollvereine geschätzt.

Diese Schätzungen genügen den Anforderungen an die Genauigkeit nicht mehr. Daher mußte versucht werden, diese Erhebung ähnlich wie bei der Erntermittlung durch objektive Methoden zu verbessern. Bereits im Wirtschaftsjahr 1951/52 wurde in Bayern die monatliche Milcherzeugung probeweise durch eine Stichprobenerhebung ermittelt. Ähnliche Untersuchungen wurden auch in Niedersachsen durchgeführt.

Nach der neuen Rechtsgrundlage der Milchstatistik (Verordnung vom 22. 12. 1959) sollen die Feststellungen der Milchschatzungskommissionen allgemein noch durch Stichprobenerhebungen ergänzt werden. Ein vollständiger Übergang von den subjektiven Schätzungen zu objektiven Feststellungen mit Hilfe von Zufallsstichproben erscheint nach dem derzeitigen Stand der Überlegungen allerdings noch nicht möglich, da von den Konsumenten dieser Statistik die gewohnten Kreisergebnisse über die Milchwirtschaft verlangt werden, die durch eine Repräsentativerhebung mit angemessenem Stichprobenumfang nicht ermittelt werden können, sondern nach dem bislang angewandten Verfahren grob geschätzt werden müssen.

Die Stichprobenerhebungen werden ab Frühjahr 1960 laufend durchgeführt. Ergebnisse hierzu liegen zur Zeit noch nicht vor. Im folgenden wird daher nur über die Probeerhebung in Bayern sowie über die Grundzüge des Stichprobenplans für die anlaufenden Erhebungen berichtet.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** für die repräsentative Milcherzeugungs- und -verwendungsstatistik ist sehr klein: Für das Bundesgebiet und die Länder soll monatlich die Gesamtmenge der erzeugten Milch ausgewiesen und nach folgenden sechs Verwendungsarten gegliedert werden:

an Molkereien und Händler gelieferte Milch,  
verfütterte Milch,  
im Haushalt zu Butter verarbeitete Milch,  
zu Käse verarbeitete Milch,  
frisch verbrauchte Milch,  
sonstige Verwendung der Milch (Deputat usw.).

<sup>1)</sup> Prof. Dr. Heinrich Strecker, Universität Tübingen (früher: Bayerisches Statistisches Landesamt, München).

<sup>2)</sup> Dipl.-Math. Martin Nourney, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.16

Bei den Probeerhebungen sollte dagegen nur die Gesamtmenge der erzeugten Milch ermittelt werden. Diese Ergebnisse mußten jedoch nach mehreren Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche kuhhaltender Betriebe gegliedert werden.

**2.2 Als Erhebungseinheiten** werden aus technischen Gründen nicht einzelne Kühe, sondern kuhhaltende Betriebe verwendet. Bei den Probeerhebungen wurde die Erhebungsgesamtheit mit Rücksicht auf die Auswahlgrundlage (vgl. 2.4) auf diejenigen kuhhaltenden Betriebe beschränkt, die in Landkreisen lagen und mindestens 0,5 ha Wirtschaftsfläche besaßen.

**2.3 Die Erhebungen** sollen in der Regel durch Interviewer durchgeführt werden. Dabei werden in allen ausgewählten Betrieben die Milcherzeugung und -verwendung sowie die Zahl der Milchkühe und der Kälber festgestellt. In den meisten Fällen soll die Befragung durch die Angestellten der Milchkontrollverbände vorgenommen werden, die den Milchertrag der den Mitgliedern ihrer Verbände gehörenden Kuhbestände ohnehin regelmäßig in drei- oder vierwöchigem Abstand ermitteln. In verschiedenen Ländern wird die Erhebung zum Teil auch auf dem Postwege durchgeführt; dabei muß mit einer verhältnismäßig großen Ausfallquote durch Nichtbeantwortung gerechnet werden (vgl. 3.7, S. 305).

Bei den Probeerhebungen wurden Meldebogen benutzt. Die Nichtantwortenden sollten durch persönlich gehaltene Schreiben zur Mitarbeit gewonnen werden.

Die Menge der Milcherzeugung und -verwendung soll in den ausgewählten Betrieben an vorher festgelegten Stichtagen erfragt werden, denn es ist anzunehmen, daß die Angabe einer Tagesmenge genauer und für den Kuhhalter mit weniger Mühe verbunden ist. Für die der Milchkontrolle angeschlossenen Betriebe sollen keine Erhebungskosten in Rechnung gestellt werden, sofern die Stichtage der Befragungen in diesen Betrieben von den Kontrollverbänden bestimmt werden können.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** werden die Zählpapiere der jeweils letzten totalen Viehzählung im Dezember verwandt. Für die Erhebungen im Jahre 1960 liegt darüber hinaus eine Sonderaufbereitung der Zählung im Dezember 1959 nach Kuhbestandszahlen vor. Die Auswahlgrundlage bietet daher viele Möglichkeiten für eine Schichtung der kuhhaltenden Betriebe.

Der Auswahl für die früheren Probeerhebungen wurden die Erhebungsbogen der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 zugrunde gelegt, weil nur durch sie neben der Anschrift der Betriebe auch Einzelangaben über die landwirtschaftliche Nutzfläche gegeben waren, die bei dem Programm der Probeerhebung als Gliederungsmerkmal vorgesehen war (vgl. 2.1).

**2.5 Der zulässige Auswahlsatz** ist in der Rechtsgrundlage für die laufenden Erhebungen auf höchstens 1 vH der kuhhaltenden Betriebe im Bundesgebiet begrenzt. Nach den Erfahrungen aus den Probeerhebungen ist zu erwarten, daß damit in jedem Bundesland ausreichend genaue Ergebnisse für die erzeugte Milchmenge gewonnen werden können.

Für die Probeerhebung in Bayern war der Stichprobenumfang durch die verfügbaren Mittel auf ungefähr 10000 Betriebe je Monat beschränkt.

### **3. Probeerhebung in Bayern**

**3.1** Die Probeerhebung wurde mit einem einstufigen Auswahlverfahren durchgeführt. **Auswahleinheit** war der kuhhaltende landwirtschaftliche Betrieb mit mehr als 0,5 ha Wirtschaftsfläche.

**3.2** Die Betriebe wurden in drei **Schichten** nach der Größe der landwirtschaftlichen Nutzfläche eingeteilt. Die Schichtgrenzen zeigt Übersicht II.16.1.

Übersicht II.16.1

Schicht	Zahl der kuhhaltenden Betriebe in Bayern <sup>1)</sup>		Auswahl-satz in vH	Anordnungsgruppen nach der Größe der landwirtschaftlichen Nutzfläche in ha	Nummer der Größenklasse im Tabellenprogramm
	insgesamt	in der Stichprobe			
1	2	3	4	5	6
1	420 677	8 413	2	0 bis unter 0,01 0,01 bis unter 0,5 0,5 bis unter 2	1
				2 bis unter 5	2
				5 bis unter 7,5 7,5 bis unter 10	3
				10 bis unter 20	4
				20 bis unter 50	5
2	2 153	215	10	50 bis unter 100 100 bis unter 150	6
3	183	183	100	150 und mehr	7
Zusammen	423 013	8 811	(2,1)	—	—

<sup>1)</sup> Nach der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949.

Um die Genauigkeit der Ergebnisse weiter zu verbessern, wurden die Auswahl-einheiten vor der Stichprobenauswahl in den beiden unteren Schichten nach Landkreisen und innerhalb der Landkreise nach feiner unterteilten Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche angeordnet (vgl. Übersicht II.16.1, Spalte 5). Diese Anordnung der kuhhaltenden Betriebe nach den stark untergliederten Größenklassen konnte sich allerdings nicht voll auswirken.

Von insgesamt 43 456 kuhhaltenden Betrieben in Bayern mit 0 bis unter 2 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche befinden sich in einem Landkreis durchschnittlich rund 300 Betriebe. Diese werden innerhalb des Kreises nach drei Größenklassen angeordnet. Durch die systematische Auswahl mit einem Auswahl-satz von 2 vH (vgl. 3.3) werden also durchschnittlich nur zwei Betriebe jeder Größenklasse im Kreis erfaßt. Wegen der unterschiedlichen Größe der Kreise und der je Kreis über mehrere Größenklassen des Tabellenprogramms durchlaufenden systematischen Auswahl ist es durchaus möglich, daß die Größenklassen nicht im richtigen Verhältnis in die Stichprobe gelangen.

Nach dem heutigen Stand der Kenntnisse wäre es günstiger und methodisch übersichtlicher gewesen, für jede der sieben im Tabellenprogramm vorgesehenen Größenklassen eine Schicht zu bilden und gegebenenfalls teilweise gleiche Auswahl-sätze zu verwenden. Zumindest wäre die umgekehrte Reihenfolge bei der Anordnung vorteilhafter gewesen, weil dabei die Größenklassen des Tabellenprogramms genauer repräsentiert worden wären.

**3.3** Aus der geschichteten und angeordneten Auswahlgesamtheit wurden die Stichprobenbetriebe durch **systematische Auswahl** gezogen. Die Auswahl-sätze in den Schichten 1 und 2 betrugen 2 vH bzw. 10 vH. In Schicht 3 wurden sämtliche Betriebe in die Erhebung einbezogen. Die gesamte Stichprobe umfaßte somit rund 8 800 kuhhaltende Betriebe.

**3.4** Die monatliche Milcherzeugung eines Landes wird wesentlich durch eine Reihe von Faktoren beeinflußt, z. B. von Witterungs- und Fütterungsverhältnissen und dem Arbeitseinsatz der Kühe. Es erschien nicht möglich, diese Größen genügend zu berücksichtigen, wenn alle ausgewählten Betriebe am gleichen Stichtag im Monat befragt wurden. Aus diesem Grunde wurden die Stichprobenbetriebe in jeder Größenklasse des Tabellenprogramms gleich nach der Auswahl systematisch auf sechs gleich große **Unterstichproben** aufgeteilt. Alle zur gleichen Unterstichprobe gehörigen Betriebe sollten monatlich an einem Stichtag befragt werden. In Übersicht II.16.2 sind die Stichtage angegeben, die für die sechs Unterstichproben festgelegt wurden.

II.16

Übersicht II.16.2

Unter- stichprobe Nr.	Stichtag im Berichtsmonat
1	1.
2	5.
3	10.
4	15.
5	20.
6	25.

Die Ergebnisse einer zusätzlichen Erhebung, bei der Betriebe im Monat Juni 1952 jeweils auch noch an einem zweiten Stichtage befragt wurden, haben gezeigt, daß die Erhebung an sechs Stichtagen ausreichend genaue Ergebnisse vermittelt (vgl. *H. Strecker* [70], S. 102).

**3.5 Bei der Hochrechnung** der Stichprobenwerte konnten die sieben Größenklassen des Tabellenprogramms mit Rücksicht auf die Anordnung und die systematische Auswahl näherungsweise wie Schichten behandelt werden.

Die durchschnittliche Milcherzeugung je Betrieb und Tag wurde für jede Betriebsgrößenklasse mit der Anzahl der kuhhaltenden Betriebe frei hochgerechnet. Dabei wurde jeweils die neueste Zahl der kuhhaltenden Betriebe aus der Viehzählung herangezogen. Es wurde unterstellt, daß die Neuzugänge dieselbe Ertragsstruktur besäßen wie die Betriebe der Auswahl-gesamtheit. Die durchschnittliche Milcherzeugung je Tag und Kuh in der Auswahl-gesamtheit wurde ferner auf Betriebe mit weniger als 0,5 ha Wirtschaftsfläche und auf die Stadtkreise übertragen. Das erschien unbedenklich für Bayern, das relativ wenige „Abmelkwirtschaften“ mit großen Milchkuhbeständen auf kleinen Flächen besitzt.

Die Milcherzeugung an den Stichtagen wurde schließlich durch Multiplikation mit der Zahl der Tage im Berichtsmonat auf die gesamte Milcherzeugung im Monat umgerechnet. Dabei wurden die für die sechs Stichtage im Berichtsmonat eingegangenen Meldungen so behandelt, als wenn sie für den ganzen Monat repräsentativ wären.

In Übersicht II.16.3 sind die Ergebnisse der Probeerhebung 1951/52 in Bayern für einige Berichtsmonate zusammengestellt.

Übersicht II.16.3

Größen- klasse	Zahl der kuh- haltenden Betriebe <sup>1)</sup>	Erzeugte Milchmenge je Tag (in 1 000 Litern) in den Monaten				Relativer Standardfehler (in vH) der Milchmenge in den Monaten			
		Oktober	November	April	Mai	Oktober	November	April	Mai
1	43 456	433	396	370	452	3,3	3,9	4,1	4,0
2	127 056	1 973	1 712	1 637	2 050	1,8	1,8	2,0	2,6
3	130 893	3 236	2 813	2 709	3 129	1,4	1,5	1,6	1,6
4	88 108	3 707	3 297	3 147	3 605	1,8	1,9	2,1	2,1
5	31 164	2 403	2 065	1 983	2 448	2,8	2,9	3,5	3,2
6	2 153	408	352	361	420	5,8	5,6	4,8	4,4
7	183	87	78	82	95	4,3	4,0	4,0	4,3
Zu- sammen	423 013	12 247	10 713	10 289	12 199	0,9	1,0	1,1	1,1

<sup>1)</sup> Nach der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949.

In den Ergebnissen spiegelt sich die tatsächliche saisonale Entwicklung gut wider. So machte sich das natürliche Absinken der Milchleistung im Herbst 1951 erst im Monat November bemerkbar, da wegen der milden und feuchten Witterung bis in den Spätherbst hinein noch Grünfutter anfiel und die Weiden überdurchschnittlich lange genutzt werden konnten. Die Erhöhung der Milcherzeugung im Monat Mai 1952 ist auf die saisonbedingte Umstellung der Kühe auf Grünfutter zurückzuführen.

**3.6 Zur Fehlerrechnung** wurde die Formel III.3.2 (3), S. 540, für die einstufige geschichtete Auswahl mit freier Hochrechnung angewendet. Dabei wurden die bei der Schichtung und Anordnung gebildeten sieben Größenklassen des Tabellenprogramms als echte Schichten behandelt. Das war nur für die beiden oberen Größenklassen mit geschichteter Auswahl methodisch ganz einwandfrei. In den übrigen Klassen konnte dies wegen

der systematischen Auswahl nach der Anordnung jedoch näherungsweise unterstellt werden. Die tatsächlichen Ergebnisse dürften jedenfalls günstiger sein als bei einer Gruppierung nach der Auswahl für eine einfache Zufallsstichprobe (vgl. III.3.14, S. 552). Überschlagsrechnungen haben gezeigt, daß selbst der Einfluß einer Gruppierung nach der Auswahl in der Fehlerrechnung vernachlässigt werden darf, weil der Stichprobenumfang in jeder der betrachteten fünf Größenklassen ziemlich hoch ist.

Die relativen Standardfehler (vgl. Übersicht II.16.3) können als durchaus befriedigend angesehen werden, zumal die Zahl der Antworten erheblich geringer war als vorgesehen (vgl. 3.7). Eine Verminderung der Standardfehler wäre durch eine feinere Staffelung der Auswahlssätze möglich gewesen. Es ist allerdings zu beachten, daß die in Übersicht II.16.3 genannten Standardfehler nicht die Gesamtfehler, sondern nur die Zufallskomponente der Fehler wiedergeben. Infolge der zahlreichen Antwortverweigerungen und der dadurch bedingten Übertragungen können gewisse systematische Fehler in die Ergebnisse hineingekommen sein.

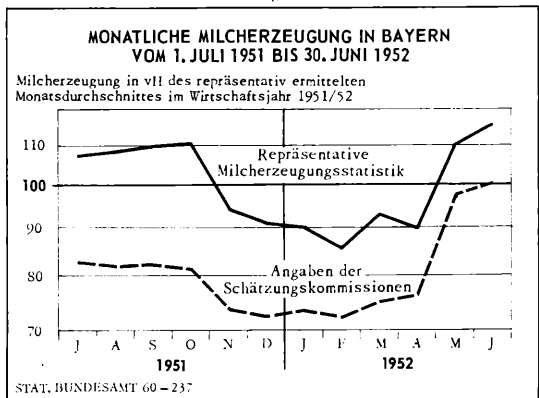
**3.7** Von den rund 9000 im Juli 1951 ausgewählten Kuhhaltern hatten nur knapp 3400 den Meldebogen beantwortet. Die Quote der **Nichtbeantwortung** war in den unteren Größenklassen höher als in den oberen. Das läßt sich vermutlich darauf zurückführen, daß die kleinen Betriebe im Gegensatz zu den größeren im allgemeinen keine Rechnungsführung haben. Die Betriebsinhaber waren zudem oft der irrigen Meinung, ihr Betrieb habe auf die Erfassung der gesamten Milcherzeugung so gut wie keinen Einfluß. Durch persönliche Schreiben an die Betriebsinhaber, in denen Sinn und Zweck der Erhebung dargelegt wurde und die in gewissen Zeitabständen auch Zahlenergebnisse enthielten, konnte noch eine Reihe von zunächst nicht Antwortenden zur Mitarbeit gewonnen werden. Ein Vergleich zwischen den Gruppen der sofort und der auf Mahnung hin Antwortenden ergab für den durchschnittlichen Milchertrag je Kuh keine wesentlichen Unterschiede.

Um den wirklichen Stichprobenumfang zu erhöhen, wurden einige Kuhhalter zusätzlich ausgewählt und angeschrieben. So füllten bei insgesamt 11100 befragten Betriebsinhabern etwa 5100 regelmäßig ihre Fragebogen aus. Diese regelmäßig antwortenden Kuhhalter bildeten dann den festen „Berichterstatterkreis“. Lediglich mit Beginn der Heuernte im Juni stellten fast 500 dieser Betriebe ihre laufenden Meldungen ein.

Für die Anwendung von Verfahren, mit denen Verzerrungen der Ergebnisse durch Nichtbeantwortung annähernd festgestellt und ausgeschaltet werden könnten (vgl. I.2.2.6, S. 43), standen bei den Probeerhebungen nicht genügend Geldmittel zur Verfügung. Um dennoch Anhaltspunkte über etwa vorhandene systematische Unterschiede zu gewinnen, wurde ein Ersatzweg eingeschlagen: Die Angaben derjenigen Kuhhalter, die im Mai 1952 ihren Fragebogen noch beantwortet hatten, im darauffolgenden Monat Juni jedoch nicht mehr ausfüllten, wurden mit den Durchschnittswerten der stets antwortenden Gruppe für den Monat Mai verglichen. Zwischen beiden Gruppen konnten keine wesentlichen Unterschiede festgestellt werden.

**3.8** In Abbildung II.16.1 sind die **Angaben der Milchschatzungskommissionen** den entsprechenden monatlichen Stichprobenergebnissen

Abbildung II. 16. 1



## II.16

1951/52 für die gesamte Milcherzeugung in Bayern gegenübergestellt. Die Unterschätzung durch die Kommissionen ist danach sehr beachtlich. Nach dem Verlauf der Kurven ist es sehr wahrscheinlich, daß eine Rückwirkung von der Stichprobenerhebung auf die Schätzwerte der Kommissionen bestanden hat.

Eine Abweichung um 20 bis 30 vH von den wirklichen Werten erscheint für die Statistik der Milcherzeugung kaum tragbar, selbst wenn man berücksichtigt, daß die Hauptkomponente der Milchverwendung, nämlich die den Molkereien gelieferte Milch, aus den vollständigen Berichten der Molkereien entnommen werden kann.

### 4. Grundzüge des Stichprobenplans für die laufenden Erhebungen

**4.1** Für eine **endgültige Planung** der monatlichen Stichprobenerhebungen ab Frühjahr 1960 reichen die bisherigen Erfahrungen auf dem Gebiet der Milchstatistik noch nicht aus. Daher wird für die Anlaufzeit ein vorläufiger Stichprobenplan verwandt, in dem u. a. auch die Erkenntnisse aus den Probeerhebungen ausgenutzt werden. Es ist vorgesehen, diesen Plan zu verbessern, sobald genügend Unterlagen verfügbar sind.

**4.2** Die Erhebung soll nach einem einstufigen Auswahlplan durchgeführt werden. **Auswahleinheiten** sind die kuhhaltenden Betriebe der jeweils letzten allgemeinen Viehzählung im Dezember.

Eine Umsortierung der Stichprobenbetriebe der Probeerhebungen nach dem Kuhbestand hat gezeigt, daß eine **Schichtung** nach diesem Merkmal für die Genauigkeit von Gesamtergebnissen wirksamer ist als eine Schichtung der Betriebe nach Größenklassen der landwirtschaftlichen Nutzfläche. Deshalb wurde die in Übersicht II.16.4 aufgeführte Schichtung der Betriebe nach fünf Größenklassen des Kuhbestandes vorgesehen. Sie kann durch eine Untergliederung der kuhhaltenden Betriebe nach ihrer Zugehörigkeit oder Nichtzugehörigkeit zu den Milchkontrollverbänden ergänzt werden.

Übersicht II.16.4

Schicht-Nr.	Zahl der Kühe im Betrieb	Geschätzte Zahl der Betriebe (Bundesgebiet, 1957)	Geschätzte durch- schnittliche Milcherzeugung je Kuh und Tag in Litern	Geschätzte Standardabweichung der Milcherzeugungsmenge je Kuh in den Betrieben	
				Schleswig- Holstein mit Hamburg	Rheinland- Pfalz
	1	2	3	4	5
1	1 bis 5	824 200	7	3,1	3,6
2	6 bis 10	367 100	8	2,1	2,2
3	11 bis 20	120 700	9	1,7	1,8
4	21 bis 50	21 400	10	1,4	1,5
5	51 und mehr	900	11	1,3	1,3

In Anlehnung an die Ergebnisse der Probeerhebungen wurden für die durchschnittliche Milcherzeugung je Kuh die in Spalte 3 der Übersicht II.16.4 verzeichneten Werte zugrunde gelegt.

**4.3** Bei der Festlegung der **Auswahlsätze** wurde davon ausgegangen, daß die Stichprobenumfänge in den Ländern aus arbeitstechnischen Gründen möglichst klein sein sollen. Sie wurden mit Rücksicht auf die Zahl der Kühe und der kuhhaltenden Betriebe in den Ländern unterschiedlich angesetzt (vgl. Übersicht II.16.6). Im Bundesgebiet sollen zunächst 5 200 von etwa 1,3 Millionen kuhhaltenden Betrieben in die Erhebung einbezogen werden. Der zulässige durchschnittliche Auswahlsatz von 1 vH (vgl. 2.5, S. 302) wird damit bei weitem nicht ausgeschöpft.



Die Gebiete Rheinland-Pfalz sowie Schleswig-Holstein mit Hamburg stellen im Hinblick auf die durchschnittliche Zahl der Kühe je kuhhaltender Betrieb Extremfälle dar. Eine grobe Abschätzung der Standardabweichung aus den Unterlagen der fast 10 Jahre zurückliegenden Probeerhebung führte für diese beiden Gebiete auf die Werte, die in den Spalten 4 und 5 der Übersicht II.16.4 angegeben sind. Es fällt auf, daß die Standardabweichungen mit steigender Schichtnummer abnehmen; das ist auf die zunehmende Korrelation zwischen der erzeugten Milchmenge und der Zahl der Kühe in den Betrieben zurückzuführen.

Die vorgesehenen Stichprobenumfänge in den Ländern wurden entsprechend diesen Standardabweichungen nach der Formel von *Neyman-Tschuprow* (vgl. III.3.1 (2), S. 538) auf die Schichten aufgeteilt. Diese Aufteilung wurde nach dem Merkmal Milcherzeugung ausgerichtet. Dabei mußte berücksichtigt werden, daß die Menge der erzeugten Milch durch gebundene Hochrechnung ermittelt werden soll (vgl. 4.4). Wie Übersicht II.16.5 für Schleswig-Holstein mit Hamburg zeigt, ergibt sich dabei in den oberen Schichten ein verhältnismäßig kleiner Stichprobenumfang.

Übersicht II.16.5

Schicht	Geschätzte Zahl der Betriebe (Schleswig-Holstein mit Hamburg, 1957)	Standardabweichung der Milcherzeugung je Kuh in kuhhaltenden Betrieben	Stichprobenumfang in Schleswig-Holstein mit Hamburg	
			Aufteilung nach <i>Neyman-Tschuprow</i>	modifizierte Aufteilung
1	15 500	3,1	256	250
2	20 300	2,1	227	230
3	14 500	1,7	131	130
4	4 600	1,4	34	30
5	300	1,3	2	10
Zusammen	55 200	.	650	650

Die Aufteilungen wurden deshalb anschließend noch so abgeändert, daß in keiner Schicht weniger als zehn Betriebe ausgewählt wurden. In Übersicht II.16.6 sind die entsprechend berechneten Stichprobenumfänge auch für die übrigen Länder angegeben.

Übersicht II.16.6

Gebiet	Geschätzte Zahl der Betriebe							Geschätzter relativer Standard- fehler in vH
	ins- gesamt	darunter in der Stichprobe						
		ins- gesamt	davon in Schicht					
			1	2	3	4	5	
Schleswig-Holstein mit Hamburg.	55 200	650	250	230	130	30	10	0,9
Niedersachsen mit Bremen .....	214 700	750	500	180	50	10	10	1,1
Nordrhein-Westfalen .....	173 400	750	500	180	50	10	10	1,1
Hessen .....	123 700	700	560	100	20	10	10	1,7
Rheinland-Pfalz .....	127 400	650	560	60	10	10	10	2,1
Baden-Württemberg .....	249 200	800	630	120	30	10	10	1,7
Bayern .....	390 600	900	590	230	60	10	10	1,3
Zusammen .....	1 334 200	5 200	3 590	1 100	350	90	70	0,6

In der letzten Spalte dieser Übersicht sind Schätzwerte der zugehörigen relativen Standardfehler für das Erhebungsmerkmal Milcherzeugung mitgeteilt. Diese Werte entsprechen nicht genau den Stichprobenumfängen; das erklärt sich aus der unterschiedlichen Verteilung der Betriebe nach der Zahl der Kühe in den Ländern.

## II.16

4.4 Die Stichprobenzahlen über die Milcherzeugung je Betrieb sollen mit der Zahl der Kühe gebunden hochgerechnet werden. Zur **Hochrechnung** der Milcherzeugung wird jedoch auch erwogen, die bekannte Menge der Milchanlieferungen an Molkereien als Bezugsgröße für eine Verhältnisschätzung heranzuziehen. Bei einigen Arten der Milchverwendung (z. B. im Haushalt frisch verbrauchte Milch) dürfte dagegen die freie Hochrechnung vorteilhafter als die gebundene sein.

4.5 Die laufenden Stichprobenerhebungen sollen im allgemeinen im April 1960 beginnen. Sobald die ersten Stichprobenwerte vorliegen, werden die Möglichkeiten zur Verbesserung der Auswahl untersucht werden. Vor allem sind die zahlreichen Hochrechnungsverfahren, zu denen auch die gebundene Hochrechnung mit den Stichprobenergebnissen des Vormonats gehört, auf ihre Wirksamkeit zu prüfen. Es ist vorgesehen, spätestens bis zum Ablauf der Gültigkeit der Rechtsverordnung im Jahr 1962 einen entsprechend modifizierten Auswahl- und Aufbereitungsplan für die weiteren Stichprobenerhebungen aufzustellen.

## Monatlicher Industriebericht

— Untersuchungen zur Anwendung des Stichprobenverfahrens —

G. Hotopp<sup>1)</sup> — K.-A. Schäffer<sup>2)</sup>

### 1. Einleitung

Der monatliche Industriebericht ist ein wesentlicher Teil der Industriestatistik, zu der noch der monatliche Produktions-Eilbericht und der vierteljährliche Produktionsbericht sowie auch Jahreserhebungen gehören, mit denen die Erhebungskarteien evident gehalten und Tatbestände erfragt werden, auf deren Feststellung in kürzeren Perioden verzichtet werden kann. Rechtsgrundlage dieser Statistiken ist das Gesetz über die Allgemeine Statistik in der Industrie und im Bauhauptgewerbe vom 15. Juli 1957.

Das Erhebungssystem hat die Aufgabe, für die Industrie als dem größten Bereich der deutschen Wirtschaft, der etwa die Hälfte des Nettosozialprodukts der Bundesrepublik aufbringt, die Unterlagen zu schaffen, die von der Verwaltung und der Wirtschaft zur Beurteilung des Wirtschaftsablaufes benötigt werden. Die Statistiken liefern darüber hinaus wichtige Arbeitsgrundlagen für die volkswirtschaftliche Gesamtrechnung und die internationale wirtschaftliche Zusammenarbeit. Die wichtigsten Konsumenten der Industriestatistik sind die Wirtschaftsverwaltungen des Bundes und der Länder, die Industrie- und Handelskammern, Industrieverbände, Gewerkschaften, Wirtschaftsforschungsinstitute, die Wissenschaft und größere Industrieunternehmen.

Der monatliche Industriebericht dient dazu, laufend ein Bild über die Zahl der Beschäftigten, die Löhne und Gehälter, den Umsatz sowie über die Brennstoff- und Energieversorgung zu liefern. Diese laufende Berichterstattung erfordert einen recht großen manuellen und maschinellen Arbeitsaufwand und verursacht deswegen auch verhältnismäßig hohe Kosten (etwa die Hälfte der Gesamtkosten der Industriestatistik). Es lag daher nahe zu untersuchen, ob durch Anwendung von Stichprobenverfahren eine fühlbare Entlastung und Kostensenkung ohne wesentliche Beeinträchtigung der Ergebnisgenauigkeit erzielt werden kann. Dabei sollte zugleich geklärt werden, ob nicht auch die Kleinbetriebe, die bisher im monatlichen Industriebericht nicht erfaßt wurden, ebenfalls in den Ergebnissen zum Ausdruck gebracht werden können.

Im folgenden wird über die Ergebnisse der Untersuchungen berichtet, die zur Klärung dieser Fragen im Statistischen Bundesamt und im Niedersächsischen Landesverwaltungsamt — Abteilung Statistik — parallel zueinander durchgeführt worden sind.

### 2. Grundlagen der Untersuchungen

**2.1 Erhebungseinheit** der Industrieberichterstattung ist grundsätzlich der „Industriebetrieb“ als örtliche Einheit. Die Angaben werden von den Auskunftspflichtigen außer für den Gesamtbetrieb z. T. auch nach fachlichen Betriebsteilen („beteiligten“ Industriezweigen) gefordert. Auskunftspflichtig sind nach dem Gesetz alle Betriebe der Industrie mit Ausnahme der Betriebe der Bauindustrie sowie der öffentlichen Elektrizitäts-, Gas- und Wasserversorgung.

**2.2 Als Erhebungsmerkmale** werden von den Betrieben Angaben über Beschäftigte nach Geschlecht und Stellung im Betrieb, geleistete Arbeiterstunden, Bruttosumme der Löhne und Gehälter, Inlands- und Auslandsumsatz eingeholt. Ferner werden der

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Gustav Hotopp, Niedersächsisches Landesverwaltungsamt — Abteilung Statistik —, Hannover.

<sup>2)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.17

Kohleverbrauch und -bestand nach Arten, der Heizölverbrauch und Gasverbrauch sowie der Fremdbezug, die Eigenerzeugung, Abgabe und Verbrauch von Elektrizität erfragt.

**2.3 Das Tabellenprogramm** sieht vor, daß diese Tatbestände im allgemeinen nach örtlichen Betriebseinheiten (fachliche Zuordnung nach dem Produktionsschwerpunkt des Betriebes), zum Teil auch nach fachlich reinen Betrieben bzw. Betriebsteilen dargestellt werden. Bei der Darstellung nach örtlichen Betriebseinheiten (Aufteilung nach „hauptbeteiligten“ Industriezweigen) werden 105 Zweige, bei der Darstellung nach fachlich reinen Betrieben bzw. Betriebsteilen (Aufbereitung nach „beteiligten“ Industriezweigen) werden 142 Zweige nachgewiesen (Stand: 1960). Ferner wird eine regionale Gliederung der wichtigsten Ergebnisse bis zu den Kreisen gefordert.

**2.4** Nach der Rechtsgrundlage dürfen zur monatlichen Berichterstattung höchstens 70 000 von insgesamt etwa 90 000 auskunftspflichtigen Betrieben herangezogen werden. Eine **Beschränkung des Erhebungsumfanges** ist sachlich notwendig, weil andernfalls die rechtzeitige kurzfristige Zusammenstellung der Ergebnisse in Frage gestellt würde.

Bislang werden zu der monatlichen Industrieberichterstattung alle Industriebetriebe mit 10 und mehr Beschäftigten herangezogen; die kleineren Industriebetriebe mit weniger als 10 Beschäftigten werden nur einmal jährlich nach einigen wichtigen Merkmalen befragt.

Übersicht II.17.1 zeigt, daß durch die Beschränkung auf Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten nur wenig mehr als die Hälfte aller Betriebe erfaßt wird. Der Anteil dieser Betriebe an der Gesamt-Beschäftigtenzahl und am Gesamt-Umsatz beträgt dagegen im Durchschnitt fast 98 vH.

Übersicht II.17.1

	Betriebe	Beschäftigte	Monatsumsatz
	Ende September 1958		im September 1958
	Anzahl	Mill.	Mrd. DM
Industrie insgesamt .....	90 845	7,499	18,696
darunter Betriebe			
mit 10 und mehr Beschäftigten .....	50 506	7,337	18,295
Anteil in vH .....	55,6	97,8	97,9

Diese Anteile schwanken in den Industriegruppen und -zweigen etwa zwischen 90 und 100 vH. Unter 90 vH liegen nur die Sägewerke und einzelne Zweige der Ernährungsindustrie, bei denen der Anteil der Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten — an den Beschäftigtenzahlen gemessen — vereinzelt weit niedriger ist, so etwa bei der Spirituosenindustrie mit 70 vH und der Mineralbrunnen-, Mineralwasser- und Limonadenindustrie mit 73 vH.

Die 10-Beschäftigten-Grenze soll ein leicht zu handhabendes Kriterium für die einmal im Jahr stattfindende Abgrenzung zwischen den monatlich und den jährlich meldenden Betrieben sein. Sie ist zwar sachlich etwas problematisch, bietet jedoch den Vorteil, daß durch den Fortfall der kleineren Erhebungseinheiten das Non-response-Problem an Bedeutung verliert. Die kleineren Einheiten sind nämlich erfahrungsgemäß am wenigsten bereit, die Fragebogen der Statistik auszufüllen und zu übersenden; sie verfügen darüber hinaus häufig auch nicht über die für die Beantwortung der gestellten Fragen notwendigen Unterlagen und hinreichend geschultes Personal. Die Beschränkung der Erhebungen auf die größeren Einheiten trägt deshalb wesentlich zu der Qualität der Statistik bei.

Ein gewisser Nachteil des Verfahrens liegt in den Informationsverlusten, die durch den Verzicht auf die Befragung der kleineren Einheiten entstehen. Streng genommen wären Aussagen über die Gesamtheit aller Industriebetriebe (im Sinne der Jahreserhebungen) nur beschränkt möglich. Der Konzentrationseffekt ist jedoch zumeist so groß, daß sich eine Umschätzung der Ergebnisse auf diese Gesamtmasse erübrigt.

**2.5** Die verhältnismäßig hohen Kosten der Industrierichterstattung haben bereits mehrfach zu Überlegungen geführt, ob die monatlichen Erhebungen nicht auf eine geringere Zahl von Berichtsfirmen beschränkt werden können, ohne merklich an Aussagekraft zu verlieren. Für die Einschränkung der Zahl der Berichtsfirmen kommen zwei Möglichkeiten in Betracht: Die Veränderung der Erfassungsgrenze oder die Einführung eines Stichprobenverfahrens. In den folgenden Abschnitten werden die wichtigsten Ergebnisse der Untersuchungen über die praktische Verwendbarkeit dieser beiden Wege dargestellt.

Daneben sind auch andere Einschränkungsmöglichkeiten untersucht worden, z. B. die Verringerung der Zahl der Erhebungsmerkmale, die Verminderung der Aufgliederung der monatlich erstellten Ergebnisse sowie die Änderung der Periodizität. Auf diese Untersuchungen soll hier nicht näher eingegangen werden.

### 3. Untersuchungen

**3.1** Im Jahre 1952 wurde der erste Vorschlag zur Änderung der Erfassungsgrenze untersucht. Danach sollte die monatliche Berichterstattung auf Betriebe mit 20 und mehr Beschäftigten beschränkt werden. Die Ergebnisse der Untersuchungen sind in einem Memorandum des Statistischen Landesamtes Nordrhein-Westfalen zusammengestellt worden. Sie zeigen, daß eine starre Begrenzung der Erhebung auf Betriebe mit 20 und mehr Beschäftigten kaum tragbar ist. In einigen Industriezweigen, vor allem der Nahrungs- und Genußmittelindustrie, bei denen die kleineren Betriebe in ihrer Gesamtheit erhebliche Bedeutung haben, würden kaum noch brauchbare Ergebnisse zu erzielen sein. In einer größeren Zahl von Industriegruppen bzw. -zweigen könnte allerdings die Zahl der Berichtsbetriebe durch Auslassen der kleineren Betriebe beachtlich vermindert werden, ohne die Aussagekraft der Ergebnisse wesentlich zu beeinträchtigen. Notwendigerweise müßte dann aber mit verschiedenen Beschäftigtengrenzen gearbeitet werden, um bei allen Industriegruppen bzw. -zweigen eine ausreichende Ergebnissenauigkeit zu erzielen.

Eine Möglichkeit bestünde darin, den Firmenkreis der monatlichen Industrierichterstattung so zu begrenzen, daß in jedem Industriezweig etwa 90 vH aller Beschäftigten erfaßt würden, daß jedoch in den Fällen, wo die 10-Beschäftigten-Grenze schon bisher mehr als 10 vH der Umsätze weggeschnitten hat, an dem alten Zustand nichts geändert wird. Dieser Vorschlag des Bayerischen Statistischen Landesamtes wurde u. a. auch am Material des Landes Hessen untersucht. Danach würden (vgl. Übersicht II.17.2) von 4481 Betrieben mit 10 und mehr Beschäftigten nur noch knapp 70 vH zur laufenden Berichterstattung herangezogen werden.

Übersicht II.17.2

Betriebe mit ... Beschäftigten	Zahl der Betriebe (Hessen, September 1955)		Anteil der Stichprobenbetriebe in vH
	insgesamt	darunter in der Stichprobe	
10 bis 19 .....	1 122	408	36,4
20 bis 49 .....	1 528	1 003	65,6
50 bis 99 .....	817	683	83,6
100 und mehr .....	1 014	985	97,2
Zusammen .....	4 481	3 079	68,7

## II.17

Vorteile des so modifizierten Verfahrens sind seine verhältnismäßig leichte Handhabung bei der Auswahl der Betriebe und die Möglichkeit, den Bedarf an regionalstatistischen Ergebnissen wenigstens zum erheblichen Teil zu befriedigen. Nachteilig wirkt sich dagegen aus, daß ein Vergleich der Ergebnisse der Industrieberichterstattung mit denen der Produktionsberichterstattung nicht mehr unmittelbar möglich wäre. Ein solcher Vergleich ist aber unbedingt erforderlich, denn es würde sachlich und erhebungstechnisch bedenklich sein, für die eng miteinander verknüpfte Industrieberichterstattung und die Produktionsberichterstattung zwei verschiedene Erhebungsgesamtheiten zugrunde zu legen. Eine Umrechnung der Ergebnisse der Industrieberichterstattung auf den bisherigen Berichtskreis der Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten würde nur näherungsweise möglich sein und darüber hinaus auch zusätzlichen Aufwand erfordern. Andererseits ist es nicht möglich, auch die Produktionsberichterstattung auf das modifizierte Verfahren umzustellen, wenn die nach dem 6-stelligen Schlüssel des Warenverzeichnisses der Industriestatistik gegliederten Ergebnisse hinreichend brauchbar bleiben sollen. Eine Untersuchung des Bayerischen Statistischen Landesamtes am Material des dritten Vierteljahres 1957 hat ergeben, daß bei 790 von insgesamt 1730 ausgewiesenen Warennummern der Produktionswert um mehr als 30 vH gemindert würde, wenn die Erfassungsgrenze in der genannten Weise verschoben wird.

Aus diesen Gründen ist die Änderung der Erfassungsgrenze praktisch nicht anwendbar.

**3.2 Der erste Versuchs-Stichprobenplan** für den monatlichen Industriebericht ging von der Zielsetzung aus, die Gesamtmasse aller Industriebetriebe — also auch die Kleinbetriebe — zu repräsentieren und damit auch Aussagen über diese Gesamtheit möglich zu machen.

Die Untersuchungen dieses Plans haben gezeigt, daß er — abgesehen von den Ergebnissen für regionale Untergliederungen — zu wesentlich genaueren Ergebnissen als die in 3.1 erwähnten Verfahren führen würde.

Der Stichprobenplan wird hier nicht im einzelnen dargestellt, weil er nur sehr schwer zu verwirklichen sein würde: Das liegt einmal daran, daß es bei den Kleinbetrieben mit 1 bis 9 Beschäftigten vielfach zweifelhaft ist, wie weit es sich überhaupt um Industriebetriebe handelt; die Abgrenzung und damit die einheitliche Behandlung dieser Betriebe gegenüber dem nichthandwerklichen Kleingewerbe ist in vielen Fällen sehr schwierig. Weiter ist auch die Berichtswilligkeit bei den Kleinbetrieben weit geringer als bei mittleren und Großbetrieben; die notwendigen zahlreichen Mahnungen und Rückfragen bringen nur verhältnismäßig wenig zusätzliche Erkenntnisse.

**3.3 Ein zweiter Versuchs-Stichprobenplan**, der im Niedersächsischen Landesverwaltungsamt — Abteilung Statistik — untersucht wurde, war deswegen von vornherein nur auf den Kreis der Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten abgestellt.

Bei den Untersuchungen wurde das Verfahren der Schattenaufbereitung angewandt. Als Grundlage diente das Material der monatlichen Industrieberichterstattung in Niedersachsen aus dem Jahre 1959. Die Schattenaufbereitung sollte feststellen, mit welcher Sicherheit die Ergebnisse der monatlichen Industrieberichterstattung anhand einer Zufallsauswahl von Betrieben mit 10 und mehr Beschäftigten aus dem vorliegenden Firmenkreis ermittelt werden können.

Die Schattenaufbereitung wurde für die Monate Januar, März und Mai 1959 durchgeführt, und zwar zunächst für einige Merkmale nach Tabelle 2 des Tabellenprogramms der monatlichen Industrieberichterstattung (geleistete Arbeiterstunden, Löhne und Gehälter).

Als Auswahlgrundlage diente die Gesamtheit aller im monatlichen Industriebericht für Januar 1959 in Niedersachsen erfaßten berichtspflichtigen Betriebe. Diese Gesamtheit wurde nach Industriezweigen und Betriebsgrößenklassen geschichtet; innerhalb

der Betriebsgrößenklassen wurden die Betriebe zusätzlich noch nach ansteigenden Beschäftigtenzahlen angeordnet. Grundsätzlich wurden die in Übersicht II.17.3 genannten Auswahlsätze vorgesehen.

In jeder Schicht wurden jedoch mindestens 10 Betriebe in die Stichprobe einbezogen. Damit wurde gesichert, daß schwach besetzte Schichten total oder mit hohen Auswahlätzen erfaßt, die stark besetzten Schichten dagegen nur entsprechend den obengenannten Auswahlätzen berücksichtigt wurden.

Übersicht II.17.3

Zahl der Beschäftigten in Betrieben	Auswahlsatz in vH
10 bis 19 .....	10
20 bis 49 .....	20
50 bis 99 .....	50
100 und mehr .....	100

Von 103 Industriezweigen in Niedersachsen wurde nach diesem System eine Auswahl von Betrieben bei 21 Zweigen vorgesehen, die übrigen 82 Zweige wurden mit allen Betrieben ab 10 Beschäftigten erfaßt. Insgesamt sind von 4462 monatlich berichtspflichtigen Betrieben 2704 Betriebe oder 60,6 vH in die Stichprobe einbezogen worden. Der Umfang der Stichproben in den Schichten kann aus Übersicht II.17.4 entnommen werden.

Übersicht II.17.4

Industriegruppe bzw. -zweig (Systematik-Nr.)	Zahl der Betriebe in der Auswahlgesamtheit (Niedersachsen, Januar 1959)					Zahl der Betriebe in der Stichprobe				
	insge- samt	davon mit ... Beschäftigten				insge- samt	davon mit ... Beschäftigten			
		10 bis 19	20 bis 49	50 bis 99	100 u. mehr		10 bis 19	20 bis 49	50 bis 99	100 u. mehr
2180	91	9	34	17	31	60	9	10	10	31
2511	82	30	26	13	13	46	10	10	13	13
2521	46	20	17	7	2	29	10	10	7	2
2541	302	39	202	44	17	89	10	40	22	17
2550	76	18	37	10	11	41	10	10	10	11
2561	43	6	18	17	2	28	6	10	10	2
3100	91	12	29	24	26	60	12	10	12	26
3200	303	45	72	71	115	173	10	14	34	115
3600	126	15	26	28	57	91	10	10	14	57
3841	45	4	17	11	13	38	4	10	11	13
4000	179	48	61	29	41	78	10	12	15	41
5310	197	81	90	21	5	44	10	18	11	5
5400	301	53	111	64	73	137	10	22	32	73
5600	87	17	23	20	27	57	10	10	10	27
5700	299	101	124	43	31	87	10	24	22	31
6300	243	53	66	53	71	122	11	13	27	71
6400	295	54	93	73	75	141	10	19	37	75
6824	104	25	32	31	16	51	10	10	15	16
6831	241	152	82	4	3	38	15	16	4	3
6875	37	20	11	3	3	27	10	11	3	3
6879	43	17	14	7	5	36	10	14	7	5
übrige	1 231	203	323	210	495	1 231	203	323	210	495
Insgesamt	4 462	1 022	1 508	800	1 132	2 704	410	626	536	1 132

Für die Hochrechnung wurde die kombinierte Verhältnisschätzung angewandt (vgl. III.3.5, S. 543). Als Basis wurde der Gesamtumsatz aller Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten des Beobachtungsmonats anstelle des Gesamtumsatzes im Basismonat (Januar 1959) verwandt. Damit sollte eine Verbesserung der Ergebnissenauigkeit erzielt werden. Es war zu erwarten, daß die Korrelation der für einen bestimmten Beobachtungsmonat ermittelten Merkmalswerte mit dem Umsatz des gleichen Monats höher ist als ihre Korrelation mit dem Umsatz im Basismonat. Das Binden an den Gesamtumsatz des Beobachtungsmonats ist auch praktisch möglich, weil die Beschäftigtenzahl und der Gesamtumsatz mit Rücksicht auf die regionalen Ansprüche an die Statistik voraussichtlich jeweils für alle Betriebe mit 10 und mehr Beschäftigten jeden Monat ermittelt werden müssen.

## II.17

Die Ergebnisse dieser Schattenaufbereitung wurden mit den Ergebnissen des monatlichen Industrieberichts verglichen und die Abweichungen der repräsentativ erstellten Ergebnisse vom Wert bei totaler Aufbereitung als Maßstab für die Güte des Stichprobenverfahrens benutzt. Weder die absoluten noch die relativen Abweichungen allein ergeben jedoch ein klares Bild von der praktischen Bedeutung der Differenz. Um die Beurteilung der Abweichungen zu erleichtern, wurde deshalb eine grobe Klassifizierung nach

geringen — mäßigen — starken Abweichungen

eingeführt. Die Übersicht II.17.5 zeigt die Einteilung der absoluten Abweichungen nach den genannten drei Klassen; bei großen Totalwerten (z. B. bei einer Lohnsumme ab 2 Millionen DM) werden relative Abweichungen der Einteilung zugrunde gelegt.

Übersicht II.17.5

Absolute Abweichung in 1000 Stunden, 1000 DM, t, 1000 KWh, 1000 cbm	Wert bei der Totalaufbereitung in 1000 Stunden, 1000 DM, t, 1000 KWh, 1000 cbm									
	unter 5	5 bis unter 10	10 bis unter 20	20 bis unter 50	50 bis unter 100	100 bis unter 200	200 bis unter 500	500 bis unter 1000	1000 bis unter 2000	2000 und mehr
unter 6 ...										
6 bis unter 8 ...										
8 bis unter 10 ...										
10 bis unter 12 ...										
12 bis unter 14 ...										
14 bis unter 16 ...										
16 bis unter 18 ...										
18 bis unter 20 ...										
20 bis unter 22 ...										
22 bis unter 24 ...										
24 bis unter 26 ...										
26 bis unter 30 ...										
30 bis unter 35 ...										
35 bis unter 40 ...										
40 bis unter 45 ...										
45 bis unter 50 ...										
50 bis unter 60 ...										
60 bis unter 70 ...										
70 bis unter 80 ...										
80 bis unter 90 ...										
90 bis unter 100 ...										
100 und mehr ...										

Die Anzahl dieser Abweichungen ist gesondert für die drei Beobachtungsmonate in Übersicht II.17.6 (vgl. S. 315) zusammengestellt; in der Klasse „geringe Abweichungen“ sind jeweils auch die Werte der 82 Industriezweige mitgezählt, die im Rahmen der 10-Beschäftigten-Grenze total aufbereitet worden sind, so daß für sie Abweichungen nicht möglich sind.

Im allgemeinen sind danach die Ergebnisse im März und im Mai fast ebenso genau wie im Monat Januar 1959, der als Auswahlgrundlage diente. Bei einer ganzen Reihe von starken Abweichungen handelt es sich um Sonderfälle, die auf Grund der vorliegenden Erfahrungen berücksichtigt und somit vermieden werden können.



Übersicht II.17.6

Klasse der Abweichungen	Zahl der Abweichungen bei dem Merkmal								
	Geleistete Arbeiterstunden in 1 000			Löhne in 1 000 DM			Gehälter in 1 000 DM		
	Januar	März	Mai	Januar	März	Mai	Januar	März	Mai
gering .....	96	98	98	92	90	88	98	98	99
mäßig .....	5	5	4	4	4	3	5	4	4
stark .....	2	—	1	7	9	12	—	1	—
Zusammen .....	103	103	103	103	103	103	103	103	103

Die erzielte Genauigkeit der Landesergebnisse ist bei den drei untersuchten Merkmalen recht befriedigend. Dennoch ist das Stichprobenverfahren beim monatlichen Industriebericht nicht allgemein anwendbar, weil in den meisten Bundesländern für die Ergebnisse über die Zahl der Beschäftigten und den Umsatz weitergehende regionale Aufgliederungen (nach Industrie- und Handelskammerbezirken, Kreisen, größeren Gemeinden usw.) gefordert werden, die in Kombination mit sachlichen Gliederungen repräsentativ nicht erstellt werden können. Mit diesen Anforderungen entfällt die Möglichkeit, die monatliche Industrieberichterstattung als Ganzes auf ein Stichprobenverfahren umzustellen.

**3.4** Zu untersuchen blieb somit die Frage, ob diejenigen Tabellen, in denen keine regionalen Untergliederungen vorgesehen sind, mit Hilfe des Stichprobenverfahrens aufbereitet werden können. Das gilt insbesondere für die Angaben über die **Brennstoff- und Energieversorgung** der Industrie, die bisher in tiefer sachlicher Gliederung — z. B. die Kohleversorgung nach einzelnen Kohlearten — erstellt werden.

Zur Klärung der Frage nach der Anwendbarkeit des Stichprobenverfahrens zur Erstellung der Brennstoff- und Energiepositionen wurde im Statistischen Bundesamt eine Schattenaufbereitung anhand des Lochkartenmaterials zum Industriebericht in Hessen für die Monate Januar bis September 1958 durchgeführt. Von den 93 Industriezweigen, für die 1958 im monatlichen Industriebericht Brennstoff- und Energiepositionen nachgewiesen worden sind, wurden 24 stärker besetzte Zweige in die repräsentative Schattenaufbereitung einbezogen; sie sind in Übersicht II.17.7 aufgeführt. Die Betriebe in diesen Industriezweigen (nach Stand vom Januar 1958) wurden nach den Beschäftigtengrößenklassen

- 10 bis 19 Beschäftigte
- 20 bis 49 Beschäftigte
- 50 und mehr Beschäftigte

jeweils in drei Schichten eingeteilt. Die Betriebe mit 50 und mehr Beschäftigten (Schicht 3) wurden bei dieser Untersuchung vollzählig in die Stichprobe genommen. In den beiden übrigen Größenklassen (Schicht 1 und Schicht 2) wurden Zufallsstichproben mit den in Übersicht II.17.7 (vgl. S. 316) genannten Auswahlätzen gezogen. Mit Rücksicht auf die Hochrechnung wurden nur die Auswahlätze 10 — 20 — 50 — 100 vH verwandt.

Von insgesamt 4512 Industriebetrieben in Hessen, die im Industriebericht für Januar 1958 erfaßt worden sind, wurden 3163 Betriebe in die Schattenaufbereitung einbezogen; der durchschnittliche Auswahlatz betrug somit 70 vH. Dieser Auswahlatz könnte noch merklich herabgesetzt werden, wenn in einigen stärker besetzten Industriezweigen auch die Betriebe mit 50 bis 99 Beschäftigten repräsentativ und nur die Betriebe ab 100 Beschäftigten total erfaßt würden. Von dieser Möglichkeit wurde zunächst der Einfachheit halber abgesehen.

Für die Hochrechnung der Stichprobenergebnisse wurde die kombinierte Verhältnisschätzung verwandt. Weil die Kehrwerte der Auswahlätze glatte Zahlen (1 — 2 —

## II.17

5 — 10) waren, konnte die Hochrechnung innerhalb der Schichten unmittelbar auf der Tabelliermaschine durchgeführt werden. Als Basismerkmal wurde in allen Untersuchungsmonaten einheitlich der Gesamtumsatz im Januar 1958 verwandt.

Übersicht II.17.7

Industrie- gruppe bzw. -zweig (System- Nr.)	Zahl der Betriebe in der Gesamtheit (Hessen, Januar 1958)				Auswahlsätze in vH bei Betrieben mit ... Beschäftigten			Zahl der Betriebe in der Stichprobe			
	insge- samt	davon mit ... Beschäftigten						insge- samt	davon mit ... Beschäftigten		
		10 bis 19	20 bis 49	50 und mehr	10 bis 19	20 bis 49	50 und mehr		10 bis 19	20 bis 49	50 und mehr
2511	169	33	49	87	20	50	100	117	6	24	87
2527	40	12	20	8	50	50	100	24	6	10	8
2541	135	29	20	86	20	50	100	102	6	10	86
2550	53	13	17	23	50	100	100	46	6	17	23
3020	57	13	21	23	50	50	100	39	6	10	23
3100	100	8	27	65	50	50	100	82	4	13	65
3200	347	41	88	218	20	20	100	243	8	17	218
3600	187	19	42	126	20	50	100	151	4	21	126
3700	69	11	23	35	50	50	100	53	6	12	35
3841	50	11	17	22	50	100	100	44	5	17	22
4000	205	48	68	89	20	20	100	113	10	14	89
5310	158	58	52	48	10	50	100	80	6	26	48
5400	244	52	96	96	10	20	100	120	5	19	96
5600	95	18	33	44	20	50	100	64	4	16	44
5700	294	99	95	100	10	20	100	129	10	19	100
5800	84	21	32	31	20	50	100	51	4	16	31
6100	56	8	26	22	50	50	100	39	4	13	22
6210	239	43	117	79	20	20	100	110	8	23	79
6300	279	60	95	124	10	20	100	149	6	19	124
6400	328	71	114	143	10	20	100	173	7	23	143
6831	135	41	37	57	20	50	100	83	8	18	57
6871	47	4	21	22	100	50	100	36	4	10	22
6875	21	13	6	2	50	100	100	14	6	6	2
6879	61	24	14	23	20	100	100	42	5	14	23
Übrige Zweige	1 059	181	310	568	100	100	100	1 059	181	310	568
Zusammen	4 512	931	1 440	2 141	(34,9)	(48,4)	100	3 163	325	697	2 141

Zur Beurteilung der Genauigkeit des beschriebenen Stichprobenverfahrens wurden jeweils die Abweichungen zwischen den repräsentativ erstellten Ergebnissen und den entsprechenden Werten des Industrieberichts berechnet. Diese Abweichungen wurden entsprechend der Übersicht II.17.5 (S. 314) klassifiziert.

Bei insgesamt 9300 Tabellenpositionen (20 Merkmale, 5 Monate, 93 Industriezweige) haben sich 169 „starke“ und 211 „mäßige“ Abweichungen ergeben; der Anteil solcher Abweichungen liegt also jeweils bei etwa 2 vH. In Übersicht II.17.8 (vgl. S. 317) ist die Anzahl der Positionen nach der Abweichungsstufe und nach den 24 repräsentativ erfaßten Industriezweigen gegliedert. Die Übersicht zeigt bei zwei Industriezweigen eine Häufung von „starken“ und „mäßigen“ Abweichungen, und zwar bei den Zweigen 2541 (Ziegelindustrie) und 6831 (Molkereien und Käsereien). Dieser Nachteil kann durch eine neue Festlegung der Auswahlsätze in diesen Zweigen beseitigt werden.

Eine Gliederung der Positionen nach Abweichungsstufen und nach den Untersuchungsmerkmalen gibt die Übersicht II.17.9 (vgl. S. 317). Danach weisen die Angaben über den Bestand von Steinkohle und Steinkohlenkoks sowie der Verbrauch von Rohbraunkohle eine größere Zahl von „starken“ Abweichungen auf. Durch entsprechende Modifikation des Stichprobenplans dürfte es aber möglich sein, auch in diesen Positionen zu hinreichend brauchbaren Ergebnissen zu kommen.

Die Frage der Anwendbarkeit von Stichprobenverfahren zur Ermittlung hinreichend genauer Angaben über die Energieversorgung der Industrie im Rahmen der monatlichen Industrieberichterstattung ist auch vom Niedersächsischen Landesver-

Übersicht II.17.8

System.- Nr.	Industriegruppe bzw. -zweig	Zahl der Positionen bei 20 Merkmalen			
		insgesamt	davon mit Abweichungsstufe		
			„gering“	„mäßig“	„stark“
2511	Natursteinindustrie .....	100	91	6	3
2527	Gewinnung und Aufbereitung von Schiefer, Rohton, Kaolin und sonstigen Mineralien..	100	86	13	1
2541	Ziegelindustrie .....	100	42	16	42
2550	Betonsteinindustrie .....	100	100	—	—
3020	Stahlverformung .....	100	79	18	3
3100	Stahlbau (einschließlich Leichtmetallbau) ...	100	99	—	1
3200	Maschinenbau .....	100	93	6	1
3600	Elektrotechnische Industrie .....	100	99	1	—
3700	Feinmechanische und optische sowie Uhren- industrie .....	100	99	—	1
3841	Stahlblechverarbeitung .....	100	100	—	—
4000	Chemische Industrie .....	100	91	9	—
5310	Säge- und Hobelwerke, Holzimprägnieranstal- ten, Furnierwerke .....	100	87	3	10
5400	Holzverarbeitende Industrie .....	100	76	15	9
5600	Papier und Pappe verarbeitende Industrie ...	100	79	7	14
5700	Druckerei- und Vervielfältigungsindustrie ...	100	80	10	10
5800	Kunststoffverarbeitende Industrie .....	100	92	7	1
6100	Lederzeugende Industrie .....	100	64	25	11
6210	Lederverarbeitende Industrie .....	100	88	6	6
6300	Textilindustrie .....	100	72	18	10
6400	Bekleidungsindustrie .....	100	72	18	10
6831	Molkereien und Käseereien .....	100	63	13	24
6871	Brauereien .....	100	88	5	7
6875	Spirituosenindustrie .....	100	92	6	2
6879	Mineralbrunnen-, Mineralwasser- und Limo- nadenindustrie .....	100	88	9	3
—	Übrige Gruppen und Zweige .....	6 900	6 900	—	—
—	Gesamte Industrie .....	9 300	8 920	211	169

Übersicht II.17.9

Merkmal	Zahl der Positionen bei 93 Industriegruppen bzw. -zweigen			
	insgesamt	davon mit Abweichungsstufe		
		„gering“	„mäßig“	„stark“
Umsatz .....	465	448	8	9
Verbrauch von				
Steinkohle und Steinkohlenbriketts .....	465	427	29	9
Steinkohlenkoks .....	465	437	26	2
Rohbraunkohle .....	465	435	10	20
Braunkohlenbriketts .....	465	450	7	8
Braunkohlenkoks .....	465	457	8	—
Heizöl .....	465	444	10	11
Bestand an				
Steinkohle und Steinkohlenbriketts .....	465	414	20	31
Steinkohlenkoks .....	465	417	20	28
Rohbraunkohle .....	465	448	11	6
Braunkohlenbriketts .....	465	442	10	13
Braunkohlenkoks .....	465	453	10	2
Stromfremdbezug				
aus dem öffentlichen Netz .....	465	437	14	14
von anderen Betrieben .....	465	458	5	2
Stromeigenerzeugung				
aus Wasserkraft .....	465	465	—	—
aus Kohle und sonstigen Kraftquellen .....	465	461	1	3
Stromabgabe				
an das öffentliche Netz .....	465	465	—	—
an andere Betriebe .....	465	465	—	—
Stromverbrauch .....	465	438	16	11
Gasverbrauch .....	465	459	6	—
Zusammen .....	9 300	8 920	211	169

## II.17

waltungsamt — Abteilung Statistik — im Rahmen der bereits erwähnten Schattenaufbereitung (vgl. 3.3, S. 312) geprüft worden. Im wesentlichen wurden damit die Erfahrungen des Statistischen Bundesamtes bestätigt. Die Anteile der „starken“ Abweichungen und der „mäßigen“ Abweichungen an der Gesamtzahl der Positionen lagen bei etwa 3 vH. Diese Anteile sind höher als in Hessen (2 vH). Es ist jedoch nicht zu erwarten, daß die Angaben über die Energiepositionen in allen Ländern mit der gleichen Genauigkeit repräsentativ erstellt werden können, weil die Struktur des Brennstoff- und Energieverbrauchs weitgehend von den örtlichen Verhältnissen abhängt.

Die Untersuchungen haben gezeigt, daß es nicht aussichtslos ist, für den die Energieversorgung betreffenden Teil des monatlichen Industrieberichts ein Stichprobenverfahren zu entwickeln, mit dem die Industriebetriebe und die Statistischen Landesämter in gewissem Umfang entlastet werden können.

Zur Zeit wird an der Verbesserung des Stichprobenplans gearbeitet. Bei diesen Untersuchungen werden Fehlerrechnungen an Stelle der zunächst benutzten Methode der Schattenaufbereitung angewandt, weil sich mit Hilfe der Fehlerrechnungen die Genauigkeit sicherer beurteilen läßt und zugleich mehrere Auswahlpläne ohne großen Aufwand nebeneinander erprobt werden können. Die für die Berechnung von Standardfehlern erforderlichen Streuungswerte wurden aus dem Material des Hessischen Statistischen Landesamtes von Mai und September 1958 ermittelt. Die bisher erzielten Ergebnisse lassen erkennen, daß es durch zweckmäßiges Festlegen von Auswahlätzen bei gleichem Gesamtstichprobenumfang möglich ist, die Zahl der starken Fehler zu verkleinern und zugleich auch die Standardfehler im Durchschnitt zu verringern, und zwar durch starke Reduktion der großen Fehler bei geringfügiger Vergrößerung der kleineren Fehler.

Die Untersuchungen haben weiter ergeben, daß eine wesentliche Verminderung des durchschnittlichen Auswahlsatzes nur dann möglich sein dürfte, wenn auf eine Untergliederung der Industriegruppen nach Industriezweigen beim Nachweis der Energiepositionen verzichtet wird. Die weiteren Arbeiten am Stichprobenplan werden versuchsweise auf eine dementsprechende vereinfachte Systematik abgestellt.

# Jahreserhebung über die Nettoleistung der Industrie 1954

W. Flöter<sup>1)</sup> und K.-A. Schäffer<sup>2)</sup>

## 1. Einleitung

Die Jahreserhebung 1954 über die Nettoleistung der Industrie hatte die Aufgabe, Aufschluß über die in den industriellen Produktionsprozeß eingehenden Aufwendungen für Vorleistungen anderer Betriebe und Bereiche zu geben und damit die Industriestatistik zu vervollständigen, die fortlaufend ein Bild der Ertragsseite der industriellen Tätigkeit gibt (vgl. auch II.17, S. 309). Diese Vervollständigung ist notwendig, um die Wertschöpfung der Industrie zu ermitteln, die einen wesentlichen Teil des Sozialproduktes der deutschen Volkswirtschaft ausmacht.

Die Erhebung wurde in zwei Teilen durchgeführt: Im Hauptteil, der sämtliche industriellen Unternehmen mit zehn und mehr Beschäftigten umfassen sollte, wurden alle Angaben erfragt, die zur Berechnung des Nettoproduktionswertes benötigt werden. Der zweite Teil — hier „Ergänzungserhebung“ genannt — wurde repräsentativ durchgeführt, um die Industrie zu entlasten und die Gesamtkosten zu senken. Mit diesem repräsentativen Teil sollte die Aufgliederung des Gesamtwertes der Wareneingänge der Industrieunternehmen nach Materialarten ermittelt werden. Diese Unterlagen sind erforderlich, um die Entwicklung der industriellen Wertschöpfung zu konstanten Preisen berechnen zu können, und ferner, um ein Bild über die Marktverflechtungen der Industriezweige untereinander und mit anderen Bereichen zu gewinnen.

Nach der Rechtsgrundlage der Statistik (Verordnung vom 12. 1. 1956) waren alle zur monatlichen Industrierichterstattung herangezogenen Unternehmen der Industrie auskunftspflichtig, davon durften nach der Verordnung höchstens 11 000 Unternehmen in die Ergänzungserhebung einbezogen werden (Bundesgebiet ohne Saarland, einschl. Berlin [West]). Im Rahmen dieser Vorschrift sollten möglichst genaue Ergebnisse erzielt werden.

Die Ergebnisse der Statistik sind in Reihe 4, Heft 20, der „Industrie der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht worden. Die folgenden Ausführungen beziehen sich lediglich auf die Ergänzungserhebung und sind auf das Bundesgebiet (ohne Saarland und Berlin) abgestellt.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** für die Ergänzungserhebung sah in den 80 untersuchten Industriezweigen eine Aufgliederung der Wareneingänge nach Materialarten und nach Bezügen aus Gebieten innerhalb und außerhalb der Bundesrepublik vor. Für die Aufgliederung nach Materialarten wurden Materialverzeichnisse aufgestellt, die jeweils auf die besonderen Verhältnisse in den einzelnen Industriezweigen abgestimmt waren und je Zweig etwa 10 bis 20 Materialarten (einschl. Restpositionen) umfaßten. Die Ergebnisse sollten nur für das Bundesgebiet ohne weitere regionale Untergliederung dargestellt werden, weil für Landesergebnisse keine hinreichend genauen Zahlen zu erwarten waren.

**2.2 Als Erhebungseinheit** diente in beiden Teilen das Unternehmen (im juristischen Sinne) und nicht — wie bei der laufenden Industriestatistik — der Betrieb (d. h. im allgemeinen die örtliche Einheit). Das Unternehmen wurde aus wichtigen sachlichen Gründen als Erhebungs- und Darstellungseinheit verwendet (vgl. *G. Fürst* [22]).

Für die **Erhebung** wurde folgende Technik angewandt: Alle zur Nettoleistungserhebung herangezogenen Unternehmen erhielten von den Statistischen Landesämtern den Hauptbogen, auf dem die Angaben zum Hauptteil der Erhebung erfragt wurden.

<sup>1)</sup> Oberreg.-Rat Dr. Willi Flöter, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

<sup>2)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.18

An die für die Ergänzungserhebung ausgewählten Unternehmen wurde gleichzeitig auch der Ergänzungsbogen gesandt, auf dem die wichtigsten Materialarten des betreffenden Industriezweiges aufgeführt und die übrigen zu Restgruppen zusammengefaßt waren. Den Unternehmen wurde freigestellt, die benötigten Einzelangaben zu schätzen, soweit sie nicht an Hand der regelmäßigen Aufzeichnungen genau ermittelt werden konnten.

Die Unternehmen der Industriezweige Kohlenbergbau und Chemische Industrie mit zusammen 1697 Unternehmen wurden in die dargestellte Repräsentativerhebung nicht einbezogen: Im Kohlenbergbau wurde diese vom zuständigen Verband durchgeführt; in der Chemischen Industrie wurde auf die Ergänzungserhebung verzichtet und der Materialeingang auf Grund von Unterlagen des Verbandes schätzungsweise aufgegliedert. Die übrigen Industriezweige umfaßten insgesamt 43 676 auskunfts-pflichtige Industrieunternehmen in der Bundesrepublik (ohne Saarland und Berlin).

**2.3 Als Auswahlgrundlage** stand die Betriebskartei der laufenden Industriestatistik und die darauf aufgebaute Kartei der Industrieunternehmen mit zehn und mehr Beschäftigten („Unternehmenskartei“) zur Verfügung. Diese Kartei enthielt für jedes Unternehmen außer der Adresse die Zahl der Beschäftigten nach dem Stand vom August 1954 (ggf. aufgeteilt auf die verschiedenen Niederlassungen) sowie die Systematiknummer des Industriezweiges, in den das Unternehmen eingeordnet wurde.

### **3. Stichprobenplan**

**3.1 Als Auswahlseinheiten** kamen praktisch nur Unternehmen, d. h. die Erhebungs- und Aufbereitungseinheiten, in Betracht. Eine Auswahl von Betrieben hätte bei Hochrechnung zu Schwierigkeiten geführt, weil ein Teil der Unternehmen mehr als einen Betrieb umfaßt (vgl. I.2.2.1, S. 28).

**3.2 Die als Auswahlgrundlage benutzte Unternehmenskartei** enthielt nur verhältnismäßig wenige Angaben (vgl. Ziffer 2.3). Die Möglichkeiten für eine wirkungsvolle **Schichtung** der Auswahlmasse waren dadurch stark eingeschränkt, insbesondere konnte die an sich wünschenswerte Schichtung nach einer feineren systematischen Gliederung mangels ausreichender Unterlagen nicht verwirklicht werden.

Praktisch sind alle verfügbaren Merkmale zur kombinierten Schichtung herangezogen worden: Die Unternehmen wurden in den einzelnen Bundesländern nach Industriezweigen geschichtet. Die Unternehmen in den Industriezweigen wurden dann jeweils in Schichten nach der Beschäftigtenzahl eingeteilt, indem die größeren Unternehmen — gemessen an der Beschäftigtenzahl — bis herab zu einer bestimmten Grenzzahl in einer Schicht („Totalbereich“), die restlichen Unternehmen in einer zweiten Schicht („Auswahlbereich“) zusammengefaßt wurden.

Die Beschäftigtengrenzzahl innerhalb jedes Industriezweiges sollte einheitlich für alle Bundesländer so bestimmt werden, daß die Unternehmen im Totalbereich einen vorgegebenen Mindestanteil am gesamten Materialeingang des Industriezweiges umfaßten. Dieser Anteil wurde in den einzelnen Industriezweigen verschieden festgelegt, und zwar wurden drei Kategorien von Industriezweigen gebildet: Einmal solche mit sehr homogenem Materialverbrauch, d. h. mit verhältnismäßig geringen Unterschieden in der Materialstruktur der einzelnen Firmen (Kategorie 1; Beispiele: Sägewerke und Holzbearbeitung sowie die meisten Zweige der Ernährungsindustrie), auf der anderen Seite solche mit sehr verschiedenartigem Materialverbrauch (Kategorie 3; Beispiele: Elektrotechnische Industrie, Spielwarenindustrie), dazwischen als Kategorie 2 eine Mittelgruppe (Beispiel: Maschinenbau). Bei Kategorie 1 sollte der Totalbereich mindestens 30 vH des Umsatzes bzw. Wareneinganges umfassen, bei der 2. Kategorie 50 vH, bei der 3. Kategorie 70 vH. Da bei der Vorbereitung der Nettoleistungserhebung für die industriellen Unternehmen nur Beschäftigtenzahlen vorlagen, mußte

die Grenze zwischen Total- und Auswahlbereich an Hand der Ergebnisse des Industrieberichts, d. h. nach Betrieben, gezogen werden. Für die Betriebe stand allerdings nicht der Materialeingang sondern nur der Umsatz zur Verfügung, so daß auch aus diesem Grunde die Abgrenzung nur näherungsweise möglich war.

Von den beteiligten Industriezweigen sind 16 Zweige, die verhältnismäßig wenig Unternehmen enthielten (vgl. 3.4), voll erhoben worden; bei 63 Zweigen wurde das Stichprobenverfahren angewandt. Zu diesen Zweigen gehörte auch die Kaffeeverarbeitung, für die aus Gründen der Geheimhaltung keine Zahlen veröffentlicht werden konnten. Die folgenden Ausführungen beziehen sich deshalb im allgemeinen nur auf 62 Industriezweige.

**3.3** Die Unternehmen im Auswahlbereich jedes Industriezweiges wurden durch Sortierung nach absteigender Beschäftigtenzahl in eine bestimmte **Anordnung** gebracht. Durch diese Anordnung sollte in Verbindung mit dem systematischen Auswahlverfahren (vgl. 3.5) eine Verbesserung der Genauigkeit erreicht werden. Da erfahrungsgemäß die wichtigeren Strukturziffern wesentlich von der Unternehmensgröße abhängen, lag die Annahme nahe, daß sich auch der Anteil der Stichprobenunternehmen am Wareneingang des Auswahlbereichs durch die Anordnung nach der Beschäftigtenzahl etwa mit dem Anteil dieser Unternehmen an der Gesamtzahl der Unternehmen des Auswahlbereichs decken würde.

**3.4** Aus dem Auswahlbereich wurde jeweils eine Stichprobe von Unternehmen gezogen. Zur Festlegung der **Auswahlsätze** standen keine Unterlagen über die Variabilität der Wareneingänge in den Industriegruppen zur Verfügung. Aus diesem Grunde mußte hilfsweise von der Annahme ausgegangen werden, daß die Varianz der Wareneingänge im Auswahlbereich aller Industriezweige einheitlich sei. Dementsprechend wurden die Auswahlsätze — von einigen Ausnahmen abgesehen — nach dem Zuordnungsschema in Übersicht II.18.1 bestimmt.

Übersicht II.18.1

Auswahlsatz in vH	Zahl der Unternehmen im Auswahlbereich des Industriezweiges
100	unter 40
50	40 bis unter 80
25	80 bis unter 200
10	200 und mehr

**3.5** Die Stichproben wurden aus dem Auswahlbereich mit dem **systematischen Auswahlverfahren** gezogen. Dabei wurden die in Übersicht II.18.2 genannten Auswahlabstände und Startpunkte angewandt. Bei einem Auswahlsatz von 10 vH wurde z. B. das 5., 15., 25., 35., . . . Unternehmen in die Stichprobe genommen. Restzahlen von weniger als fünf Unternehmen blieben unberücksichtigt.

Übersicht II.18.2

Auswahlsatz in vH	Auswahl- abstand	Startpunkt
50	2	2
25	4	2
10	10	5

Infolge der gesonderten Auswahl in den Ländern konnte die Zahl der tatsächlich ausgewählten Unternehmen von der Zahl abweichen, die sich rechnerisch durch Multiplikation des Auswahlsatzes mit dem Umfang des Auswahlbereiches ergab. Dieser Effekt zeigte sich z. B. bei der Zuckerindustrie, aus deren Auswahlbereich jedes zweite Unternehmen ausgewählt werden sollte. Nach Übersicht II.18.3 (vgl. S. 322) sind in diesem Zweig an Stelle der errechneten Zahl von 31 Unternehmen aus dem genannten Grunde 29 Unternehmen ausgewählt worden. Unter Einschluß der drei Unternehmen im Totalbereich wurden in diesem Industriezweig somit 32 Unternehmen befragt.

In den 62 repräsentativ erhobenen Industriezweigen wurden von 43 172 Unternehmen im Bundesgebiet (ohne Saarland und Berlin) insgesamt 10 133 Unternehmen ausgewählt.

Übersicht II.18.3

Land	Zahl der Zucker-Industrie-Unternehmen	
	im Auswahlbereich	in der Stichprobe
Schleswig-Holstein .....	2	1
Hamburg .....	—	—
Niedersachsen .....	47	23
Bremen .....	—	—
Nordrhein-Westfalen.....	9	4
Hessen .....	2	1
Rheinland-Pfalz .....	1	—
Baden-Württemberg .....	—	—
Bayern .....	1	—
Zusammen .....	62	29

**3.6** Für die **Hochrechnung** der Stichprobenwerte der einzelnen Materialarten wurde die separate Verhältnisschätzung (vgl. III.3.6) vorgesehen. Als Basismerkmal konnte der Gesamtmaterialeingang angewandt werden, der mit der Haupterhebung für alle auskunftspflichtigen Unternehmen ermittelt worden ist. Die von den Stichprobenunternehmen im Auswahlbereich gemeldeten Eingänge der verschiedenen Materialarten wurden danach auf den gesamten Materialeingang der Unternehmen des Auswahlbereiches hochgerechnet und den entsprechenden Ergebnissen im Totalbereich hinzugefügt.

Um gewisse strukturelle Besonderheiten einzelner Länder zu berücksichtigen (z. B. den besonders hohen Anteil der Uhrenindustrie an der feinmechanischen und optischen Industrie Baden-Württembergs), wurde ländersweise hochgerechnet.

**3.7** Zur Vereinfachung der **Fehlerrechnung** wurde das auf Unterstichproben aufgebaute Verfahren angewandt. Um die bei der Auswahl erzielten Schichtungs- und Anordnungseffekte wenigstens näherungsweise zu berücksichtigen, wurden die ausgewählten Unternehmen im Auswahlbereich jedes Industriezweiges nach Ländern und innerhalb jedes Landes nach abnehmenden Beschäftigtenzahlen sortiert. Die so geordneten Unternehmen wurden dann systematisch in vier Unterstichproben eingeteilt, indem

- Serie 1 das 1., 5., 9., ... Unternehmen
- Serie 2 das 2., 6., 10., ... Unternehmen
- Serie 3 das 3., 7., 11., ... Unternehmen
- Serie 4 das 4., 8., 12., ... Unternehmen

zugeordnet wurde. Für jede der vier Serien wurde der Gesamtwareneingang ermittelt. Dann wurden die vier Hochrechnungsfaktoren für die gesonderte Hochrechnung der Teilstichproben auf den ganzen Auswahlbereich gebildet und damit die Summen der einzelnen Materialarten in den Serien hochgerechnet. Aus den so ermittelten vier Ergebnissen ließen sich die Standardfehler nach Formel (53), S. 107, abschätzen; diese Fehlerwerte wurden zum Gesamtergebnis des Industriezweiges ins Verhältnis gesetzt und ergaben so den relativen Standardfehler.

Um die Beurteilung der Genauigkeit zu erleichtern und gleichzeitig den Näherungscharakter der Fehlerschätzung zu berücksichtigen, wurden fünf Größenklassen für die relativen Standardfehler gebildet und in der Veröffentlichung der Ergebnisse mit

Übersicht II.18.4

Fehlerschlüssel	Relativer Standardfehler in vH des ausgewiesenen Materialeinganges
a	unter 2
b	2 bis unter 5
c	5 bis unter 10
d	10 bis unter 20
e	20 und mehr

den in Übersicht II.18.4 genannten Fehlerschlüsseln bezeichnet. Nach den vorliegenden Erfahrungen können die Ergebnisse mit einem Standardfehler bis unter 10 vH (Größenklassen a bis c) im allgemeinen als ausreichend genau angesehen werden; dagegen sind Ergebnisse mit Fehlern von 10 vH und mehr (Größenklassen d und e) nur mit Vorbehalt zu verwenden.



#### 4. Durchführung des Stichprobenplans

**4.1** Im Bundesgebiet (ohne Saarland und Berlin) erhielten von insgesamt 45373 Unternehmen (einschließlich der Industriezweige Kohlenbergbau und Chemische Industrie) 10133 Unternehmen den Ergänzungsbogen. Hiervon haben 9696 Unternehmen den Ergänzungsbogen ausgefüllt, die übrigen 437 Unternehmen gaben keine Antwort. Der Anteil dieser **Ausfälle** betrug somit rund 4 vH der befragten Unternehmen. Er schwankte in den einzelnen Industriezweigen, lag aber — von einer Ausnahme abgesehen — unter 10 vH.

Es ist bemerkenswert, daß von den 45373 Unternehmen, die den Hauptbogen erhielten, ebenfalls rund 4 vH nicht geantwortet haben. Die Antwortwilligkeit war also bei dem wesentlich komplizierteren Ergänzungsbogen mit seiner neuartigen Fragestellung nicht geringer als beim Hauptbogen. Bezeichnenderweise ist es auch nur ganz selten vorgekommen, daß ein Unternehmen, das den Ergänzungsbogen erhalten hat, wohl den Hauptbogen, nicht aber den Ergänzungsbogen ausgefüllt hat.

**4.2** Die beteiligten Industriezweige haben einen Materialeingang von 73,0 Milliarden DM nachgewiesen, davon wurden 61,1 Milliarden DM bei den 62 repräsentativ erhobenen Industriezweigen erfaßt, die hier betrachtet werden. Im Durchschnitt dieser 62 Industriezweige entfielen 61,5 vH des Materialbezugs auf den Totalbereich, also auf die größeren Unternehmen.

Dieser Anteil liegt in den einzelnen Industriezweigen zwischen 20,3 vH und 83,3 vH. Die Unterschiede sind im wesentlichen auf die Wirkung der **Schichtabgrenzung** in den Industriezweigen zurückzuführen. Mit Ausnahme von fünf Industriezweigen sind die bei der Schichtung angewandten Mindestsätze von 30, 50 und 70 vH für den Totalbereich (vgl. 3.2, S. 320) in beträchtlichem Umfang überschritten worden. Das liegt einmal daran, daß zum Erreichen dieser Anteile die nach der Beschäftigtenzahl gebildeten Größenklassen nicht geteilt wurden, so daß die dem Totalbereich zugeordneten Unternehmen mit ihrem Materialbezug meist schon aus diesem Grunde erheblich über den Sollanteil hinausgingen. Außerdem ist dieser Effekt darauf zurückzuführen, daß die Abgrenzung vom Betrieb und nicht vom Unternehmen ausgehen mußte (vgl. 3.2). Der Anteil der oberen Größenklassen ist naturgemäß bei Gliederung nach Unternehmen meist erheblich größer als bei Gliederung nach Betrieben. Besonders stark wirkt sich diese Tendenz bei Industriezweigen aus, deren Unternehmen häufig eine große Vertriebsorganisation angeschlossen haben, wie das z. B. bei der Mineralölverarbeitung der Fall ist.

Bei den fünf Industriezweigen, bei denen der Sollanteil nicht ganz erreicht wurde, dürfte sich vor allem die Zugehörigkeit von Betrieben des Industrieberichts zu Unternehmen anderer Industriezweige oder Wirtschaftsbereiche auswirken; z. B. gehören viele Mälzereien zu Brauereiunternehmen.

**4.3** Die **Überprüfung des Anordnungseffektes**, der mit der Sortierung der Unternehmen nach der Beschäftigtenzahl erreicht werden sollte, hat gezeigt, daß die Durchschnittsgröße der Unternehmen in der Stichprobe bei 46 von 62 repräsentativ erfaßten Industriezweigen um weniger als 10 vH von derjenigen im gesamten Auswahlbereich abweicht. Bei 16 Industriezweigen weist die Stichprobe in der durchschnittlichen Beschäftigtenzahl größere Abweichungen gegenüber dem gesamten Auswahlbereich auf; mit zwei Ausnahmen liegt hier der Durchschnitt bei den Stichprobenfällen höher als im gesamten Auswahlbereich.

Wie zu erwarten, weicht bei den 16 Industriezweigen auch der erfaßte Materialanteil fast durchweg um mehr als 10 vH vom Anteil der erfaßten Unternehmen ab: Bei den zwei Zweigen mit geringerer Durchschnittsgröße der Stichprobenfälle liegt der erfaßte Materialanteil erheblich unter, bei elf von den restlichen 14 Zweigen liegt er erheblich über dem Anteil der Unternehmen.

## II.18

Derartige Differenzen zwischen dem Anteil der Stichprobenunternehmen an der Gesamtzahl der Unternehmen des Auswahlbereiches und dem erfaßten Materialanteil sind jedoch auch bei solchen Industriezweigen zu finden, bei denen die Durchschnittsgröße der Stichprobenunternehmen mit der entsprechenden Zahl im Auswahlbereich übereinstimmt. Das liegt in einigen Industriezweigen an der Inhomogenität der Unternehmen und ihrer Wareneingänge.

So ist z. B. bei der Edelsteinindustrie trotz guter Übereinstimmung in der Durchschnittsgröße der Unternehmen ein zu großer Materialanteil erfaßt worden, weil offenbar die Lohnschleifereien, d. h. die Firmen, die ganz oder überwiegend fremde Edelsteine in Lohn schleifen und deshalb nur ganz geringen Materialeingang haben, verhältnismäßig wenig durch die Stichprobe erfaßt worden sind.

Zu beachten ist, daß nur bei 18 Zweigen mehr als 50 Unternehmen in die Stichprobe gekommen sind. Bei den übrigen 44 Zweigen ist die Zahl der Unternehmen — zum Teil wesentlich — geringer.

Bis zu einem gewissen Ausmaß werden die Abweichungen auch auf non-response-Fälle und auf die nach Ländern getrennte Auswahl der Stichprobenunternehmen zurückzuführen sein, bei der jeweils einige kleine Unternehmen unberücksichtigt bleiben mußten.

**4.4 Zur Beurteilung der Genauigkeit** der repräsentativ ermittelten Ergebnisse wurden ihre Standardfehler nach dem in Ziffer 3.7 dargestellten Verfahren abgeschätzt. Bei der Veröffentlichung der Ergebnisse wurden die nach Übersicht II.18.4 (vgl. S. 322) gebildeten Fehlerschlüssel angewandt, um jeweils die Genauigkeit zu kennzeichnen. Als Beispiel werden in Übersicht II.18.5 die Einzelergebnisse des Industriezweiges Maschinenbau dargestellt.

Übersicht II.18.5

Materialart	Materialeingang im Industriezweig Maschinenbau		Fehler- schlüssel
	1 000 DM	vH	
Alle Materialarten .....	6 516 333	100	—
Stab- und Formstahl aller Art .....	454 887	7,0	b
Stahlbleche und Universaleisen .....	426 868	6,6	c
Stahlrohre aller Art .....	173 041	2,7	a
Sonstige Walzwerkserzeugnisse sowie Halbzeug (Walzstahl) .....	181 898	2,8	c
Preß- und Schmiedestücke .....	240 180	3,7	d
Eisen-, Stahl- und Temperguß .....	736 469	11,3	b
Kleineisenzeug .....	161 639	2,5	d
NE-Metalle (Rohmetalle, Halbzeug, Preßteile und Guß) .....	293 831	4,5	d
Elektrotechnische Erzeugnisse .....	341 825	5,3	b
Einbauteile .....	1 685 978	25,9	b
Gießereiroheisen .....	157 041	2,4	e
Stahlschrott und Gußbruch .....	53 583	0,8	c
NE-Metallschrott .....	14 446	0,2	e
Sonstige Rohstoffe und Vorprodukte .....	861 888	13,2	c
Hilfs- und Betriebsstoffe .....	435 349	6,7	b
Feste Brennstoffe .....	86 224	1,3	b
Flüssige Brenn- und Treibstoffe .....	29 266	0,4	c
Gas .....	41 672	0,6	c
Elektrischer Strom .....	128 371	2,0	b
Wasser, Dampf usw. ....	11 877	0,2	b

In den 62 repräsentativ erfaßten Industriezweigen, die hier betrachtet werden, sind insgesamt 939 Materialarten mit einer Fehlerangabe ausgewiesen worden; hierbei ist jede Materialart in jedem Industriezweig für sich gezählt, d. h. die gleiche Materialart in drei Industriezweigen ist z. B. dreimal in den genannten Zahlen enthalten. In Übersicht II.18.6 (vgl. S. 325) werden die Materialarten nach einigen Gesichtspunkten aufgegliedert: Auf die Gruppen mit großem Standardfehler (10 vH und mehr) entfallen danach 540 Positionen mit rund 25 vH des Gesamtwareneingangs, also mehr als die Hälfte der 939 mit einem Fehlerschlüssel ausgewiesenen Materialarten.

Bei 51 dieser 540 Materialarten handelt es sich um Restpositionen („Sonstige Rohstoffe und Vorprodukte“). Diese Positionen sind besonders ungenau, weil die meldenden Unternehmen diejenigen Materialien, über deren Zuordnung sie im Zweifel waren, erfahrungsgemäß häufig zu solchen Sammelpositionen genommen haben. Außerdem enthalten diese Restposten der Materialverzeichnisse, die auf die produktionstechnischen und nicht auf die unternehmensmäßigen Verhältnisse abgestellt waren, bei Unternehmen, die auch Fertigungen anderer Industriezweige durchführen, „branchenfremde“ Materialien, die also meist in den Materiallisten nicht vorgesehen sind. Bei einer Maschinenbaufirma, der z. B. ein Textilbetrieb angegliedert ist, werden die Materialbezüge dieses Betriebes im Restposten erscheinen. Diese Kombinationsmöglichkeiten sind naturgemäß nach Art und Umfang sehr vielfältig, so daß der Anteil des Restpostens als durchaus atypisch zu betrachten ist und eine große Streuung zwischen den verschiedenen Firmen aufweist. Dementsprechend gehören 51 von insgesamt 54 Restpositionen zu den Gruppen mit großem Standardfehler. Von diesen 51 Restpositionen werden nur vier Positionen von 100 und mehr Unternehmen ausgewiesen.

Übersicht II.18.6

Gliederung der Materialarten	Zahl der Materialarten				
	insgesamt	bis unter 10 vH	davon mit Standardfehler		
			10 vH und mehr		
			zusammen	Restpositionen	übrige Positionen
Alle Materialarten .....	939	399	540	51	489
1. davon ausgewiesen von ... Unternehmen					
1 bis unter 20 .....	491	135	356	20	336
20 bis unter 40 .....	259	128	131	19	112
40 bis unter 60 .....	81	50	31	6	25
60 bis unter 100 .....	44	34	10	2	8
100 bis unter 200 .....	39	30	9	3	6
200 und mehr .....	25	22	3	1	2
2. davon mit einem Wert von ... Millionen DM					
unter 1 .....	154	30	124	1	123
1 bis unter 10 .....	308	102	206	6	200
10 bis unter 100 .....	345	180	165	30	135
100 und mehr .....	132	87	45	14	31
3. davon mit einem Anteil am gesamten Materialeingang (in vH)					
unter 1 .....	328	99	229	1	228
1 bis unter 2 .....	127	59	68	1	67
2 bis unter 5 .....	181	89	92	8	84
5 bis unter 10 .....	120	65	55	12	43
10 und mehr .....	183	87	96	29	67
4. davon in Industriezweigen mit ... Unternehmen in der Stichprobe					
10 bis unter 20 .....	95	31	64	6	58
20 bis unter 50 .....	545	203	342	29	313
50 und mehr .....	299	165	134	16	118

Die übrigen Materialarten mit großem Standardfehler sind meist von verhältnismäßig geringer Bedeutung oder sie werden nur von wenigen Unternehmen ausgewiesen. Aus der ersten Gliederung in Übersicht II.18.6 ist zu entnehmen, daß Materialarten mit hohem Standardfehler um so seltener sind, je größer innerhalb eines Industriezweiges die Anzahl der Unternehmen ist, die eine Materialart gemeldet haben, z. B. sind nur 16 Materialarten mit großem Standardfehler von 60 und mehr Unternehmen gemeldet worden.

## II.18

Die zweite Gliederung nach dem Wert des Wareneingangs in Übersicht II.18.6 zeigt, daß nur 31 von 489 Materialarten mit großem Standardfehler einen Wert von mehr als 100 Millionen DM haben.

Der Anteil der Materialarten mit großem Standardfehler am gesamten Materialeingang des jeweiligen Industriezweiges ist meist verhältnismäßig klein. Nach der dritten Gliederung sind nur bei 67 Positionen Anteile von 10 vH und mehr festzustellen. Das Strukturbild der Materialbezüge dieser Industriezweige wird deswegen im allgemeinen wohl nicht wesentlich durch die Materialarten mit großem Fehler verzerrt. Eine Einzelbetrachtung der 67 Materialarten mit großem Standardfehler, die die Materialstruktur der betreffenden Industriezweige wesentlich beeinflussen, zeigt, daß es sich hier fast durchweg um Materialarten handelt, die nicht für den gesamten Industriezweig, sondern nur für einige mehr oder minder scharf abgegrenzte Teilbereiche typisch sind oder deren Anteil in den einzelnen Teilbereichen aus verschiedenen Gründen sehr differiert.

Ein besonders markantes Beispiel hierfür sind die Uhrenteile in der feinmechanischen und optischen Industrie, für die ein Betrag von 106 Millionen DM und ein Anteil von rund 15 vH am Materialbezug des gesamten Zweiges ausgewiesen sind. Diese Materialart kommt fast lediglich für die Uhrenindustrie, also eine Untergruppe der Feinmechanik und Optik, in Betracht. Darüber hinaus konzentriert sich der Verbrauch dieser Materialart auf die Herstellung von Armbanduhren, während er bei den Großuhren (Wecker, Wanduhren usw.) nur in verhältnismäßig kleinem Umfang und mit verhältnismäßig geringem Wert vorkommt. Dementsprechend haben von den 53 ausgewählten Firmen der Feinmechanik und Optik nur 14 Firmen den Bezug von Uhrenteilen gemeldet. Auch innerhalb dieser Unternehmen wurde eine starke Streuung des Wertes festgestellt. Bei der geringen Anzahl der beteiligten Unternehmen haben sich hier verhältnismäßig große Fehler ergeben.

Die Industriezweige, in denen weniger als 20 Unternehmen in die Stichprobe genommen wurden, enthalten verhältnismäßig mehr Materialarten mit großen Standardfehlern als die Industriezweige mit einer höheren Zahl von Stichprobenunternehmen (vgl. die vierte Gliederung in Übersicht II.18.6). Ein geringer Stichprobenumfang erhöht naturgemäß die Fehlermöglichkeit; dieses Moment wurde noch durch die länderspezifische Auswahl verstärkt, die oftmals nur ein oder zwei Firmen in einem Land in die Stichprobe gebracht hat.

Eine besondere Fehlerquelle stellt in vielen Fällen die aus Ersparnisgründen sehr grob gehaltene Gliederung der Materiallisten dar. Beispiele: „Rohton und Kaolin“ in der feinkeramischen Industrie, ferner Sammelpositionen, wie „Verschiedener Walzstahl“, „NE-Metalle“, die oft ganz verschiedenartige und verschiedenwertige Materialien umfassen, deren unterschiedlicher Anteil bei der meist verhältnismäßig geringen Zahl der erfaßten Firmen mit dem Stichprobenverfahren nur ungenau ermittelt werden konnte.

4.5 Zusammenfassend läßt sich sagen, daß die Ergebnisse des repräsentativen Teils der Nettoleistungserhebung nicht unbefriedigend sind, wenn man bedenkt, daß es die erste Erhebung dieser Art war und daß es dementsprechend weitgehend an Erfahrungen und Anhaltspunkten fehlte, sowohl für die Aufstellung der Materialverzeichnisse als auch für den Auswahlplan.

Bei einer künftigen Erhebung würden die gewonnenen methodischen Erkenntnisse wesentliche Verbesserungen des Stichprobenplans ermöglichen. Insbesondere wird es in vielen Fällen zweckmäßig sein, den Auswahlplan zu erhöhen sowie die Materiallisten feiner zu gliedern. Ferner müßte untersucht werden, ob eine gesonderte Auswahl in den Ländern vorteilhaft ist; die regionale Schichtung schränkt nämlich die Wirkung der Anordnung nach der Beschäftigtenzahl stark ein. Auf diese Weise könnten die Auswahlpläne in den besonders stark besetzten Industriezweigen wahrscheinlich ohne Nachteil verkleinert werden.

# Handwerksberichterstattung

H. Schneeberger<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Die geplante repräsentative Handwerksberichterstattung hat die Aufgabe, kurzfristig statistische Unterlagen über Wirtschaftslage und Entwicklung des Handwerks zu liefern. Diese laufende Statistik ist ein auf die besonderen Verhältnisse des Handwerks abgestelltes Gegenstück zum monatlichen Industrierbericht (vgl. II.17, S. 309) und zum Monatsbericht für das Baugewerbe, die bereits seit langer Zeit laufend Aufschluß über zwei Produktionsbereiche geben. Die Handwerksberichterstattung soll diese Erhebungen ergänzen und so ein geschlossenes Bild über die Entwicklung im produzierenden Gewerbe ermöglichen. Im Umfang und in der Fragestellung wird die Handwerksberichterstattung etwa den laufenden Statistiken im Einzelhandel und Großhandel entsprechen.

Das Gesetz über die Durchführung der Statistik ist am 12. 8. 1960 verkündet worden. Die Erhebungen sollen im dritten Vierteljahr 1960 anlaufen. In diesem Beitrag werden die Voruntersuchungen zum Stichprobenplan dargestellt.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** sieht eine Gliederung der Ergebnisse nach Handwerkszweigen sowie nach Ländern vor. Es sollen Meßziffern für Beschäftigte, Gesamtumsatz und Handwerksumsatz, daneben ggf. auch absolute Werte ausgewiesen werden.

**2.2 Die Erhebung** soll sich auf 36 wichtige Handwerkszweige<sup>2)</sup> aus sieben Handwerksgruppen (Bau, Metall, Holz, Bekleidung, Nahrung, Körperpflege, Sonstige) erstrecken; zum Teil handelt es sich auch um Zusammenfassungen von Handwerkszweigen (vgl. Übersicht II.19.6, S. 331). Die 36 Zweige umfassen 86,5 vH der Betriebe und 86,0 vH des Gesamtumsatzes im Gesamthandwerk. Zum Handwerk werden sämtliche Betriebe gerechnet, die in die Handwerksrolle eingetragen sind, jedoch ohne handwerkliche Nebenbetriebe. Nicht befragt werden sollen im Rahmen der Handwerksberichterstattung die Betriebe des Bauhauptgewerbes mit 20 und mehr Beschäftigten, da diese bereits in der Bauberichterstattung monatlich erfaßt werden. Die für die Handwerksberichterstattung benötigten Angaben dieser Betriebe sollen aus der Bauberichterstattung übernommen werden.

Es ist vorgesehen, die Zahl der Beschäftigten, den Gesamtumsatz und den Handwerksumsatz zu erfragen; die Erhebungen sollen vierteljährlich durchgeführt werden. Daneben sollen in vierjährigen Abständen zusätzlich die Wareneingänge und -bestände (beginnend 1961 für das Jahr 1960) erhoben werden.

**2.3 Erhebungseinheiten** sind die Handwerksbetriebe, doch ist im Handwerk der Betrieb in der Regel zugleich auch das Unternehmen, so daß dieser Unterscheidung hier nicht die Bedeutung zukommt wie etwa in der Industrie.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** stehen in erster Linie die Fragebogen derjenigen Handwerksbetriebe zur Verfügung, die in der totalen Handwerkszählung 1956 erfaßt worden sind (Bestandsmasse). Diese Fragebogen enthalten u. a. Angaben über das betriebene Handwerk sowie die Zahl der Beschäftigten und den Umsatz. Für die Auswahl der Betriebe, die seit der Zählung 1956 neu gegründet worden sind (Zugangsmasse), muß

<sup>1)</sup> Dr. Hans Schneeberger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden. — <sup>2)</sup> Auf die Einbeziehung eines dieser 36 Handwerkszweige, des Stukkateurhandwerks, wird vorerst verzichtet.

II.19

die Handwerksrolle herangezogen werden. Aus der Handwerksrolle ist der Handwerkszweig zu ersehen, dem ein Betrieb angehört, nicht jedoch die Beschäftigtenzahl oder der Umsatz.

2.5 Für die Zugangsmasse ist nur eine **Schichtung** nach Handwerkszweigen möglich. Dagegen kann die Bestandsmasse nach Handwerkszweigen und innerhalb der Zweige weiter nach Beschäftigtengrößenklassen geschichtet werden. An Stelle einer Schichtung nach Beschäftigtengrößenklassen käme auch eine Schichtung nach Umsatzgrößenklassen in Frage. Für die Zwecke einer laufenden Berichterstattung dürfte jedoch wegen der geringeren Fluktuation eine Schichtung nach Beschäftigtengrößenklassen vorzuziehen sein.

2.6 Der **Stichprobenumfang** wurde in der Rechtsgrundlage auf höchstens 35 000 Betriebe festgelegt. Bei insgesamt 640 000 auskunftspflichtigen Handwerksbetrieben in den 36 Zweigen entspricht das einem durchschnittlichen Auswahlatz von 5,5 vH, bezogen auf die Erhebungsgesamtheit, und 4,6 vH, bezogen auf das Gesamthandwerk.

3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

3.1 Als **Grundlage** für die Voruntersuchungen standen das Material der Handwerkszählung 1956 zur Verfügung sowie die Lochkarten der vierteljährlichen repräsentativen Handwerksberichterstattung in Schleswig-Holstein aus dem Jahre 1958.

3.2 Der erste Schritt der Voruntersuchungen war eine **Schattenaufbereitung** am Material der Zählung 1956 im Lande Rheinland-Pfalz. Zweck dieser Untersuchungen war die Gewinnung eines vorläufigen allgemeinen Überblicks und der Vergleich verschiedener Hochrechnungsverfahren; insbesondere sollte die für eine Kostenkalkulation benötigte Aufgliederung des Stichprobenumfanges auf die Bundesländer abgeschätzt werden. Die Schattenaufbereitung wurde auf einen Gesamt-Stichprobenumfang von rund 20 000 Betrieben ausgerichtet. Zum Zeitpunkt dieser Untersuchung waren 35 Handwerkszweige in die Erhebung einzubeziehen. In diesen 35 Zweigen wurden die Betriebe nach sechs Beschäftigtengrößenklassen geschichtet. Betriebe mit 50 und mehr Beschäftigten wurden total in die Stichprobe einbezogen. Die Auswahlsätze in den übrigen Schichten wurden nach der in Übersicht II.19.1 wiedergegebenen Zuordnungsvorschrift festgelegt. Diese Tabelle wurde so konstruiert, daß die größeren Betriebe — gemessen an der Beschäftigtenzahl — mit verhältnismäßig hohen Auswahlätzen erfaßt werden und daß die Ergebnisse für die größeren Länder relativ genauer ausfallen.

Übersicht II.19.1

Auswahl- satz in vH	Zahl der Betriebe eines Handwerkszweiges mit ... Beschäftigten				
	1	2 bis 4	5 bis 9	10 bis 24	25 bis 49
100	1 bis unter 10	1 bis unter 18	1 bis unter 20	1 bis unter 28	1 bis unter 40
50	10 bis unter 25	18 bis unter 45	20 bis unter 50	28 bis unter 70	40 bis unter 100
20	25 bis unter 50	45 bis unter 90	50 bis unter 100	70 bis unter 140	100 bis unter 200
10	50 bis unter 100	90 bis unter 180	100 bis unter 200	140 bis unter 280	200 bis unter 400
5	100 bis unter 250	180 bis unter 450	200 bis unter 500	280 bis unter 700	—
2	250 bis unter 500	450 bis unter 900	500 bis unter 1 000	700 bis unter 1 400	—
1	500 bis unter 1 000	900 bis unter 1 800	1 000 bis unter 2 000	—	—
0,5	1 000 bis unter 2 500	1 800 bis unter 4 500	2 000 bis unter 5 000	—	—
0,2	2 500 und mehr	4 500 und mehr	—	—	—

Aus jeder Schicht wurden Stichproben gezogen und die so gewonnenen Werte für die Merkmale Beschäftigte, Gesamtumsatz, Handwerksumsatz und Wareneingang frei hochgerechnet. Daneben wurden für die Merkmale Gesamtumsatz, Handwerksumsatz

und Wareneingang auch Ergebnisse durch kombinierte Verhältnisschätzung mit dem Basismerkmal Beschäftigte ermittelt. Zum Vergleich dieser beiden Hochrechnungsverfahren ist in Übersicht II.19.2 die Anzahl der Handwerkszweige mit bestimmten relativen Abweichungen vom Totalwert angegeben.

Übersicht II.19.2

Absolutwert der relativen Abweichung in vH	Zahl der Handwerkszweige mit Abweichungen laut Vorspalte						Beschäftigte bei freier Hoch- rechnung
	Gesamtumsatz		Handwerksumsatz		Wareneingang		
	freie Hoch- rechnung	gebundene Hoch- rechnung <sup>1)</sup>	freie Hoch- rechnung	gebundene Hoch- rechnung <sup>1)</sup>	freie Hoch- rechnung	gebundene Hoch- rechnung <sup>1)</sup>	
0 bis unter 1	2	6	4	4	5	5	9
1 bis unter 2	13	6	3	2	2	3	14
2 bis unter 5	8	11	8	8	9	7	11
5 bis unter 10	4	4	10	11	8	9	1
10 und mehr	8	8	10	10	11	11	—
Zusammen	35	35	35	35	35	35	35

<sup>1)</sup> Kombinierte Verhältnisschätzung mit dem Basismerkmal Beschäftigtenzahl. (vgl. Formel III.3.5 (1), S. 543).

Nach dieser Übersicht ergibt sich bei gebundener Hochrechnung gegenüber freier Hochrechnung praktisch keine Verringerung der Anzahl der Handwerkszweige mit großen relativen Abweichungen. Deshalb ist die freie Hochrechnung wegen der Einfachheit des Verfahrens vorzuziehen.

Es ist zu beachten, daß diese Aussage an Hand des Materials der Totalzählung gemacht wurde, deren Auswertung nur Ergebnisse über die Genauigkeit von Totalwerten liefern kann (über die Genauigkeit der vor allem interessierenden Meßziffern vgl. 3.4, S. 330 und 3.5, S. 332).

Nach den Auswahlätzen von Übersicht II.19.1 wurde für die einzelnen Länder die Zahl der Stichprobenbetriebe errechnet. In Übersicht II.19.3 ist ein Ausschnitt aus der Tabelle für Hessen angegeben, und zwar für einen Handwerkszweig mit einer großen, einer durchschnittlichen und einer geringen Zahl von Betrieben.

Übersicht II.19.3

Beschäftigten- größenklasse	Zahl der Beschäftigten	Zahl der Betriebe					
		im Malerhandwerk		in der Sattlerei		in der Buchbinderei	
		insgesamt (Hessen, 1956)	darunter in der Stichprobe	insgesamt (Hessen, 1956)	darunter in der Stichprobe	insgesamt (Hessen, 1956)	darunter in der Stichprobe
1	1	1 706	9	849	8	99	10
2	2 bis 4	2 065	10	472	9	99	10
3	5 bis 9	1 138	11	75	15	32	16
4	10 bis 24	463	23	22	22	11	11
5	25 bis 49	132	26	4	4	5	5
6	50 und mehr	42	42	1	1	1	1
Zusammen		5 546	121	1 423	59	247	53

Wenn z. B. im Malerhandwerk die Größenklasse 1 mit 1 706 Betrieben besetzt ist, dann gilt nach Übersicht II.19.1 ein Auswahlatz von 0,5 vH, d. h. es sind neun Betriebe auszuwählen.

Für die einzelnen Länder gibt Übersicht II.19.4 (vgl. S. 330) den so ermittelten Umfang der Stichprobe und die durchschnittlichen Auswahlätze wieder.

Übersicht II.19.4

Land	Zahl der Betriebe in der		Durchschnittlicher Auswahlsatz in vH
	Gesamtheit <sup>1)</sup>	Stichprobe	
Schleswig-Holstein .....	22 148	1 654	7,5
Hamburg .....	14 041	1 789	12,7
Niedersachsen .....	71 964	2 149	3,0
Bremen .....	5 680	1 199	21,1
Nordrhein-Westfalen .....	138 809	2 732	2,0
Hessen .....	62 664	2 065	3,3
Rheinland-Pfalz .....	44 220	1 532	3,5
Baden-Württemberg .....	106 874	2 343	2,2
Bayern .....	140 237	2 389	1,7
Zusammen .....	606 637	17 852	3,0

<sup>1)</sup> Nach der Handwerkszählung 1956.

Danach haben sich für die kleineren Länder verhältnismäßig hohe durchschnittliche Auswahlsätze ergeben. Es wird noch untersucht, ob im endgültigen Stichprobenplan die Auswahlsätze herabgesetzt werden können, ohne daß die Aussagefähigkeit der Ergebnisse wesentlich eingeschränkt wird.

**3.3** Außer der Schichtung nach der Beschäftigtenzahl kam auch eine Schichtung nach Umsatzgrößenklassen in Betracht. Vom Bayerischen Statistischen Landesamt wurde die **Wirksamkeit der Schichtung** für die Ermittlung von Totalwerten untersucht (vgl. die entsprechende Untersuchung für Meßziffern in 3.5, S. 332). Dazu stand das Material der Handwerkszählung 1956 zur Verfügung. Zunächst wurden die Betriebe nach Beschäftigtengrößenklassen geschichtet und die Stichprobe sowohl nach dem Merkmal Beschäftigte als auch nach dem Merkmal Umsatz mit dem Verfahren von *Neyman-Tschuprow* (vgl. I.3.2.3, S. 79) auf die so gebildeten Schichten aufgeteilt. Zum Vergleich wurde das gleiche Material nach Umsatzgrößenklassen geschichtet und wieder nach Beschäftigten bzw. nach dem Umsatz optimal aufgeteilt. Es ergab sich erwartungsgemäß, daß zum Nachweis von Beschäftigtenzahlen eine Schichtung nach Beschäftigten einer solchen nach dem Umsatz überlegen ist. Ganz entsprechend wird der Umsatz besser bei einer Schichtung nach dem Umsatz ermittelt.

**3.4** Hauptaufgabe der vorbereitenden Untersuchungen mußte es sein, die **Genauigkeit von Meßziffern** abzuschätzen. Hierzu standen die Lochkarten der in vierteljährlichen Abständen durchgeführten repräsentativen Handwerksberichterstattung in Schleswig-

Holstein aus dem Jahre 1958 zur Verfügung. In dieser Erhebung waren die Handwerkszweige nach den in Übersicht II.19.5 genannten vier Beschäftigtengrößenklassen geschichtet. Aus diesen Unterlagen konnte die Varianz der Merkmale nur für bestimmte Zweige und bestimmte Zeiträume (nur vierteljährliche Abstände) im Lande Schleswig-Holstein ermittelt werden. Die so erhaltenen Varianzwerte mußten deswegen entsprechend der Struktur auf die übrigen Zweige und Länder übertragen werden.

Übersicht II.19.5

Beschäftigten- größenklasse	Betriebe mit ... Beschäftigten
1	1 bis 4
2	5 bis 19
3	20 bis 49
4	50 und mehr

Mit diesen Unterlagen wurden die relativen Standardfehler der Umsatzmeßziffern für die einzelnen Länder und die 36 Handwerkszweige berechnet, die nach dem derzeitigen Stand im Rahmen der repräsentativen Handwerksberichterstattung erfaßt werden sollten. Hierbei wurde die Aufteilung der Stichprobenbetriebe auf die einzelnen Beschäftigtengrößenklassen nach Übersicht II.19.1 vorgenommen. In Übersicht II.19.6 sind in Spalte 2 die Standardfehler für das Land Hessen und in Spalte 1 die aus den Länderergebnissen ermittelten Fehlerwerte für den Bund angegeben.



Übersicht II.19.6

System-Nr. der Handwerkszählung 1956	Handwerkszweig	Relativer Standardfehler der Umsatz-Meßziffern in vH		
		bei Aufteilung gemäß Übersicht II.19.1		bei optimaler Aufteilung
		Bund	Hessen	Hessen
		1	2	3
107 + 108	Zimmererei	1,3	4,6	4,6
109	Dachdeckerei	1,7	5,2	5,2
118	Stukkateurhandwerk	2,4	7,0	6,2
119	Malerhandwerk	1,5	4,3	3,6
201 + 202	Schmiede	1,3	4,8	3,1
203—205	Schlosserei	1,5	4,3	3,5
206	Maschinenbauerhandwerk	1,7	3,9	3,8
211—213	Fahrrad-, Büro- und Nähmaschinenmechaniker-Handwerk	1,4	3,6	2,8
216	Kraftfahrzeugreparatur	1,4	4,1	3,5
218	Landmaschinenmechaniker-Handwerk	1,0	3,7	3,7
223—225	Gas- und Wasserinstallation	1,6	4,0	3,3
228	Elektroinstallation	1,6	4,4	3,5
232	Radio- und Fernsehtechniker-Handwerk	1,4	4,1	3,8
233	Uhrmacherhandwerk	1,4	3,7	3,2
301—303	Bau- und Möbeltischlerei	1,4	4,1	3,3
308	Stellmacherei	1,3	4,3	3,0
309	Karosseriebau	1,3	2,9	2,9
313 + 314	Böttcherei und Weinküferei	1,9	3,3	3,0
401	Herrenschneiderei	1,4	5,3	3,7
402	Damenschneiderei	1,5	5,7	3,8
407	Putzmacherei	1,2	3,8	2,7
411	Kürschnerei	1,2	4,0	4,0
414	Schuhmacherhandwerk	1,2	4,8	3,2
419 + 421	Sattlerei	1,5	5,0	3,2
422	Polsterer- und Dekorateurhandwerk	1,3	4,3	3,1
501	Bäckerhandwerk	1,3	4,3	4,0
502	Konditorenhandwerk	1,5	5,3	5,1
503	Fleischerei	1,3	4,2	3,8
505	Müllerhandwerk	1,6	4,6	3,3
606—608	Friseurhandwerk	1,1	4,1	3,4
609	Färberei und Chemischreinigung	1,9	5,4	4,9
611	Wäscherei und Plätterei	1,3	4,6	4,2
702	Glaserei	1,3	3,5	3,3
707	Fotografenhandwerk	1,2	4,2	3,4
708	Buchbinderei	1,3	3,9	3,4
719	Vulkaniseurhandwerk	1,7	4,6	4,6

Die relativen Standardfehler der Bundesergebnisse liegen im Durchschnitt bei 1,4 vH; für Hessen ergeben sich Fehlerwerte um 4,2 vH.

In Übersicht II.19.7 ist für alle Länder und für den Bund die Zahl der Handwerkszweige nach der Größe der relativen Standardfehler gegliedert.

Übersicht II.19.7 (Teil I)

Relativer Standardfehler in vH	Zahl der Handwerkszweige mit relativen Standardfehlern der Umsatzmeßziffern laut Vorspalte (Aufteilung gemäß Übersicht II.19.1)					
	Schleswig-Holstein	Hamburg	Niedersachsen	Bremen	Nordrhein-Westfalen	Hessen
0 bis unter 1	2	5	1	8	—	—
1 bis unter 2	1	1	0	—	0	—
2 bis unter 5	23	25	33	15	33	29
5 bis unter 10	10	5	2	13	3	7
10 und mehr	—	—	—	—	—	—
Zusammen	36	36	36	36	36	36

## II.19

Übersicht II.19.7 (Teil 2)

Relativer Standardfehler in vH	Zahl der Handwerkszweige mit relativen Standardfehlern der Umsatzmeßziffern laut Vorspalte (Aufteilung gemäß Übersicht II.19.1)					
	Rheinland- Pfalz	Baden- Württmbg.	Bayern	Saarland	Berlin (West)	Bundes- gebiet einschließl. Berlin (West)
0 bis unter 1	—	—	—	2	2	—
1 bis unter 2	—	1	1	—	—	35
2 bis unter 5	—	34	35	12	12	1
5 bis unter 10	27	1	—	14	22	—
10 und mehr	9	—	—	8	—	—
Zusammen	36	36	36	36	36	36

Danach sind die Ergebnisse in den großen Ländern etwa um den Faktor 2 genauer als die Ergebnisse in den kleinen Ländern.

Zum Vergleich wurde untersucht, ob eine optimale Aufteilung des Stichprobenumfangs nach *Neyman-Tschuprow* an Stelle der Aufteilung nach Übersicht II.19.1 eine wesentliche Verminderung der relativen Standardfehler erbringt. Diese Rechnung wurde für das Land Hessen durchgeführt; die Ergebnisse sind in den Spalten 2 und 3 der Übersicht II.19.6 gegenübergestellt.

Der Vergleich zeigt, daß die optimale Aufteilung meist nur eine geringe Verbesserung der Genauigkeit der Standardfehler ermöglicht. Der zusätzliche Arbeitsaufwand, der für eine optimale Aufteilung benötigt wird, lohnt sich deshalb hier nicht.

**3.5 Die Wirksamkeit der Schichtung** nach der Beschäftigtenzahl und nach dem Umsatz wurde auch für Meßziffern untersucht. Dabei wurde das Material der Handwerksberichterstattung von Schleswig-Holstein zugrunde gelegt.

Übersicht II.19.8

Umsatz- größenklasse	Betriebe mit ... DM Gesamtumsatz
1	unter 20 000
2	20 000 bis unter 100 000
3	100 000 bis unter 500 000
4	500 000 und mehr

Um die Ergebnisse unmittelbar vergleichen zu können, wurden ebenso wie für die Schichtung nach der Beschäftigtenzahl (vgl. Übersicht II.19.5) auch vier Schichten nach dem Gesamtumsatz gebildet; sie sind in Übersicht II.19.8 zusammengestellt. In beiden Schichtungen wurde jeweils für die vierte Klasse Totalerhebung vorgesehen. Die Aufteilung des restlichen Stichprobenumfangs auf die ersten drei Klassen er-

folgte in jedem Zweig optimal nach *Neyman-Tschuprow*. Für beide Schichtungen wurden die Standardfehler folgender Meßziffern nach Formel III.3.13 (4), S. 551 berechnet:

Gesamtumsatz 4. Vj. 1958

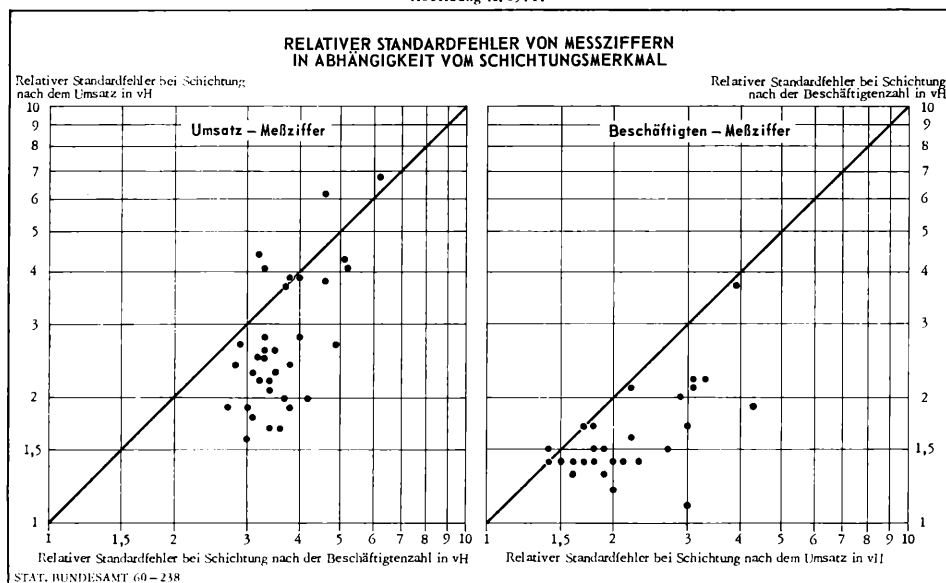
Gesamtumsatz 1. Vj. 1958

Beschäftigtenzahl 4. Vj. 1958

Beschäftigtenzahl 1. Vj. 1958

Die Ergebnisse der Rechnung werden in Abbildung II.19.1 verglichen. Im linken Teil der Abbildung sind für die einzelnen Handwerkszweige auf der Abszisse die relativen Standardfehler der Umsatzmeßziffer bei Schichtung nach der Beschäftigtenzahl, auf der Ordinate die Fehler bei Schichtung nach dem Umsatz aufgetragen. Danach führt erwartungsgemäß eine Schichtung nach dem Umsatz zu genaueren Ergebnissen der Umsatzmeßziffern als eine Schichtung nach Beschäftigten (die Punkte liegen durchweg unterhalb der Winkelhalbierenden).

Abbildung II. 19. 1.



Entsprechend sind im rechten Teil der Abbildung auf der Abszisse die relativen Standardfehler der Meßziffern für die Beschäftigtenzahl bei Schichtung nach dem Umsatz, auf der Ordinate bei Schichtung nach der Beschäftigtenzahl angegeben. Auch hier liegen die meisten Punkte unterhalb der Winkelhalbierenden. Folglich wird die Entwicklung der Beschäftigtenzahlen bei Schichtung nach Beschäftigten genauer zu verfolgen sein, als das bei Schichtung nach dem Umsatz möglich ist.

Jede der beiden Schichtungen ist nur für eine Meßziffer besonders günstig. Es ist jedoch zu erwarten, daß die Schichtung nach der zeitlich stabileren Beschäftigtenzahl der Schichtung nach dem Umsatz eindeutig überlegen ist, wenn die Entwicklung nicht nur über ein Vierteljahr verfolgt werden soll.

**3.6** Der inzwischen fertiggestellte **endgültige Stichprobenplan** sieht für die Auswahl aus der Bestandsmasse eine Schichtung nach sechs Beschäftigten-Größenklassen vor; der Stichprobenumfang wurde im Bundesgebiet auf rund 29 000 Handwerksbetriebe festgelegt. Für die Auswahl aus der Zugangsmasse wird ein Plan noch ausgearbeitet. Von den zwischen dem 1. Juni 1956 und dem 30. Juni 1960 neu gegründeten Handwerksbetrieben werden schätzungsweise 2000 Betriebe in die Stichprobe einbezogen. Andererseits wird der Stichprobenumfang im Bundesgebiet infolge Betriebsschließungen voraussichtlich um 2000 Betriebe verringert.

## **Wohnungsstatistik 1956/57**

R. Deininger<sup>1)</sup>

### **1. Einleitung**

Die ersten umfassenden Unterlagen über die Wohnverhältnisse in der Bundesrepublik nach Abschluß des Einströmens der Heimatvertriebenen und nach der Rückkehr des Großteils der Kriegsgefangenen wurden im Rahmen des Zählungswerks 1950 ermittelt.

Durch Neubau oder durch Wiederaufbau entstanden in den folgenden sechs Jahren rund 2,6 Millionen neue Wohnungen, das ist mehr als ein Viertel des Normalwohnungsbestandes von 1950. Daneben wurden viele Wohnungen neu hergerichtet oder erweitert und so dem steigenden Lebensstandard angepaßt. Es lag auf der Hand, daß sich hierbei in der Wohnungsversorgung, insbesondere in der Belegung der Wohnungen und Räume, erhebliche Veränderungen vollzogen hatten. Ziel der Wohnungspolitik der folgenden Jahre mußte es sein, mit sachlich und räumlich differenzierten Maßnahmen zu einer weitgehenden Normalisierung der Verhältnisse auf dem Wohnungsmarkt zu kommen. Die Unterlagen aus den laufenden Wohnungsstatistiken reichten nicht aus, um einen Überblick über die wohnungspolitische Situation und damit das notwendige Rüstzeug für die Maßnahmen zur Abdeckung des noch vorhandenen Wohnungsdefizits sowie zur Eingliederung der Wohnungswirtschaft in die soziale Marktwirtschaft zu gewinnen. Hierfür waren neue statistische Unterlagen über die Wohnverhältnisse und die Wohnungswünsche der Haushalte sowie über das Mietniveau dringend erforderlich, die sich nur durch eine groß angelegte Zählung beschaffen ließen. Im Rahmen einer solchen Statistik sollte zugleich auch die Bevölkerungszahl neu ermittelt werden. Da für wohnungspolitische Probleme ohnehin Tabellen über die Wohnparteien nach der Personenzahl, d. h. nach der Haushaltsgröße, notwendig waren, brachte die Feststellung der Wohnbevölkerung nur einen, gemessen an der Bedeutung der Erkenntnisse, geringen Mehraufwand.

Bei diesen Anforderungen konnte es nicht genügen, nur Bestandszahlen über die Wohnungen sowie über die Wohnparteien in sachlicher und regionaler Gliederung zu ermitteln. Außer den üblichen Fragestellungen nach Art und Größe der Wohnungen, Wohnverhältnis, Miethöhe und Wohnungsausstattung mußten auch Unterlagen über die Richtung des Wohnungsbedarfs, den Zusammenhang zwischen Miete und Einkommen sowie über die Unterbringungsverhältnisse der Haushalte in Abhängigkeit von ihrer Einkommenslage beschafft werden.

Schon diese knappe Aufzählung läßt erkennen, daß die interessierenden Merkmale ganz unterschiedliche Erhebungsverfahren erforderten. Zwar können Merkmale wie z. B. Haushaltsgröße oder Wohnverhältnis (Eigentümer, Hauptmieter oder Untermieter) mit dem bei Vollzählungen üblichen Verfahren der Selbstausfüllung von Fragebogen ausreichend genau ermittelt werden, doch ist sicher, daß dieses Verfahren z. B. für die Frage nach der Einkommenshöhe ungeeignet ist; zur einigermaßen zuverlässigen Feststellung derartiger Merkmale ist die Interview-Methode erforderlich. Aus diesem Grunde wurde die Wohnungsstatistik 1956/57 in drei Teilen durchgeführt:

- a) Totalzählung am 25. September 1956,
- b) repräsentative Erhebung (10 vH) am 25. September 1956,
- c) repräsentative Zusatzerhebung (1 vH) im März bis Mai 1957.

Diese Dreiteilung, die im einzelnen unter den Ziffern 2 und 3 begründet und beschrieben wird, warf zwar eine Fülle von Problemen auf (vgl. 2.3), doch schien sie den gestellten Anforderungen am besten zu entsprechen.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Das gesamte Projekt der Wohnungsstatistik 1956/57 wurde im „Gesetz über eine Statistik der Wohn- und Mietverhältnisse und des Wohnungsbedarfs (Wohnungsstatistik 1956/57)“ vom 17. Mai 1956 gesetzlich verankert. Diese Rechtsgrundlage bestimmte die Dreiteilung der Erhebung und regelte, daß weitere 1 vH-Zusatzerhebungen auf Grund von Rechtsverordnungen der Bundesregierung in den Jahren 1958, 1960 und 1962 durchgeführt werden können. Auf Grund dieser Bestimmung fand im April und Mai 1960 die zweite 1 vH-Erhebung statt.

Die Ergebnisse der Totalzählung und der 10 vH-Erhebung sind in Band 201, Heft 1 und 2, der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht. Die Ergebnisse der 1 vH-Erhebung 1957 werden in Heft 3 und 4 des genannten Bandes dargestellt; sie sind zum Teil vorweg in „Wirtschaft und Statistik“ veröffentlicht worden ([18, 24, 63, 64, 65, 66]).

## 2. Grundlagen der Planung

**2.1 Die wichtigsten Erhebungsmerkmale**, für die eine starke regionale Gliederung unerläßlich war, sollten total erhoben werden. Da es sich meist um verhältnismäßig klar abgrenzbare und einfache Merkmale handelte, ließ dies keine allzu großen Schwierigkeiten erwarten.

Über die 10 vH-Stichprobe waren Merkmale zu erfassen, für die in ihrer sachlichen Gliederung bzw. Kombination mit anderen Merkmalen keine tiefe regionale Gliederung nötig erschien. Die Stichprobenerhebung sollte in die Totalzählung eingebaut werden und eine gewisse Entlastung der Auskunftspflichtigen sowie der aufbereitenden Stellen bringen.

Schließlich blieben die Merkmale, die erfahrungsgemäß nach dem bei Totalzählungen üblichen Erhebungsverfahren nicht mit der genügenden Genauigkeit ermittelt werden können, über die 1 vH-Zusatzerhebung durch Interviewer zu erfassen. Diese Interview-Erhebung sollte Aufschluß über Tatbestände liefern, die eine Einstufung der Haushalte nach ihrer Wohn- und Einkommenssituation auf Grund objektiver Merkmale zulassen. Da sich diese Sachverhalte relativ kurzfristig ändern können, aber andererseits für die gesamte Wohnungsbaupolitik von größtem Interesse sind, sollte die 1 vH-Erhebung erstmals ein halbes Jahr nach der Totalzählung durchgeführt und dann in mehrjährigen Abständen wiederholt werden.

Entsprechend den eben genannten Grundsätzen wurden die zu erhebenden Tatbestände wie folgt den einzelnen Teilen der Statistik zugeordnet (zur Definition der wohnungsstatistischen Merkmale vgl. „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ Band 201, Heft 1):

### **Totale Erhebung**

- Von Gebäuden: Art, Baujahr in Gruppen, Wohnungen, Wohnparteien und deren Personenzahl.
- Von Wohnungen: Art, Größe nach der Raumzahl, Miete, Ausstattung, Zahl der Wohnparteien in der Wohnung.
- Von Wohnparteien: Personen des Haushalts nach bevölkerungstatistischen Merkmalen, Wohnverhältnis.
- Von Anstalten: Art, Zahl der Wohnungen in der Anstalt, das zur Anstalt gehörige Personal und die ständigen Insassen nach bevölkerungstatistischen Merkmalen, wohnungslos eingewiesene Haushalte.

### **Repräsentative Erhebung (10 vH)**

Außer den Merkmalen der Totalzählung: Soziale Stellung des Haushaltsvorstandes, Haupteinkommensquelle des Haushalts, vom Haushalt bewohnte Räume.

### **Repräsentative Zusatzerhebung (1 vH)**

Veränderungen in der Wohnung und im Haushalt seit dem Erhebungsstichtag der Totalzählung, Zahl der Wohnparteien in der Wohnung, Haushaltsmitglieder nach Bevölkerungsmerkmalen, Art der Wohnungsnutzung,

## II.20

Gebäudeart,  
Baualter der Wohnung,  
Miete für die Wohnung bzw. Höhe der Untermiete,  
von Untermietern bewohnte Räume,  
Wohnungswünsche in starker sachlicher Gliederung,  
zur Erlangung einer neuen Wohnung unternommene Schritte,  
Art, Größe und Ausstattung der jetzigen Wohnung,  
Einkommensverhältnisse des Haushalts,  
vom Haushalt landwirtschaftlich genutzte Fläche.

Bei allen drei Teilen der Statistik war Auskunftspflicht vorgeschrieben, abgesehen von den Fragen über das Einkommen, die verhältnismäßig weit in die persönliche Sphäre eindringen.

**2.2** Diesem Erhebungsplan entsprechend wurde ein **Tabellenprogramm** entwickelt, das für die Totalerhebung 5 Tabellen und für die 10 vH-Erhebung 8 Tabellen vorsah. Die Tabellen der Totalstatistik weisen eine regionale Gliederung auf, die alle Verwaltungsbezirke bis zu den einzelnen Gemeinden umfaßt. Sachlich enthalten sie in der Hauptsache Angaben über

die Wohnungen in der Gliederung nach wohnungsstatistischen Merkmalen wie Gebäudeart, Raumzahl, Wohnwürdigkeit;  
die Wohnparteien nach Wohnungsart, Wohnverhältnis, Personenzahl und Geschädigtengruppe gegliedert;  
die Mieten für normale Mietwohnungen, untergliedert nach Baualter der Wohnung, Gemeindegrößenklasse und Wohnungsgeld-Ortsklasse.

Die Tabellen der 10 vH-Statistik sind regional nur bis zu Kreisen bzw. zu Kreiszusammenfassungen gegliedert. Sie geben Auskunft über

die Normalwohnungen und deren Belegung, gegliedert nach Merkmalen wie Gebäudeart, Besitzverhältnis, Größe, Baualter;  
die Wohnparteien in der Gliederung nach den schon genannten wohnungsstatistischen und weiteren bevölkerungsstatistischen Merkmalen, wie z. B. Personenzahl, soziale Stellung des Haushaltsvorstandes und Bevölkerungsgruppen;  
die Mieten in erweiterter sachlicher Tiefengliederung.

Das ursprünglich geplante Tabellenprogramm für die 1 vH-Zusatzerhebung im Jahre 1957 sah 32 verschiedene Bundes- bzw. Ländertabellen vor, die nach ihrem Inhalt in 5 Gruppen getrennt werden können:

Methodische Tabellen, die über den Umfang und den Erfolg der Erhebung, also z. B. auch über die Ausfälle Auskunft geben;

Vergleichstabellen zwischen den Ergebnissen der 1 vH-Erhebung und der Erhebung vom 25. September 1956;

Tabellen über die Wohnungen nach Größe, Raumzahl, Ausstattung, Baualter u. ä. m.;

Tabellen über die Haushalte nach der sozialen Stellung des Haushaltsvorstandes, Haushaltsgröße und -typ, Wohnverhältnis, Miete und Einkommen;

Tabellen über Wohnungswünsche und Wohnungsbedarf der Haushalte.

Dieses ursprüngliche Programm wurde später auf Grund der Ergebnisse der Zählung an einzelnen Stellen abgeändert (vgl. 4.3, S. 344).

**2.3** Dem Statistiker ist bekannt, daß jede statistische Zahl bis zu einem gewissen Grade davon beeinflußt wird, auf welche Weise sie gewonnen wird: Die Wahl der Erhebungstechnik wirkt sich auf Art und Größe der systematischen Fehler aus. Bei der Wohnungss Statistik, deren einzelne Teile sich u. a. auch in der Erhebungstechnik unterschieden, mußte sich daher das Problem der **Abstimmung** vergleichbarer statistischer Ergebnisse mit besonderer Eindringlichkeit stellen (vgl. 1.3.3.4, S. 94).

Jede statistische Großzählung, auf welcher Basis und für welche Merkmale sie auch immer angesetzt werden mag, enthält gewisse Fehler. Diese können dadurch verursacht sein, daß ein Teil der Befragten einzelne Fragen nicht richtig versteht, meist, weil es an Interesse bzw. der nötigen Aufmerksamkeit mangelt. Dies kann jedoch nur bis zu einem gewissen Grade durch geeignete Erläuterungen auf den Fragebogen und durch Aufklärung behoben werden. Eine andere Fehlerquelle ist darin begründet, daß manche Fragen gewisse Kenntnisse des Befragten voraussetzen, die nicht unmittelbar und überall gegeben sind (Beispiel: Nicht jeder Haushaltsvorstand kennt die Fläche seiner Wohnung genau). Außerdem werden, teilweise aus psychologischen Gründen (Geltungsbedürfnis oder — umgekehrt — Wunsch nach Mitleid) oder auf Grund der Angst, bei Angabe der wahren Verhältnisse einen

Nachteil zu erleiden, mitunter falsche Angaben gemacht. Schließlich gibt es noch bei jeder statistischen Erhebung Fehler bei der Erfassung der zu befragenden Einheiten. Ein Teil dieser Einheiten entgeht der Erfassung. In seltenen Fällen werden auch Erhebungseinheiten doppelt befragt; selten deshalb, weil sie im allgemeinen gegen eine Doppelbefragung Einspruch erheben werden. Doppelzählungen von Aufbereitungseinheiten sind dagegen eher möglich. (Beispiel: Eine Wohnpartei rechnet sich ein Haushaltsmitglied zu, das, weil es zwei Wohnsitze hat, fälschlich auch noch bei einem anderen Haushalt mitgezählt oder als eigener Haushalt gezählt wird.)

Alle diese Fehler können ganz verschiedene Auswirkungen haben. Sie können entweder eine einseitige Verzerrung der Ergebnisse der Statistik bewirken (systematische Fehler) oder sich in ihrer Wirkung ähnlich wie Zufallsfehler verhalten. Ein Beispiel für den ersten Fall aus der Wohnungsstatistik: Viele Haushalte zählen ehemalige Haushaltsmitglieder, die schon längst einen eigenen Wohnsitz begründet haben, immer noch zum Haushalt, obwohl diese nur am neuen Wohnsitz gezählt werden dürfen. Dies führt unter anderem dazu, daß die durchschnittliche Haushaltsgröße zu hoch ausgewiesen wird. Der zweite Fall kann z. B. dadurch gegeben sein, daß die Haushalte über die Wohnfläche nicht Bescheid wissen und daher eine Zahl angeben, die (zufällig) zu hoch oder zu tief liegt. Möglicherweise können hier allerdings auch psychologische Einwirkungen (Geltungsbedürfnis!) dazu führen, daß systematisch zu hohe Werte angegeben werden. Im allgemeinen kann man über die Einflüsse dieser Fehler und die Art, wie sie sich auswirken, nur über Kontrollerhebungen Informationen erlangen (vgl. I.3.4.2, S. 110).

Die genannten Fehler treten besonders bei schwierig zu erfassenden Merkmalen auf, also bei Merkmalen, über die verhältnismäßig viele Befragte selbst nicht genau Bescheid wissen oder die stark in die persönliche Sphäre des Befragten eingreifen. Als Musterbeispiel für ein derartiges Merkmal gilt das Einkommen.

Die Abstimmung kann nur dann sinnvoll vorgenommen werden, wenn Größenordnung und Richtung der Fehler bekannt sind. Dies ist aber meist erst dann der Fall, wenn die Ergebnisse selbst vorliegen, und auch dann nur, wenn vielseitige Kontrollen und methodische Untersuchungen angestellt worden sind. Aus diesem Grunde war es auch bei der Wohnungsstatistik 1956/57 unmöglich, die Art der Anpassung vorher festzulegen. Um Kenntnisse über die Fehler zu erlangen, aber natürlich auch um möglichst von vornherein richtige Ergebnisse zu gewinnen, sollte das Material der Wohnungszählung vor der eigentlichen Aufbereitung bzw. der Tabellierung auf Grund der Angaben verschiedener Personen eingehend geprüft und dabei — soweit möglich — gleich berichtigt werden.

### 3. Planung der Statistik

**3.1 Die Totalzählung** hatte den 25. 9. 1956 zum Stichtag und wurde nach dem allgemeinen bei Großzählungen üblichen Verfahren vorgenommen:

In Gebieten mit geringerer Bautätigkeit wurde die Zählbezirksabgrenzung der Volkszählung 1950 übernommen. In den anderen Gebieten wurde 2 bis 3 Monate vor der eigentlichen Erhebung zunächst eine sogenannte Grundstücksvorerhebung durchgeführt. Auf Grund der Ergebnisse dieser Erhebung wurden dann die Zählbezirke festgelegt. Sie sollten im Durchschnitt etwa 40 Wohnungen umfassen. Bei dieser Vorerhebung diente die sogenannte Gebäudeliste als Erhebungspapier: Jeder Grundstückseigentümer bzw. -inhaber hatte über die Gebäude, Wohnungen und Wohnparteien auf seinem Grundstück Auskunft zu geben.

Zur Durchführung der Statistik wurden ehrenamtliche Zähler geworben. Jedem Zähler wurde ein sogenanntes Zählbezirksbuch ausgehändigt. Es enthielt neben einer genauen Beschreibung des Bezirks, einer Zähleranweisung und einer Begriffsabgrenzung der wohnungsstatistischen Merkmale ein sogenanntes Grundstücksverzeichnis. In diesem Verzeichnis waren sämtliche vom Zähler zu erfassenden Grundstücke in Listenform aufgeführt, soweit sie vorher bekannt waren. Stellte der Zähler bei der Erhebung weitere bewohnte Grundstücke fest, so hatte er das Verzeichnis zu vervollständigen. In Zählbezirken, in denen auf die Vorerhebung verzichtet worden war, mußte der Zähler in einem ersten Arbeitsgang zunächst die Gebäudeliste ausfüllen lassen und dementsprechend das Grundstücksverzeichnis anlegen. Er hatte darin einzutragen, wieviel Wohnungen (gegliedert nach der Gebäudart), wieviel Anstalten und wieviel Haushalte (gegliedert nach Gebäudart sowie nach Ein- und Mehrpersonenhaushalten) er auf den einzelnen Grundstücken erfassen konnte.

Als eigentliche Erhebungspapiere dienten die sogenannte Haushaltungsliste und die Anstaltsliste. Die Befragten füllten die Papiere normalerweise selbst aus, doch waren die Zähler angehalten, dabei behilflich zu sein, sofern dieses gewünscht wurde.

## II.20

Außerdem hatten die Zähler die Aufgabe, die Eintragungen auf Vollständigkeit und — soweit möglich — auf sachliche Richtigkeit zu prüfen. Die Haushaltungsliste enthielt Fragen über

den Haushaltsvorstand,  
den Haushalt und dessen Mitglieder,  
die Wohnverhältnisse des Haushalts,  
die gesamte Wohnung.

In der Anstaltsliste wurden

Angaben über die gesamte Anstalt,  
Angaben über die Wohnungen in der Anstalt,  
ein Personalverzeichnis und ein Insassenverzeichnis,  
ein Verzeichnis der wohnungslos Eingewiesenen

gefordert.

**3.2 Die 10 vH-Stichprobe** war keine selbständige Erhebung, sondern ein Bestandteil der Totalzählung. Damit wurde zum erstenmal in Deutschland eine Stichprobe in eine umfangreiche Totalerhebung eingebaut. Dies stellte natürlich erhebliche Anforderungen an die Zählungsorganisation. Man erhoffte sich jedoch davon eine gewisse Entlastung der Befragten und eine Verringerung der Arbeit bei der Aufbereitung.

Im Rahmen der Totalzählung hatten die ausgewählten Wohnparteien noch einige zusätzliche Angaben auf den Haushaltungslisten zu machen (vgl. 2.1, S. 335). Die Haushaltungslisten der Stichprobenhaushalte unterschieden sich von denen der übrigen Haushalte nur in der Farbe (erstere waren grün, letztere weiß). Der Druck war jedoch derselbe. Die Zusatzfragen waren besonders gekennzeichnet.

Da die 10 vH-Stichprobe mit der Totalzählung parallel lief, konnte die Auswahl praktisch erst im Verlauf der Erhebung selbst erfolgen. Diese Auswahl durchzuführen, war eine weitere Aufgabe der Zähler. Dabei bedeutete es ein gewisses Risiko, die Auswahl den Zählern zu überlassen, die nur in Ausnahmefällen eine Vorstellung von Stichprobentechniken hatten. Aus diesem Grund war es notwendig, ganz genaue und dabei möglichst einfache Richtlinien für die Durchführung der Auswahl zu geben. Daher kam nur ein ganz einfacher Stichprobenplan in Frage. Er sah wie folgt aus:

Das Zählbezirksbuch des einzelnen Zählers enthielt zusätzlich eine sogenannte Leitliste. In diese Liste hatte der Zähler alle von ihm erfaßten Wohnungen mit der Zahl der zugehörigen Wohnparteien in einer ganz bestimmten Reihenfolge einzutragen. Maßgebend für diese Reihenfolge war zunächst die Aufeinanderfolge der Grundstücke im Grundstücksverzeichnis. Innerhalb dieser Grundstücke sollten die Wohnungen entsprechend der Eintragsfolge in der Gebäudeliste hintereinandergereiht werden. Von dieser Folge durfte in keinem Falle abgewichen werden.

In der Leitliste war für jede Wohnung genau eine Zeile vorgesehen. Gewisse Zeilen, und zwar jede zehnte, waren grün markiert. Diejenigen Wohnungen, die bei der Eintragung in die Leitliste auf eine grüne Zeile fielen, galten als „Stichprobenwohnungen“. Die Leitliste diente also als Hilfsliste für die Auswahl. Der Zähler hatte an alle Haushalte in Stichprobenwohnungen die obengenannten grünen Haushaltungslisten auszugeben und darauf zu achten, daß auch die Zusatzfragen beantwortet wurden.

Durch die Vorgabe der Reihenfolge der Eintragung sollte vermieden werden, daß die Zähler bestimmte Wohnungen bewußt auswählten und damit eine Verzerrung der Ergebnisse verursachen konnten. Insbesondere sollte diese Vorschrift verhindern, daß bequeme Zähler Wohnungen zu Stichprobeneinheiten erklärten, in denen besonders einfache Verhältnisse vorlagen.

Es wurden zehn verschiedene Sorten von Leitlisten hergestellt. Bei der ersten standen die grünen Zeilen an 1., 11., 21., ... Stelle, bei der zweiten an 2., 12., 22., ... Stelle usw. Diese verschiedenen Sorten von Leitlisten wurden in regelmäßiger Folge ausgegeben, d. h. der erste Zählbezirk erhielt die erste Sorte, der zweite die zweite Sorte usw. Damit sollte eine gleichmäßige regionale Verteilung der verschiedenen Leitlistensorten sichergestellt werden.



Dieses Verfahren, das natürlich eine Erschwerung der Organisation mit sich brachte, war aus folgenden Gründen erforderlich: Wenn man auf allen Leitlisten jeweils die Zeilen mit ein und derselben Endnummer grün gekennzeichnet hätte, so hätte der Erwartungswert des Auswahlgesetzes nicht genau 10 vH entsprochen. Um das einzusehen, braucht man sich nur den Extremfall vorzustellen, daß auf jeder Leitliste die 1., 11., 21., ... Zeile grün ist. In jedem Zählbezirk wären dann mindestens 10 vH der Wohnungen in die Stichprobe gekommen, jedoch nur in den Fällen, in denen der Zählbezirk gerade 10, 20, 30, ... Wohnungen aufgewiesen hätte, wäre der 10 vH-Satz genau erreicht worden. In allen anderen Fällen dagegen hätte der Auswahlgesetz zu hoch gelegen. Effekte ähnlicher Art hätte jede andere feste Endnummer gebracht.

Ein zweiter Effekt, der wesentlich schwerer wiegt, weil er nicht nur eine Verschiebung des Auswahlgesetzes, sondern möglicherweise auch eine Verzerrung der Stichprobenergebnisse verursacht, kam noch hinzu: Die erste Wohnung innerhalb eines Bezirks war normalerweise die Erdgeschoßwohnung im ersten Haus des Bezirks. Da z. B. die Hauseigentümer sehr viel häufiger im Erdgeschoß als in einem höheren Stockwerk wohnen (entsprechendes gilt wahrscheinlich auch für ältere Leute), kämen diese, wenn jeweils die erste Zeile der Leitliste grün wäre, bevorzugt in die Stichprobe.

Der laufende Wechsel in den Endnummern bewirkte, daß Periodeneffekte höchstens noch innerhalb von Zählbezirken zur Geltung kommen konnten. Da jedoch aus der 10 vH-Stichprobe nur Kreisergebnisse gewonnen werden sollten, konnte man diese Effekte vernachlässigen.

Durch das gewählte Verfahren war jedenfalls sichergestellt, daß jeder einzelnen Wohnung ohne Rücksicht auf ihre Nummer innerhalb des Zählbezirks die Auswahlwahrscheinlichkeit 1/10 zukam. Wenn man von den Haushalten, die in keiner Wohnung lebten, absieht, hatte damit auch jeder Haushalt die gleiche Auswahlchance. Für die sogenannten wohnungslos in Anstalten eingewiesenen Haushalte wurde ein ganz entsprechendes Verfahren gewählt, wobei jedoch der einzelne Haushalt die Auswahlinheit bildete: In einem zweiten Leitlistenteil waren diese Haushalte wie die Wohnungen zu behandeln.

Die Kontrolle der Erhebungspapiere der 10 vH-Erhebung mußte gleichzeitig mit der für die übrigen Papiere erfolgen, weil die Stichprobe in der Hauptmasse der Merkmale einen Teil der Totalzählung bildete. Anschließend sollten jedoch die Tabellen der Totalerhebung mit Vorrang erstellt werden.

In wichtigen wohnungsstatistischen Merkmalen war eine Anpassung der 10 vH-Stichprobe an die Ergebnisse der Totalzählung vorgesehen, nämlich in den Merkmalen

Wohnungsinhaber in Normalwohnungen,  
Untermieter-Einzelhaushalte in Normalwohnungen,  
Untermieter-Mehrpersonenhaushalte in Normalwohnungen,  
Leerstehende Normalwohnungen,  
Einpersen-Wohnparteien außerhalb von Normalwohnungen,  
Mehrpersen-Wohnparteien außerhalb von Normalwohnungen.

Die Anpassung mußte mit Rücksicht auf die gewünschte regionale Gliederung der Ergebnisse auf Kreisbasis durchgeführt werden (bei kleineren Kreisen war eine Zusammenfassung vorgesehen). Sie sollte im Material selbst vorgenommen werden, nämlich durch Umwandlung von Stichprobenwohnungen bzw. -haushalten in Nichtstichprobenwohnungen bzw. -haushalte und umgekehrt. Nur bei dem sehr seltenen Merkmal „leerstehende Wohnung“ mußte, um Schwierigkeiten bei der praktischen Durchführung des Verfahrens zu vermeiden, teilweise auch mit Materialdopplung oder -streichung innerhalb der Stichprobe gearbeitet werden. Dieses Verfahren, das gegenüber einer rechnerischen Anpassung erhebliche Vorteile aufweist (vgl. I.3.3.4, S. 94), bringt keine Veränderung der Totalergebnisse. Es verursacht, abgesehen von der Besonderheit bei leerstehenden Wohnungen, lediglich eine Verschiebung zwischen der 10 vH-Stichprobe und der übrigen Erhebungsmasse (90 vH-Menge).

Im einzelnen wurde das technische Verfahren der Anpassung nicht im voraus festgelegt, da man zuerst Unterlagen über die effektiven Abweichungen abwarten mußte (vgl. 4.2, S. 342).

Auf die Durchführung einer besonderen Fehlerrechnung wurde verzichtet. Für grobe Überschlagsrechnungen konnte mit der Formel III.1.3 (4), S. 526, gearbeitet werden.

**3.3** Im Gegensatz zur 10 vH-Erhebung wurde die **repräsentative 1 vH-Zusatzerhebung** einige Monate nach der Totalzählung gesondert als Interviewerhebung durchgeführt (März bis Mai 1957). Die Zeitdifferenz sollte ermöglichen, daß das Erhebungsmaterial der Totalzählung und das der 10 vH-Erhebung als Auswahlgrundlage herangezogen werden konnte, also ein Material, das ziemlich aktuell war.

Der 1 vH-Erhebung der Wohnungsstatistik liegt der für den Mikrozensus entwickelte Stichprobenplan zugrunde. Dieser ist im Beitrag II.3 ausführlich begründet und behandelt, so daß hier nur dessen Grundzüge genannt zu werden brauchen: Interviewerhebung auf Grund einer zweistufigen Auswahl mit Schichtung und Anordnung in der ersten Stufe; Auswahlseinheiten erster Stufe: Gemeinden; Auswahlseinheiten zweiter Stufe: Wohnungen; Erhebungseinheiten: Haushalte.

Nicht nur der Stichprobenplan stimmte bei Mikrozensus und 1 vH-Wohnungsstatistik überein; vielmehr wurden bei der 1 vH-Erhebung im Frühjahr 1957 und bei der 1 vH-Mikrozensuserhebung 1957 auch dieselben Haushalte befragt. Das war möglich, weil die Gemeindeschichtung und -anordnung für die Auswahl erster Stufe im Mikrozensus auch für die Zielsetzung der Wohnungsstatistik zweckmäßig ist und eine wiederholte Befragung der Haushalte innerhalb eines halben Jahres durchaus zumutbar erschien. Die Verbindung zwischen Mikrozensus und 1 vH-Wohnungsstatistik hatte den großen Vorzug, daß der einmal aufgebaute Interviewerstab beibehalten werden konnte. Da die Kontaktfähigkeit der Interviewer, die eine wesentliche Voraussetzung für das Gelingen der Methode ist, mit steigender Erfahrung wächst, mußte sich dies auf die Güte der Ergebnisse positiv auswirken. Außerdem bestand wegen der erwähnten Verknüpfung der beiden Statistiken auch die Möglichkeit, Erhebungspapiere individuell zusammenzuführen und damit Erkenntnisse über Merkmalskombinationen zu gewinnen, die bei einer getrennten Auswahl nicht erreichbar gewesen wären (vgl. II.3, S. 162). Schließlich brachte das Verfahren noch den Vorteil, daß sowohl in der ersten wie in der zweiten Stufe jeweils nur eine Auswahl erforderlich war.

Die Wohnungen für die 1 vH-Zusatzerhebung und den Mikrozensus wurden im allgemeinen der 10 vH-Erhebung, also den grünen Zeilen der Leitlisten, entnommen, weil das eine erhebliche Vereinfachung der Auswahlarbeit bedeutete. Für die genannten Statistiken wurde somit eine zweiphasige Auswahl in zwei Stufen durchgeführt: In der ersten Stufe wurden die Mikrozensusgemeinden festgelegt; in der dadurch bestimmten Auswahlgesamtheit zweiter Stufe wurden in der ersten Phase die 10 vH-Wohnungen, in der zweiten Phase die Wohnungen für die 1 vH-Zusatzerhebung und den Mikrozensus ausgewählt. Ausnahmen von dieser Regelung mußten in kleinen Gemeinden zugelassen werden: Wenn der sekundäre Auswahlatz 10 vH überstieg, wurde zusätzlich auf die weißen Zeilen zurückgegriffen (vgl. II.3, S. 145).

Ein gewisses Risiko war allerdings mit dieser zweiphasigen Auswahl verbunden: Als die zweite Phase der Auswahl durchgeführt wurde, lagen noch keine sicheren Informationen darüber vor, ob die Auswahl nach dem Verfahren der grünen Zeilen, also der ersten Phase, wirklich funktioniert hatte oder ob die Auswahl merkliche Verzerrungen aufwies (vgl. 4.2). Diese Gefahr wurde jedoch nicht als schwerwiegend angesehen, weil die Zusatzerhebung als Ergänzung der Totalzählung und der 10 vH-Stichprobe im wesentlichen Strukturdaten bei starker sachlicher Gruppierung der Wohnparteien liefern sollte.

Wegen der besonderen Schwierigkeiten bei Signierung, Plausibilitätskontrolle und Lochkartenerstellung — infolge des umfangreichen Auswertungsprogramms mußten

für jede Wohnpartei mehrere Lochkarten erstellt werden — und wegen der Neuartigkeit des Verfahrens erwies es sich als zweckmäßig, die Aufbereitung zentral durchzuführen. Aus diesem Grunde wurden die Arbeiten vom Statistischen Bundesamt übernommen.

Wie aus den Ausführungen unter 2.1 (S. 335) zu ersehen ist, wurden bei der 1 vH-Erhebung Merkmale erfragt, deren Erfassung allgemein als sehr schwierig angesehen wird. Daher wurden verhältnismäßig viele Kontrollfragen in das Programm eingebaut. Da man trotzdem wenig Anhaltspunkte über das Gelingen hatte, verzichtete man darauf, im voraus die Hochrechnungsmethode festzulegen. Die Entscheidung hierüber wurde von den Ergebnissen methodischer Tabellen abhängig gemacht, die unmittelbar aus dem Erhebungsmaterial mit Vorrang erstellt werden sollten. Auch die Frage der Fehlerrechnung wurde zunächst zurückgestellt.

#### 4. Durchführung der Statistik

**4.1 Die Totalzählung** verlief wie festgelegt. Bei der Erhebung zeigte sich allerdings, daß die Zähler und die Befragten mit einigen Fragen Schwierigkeiten hatten. So gelang z. B. die Abgrenzung der Haushalte gegeneinander und die Feststellung des Wohnverhältnisses nicht immer richtig: Die Angaben der Grundstückseigentümer lauteten häufig anders als die der Haushaltsvorstände. Auch die Frage nach der Wohnungsschädigung wurde nicht immer verstanden (vgl. 5.3.2). Dadurch, daß die Zusatzfragen für die 10 vH-Stichprobe auf der Haushaltsliste zwischen den allgemeinen Fragen standen, kam es nicht selten vor, daß für die Totalzählung vorgesehene Fragen übersehen wurden.

Die Kontrollen und Prüfarbeiten erforderten einen erheblichen Zeitaufwand und sehr viele Berichtigungen; sie mußten gleichzeitig mit der Kontrolle der 10 vH-Stichprobe vorgenommen werden. Nach diesen langwierigen Arbeiten verlief die Aufbereitung jedoch sehr zügig.

**4.2 Im Material der 10 vH-Erhebung** mußte zunächst die von den Zählern durchgeführte Auswahl anhand der Leitlisten und der Erhebungspapiere überprüft werden. Die Kontrolle war möglich, weil jede Wohnung in jedem Erhebungsbogen eine eindeutig bestimmte Ordnungsnummer erhalten hatte. Hierbei zeigte sich bald, daß ein großer Teil der Zähler durch die Auswahlaufgaben überfordert worden war. Ein beträchtlicher Teil der etwa 500 000 Zähler (in einzelnen Gebieten mehr als 30 vH) hielt sich nicht an die Richtlinien. Teilweise wurde allen Wohnparteien, und nicht nur den Wohnungen, eine besondere Leitlisten-Zeile eingeräumt. Das hatte zur Folge, daß Wohnungsinhaber ohne ihre Untermieter oder Untermieter ohne den zugehörigen Wohnungsinhaber in die Stichprobe aufgenommen wurden und somit der Wohnungszusammenhang gestört wurde. Sehr häufig wurde die vorgegebene Eintragsreihenfolge nicht eingehalten.

Ins Gewicht fiel auch, daß sich selbst umsichtige Zähler häufig vor ungewohnte Probleme gestellt sahen: Der Zähler hatte die Leitliste auf Grund der Eintragungen in den Gebäudelisten, die ihm vor oder wenigstens bei der Austeilung der Haushaltslisten vorlagen, ausgefüllt und dementsprechend die Stichprobeneinheiten festgelegt. In vielen Fällen zeigte sich jedoch, daß die Wohnungsabgrenzung nicht zutraf, so daß eigentlich auf der Leitliste Wohnungen dazwischenzuschieben oder zu streichen gewesen wären. Bei einer nachträglichen Korrektur hätte sich die gesamte darauf folgende Auswahl im Zählbezirk verschoben. Da diese Fälle jedoch in regelloser Folge auftreten mußten, brauchte an und für sich keine Bereinigung bezüglich der Auswahl durchgeführt zu werden. Aber gerade die gewissenhaften Zähler versuchten nun, die Sache zu bereinigen und verstießen dabei — in Unkenntnis der Erfordernisse — nicht selten gegen die Regeln der Zufallsauswahl.

Die Prüfung bei der 10 vH-Erhebung bereitete daher besondere Schwierigkeiten. Auf Grund der Erfahrungen über die vorgekommenen Fehler wurde bei der Kontrolle der Auswahl in den Statistischen Landesämtern wie folgt vorgegangen:

## II.20

Zunächst wurde geprüft, ob alle Wohnungen und die Zahl der Haushalte in diesen Wohnungen auf der Leitliste verzeichnet waren. Fehlende Wohnungen wurden am Schluß der Liste nachgetragen, da man annehmen konnte, daß es sich um zufällige Versehen handelte. Dadurch konnte die Auswahl erhalten werden. Doppelt eingetragene Wohnungen wurden einfach gestrichen und die doppelt vorhandene Haushaltsliste aus der Aufbereitung herausgezogen. Die freigewordene Leitlistenzeile wurde leer gelassen, so daß keine Verschiebung der Auswahl eintrat. Das war möglich, weil man auch hier von zufällig zustande gekommenen Fehlern ausgehen konnte. In derselben Weise wurde verfahren, wenn einem Untermieter eine eigene Leitlistenzeile eingeräumt worden war: Die Eintragung wurde gestrichen und der Untermieter als zweiter bzw. dritter oder vierter Haushalt dem zugehörigen Wohnungsinhaber zugeordnet. Die Entscheidung, ob die Untermietpartei in die Stichprobe kam, wurde einzig davon abhängig gemacht, ob der Wohnungsinhaber der Stichprobe zuzurechnen war. Gegebenenfalls wurde die Untermietpartei aus der Stichprobe herausgenommen oder neu aufgenommen. Auch in diesem Fall wurde die neu entstandene Leerzeile nicht aufgefüllt und damit die weitere Auswahl nicht verändert. Dieses Verfahren konnte dann keinen systematischen Fehler erzeugen, wenn die Zähler die fehlerhafte Untermietereintragung ohne besondere Absicht vorgenommen hatten. Das wurde unterstellt.

Für die Prüfung der Auswahl wurden sämtliche Erhebungspapiere herangezogen. Es ist jedoch zu beachten, daß die Wohnungsabgrenzung auch nachträglich nicht immer eindeutig feststellbar war.

Reihenfolgefehler wurden nicht verbessert. Man nahm auch in diesem Fall an, daß die Zähler keinen besonderen Zweck verfolgt hatten, sondern daß die Fehler aus Unachtsamkeit entstanden waren.

Die ersten Auszählungen zeigten, daß in den für die Anpassung vorgesehenen Merkmalen teilweise erhebliche Unterschiede zwischen Stichprobe und Totalzählung bestanden. Einen Überblick verschafft die Übersicht II.20.1.

Übersicht II.20.1

Land	Zählungs- teil <sup>1)</sup>	Normalwohnungen				Wohnparteien außerhalb von Normalwohnungen	
		Anzahl	darin Haushaltungen			Einzel- personen	Mehr- personen
			Eigentümer und Hauptmieter	Untermieter			
				Einzel- personen	Mehr- personen		
Schleswig-Holstein..	a	58 167	58 057	6 947	7 214	1 163	3 955
	b	57 917	57 651	6 980	7 406	1 203	3 885
Hamburg.....	a	49 892	49 756	9 274	7 171	1 118	2 830
	b	49 497	49 303	9 500	7 160	1 155	2 916
Bremen .....	a	18 479	18 076	2 390	1 861	342	956
	b	17 947	17 869	2 483	1 867	332	906
Nordrhein-Westfalen	a	385 449	384 701	42 140	54 701	3 756	13 407
	b	381 364	379 915	41 014	53 035	3 875	13 301
Hessen.....	a	119 169	118 779	15 062	18 965	848	2 758
	b	115 726	115 187	15 264	19 183	909	2 745
Rheinland-Pfalz....	a	88 668	86 272	5 038	8 270	895	2 312
	b	85 947	85 495	5 240	8 403	839	2 333
Bayern.....	a	223 296	222 564	28 239	31 327	3 589	9 127
	b	222 495	221 010	28 506	31 433	3 716	9 380

<sup>1)</sup> a: 10 vH-Stichprobe — b: Totalzählung ( $\frac{1}{10}$  der Totalzahl)

Die Abweichungen sind meist erheblich größer, als nach dem Zufall zu erwarten wäre, so daß also systematische Fehler vorgekommen sein mußten. Auf Grund der Erfahrungen bei der Prüfung der Auswahl der 10 vH-Stichprobe war man geneigt, die

Fehler der Stichprobe zuzuschreiben (vgl. jedoch 5.3.2). Dementsprechend wurden die Stichprobenergebnisse an die Totalzahlen angepaßt. Für diese Anpassung wurde das schon unter 3.2 (S. 339) angegebene Verfahren (Korrektur im Material durch Verzuschungen zwischen Stichprobe und 90 vH-Menge) in folgender Weise angewandt:

Die in der Übersicht II.20.1 angegebenen Merkmale und die leerstehenden Normalwohnungen waren je Kreis in der Totalmasse und in der ursprünglichen Stichprobe auszuzählen. Die Differenzen zwischen Stichprobenwert und einem Zehntel der Totalergebnisse (gerundet) konnten damit festgestellt werden. Falls die Stichprobe zu wenig Einpersonen- oder Mehrpersonen-Untermieterhaushalte in Normalwohnungen auswies, so wurde aus der 90 vH-Menge manuell eine entsprechende Zahl von Haushaltungslisten, die einem Haushalt der jeweiligen Kategorie entsprachen, mitsamt der Haushaltungsliste des zugehörigen Wohnungsinhabers auf Zufallsbasis herausgegriffen. Dabei wurden ausschließlich solche Wohnungen herangezogen, in denen nur ein Untermieterhaushalt untergebracht war. Bei zu großem Stichprobenwert wurde dasselbe Verfahren in der Stichprobenmasse durchgeführt. Die so gewonnenen Untermieterhaushalte wurden zusammen mit dem Haushalt des Wohnungsinhabers entweder nachträglich in die Stichprobe oder in die Restmasse übernommen. Für die noch verbleibende Differenz bei der Zahl der Wohnparteien in Normalwohnungen wurden in analoger Weise Haushaltungslisten von Wohnungsinhabern, die keinen Untermieter hatten, umgewandelt. Damit war gleichzeitig sichergestellt, daß die Gesamtzahlen der bewohnten Normalwohnungen in Stichprobe und Totalmasse in der Gliederung nach der Zahl und Art der Wohnparteien miteinander in Einklang standen. Anschließend wurde die Zahl der leerstehenden Wohnungen durch Dopplung oder Streichung angepaßt. Bei den Wohnparteien außerhalb von Normalwohnungen erfolgte die Anpassung durch entsprechende Einzelumsetzung der Haushalte, jedoch ohne weitere Haushalte in der Wohnung mitzuziehen.

Das Verfahren hat den Mangel, daß Haushalte in Normalwohnungen mit mehr als zwei Wohnparteien keine Chance erhielten, umgesetzt zu werden. Der Prozentsatz dieser Wohnungen wurde jedoch als so gering erachtet, daß sich die Komplizierung des Auswahlverfahrens, die bei einer Berücksichtigung dieser Fälle notwendig geworden wäre, nicht gelohnt hätte.

Das bei der Korrektur verfolgte Prinzip des Umsetzens aller Haushalte innerhalb einer Normalwohnung beruhte auf dem Gedanken, daß die Wohnung als Auswahl-einheit diene und daher zur Korrektur der Zufallsfehler auch ganze Wohnungen umzusetzen waren. Das Prinzip war auch dann richtig, wenn die Fehler auf Verstößen gegen die vorgeschriebene Reihenfolge in der Leitliste beruhten. Es versagte nur dort, wo das Wohnverhältnis einer Wohnpartei falsch bestimmt worden war. Da jedoch über die Größenordnung der einzelnen Fehlerarten nichts bekannt war, erschien das gewählte Verfahren als das bestmögliche. Es brachte zudem noch den Vorteil, daß bei den Wohnparteien in Normalwohnungen der Wohnungszusammenhang gewahrt blieb und somit Tabellen über Wohnungen und ihre Belegung unmittelbar erstellt werden konnten.

Methodisch gesehen wurde mit der Anpassung durch Umsetzen von Auswahl-einheiten bestimmter Arten eine Gruppierung nach der Auswahl vorgenommen.

Nach der Anpassung wurden die Merkmalswerte ausgezählt und mit dem Faktor 10, dem reziproken Wert des theoretischen Auswahl-satzes, multipliziert.

**4.3 Durchführung und Auswertung der 1 vH-Zusatzerhebung** verursachte verhältnismäßig viel Mühe. In erster Linie war das durch die große Zahl von Erhebungsmerkmalen bedingt. Hinzu kam, daß in der deutschen amtlichen Statistik erstmalig eine Interview-Erhebung dieses Umfangs durchgeführt wurde und somit erst noch Erfahrungen gesammelt werden mußten.

Nach einer eingehenden Plausibilitätskontrolle wurde das Material für die eigentliche Auszählung freigegeben. Wie zu erwarten war, zeigten sich bei den methodischen

## II.20

Tabellen teilweise erhebliche Unterschiede gegenüber den Ergebnissen der vorangegangenen Zählungen. Solche Differenzen ergaben sich in erster Linie bei den Merkmalen, deren Abgrenzung bei der Totalzählung nicht völlig von subjektiven Momenten frei war (Beispiel: Notwohnung): Bei der Totalerhebung und der 10 vH-Stichprobe hatten die Auskunftspflichtigen die Erhebungspapiere selbst auszufüllen. Daher war damit zu rechnen, daß in einem gewissen Ausmaß infolge von Mißverständnissen falsche Angaben gemacht wurden. Bei der persönlichen Befragung konnten demgegenüber die jeweiligen Verhältnisse durch den geschulten Interviewer an Ort und Stelle geprüft und dem tatsächlichen Sachverhalt entsprechend beurteilt werden. Es muß ferner berücksichtigt werden, daß die 1 vH-Erhebung aus verfahrensmäßigen Gründen etwa ein halbes Jahr später durchgeführt wurde, in der Zwischenzeit also Veränderungen in den Wohnungen und Haushalten möglich waren.

Aus diesen Gründen wurde die 1 vH-Stichprobe nicht an die Randzahlen der Totalzählung angepaßt, sondern unmittelbar frei hochgerechnet. Es hat sich herausgestellt, daß die Strukturen, auf deren Ermittlung es bei der 1 vH-Erhebung im wesentlichen ankam, in sich schlüssig wiedergegeben wurden.

Die Gesamt-Ausfallquote liegt bei 7,5 vH (infolge Nichterreichen 4,7 vH, durch Nachlässigkeit der Interviewer 1,7 vH, wegen Verweigerung 1,1 vH). Sie ist verhältnismäßig niedrig, wenn man die außerordentlichen Schwierigkeiten gerade bei dieser ersten Interview-Erhebung im Rahmen der amtlichen Statistik auf dem Gebiet des Wohnungswesens berücksichtigt. Gliedert man allerdings die Ausfälle nach einigen wichtigen Merkmalen, wie z. B. der Haushaltsgröße (erreichbar durch Einzelvergleich mit den Angaben bei der Totalzählung), so zeigen sich beträchtliche Unterschiede (vgl. Übersicht II.20.2).

Übersicht II.20.2

Haushaltsgröße (Zahl der Personen)	Ausfallquote (in vH der jeweiligen Haushaltsgruppe)
1	15
2	7
3	5
4	5
5	4
6	3
7 und mehr	3

Die sinkende Ausfallquote mit steigender Haushaltsgröße erklärt sich daraus, daß zumindest ein Mitglied des Haushalts um so eher anzutreffen und damit ein Interview möglich ist, je größer der Haushalt ist. Einpersonenhaushalte, bei denen die Person berufstätig ist, sind natürlich besonders schwer zu erreichen. Es ist zu überlegen, ob

die Interviewer bei zukünftigen Erhebungen in Haushalten, die sie nicht erfassen können, einen gekürzten Fragebogen zur schriftlichen Beantwortung hinterlassen sollten. Auf diese Weise könnten wenigstens die wichtigsten Daten oder doch zum mindesten Hinweise auf die Struktur der Ausfälle gewonnen werden (vgl. A. Sobotschinski [62]).

Überraschend selten wurde die Beantwortung einzelner Teile des Fragebogens verweigert oder wurden unbrauchbare Angaben gemacht. So gaben — trotz der Freiwilligkeit der Beantwortung — 98,9 vH der erfaßten Haushalte über das Einkommen Auskunft. Bei 81 vH dieser Haushalte waren die Angaben auch auswertbar. Diese Zahl ist ebenfalls sehr hoch, wenn man bedenkt, welche Schwierigkeiten dabei möglich waren: Die Einkommensangabe durfte für keinen einzigen Erwerbstätigen des Haushalts fehlen; Selbständige können oft keine genaue Angabe für einen Monat machen (dementsprechend war die Ausfallquote bei dieser Gruppe mit 39 vH besonders hoch); die Angaben mußten sich für alle Erwerbstätigen des Haushalts auf denselben Zeitraum beziehen. Eine ausführlichere Analyse der Ausfälle gibt A. Sobotschinski [62].

## 5. Methodische Untersuchungen zur Totalzählung und zur 10 vH-Stichprobe

5.1 Die Auszählungen zeigten, daß auch nach der Anpassung des Materials bei wichtigeren Merkmalen größere Abweichungen zwischen Totalzählung und 10 vH-Stichprobe

bestanden, als auf Grund des Zufalls zu erwarten gewesen wäre. So wies die Stichprobe im Vergleich zur Totalzählung im Bundesdurchschnitt 3 vH zuviel Eigentümerwohnparteien in Normalwohnungen und dementsprechend etwa 2 vH zuwenig Hauptmieterwohnparteien in Normalwohnungen aus. In Übersicht II.20.3 sind die Ergebnisse einiger Länder gegenübergestellt. Die dort angegebenen Differenzen sind — von wenigen Ausnahmen abgesehen — signifikant (vgl. 3.2).

Übersicht II.20.3

Land	Eigentümer- wohnparteien in Normalwohnungen <sup>1)</sup>		Differenz Sp. 2 — Sp. 1		Hauptmieter- Wohnparteien in Normalwohnungen <sup>1)</sup>		Differenz Sp. 5 — Sp. 6	
	10 vH der Total- zählung	Stich- probe	absolut	vH	10 vH der Total- zählung	Stich- probe	absolut	vH
	1	2	3	4	5	6	7	8
Hamburg .....	9 724	9 831	+ 107	+ 1,1	39 579	39 472	— 107	— 0,3
Niedersachsen .....	59 266	61 452	+ 2 186	+ 3,7	89 849	87 663	— 2 186	— 2,4
Bremen .....	5 751	5 843	+ 92	+ 1,6	12 117	12 025	— 92	— 0,8
Nordrhein-Westfalen	101 681	105 333	+ 3 652	+ 3,6	278 233	274 581	— 3 652	— 1,3
Hessen .....	47 079	50 309	+ 3 230	+ 6,9	68 115	64 878	— 3 237	— 4,8
Rheinland-Pfalz .....	44 089	44 708	+ 619	+ 1,4	41 406	40 781	— 625	— 1,5
Berlin (West) .....	4 870	4 928	+ 58	+ 1,2	70 619	70 561	— 58	— 0,1

<sup>1)</sup> Die Zahlen über Wohnungsinhaber (Eigentümer- und Hauptmieter-Wohnparteien) stimmen jeweils (bis auf kleine Differenzen) überein, da die Zahl der bewohnten Normalwohnungen angepaßt worden war.

Die Anpassung hat die Wirkung der eigentlichen Fehlerursachen nicht genau ihrem Ausmaß entsprechend ausgemerzt. Das war auch kaum zu erwarten, da sich die Korrektur auf ein einfaches, pauschales Verfahren beschränken mußte, während die Verhältnisse in der Wirklichkeit vielschichtig sind. Es war jedoch von ganz besonderem methodischem Interesse, die wahren Fehlerursachen zu erkennen, damit bei künftigen Erhebungen ähnlicher Art mit verbesserten Mitteln gearbeitet werden kann. Aus diesem Grunde wurde das Material systematisch auf Fehler untersucht. Dabei konnte allerdings eine sachliche und regionale Beschränkung aus arbeitstechnischen Gründen nicht vermieden werden.

Um überhaupt einen Anhaltspunkt über fehlerhaft ermittelte Merkmale und damit einen Ausgangspunkt für eingehende Untersuchungen zu gewinnen, wurde ein Vergleich der Ergebnisse des Landes Nordrhein-Westfalen (Totalzählung und 10 vH-Stichprobe), gegliedert nach Regierungsbezirken, vorgenommen. Das größte Bundesland wurde einmal deshalb gewählt, weil Nordrhein-Westfalen sowohl ganze Regierungsbezirke mit typisch städtischem als auch solche mit ländlichem Charakter aufweist, zum anderen aber auch deswegen, weil die statistische Bedeutung von Abweichungen in einem umfangreicheren Material leichter festgestellt werden kann.

Für eingehende Untersuchungen über Fehlerursachen, die Auszählungen unter ganz neuen Gesichtspunkten verlangten, kamen aus arbeitstechnischen Gründen höchstens die Erhebungspapiere eines Kreises in Frage. Das Statistische Landesamt Rheinland-Pfalz stellte dem Statistischen Bundesamt für diese Arbeiten die Unterlagen des Kreises Ahrweiler zur Verfügung. In diesem Kreis hatten sich relativ starke Abweichungen bei dem Merkmal Wohnverhältnis gezeigt.

Um den Einfluß möglicher Fehlerursachen quantitativ zu ermitteln, mußten die einzelnen vermuteten Ursachen isoliert und jeweils entsprechende Neuauszählungen des partiell berechtigten Materials vorgenommen werden. Dieses Verfahren war zeitraubend, bot aber die einzige Möglichkeit, das gesteckte Ziel zu erreichen. Daß das Material teilweise nicht mehr in bestem Zustand war und in den Erhebungspapieren verhältnismäßig viele Korrekturen durchgeführt worden waren, erschwerte die Prüfung beträchtlich.

## II.20

Bei der folgenden Darstellung der wesentlichen Untersuchungsergebnisse werden häufig die Begriffe „Übererfassung“ bzw. „Untererfassung“ verwendet. Diese Begriffe haben hier ausschließlich vergleichenden Sinn, beinhalten also keine absolute Wertung. Bezogen auf die Stichprobe besagen sie also im allgemeinen nicht, daß z. B. eine wirkliche Übererfassung in der Stichprobe vorliegt — das kann zutreffen, ebenso gut kann aber auch der 90 vH-Rest untererfaßt sein. In den Fällen, in denen eine absolute Aussage gemacht wird, ist das jeweils ausdrücklich angegeben.

Werden im Zusammenhang mit einer Über- bzw. Untererfassung vH-Zahlen angegeben, so liegt ihnen — sofern nichts anderes angegeben — das durch 10 dividierte Ergebnis der Totalzählung als Bezugszahl zugrunde. Diese Zahlen sind in einigen der folgenden Übersichten in der Spalte „10 vH der Totalzählung“ besonders angegeben.

Die im Material des Kreises Ahrweiler festgestellten Fehler unterscheiden sich in ihrer Wirkung teilweise von den in Nordrhein-Westfalen ermittelten Differenzen. Die Ursache dürfte darin zu suchen sein, daß es sich bei Ahrweiler um einen reinen Landkreis handelt, während die Ergebnisse des Bundeslandes Nordrhein-Westfalen in starkem Maße auch von großen Städten beeinflußt werden. Dieser Strukturunterschied ist für die Erfassung von wohnungsstatistischen Merkmalen von erheblicher Bedeutung.

Unabhängig von der Untersuchung im Material des Kreises Ahrweiler lief eine Prüfung des Wohnungszählungsmaterials der Kreise Gelnhausen und Schlüchtern (Hessen). Sie brachte grundsätzlich dieselben Resultate.

**5.2 Bei den Vergleichsuntersuchungen** auf Grund der Ergebnisse des Landes **Nordrhein-Westfalen** war besonders interessant, welche Verhältnisse vor der Durchführung der Anpassung gegeben waren. Nur in diesem Stadium hatte es Sinn, die der Anpassung unterworfenen wichtigen wohnungsstatistischen Merkmale (vgl. 3.2) auf Abweichungen zwischen 10 vH-Stichprobe und Totalzählung zu prüfen. Die weitere Untersuchung konnte sich dann auf die endgültigen Ergebnisse, d. h. auf den Stand nach der Anpassung, beziehen.

**5.2.1 Über die Verhältnisse vor der Anpassung** lagen sowohl für die Stichprobe wie für den übrigen Teil der Totalstatistik Auszählungen über die Merkmale

Zahl der Normalwohnungen,  
Zahl der Wohnparteien in Normalwohnungen,  
Zahl der Wohnparteien außerhalb von Normalwohnungen,  
Zahl der Untermieterwohnparteien

vor. Dabei wurden folgende Erkenntnisse gewonnen:

Von insgesamt 3,814 Millionen Normalwohnungen wurden 0,385 Millionen über die 10 vH-Stichprobe erfaßt, also 10,1 vH statt 10 vH. Die Abweichung überschreitet das auf Grund des Zufalls zulässige Maß erheblich. Die einzelnen Regierungsbezirke weisen ausnahmslos dieselbe Tendenz, allerdings in unterschiedlicher Stärke, auf: Die Übererfassung schwankt zwischen 0,3 vH (Aachen) und 1,6 vH (Detmold). Daraus läßt sich der Schluß ziehen, daß entweder grundsätzlich relativ zu viele Wohnungen in die Stichprobe aufgenommen oder aber, daß die Notwohnungen entsprechend untererfaßt wurden. Leider konnte deren direkt ermittelte Zahl (vor der Anpassung) nicht rekonstruiert werden. Eine generelle Übererfassung der Wohnungen in der Stichprobe hätte jedenfalls zur Voraussetzung gehabt, daß entweder Leitlisten mit grüner Kennzeichnung in einer der ersten fünf Zeilen häufiger als die übrigen ausgegeben wurden oder daß auf den Leitlisten in beträchtlicher Zahl weiße Zeilen zwischendurch leer geblieben sind.

Die Zahl der Wohnparteien in Normalwohnungen liegt in der Stichprobe gegenüber einem Zehntel der Totalzahl um 1,6 vH zu hoch. 1 vH ist durch die Übererfassung der Wohnungen verursacht. Aber auch der Rest von 0,6 vH übersteigt den Zufallsfehler immer noch beträchtlich. Dieser Unterschied ist praktisch nur dadurch



möglich, daß Wohnungen, in denen Untermieter leben, bevorzugt in die Stichprobe aufgenommen worden sind. Die leerstehenden Wohnungen dürften kaum eine entscheidende Rolle gespielt haben.

Die relative Abweichung in der Zahl der Wohnparteien ist regierungsbezirksweise verschieden; sie reicht von  $-0,2$  vH (Aachen) bis  $+2,1$  vH (Köln).

Die Zahl der Wohnparteien außerhalb von Normalwohnungen stimmen in Stichprobe und Totalmasse im Rahmen des Zufalls überein (Abweichung  $-0,1$  vH). Zusammen mit obigem Ergebnis bedeutet das, daß die Wohnparteien insgesamt in der Stichprobe übererfaßt sind.

Ausgeprägte Unterschiede zeigen sich in der Erfassung der Untermieterwohnparteien in Normalwohnungen: In Nordrhein-Westfalen wurden über die Stichprobe  $3$  vH mehr Untermieterwohnparteien erfaßt, als nach der Totalzahl zu erwarten war. Die Abweichung kann nicht mehr als zufallsbedingt angesehen werden. Sehr unterschiedlich liegen die Verhältnisse in den verschiedenen Regierungsbezirken (Aachen  $-3,3$  vH, Köln  $+5,6$  vH). Die starken regionalen Unterschiede in den Abweichungen bei den Wohnparteienzahlen sind daher in erster Linie auf die verschiedenen Erfassungsquoten bei den Untermieterwohnparteien in den einzelnen Regierungsbezirken zurückzuführen. Dagegen kann die höhere Erfassungsquote für Wohnparteien gegenüber der für Wohnungen nicht auf die Untermieter allein zurückzuführen sein: Wie festgestellt wurde, übertrifft auch die Übererfassung der Wohnungsinhaber (also Eigentümer und Hauptmieter) die Übererfassung der Wohnungen. Daraus folgt, daß zwischen Stichprobe und  $90$  vH-Rest entweder sehr große Differenzen in der Erfassung leerstehender Wohnungen vorhanden sein müssen bzw. Fehler in der Abgrenzung zwischen Haupt- und Untermietern vorgekommen sind.

**5.2.2** Für die der Anpassung unterworfenen Merkmale mußten die Stichprobenergebnisse mit denen der Totalzählung völlig übereinstimmen. Ein Vergleich der Endtabellen, d. h. der **Ergebnisse nach der Anpassung**, hatte daher nur für die übrigen Merkmale Zweck. Von diesen wurden untersucht:

das Wohnverhältnis der Wohnparteien in Normalwohnungen,  
die Wohnbevölkerung in Normalwohnungen,  
die Normalwohnungen nach der Zahl der Räume,  
die geschädigten Wohnparteien<sup>1)</sup> nach der Art der Schädigung.

Wie schon in 5.1 erwähnt, zeigen sich im Wohnverhältnis merkbliche Unterschiede: Die Stichprobe enthält gegenüber einem Zehntel der Totalzahl  $3,6$  vH zu viel Eigentümer und  $1,3$  vH zu wenig Hauptmieter in Normalwohnungen. Die Tendenz ist in sämtlichen Regierungsbezirken einheitlich. Die Abweichungen sind als signifikant anzusehen: Sie betragen etwa das Zehnfache des Standardfehlers.

Die unterschiedliche Erfassung der verschiedenen Wohnverhältnisarten hat sich auf die Erfassung der Wohnbevölkerungszahl nicht ausgewirkt. Diese Ergebnisse stimmen im Rahmen des Zufalls überein.

Die Gliederung der Normalwohnungen nach der Zahl der Räume läßt interessante Zusammenhänge erkennen: Die Erfassungsquote in der Stichprobe steigt mit zunehmender Raumzahl (vgl. Übersicht II.20.4). Die Erscheinung wurde ziemlich sicher hauptsächlich durch die Übererfassung der Eigentümerwohnparteien verursacht.

Die Anzahl der in der Stichprobe erfaßten Wohnräume übertrifft ein Zehntel der Totalzahl um  $0,8$  vH. Auch diese Differenz ist als signifikant zu betrachten.

Die geschädigten Wohnparteien sind in der Stichprobe um  $1,9$  vH übererfaßt. Die Größe ist signifikant (etwa das Siebenfache des Standardfehlers). Eine

<sup>1)</sup> Geschädigte Wohnparteien sind solche, deren Haushaltsvorstand entweder Vertriebener, Sowjetzonenflüchtling oder Zugewandter ist oder die infolge Kriegseinwirkung die Wohnung verloren haben (Wohnungsgeschädigte). Ein Haushalt, dem mehrere dieser Eigenschaften zukommen, wird in die Gruppe eingestuft, die in obiger Folge zuerst genannt ist.

Übersicht II.20.4

Wohnungen mit ... Räumen	Über die Stichprobe erfaßte Wohnungen in vH der Totalzahl
1	9,53
2	9,82
3	9,91
4	10,06
5	10,29
6	10,39
7 und mehr	10,35

Aufgliederung nach der Art der Schädigung zeigt, daß eine Übererfassung nur bei den Wohnungsgeschädigten (4,4 vH) besteht, während die Haushalte von Vertriebenen, Sowjetzonenflüchtlingen und Zugewanderten sogar etwas untererfaßt sind (— 0,4 vH); diese Abweichung liegt allerdings im Zufallsbereich.

**5.3 Die Fehlerursachen** wurden am Material des Kreises Ahrweiler (Rheinland-Pfalz) untersucht. Die Prüfungen beschränkten sich auf das unangepaßte Material, da der Kreis Ahrweiler nur in der Zusammenfassung mit dem Kreis Cochem angeglichen wurde, so daß für ihn keine genaue Berichtigung vorlag. Daher konnten diejenigen Fehler nicht ermittelt werden, die möglicherweise durch eine unrichtige Anpassungsprozedur entstanden sind. Diese Fehlerart dürfte jedoch gegenüber den übrigen von untergeordneter Bedeutung sein.

Die unvermeidbare Beschränkung der Untersuchung auf das Material eines kleinen Kreises hatte zur Folge, daß sich die festgestellten Differenzen in den Ergebnissen und die Fehlerursachen teilweise nicht statistisch sichern ließen. Gleichwohl sprechen die eindeutigen Tendenzen dafür, daß die Feststellungen von allgemeiner Gültigkeit sind.

**5.3.1** Bevor man mit der Materialuntersuchung beginnen konnte, waren Überlegungen über die **möglichen Fehlerursachen** und ihre Auswirkungen erforderlich.

Allgemeine Erhebungsfehler systematischer oder zufälliger Art durch unrichtige oder widersprüchliche Eintragungen oder durch Angabenverweigerungen betreffen nicht nur die Stichprobe, sondern in mindestens demselben Maße die Totalzählung.

Folgende Verstöße gegen eine korrekte Auswahl der in die Stichprobe einzubeziehenden Wohnungen waren möglich:

ungleichmäßige Verteilung der Leitlisten mit x-ter Zeile grün ( $x = 1,2, \dots, 10$ ),  
Nichteinhaltung der Begehungsreihenfolge durch die Zähler,  
unkorrekte Bestimmung bzw. Abgrenzung der Auswahlseinheiten.

Das Vorkommen der beiden letztgenannten Fehlerarten war schon bei den allgemeinen Prüfungen festgestellt worden (vgl. 4.2, S. 341).

Aufbereitungsfehler und insbesondere Signierfehler treffen Stichprobe wie Totalzählung. Man hat zu unterscheiden zwischen systematischen Signierfehlern und zufälligen Fehlsignierungen. Die systematischen Fehler können ihrerseits durch eine nicht adäquate Signieranweisung oder durch falsche Auslegung einzelner Signierer entstanden sein und erhebliche Abweichungen verursacht haben. Dabei ist noch mit Klumpeneffekten zu rechnen. Die Stichprobe dürfte teilweise durch andere Signierer und mit anderer Sorgfalt aufbereitet worden sein als das Restmaterial. Daher erscheint es möglich, daß die Stichprobenergebnisse zum Teil wegen der unterschiedlichen Güte der Aufbereitung von den Totalwerten abweichen.

Anpassungsfehler können dadurch entstanden sein, daß die Auswahl der zu doppelnden bzw. zu streichenden Fälle nicht auf Zufallsbasis vorgenommen wurde oder bei der Errechnung der Anzahl zu doppelnder oder zu streichender Wohnparteien Fehler unterlaufen sind. Wie schon erwähnt, wurden die Auswirkungen dieser Fehlerart nicht untersucht.

**5.3.2 Die Feststellung der wirklichen Fehlerursachen** verlangte einen erheblichen Arbeitsaufwand. Die unter 5.2 geschilderten Untersuchungen konnten nur erste Anhaltspunkte bieten, so daß bei der Vielzahl der möglichen Fehlerquellen auch Spuren

nachgegangen werden mußte, die sich später als unwesentlich herausstellten. In den Erhebungspapieren des Kreises Ahrweiler konnten die wesentlichen Fehlerquellen bei folgenden Merkmalen untersucht werden:

Wohnungen,  
Wohnparteien in Normalwohnungen,  
Wohnparteien in Notwohnungen,  
Wohnverhältnis,  
geschädigte Wohnparteien in Normalwohnungen.

Die Auswahl und damit die Erfassung der Wohnungen wurde durch die grünen Zeilen der Leitliste bestimmt. Wie die Durchsicht der 650 Leitlisten des Kreises Ahrweiler bestätigte, hatten relativ viele Zähler — entgegen den Anweisungen — Untermietern eigene Zeilen eingeräumt, Wohnparteien doppelt oder gar nicht eingetragen, die Eintragsfolge durch Leerzeilen unterbrochen oder den Begehungsplan nicht eingehalten. Die nachträglichen Korrekturen (vgl. 4.2) erforderten daher Streichungen mit oder ohne Übernahme der Wohnpartei in eine andere Zeile und Nachtragungen.

Eine Auszählung ergab, daß bei 51 von insgesamt 2260 einbezogenen grünen Zeilen, also bei 2,3 vH, Fehler festgestellt und Korrekturen durchgeführt worden waren. Bei den weißen Zeilen betrug das Verhältnis  $692:20\,299 = 3,4$  vH. Aus diesen Zahlen folgt zweierlei:

1. die Anzahl der grünen Zeilen war nur unwesentlich höher als ein Neuntel der weißen Zeilen,
2. die Korrekturen auf weißen Zeilen waren (auch relativ gesehen) merklich häufiger.

Aus der ersten Feststellung kann auf eine ziemlich gleichmäßige Verteilung der Leitlisten mit x-ter Zeile grün geschlossen werden.

Für das zweite Phänomen sind zwei Ursachen denkbar: Entweder haben die Zähler bei den grünen Zeilen besser gearbeitet, oder aber die Signierer scheuten sich, bei der Korrektur — wegen der meist damit verbundenen Umsetzung von Stichprobenfällen — auf grünen Zeilen der Wirklichkeit entsprechende Änderungen vorzunehmen. Beide Ursachen waren gegeben (vgl. S. 351).

Nicht alle in diese Auszählung einbezogenen 2260 grünen und 20299 weißen Zeilen repräsentierten Wohnungen, da leere Zwischenzeilen und solche, in denen die ursprüngliche Eintragung gestrichen wurde, mitgezählt worden waren. Nur auf 21423 von insgesamt 22559 benutzten Zeilen entfiel wirklich eine Wohnung. 2165 dieser Zeilen waren grün, so daß effektiv 10,1 vH statt, wie zu erwarten gewesen wäre, 10 vH der Wohnungen in die Stichprobe einbezogen wurden. Dieser Unterschied rührt daher, daß auf grünen Zeilen relativ weniger Streichungen als auf weißen Zeilen vorgenommen worden sind.

**Ergebnis:** Die Übererfassung der Wohnungen in der Stichprobe ist darauf zurückzuführen, daß die nachträglichen Streichungen auf grünen Zeilen weniger als ein Zehntel der Gesamtkorrekturen ausmachten.

Die Auszählung des unangepaßten Materials ergab im Kreis Ahrweiler, getrennt nach Normal- und Notwohnungen, die in Übersicht II.20.5 angegebenen Zahlen über die erfaßten Wohnparteien.

Übersicht II.20.5

Wohnungsart	Wohnparteien in		
	der Stichprobe	der Totalzählung	10 vH der Totalzählung
	1	2	3
Normalwohnungen . . . . .	2 267	22 953	2 295,3
Notwohnungen . . . . .	102	887	88,7
Insgesamt . . . . .	2 369	23 840	2 384,0

Die Wohnparteien sind danach um 0,6 vH untererfaßt, obwohl die Wohnungen zu 1 vH übererfaßt wurden. Die überraschende Tatsache ist nur durch eine erhebliche Untererfassung bei den Untermietern zu erklären.

II.20

Aus Übersicht II.20.5 gehen außerdem charakteristische Unterschiede in der Erfassung zwischen den Wohnparteien in Normalwohnungen und solchen in Notwohnungen hervor. Letztere wurden bei der 10 vH-Erhebung stark übererfaßt (15,0 vH), während bei den Wohnparteien in Normalwohnungen trotz der ungleich höheren Gesamtzahl eine deutliche Untererfassung von 1,2 vH festzustellen ist. Die Verschiedenheit der Erfassungsquoten deutet auf einen systematischen Fehler hin. Er könnte dadurch entstanden sein, daß die Zähler — bewußt oder unbewußt — Wohnparteien in Notwohnungen bevorzugt auf grüne Zeilen setzten. Sie mußten dabei gegen die vorgeschriebene Eintragungsfolge verstoßen. Tatsächlich wurden bei einem Drittel der Leitlisten derartige Reihenfolgefehler festgestellt. Eine Neuauszählung des Materials nach Bereinigung dieser Fehler ergab, daß die Übererfassung der Wohnparteien in Notwohnungen tatsächlich ausschließlich auf eine Bevorzugung bei der durch die Zähler vorgenommenen Stichprobenauswahl zurückzuführen ist.

Die Auszählung des Originalmaterials lieferte interessante Ergebnisse über die Wohnverhältnisse für Wohnparteien in Normalwohnungen (vgl. Übersicht II.20.6).

Übersicht II.20.6

Wohnverhältnis	Wohnparteien in Normalwohnungen			Über- bzw. Untererfassung in der Stichprobe
	Stichprobe	Totalzählung	10 vH der Totalzählung	
	Anzahl			vH
Eigentümer des Gebäudes oder der Wohnung	1 296	12 407	1 240,7	+ 4,5
Hauptmieter . . . . .	756	8 043	804,3	— 6,0
Untermieter . . . . .	215	2 503	250,3	— 14,1
Insgesamt . . . . .	2 267	22 953	2 295,3	— 1,2

Die Abweichungen sind so beträchtlich, daß zweifellos systematische Fehler die Hauptursache waren. Als solche kommen in Frage:

- fehlerhafte Eintragung oder Signierung auf den Haushaltungslisten,
- fehlerhafte Berichtigung der Leitlisten,
- Bevorzugung bzw. Benachteiligung bestimmter Kategorien durch die Zähler.

Die Signierer hatten die Angaben zum Wohnverhältnis in Haushaltungsliste und Gebäudeliste zu vergleichen und aufeinander abzustimmen. Diese Arbeit wurde, wie eine entsprechende Nachprüfung ergab, im ganzen insofern zufriedenstellend durchgeführt, als nur noch wenige unterschiedliche Angaben in den verschiedenen Erhebungspapieren festgestellt werden konnten, die sich zudem gegenseitig fast völlig aufhoben. Die Diskrepanzen im Wohnverhältnis können also nicht davon herrühren, daß z. B. die Stichprobe nach den Angaben in der Gebäudeliste, die Restmenge nach denen in der Haushaltungsliste aufbereitet wurde.

Im Zuge dieser Prüfungen stellte sich heraus, daß ein großer Teil der Befragten auf der Haushaltungsliste die Angabe des Wohnverhältnisses übersehen hatte, in der Häufigkeit aber Unterschiede zwischen Stichprobe und Rest bestanden. Außerdem erschien es möglich, daß die von den Signierern vorgenommenen Änderungen bei Unstimmigkeiten zwischen den Eintragungen in den Erhebungspapieren teilweise nicht völlig objektiv erfolgt waren. Die Ergebnisse einer entsprechenden Auszählung sind in Übersicht II.20.7 zusammengestellt.

Übersicht II.20.7

Art der Haushaltungslisten	Relative Häufigkeit der Listen ohne Eintragung der Befragten bezügl. des Wohnverhältnisses in vH	Relative Häufigkeit der Listen mit nachträglicher Änderung des Wohnungsverhältnisses durch die Signierer in vH
Grüne Listen . . . . .	9,0	3,7
Weiß e Listen . . . . .	10,3	4,1

Die geringere Verweigerungsquote in der Stichprobe deutet darauf hin, daß diese ein besseres Ergebnis als die Totalzählung liefert. Die Differenz in den Änderungsquoten kann dagegen zwei Ursachen haben, die gerade zu gegenteiligen Ergebnissen führen:

1. Die Angaben der Stichprobenhaushalte waren zuverlässiger als die der übrigen Wohnparteien, so daß weniger Änderungen notwendig waren;
2. die Angaben auf grünen Haushaltungslisten wurden bei der Prüfung nur dann verändert, wenn ein Fehler ganz evident war, während die Angaben in den weißen Bogen beim geringsten Anlaß abgeändert wurden.

Für die erste Annahme spricht die allgemeine Feststellung, daß die grünen Bogen wesentlich besser und sorgfältiger ausgefüllt worden sind. Von beachtlichem Einfluß war aber auch die Korrektur. Dies gilt jedenfalls für das Untermietverhältnis: Eine Auszählung nach der ursprünglichen Eintragung der Befragten ergab eine Untererfassung der Untermieter in der Stichprobe von 7,6 vH, während sie bei der Auszählung auf Grund der endgültigen Signierung fast das Doppelte, nämlich 14,0 vH, betrug.

Eingehende Prüfungen haben gezeigt, daß die Signierer in strittigen Fällen eine Entscheidung getroffen haben, die möglichst wenig Arbeit verursacht hat. Wenn z. B. auf einer grünen Leitlistenzeile ein Fall gefunden wurde, bei dem es sich gemäß der ursprünglichen Angaben in der Haushaltungsliste um einen Untermieter, gemäß der Angabe in der Gebäudeliste aber um einen Hauptmieter handelte, so wurde die Eintragung in der Haushaltungsliste bevorzugt in „Hauptmieter“ abgeändert. Bei einem anderen Entscheid hätte der Stichprobenfall meist einem Wohnungsinhaber zugeschlossen werden müssen, der nicht zur Stichprobe gehörte, so daß eine Umsetzung „grün auf weiß“ erforderlich gewesen wäre. In derselben Weise wurde häufig verfahren, wenn eine Umsetzung des „Untermieters“ von einer weißen Zeile auf eine grüne notwendig geworden wäre. Das Prinzip wurde jedoch bei Änderungen von weiß auf weiß nicht eingehalten. Umgekehrt haben die Prüfer teilweise „grüne“ Wohnparteien, die sich in der Haushaltungsliste wahrscheinlich zu Unrecht als Hauptmieter ausgegeben hatten, nicht in Untermieter abgeändert, da sie diese Fälle dann in der Stichprobe behalten konnten. Die Folge dieser einseitigen Entscheidungen war, daß die Stichprobenwohnungen im Durchschnitt kleiner erschienen und weniger Untermieter aufwiesen.

Der Verstoß vieler Zähler gegen die Eintragungsvorschrift hat ebenfalls zur Verzerrung der Ergebnisse über das Wohnverhältnis beigetragen. Die nachträgliche Auszählung des Materials nach Berichtigung der Reihenfolgefehler ergab die in Übersicht II.20.8 angegebenen Werte.

Übersicht II.20.8

Wohnverhältnis	Wohnparteien in Normalwohnungen			Über- bzw. Untererfassung in der Stichprobe
	Stichprobe	Totalzählung	10 vH der Totalzählung	
	Anzahl			vH
Eigentümer des Gebäudes oder der Wohnung...	1 272	12 407	1 240,7	+ 2,5
Hauptmieter .....	789	8 043	804,3	— 1,9
Untermieter .....	218	2 503	250,3	— 12,9
Insgesamt .....	2 279	22 953	2 295,3	— 0,7

Wie ein Vergleich der Zahlen aus Übersicht II.20.8 und Übersicht II.20.6 zeigt, geht die Übererfassung der Eigentümer in der Stichprobe auf Kosten der Hauptmieter merklich, nämlich von 4,5 vH auf 2,5 vH, zurück. Ebenso vermindert sich die Stärke

## II.20

der Untererfassung der Hauptmieter von 6,0 auf 1,9 vH. Auch bei den Untermietern ist eine — allerdings minimale — Verringerung der Diskrepanz festzustellen.

Da nicht damit zu rechnen ist, daß bei der Neufestlegung der Stichprobe alle Reihenfolgefehler erkannt und ausgemerzt wurden, ist das vorliegende Ergebnis als untere Grenze der durch den Reihenfolgeverstoß erzeugten systematischen Fehler anzusehen. Es handelt sich also um Fehler, die von den Zählern bei der Auswahl verursacht worden sind. Sie dürften damit zusammenhängen, daß Eigentümerhaushalte hinsichtlich Wohnungsmerkmalen im allgemeinen von besonders klarer Struktur sind und daher von den Zählern für die Stichprobe bevorzugt wurden.

**Ergebnis:** Die Abweichungen der Stichprobenzahlen von den Totalwerten in den Merkmalen Eigentümer bzw. Hauptmieter sind in erster Linie auf nicht korrigierte Reihenfolgefehler zurückzuführen.

Die Hauptursache der Untererfassung von Untermietern in der Stichprobe ist dagegen hauptsächlich in Korrekturfehlern bei der Berichtigung der Zählpapiere zu suchen: Die Prüfer vermieden teilweise, solche Änderungen im Erhebungsmaterial vorzunehmen, die eine Abwandlung der Stichprobenauswahl bedingt hätten.

Auf Grund der Feststellungen in den Ergebnissen Nordrhein-Westfalens mußte auch die Untersuchung über die geschädigten Wohnparteien in Normalwohnungen aufschlußreich sein.

Für die Zuordnung des Haushalts zur Gruppe der Vertriebenen oder Sowjetzonenflüchtlinge war die Antwort auf Frage 6 (Spalte 7) der Haushaltsliste entscheidend. Als wohnungsgeschädigt wurde der Haushalt angesehen, dessen Haushaltsvorstand weder Vertriebener oder Sowjetzonenflüchtling noch Zugewanderter oder Ausländer war und in dessen Haushaltsliste die Frage 3 („Hat die Haushaltung infolge Kriegseinwirkung oder Vertreibung ihre Wohnung verloren?“) mit „Ja“ beantwortet war. Die Ergebnisse der Auszählung für den Kreis Ahrweiler enthält Übersicht II.20.9:

Übersicht II.20.9

Bevölkerungsgruppe des Haushaltsvorstandes	Wohnparteien in Normalwohnungen		
	Stichprobe	Totalzählung	10 vH der Totalzählung
Vertriebene.....	163	1 739	173,9
Sowjetzonenflüchtlinge.....	8	141	14,1
Wohnungsgeschädigte...	187	1 709	170,9
Insgesamt.....	358	3 589	358,9

Die Geschädigten insgesamt sind also im Kreis Ahrweiler in der Stichprobe richtig erfaßt. Die Untergliederung nach der Art der Schädigung läßt aber merkwürdige Unterschiede erkennen: Während die Vertriebenenhaushalte und diejenigen von Sowjetzonenflüchtlingen in der Stichprobe untererfaßt sind, zeigt sich bei den sonstigen Wohnungsgeschädigten der umgekehrte Fall. Die Erklärung für die Untererfassung ist in einer Korrelation zwischen dem Wohnverhältnis und der Schädigung zu suchen (Vertriebene, Sowjetzonenflüchtlinge und sonstige Wohnungsgeschädigte gehören relativ selten zu den Eigentümerwohnparteien). Dagegen muß die Übererfassung der sonstigen Wohnungsgeschädigten eine andere Ursache haben.

Hierzu wurde folgendes festgestellt: Die Frage 3 der Haushaltsliste (vgl. oben), die für die Feststellung der Zugehörigkeit einer Wohnpartei zu den sonstigen Wohnungsgeschädigten ausschlaggebend war, wurde von 19,7 vH der in Normalwohnungen untergebrachten Wohnparteien nicht beantwortet. Unter den Stichprobenfällen betrug der vH-Satz jedoch nur 13,5. Ausgehend von der Annahme, daß ein Geschädigter diese Tatsache nicht verschweigen würde, sah die Signieranweisung in allen non-response-Fällen eine „nein“-Signierung vor. Die Durchsicht des Materials zeigte jedoch, daß diese Voraussetzung falsch war. So hatten z. B. viele Vertriebene die

Frage 3 nicht beantwortet und waren deshalb als „nicht geschädigt“ signiert, obwohl das in direktem Widerspruch zu der Tatsache stand, daß ein Vertriebener unbedingt „infolge Vertreibung“ seine „Wohnung verloren“ hat. Bei dieser Haushaltskategorie spielte allerdings die Frage 3 keine Rolle, da hierfür nur die Antwort auf Frage 6 entscheidend war. Es war danach aber anzunehmen, daß auch einheimische Geschädigte den Tatbestand nicht angeben hatten. Da andererseits die grünen Bogen relativ weniger Verweigerungen enthielten, mußte dies zwangsläufig zu einer Diskrepanz zwischen den Ergebnissen der Stichprobe und der Totalzählung führen. Die „Übererfassung“ in der Stichprobe dürfte damit gar keine echte Übererfassung, sondern nur eine geringere Untererfassung gegenüber der Totalerhebung darstellen. Die Übersicht II.20.10 zeigt die „Übererfassung“ des Merkmals in der Stichprobe gegenüber der Totalzählung (8,25 vH gegenüber 7,45 vH). Nach den oben angeführten Feststellungen dürfte jedoch die wahre Häufigkeit noch höher als 9,5 vH (Stichprobenergebnis ohne die non-response-Fälle) liegen.

Übersicht II.20.10

Zählungsart	Häufigkeit des Merkmals „Sonstige Wohnungsgeschädigte“ in vH
Stichprobe ohne non-response-Fälle	9,5
mit non-response-Fällen	8,25
Totalzählung ohne non-response-Fälle	9,2
mit non-response-Fällen	7,45

Im Falle dieses Merkmals hat also die Stichprobe zweifellos das bessere Ergebnis gebracht: Verbunden mit der hohen non-response-Quote hat eine von falschen Voraussetzungen ausgehende Signieranweisung zu einer Verzerrung des Ergebnisses Anlaß gegeben. Die Stichprobe wurde davon infolge der sorgfältigeren Erhebung weniger betroffen.

## 6. Schlußbetrachtung und Ausblick

Trotz der — im Rahmen dieser methodischen Ausführungen sehr breit dargestellten — Schwierigkeiten bei der Durchführung des Projektes und trotz der festgestellten Fehler kann die Statistik durchaus als gelungen bezeichnet werden; sie konnte die unter Ziffer 1 angegebenen Aufgaben voll erfüllen. Es hat sich allerdings gezeigt, daß der organisatorische Aufwand, der für die Zerlegung einer Statistik dieses Umfangs in mehrere Teile nun einmal notwendig ist, nur dann wirklich lohnt, wenn der Repräsentativteil so umfangreich ist, daß er für die nicht in die Stichprobe einzubeziehenden Erhebungseinheiten eine merkliche Entlastung bedeutet. Der normale Fragebogen müßte sich durch jede Abspaltung einer besonderen Stichprobe ganz erheblich kürzen lassen. Unter diesem Gesichtspunkt betrachtet, hat sich die Durchführung der 10 vH-Stichprobe nicht gelohnt. Hier hätte es genügt, die Stichprobentechnik auf die Aufbereitung zu beschränken. Sehr zweckmäßig ist dagegen die gesonderte Erfassung der tiefer greifenden Merkmale durch eine Stichprobe mit relativ kleinem Auswahlatz unter Einsatz von Interviewern. Die Ergebnisse dieser Statistik wären durch eine Vollzählung niemals erreichbar gewesen.

Die unter Ziffer 5 dargestellten nachträglichen Untersuchungen über systematische Fehler in Totalzählung und Stichprobe brachten wertvolle Hinweise für kommende Vorhaben. Sie zeigten, daß die Fehler nicht eine einzige Ursache hatten, sondern daß es viele ganz verschiedene Fehlerquellen mit ganz unterschiedlichem Einfluß gab. Daher konnten auch durch das gewählte Anpassungsverfahren, das in jedem Fall pauschal und damit verhältnismäßig oberflächlich sein muß, keine stärkeren Verbesserungen erzielt werden.

Die Untersuchungen ließen erkennen, welche wohnungsstatistischen Merkmale besonders fehlergefährdet sind. Sie zeigten weiter, daß Fehlerbetrachtungen nicht einseitig auf Stichprobenstatistiken abgestellt werden dürfen, weil auch Totalzählungen

## II.20

unter Umständen verhältnismäßig große systematische Fehler aufweisen können. Um diese rechtzeitig erkennen und ausmerzen zu können, bedarf es aber vielseitiger und frühzeitiger Kontrollen.

Die Abweichungen zwischen den Ergebnissen der Interview-Erhebung und denen der beiden anderen Erhebungen sind, wie sich zeigte, zu einem Teil darauf zurückzuführen, daß einige Merkmalshäufigkeiten bei der Totalzählung durch subjektive Entscheidungen der Befragten beeinflußt werden konnten. Man wird daher mit Nachdruck an einer weitergehenden Objektivierung der Merkmalsabgrenzung arbeiten müssen. So ist z. B. geplant, in Zukunft die Abgrenzung zwischen Normalwohnung und Notwohnung von einer ganzen Reihe von Einzelmerkmalen abhängig zu machen, auch wenn sich dadurch der Aufwand bei der Erhebung und Aufbereitung merklich erhöht. Ein solches Verfahren ist selbstverständlich bei Stichproben leichter durchführbar als bei Totalzählungen. Es soll jedoch in gewissem Umfang auch bei den wohnungsstatistischen Feststellungen im Rahmen der kommenden Volkszählung angewandt werden.

Im Frühjahr 1960 ist die zweite 1 vH-Erhebung durchgeführt worden (vgl. S. 335). Sie wird weitere statistische Unterlagen für die Überführung der Wohnungswirtschaft in die soziale Marktwirtschaft liefern. Größere Veränderungen im Frageprogramm gegenüber dem der Erhebung aus dem Jahre 1957 waren nicht vorgesehen. Der Stichprobenplan wurde auch in diesem Fall eng an den des Mikrozensus (vgl. II.3) angeschlossen. Die bisher gewonnenen Erfahrungen werden herangezogen, so daß u. a. mit einer schnelleren Vorlage von Ergebnissen gerechnet werden kann.



# Handels- und Gaststättenzählung

W. Schmidt<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Während für die Industrie und das Handwerk — also für die wichtigsten Gebiete der Güterproduktion — umfassendes und hinreichend zeitnahes statistisches Material vorliegt, das weitgehende Einblicke in die Struktur dieser Bereiche bietet, werden auf dem Gebiet der Absatzwirtschaft nur wenige laufende Erhebungen in einzelnen Zweigen durchgeführt, die vor allem der kurzfristigen Beobachtung des Geschäftsablaufs dienen. Da die im Rahmen der Arbeitsstättenzählung 1950 ermittelten Ergebnisse infolge der grundlegenden Strukturwandlung keine Aussagekraft mehr besitzen, fehlt eine ausführliche Darstellung des Aufbaus und der Struktur der Absatzwirtschaft, die bezüglich der Wertschöpfung in der Bundesrepublik nach der Industrie an zweiter Stelle steht.

Diese Lücke im statistischen Gesamtbild soll durch die Handels- und Gaststättenzählung geschlossen werden. Es ist geplant, die Zählung in zwei Abschnitten durchzuführen: Die Grunderhebung soll die wichtigsten Merkmale bei allen Unternehmen im Einzelhandel, Großhandel, Handelsvertreter- und Handelsmaklergewerbe sowie im Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe erfassen. Mit dieser Totalzählung soll eine noch tiefer eindringende repräsentative Ergänzungserhebung verbunden werden, mit der einzelne statistische Merkmale aus der Hauptzählung weiter untergliedert und zusätzliche Merkmale erhoben werden sollen, um das Gesamtbild der Verteilungswirtschaft abzurunden. Für diesen Teil der Zählung wurde das Stichprobenverfahren mit Rücksicht auf die Kosten, vor allem aber wegen der recht schwierigen Fragestellung vorgesehen.

Die Ergebnisse der Zählung werden vor allem als Grundlage der Wirtschafts- und Sozialpolitik — insbesondere im Bereich des Mittelstandes — benötigt. Sie sollen ferner zur genaueren Ermittlung des Sozialprodukts in der Absatzwirtschaft dienen und Vergleiche mit der Produktionswirtschaft ermöglichen. Schließlich soll die Zählung auch aktuelle Grundlagen zur Verbesserung der laufenden Umsatzstatistiken im Einzelhandel und Großhandel sowie für die Umsatzstatistik im Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe schaffen.

Die Rechtsgrundlage der Zählung ist ein Gesetz vom 27. 5. 1960. Danach wird die Grunderhebung im Bundesgebiet (ohne Saarland) für das Geschäftsjahr 1959 im Herbst 1960 durchgeführt werden. Die Ergänzungserhebung wird etwa ein halbes Jahr später folgen. Im Saarland kann die Statistik frühestens für das Geschäftsjahr 1960 nachgeholt werden.

## 2. Grundlagen der Statistik

**2.1 Erhebungseinheiten** sind die Unternehmen. In die Grunderhebung sollen alle Unternehmen folgender Wirtschaftsbereiche einbezogen werden:

Einzelhandel,  
Groß- und Außenhandel,  
Handelsvertreter- und Handelsmaklergewerbe<sup>2)</sup>  
Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe.

Daneben sollen auch solche industrielle Unternehmen erfaßt werden, die durch eigene offene Verkaufsstellen ihre Erzeugnisse unmittelbar an Letztverbraucher liefern.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Wolfgang Schmidt, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

<sup>2)</sup> Soweit es den An- oder Verkauf von Waren vermittelt.

## II.21

Vonder Ergänzungserhebung werden von vornherein die kleinen Unternehmen ausgeschlossen, weil die in diesem Erhebungsteil gestellten Fragen (z. B. nach der Bilanzstruktur) von Kleinunternehmen gar nicht oder nur unvollständig beantwortet werden könnten. Die Erhebungsgesamtheit wird wie folgt nach dem Jahresumsatz abgegrenzt:

Einzelhandel: Unternehmen ab 50 000 DM Umsatz,  
 Großhandel: Unternehmen ab 100 000 DM Umsatz,  
 Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe:  
 Unternehmen ab 50 000 DM Umsatz.

Diese Begrenzung bedingt, daß von den rund 860 000 Unternehmen der drei Wirtschaftsbereiche etwa 400 000 Unternehmen mit rund 96 vH des Gesamtumsatzes in die Auswahlgesamtheit einbezogen werden. Die Übersicht II.21.1 zeigt die Wirkung gesondert für die drei Bereiche.

Übersicht II.21.1

Wirtschaftsbereich	Zahl der Unternehmen			Gesamtumsatz		
	insgesamt	darunter in der Auswahlgesamtheit		insgesamt	darunter in der Auswahlgesamtheit	
		1 000	vH		Milliarden DM	vH
Einzelhandel .....	544	251	46	67,6	62,4	92
Großhandel .....	148	81	55	143,1	140,8	98
Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe ...	165	63	38	10,7	8,4	79
Zusammen .....	857	395	46	221,4	211,6	96

Quelle: Umsatzsteuerstatistik 1957.

Das Handelsvertreter- und Handelsmaklergewerbe wird in die Ergänzungserhebung nicht einbezogen.

### 2.2 In der Grunderhebung sind u. a. folgende Erhebungsmerkmale vorgesehen:

Beschäftigte Personen am Stichtag,  
 geleistete Arbeitsstunden der Teilbeschäftigten im Erhebungsmonat,  
 Wareneingang im letzten Geschäftsjahr,  
 Umsatz im letzten Geschäftsjahr,  
 Waren- und Materialbestand am Anfang und am Ende des letzten Geschäftsjahres,  
 Außenstände am Anfang und am Ende des letzten Geschäftsjahres,  
 Löhne, Gehälter und Sozialaufwendungen im letzten Geschäftsjahr.

#### Die Ergänzungserhebung erfaßt

die Umsatzstruktur im letzten Geschäftsjahr,  
 die Struktur des Wareneingangs im letzten Geschäftsjahr,  
 die Aktiva und Schulden am Anfang und am Ende des letzten Geschäftsjahres,  
 die Anschaffung und den Verkauf von Anlagevermögen in den beiden letzten Geschäftsjahren.

Die Erhebungsbogen, mit denen die Angaben eingeholt werden sollen, sind jeweils auf die fachlichen Besonderheiten der Wirtschaftsbereiche abgestimmt. Die Fragebogen sollen mit der Post versandt werden.

### 2.3 Das Tabellenprogramm für die Grunderhebung umfaßt nach dem gegenwärtigen Stand — alle Erhebungsbereiche zusammengerechnet — etwa 120 Tabellen; auf ihre Darstellung wird hier verzichtet.

In der Ergänzungserhebung müssen rund 40 Tabellen, jeweils für die Länder und für das Bundesgebiet, erstellt werden. Das Programm sieht fast durchweg eine kombinierte Gliederung nach zwölf Umsatzgrößenklassen und nach etwa 200 Wirtschaftsklassen vor.

Es handelt sich dabei um folgende Umsatzgrößenklassen:

50 000 bis unter	100 000 DM	5 000 000 bis unter	10 000 000 DM
100 000 bis unter	250 000 DM	10 000 000 bis unter	25 000 000 DM
250 000 bis unter	500 000 DM	25 000 000 bis unter	50 000 000 DM
500 000 bis unter	1 000 000 DM	50 000 000 bis unter	100 000 000 DM
1 000 000 bis unter	2 000 000 DM	100 000 000 bis unter	250 000 000 DM
2 000 000 bis unter	5 000 000 DM	250 000 000 DM und mehr	

Für die wirtschaftliche Gliederung der Unternehmen wird die neue Systematik der Wirtschaftszweige angewandt. Ihre Grundzüge sind von *H. Bartels* und *H. Spilker* [4] veröffentlicht worden. Diese neue Grundsystematik wurde aus der Arbeitsstätten-systematik (Stand 1950) so entwickelt, daß sie sich auch für die Gruppierung von Unternehmen eignet. Im Handel mußte die Zahl der Wirtschaftsklassen gegenüber der Arbeitsstätten-systematik um rund die Hälfte erhöht werden.

**2.4** Als Auswahlseinheiten für die Ergänzungserhebung kommen nur Unternehmen in Betracht. Als **Auswahlgrundlage** stehen die Zählpapiere der Grunderhebung bzw. die daraus erstellten Zählblätter oder Lochkarten zur Verfügung. Somit ist eine Schichtung und Anordnung nach allen Merkmalen möglich, die in der Grunderhebung erfaßt werden, insbesondere nach Wirtschaftsklassen und nach Umsatzgrößenklassen.

**2.5** Der **Stichprobenumfang** der Ergänzungserhebung ist nach der Rechtsgrundlage auf höchstens 15 vH der auskunftspflichtigen Unternehmen beschränkt. Legt man eine Gesamtzahl von rund 1 Million Auskunftspflichtigen zugrunde, dann dürfen nach dieser Bestimmung höchstens 150 000 Unternehmen befragt werden.

**2.6** In der Ergänzungserhebung sollen die **Standardfehler** grundsätzlich nach dem Gesamtumsatz der Gruppe von Unternehmen abgestuft werden, für die ein Ergebnis ausgewiesen wird. Das ist vorteilhaft, weil der Umsatz selbst Untersuchungs- und Gliederungsmerkmal ist und weil er mit einer Reihe von anderen Untersuchungsmerkmalen korreliert sein dürfte.

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan der Ergänzungserhebung

**3.1** Die vorgesehene Auswahlgrundlage (vgl. 2.4) läßt eine weitgehende **Schichtung** der Unternehmen zu. Mit Rücksicht auf das Tabellenprogramm der Ergänzungserhebung ist in jedem Land eine kombinierte Schichtung nach Wirtschaftsklassen und nach Umsatzgrößenklassen erforderlich, weil anderenfalls die gewünschten Ergebnisse nicht mit ausreichender Genauigkeit erstellt werden können.

Die tiefe Gliederung wird — vor allem in den kleineren Ländern — teilweise zu sehr schwach besetzten Materialgruppen führen, für die auch bei totaler Erfassung keine aussagefähigen Ergebnisse erstellt werden könnten. Es ist deswegen vorgesehen, daß das Veröffentlichungsprogramm im einzelnen erst dann festgelegt wird, wenn die Besetzung der Tabellenfelder und die Standardfehler der wichtigsten Ergebnisse bekannt sind.

**3.2** Die Planung geht aus von der Gliederung der Unternehmen nach Wirtschaftsklassen und nach Umsatzgrößenklassen im Bundesgebiet. Für die Voruntersuchungen mußte die **Anzahl der Unternehmen** in diesen „Unternehmensgruppen“ aus den Ergebnissen der Umsatzsteuerstatistik 1957 abgeschätzt werden, weil nach der neuen Wirtschaftssystematik gegliederte Ergebnisse noch nicht verfügbar waren. Die genauen Zahlen, auf die der endgültige Auswahlplan abgestellt wird, sollen aus der Grunderhebung der Handels- und Gaststättenzählung ermittelt werden. Der Auswahlplan wurde auf das Merkmal „Umsatz“ ausgerichtet.

Die **Variationskoeffizienten** dieses Merkmals in den einzelnen Umsatzgrößenklassen wurden ebenfalls aus den Ergebnissen der Umsatzsteuerstatistik 1957 geschätzt. Dabei wurden im wesentlichen die Breite der Umsatzgrößenklassen und der Umsatzmittel-

II.21

wert in den Klassen herangezogen (vgl. III.8.2, S. 590). Die Schätzungen führten in den drei Wirtschaftsbereichen zu übereinstimmenden Ergebnissen: Die Koeffizienten liegen in den ersten fünf Umsatzgrößenklassen (vgl. 2.3, S. 357) bei etwa 20 vH.

3.3 Mit Rücksicht auf die sehr tiefgehende Fragestellung und die dabei unvermeidbaren systematischen Fehler infolge unterschiedlicher oder unzutreffender Beantwortung der einzelnen Fragen mußte der Stichprobenumfang möglichst niedrig angesetzt werden. Für die Voruntersuchungen wurde zunächst eine Stichprobe von rund 70 000 Unternehmen angenommen. Der Stichprobenumfang im endgültigen Plan muß noch festgelegt werden.

3.4 Im vorläufigen Auswahlplan wurde unterstellt, daß die Unternehmen im Einzelhandel sowie im Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe mit einem Umsatz von 1 Million DM und mehr, die Unternehmen im Großhandel mit einem Umsatz von 2 Millionen DM und mehr stets total erhoben werden. Unterhalb dieser Grenzen, die eine gewisse Rolle bei der Untergliederung nach Nebensystematiken spielen, wurden etwa 800 Unternehmensgruppen aus rund 200 Wirtschaftsklassen und vier Umsatzgrößenklassen gebildet. Die Unternehmensgruppen umfassen — entsprechend der gesonderten Gliederung der Unternehmen in jedem Land — jeweils zehn Schichten. Für alle zu einer Unternehmensgruppe gehörigen Schichten soll der gleiche Auswahlatz angewandt werden. Die vorläufigen Auswahlsätze wurden so festgelegt, daß einerseits der vorgesehene Stichprobenumfang (vgl. 3.3) eingehalten wird und daß andererseits die Standardfehler des Richtmerkmals „Umsatz“ näherungsweise nach den Gesamtumsätzen der Gruppen abgestuft sind. Nach den in Abbildung I.3.14 (S. 81) gezeigten Abstufungen wurde die Linie mit dem Exponenten 1/5 gewählt.

Die Zuordnung der Auswahlsätze nach der Anzahl der Unternehmen in den Gruppen wurde nach dem in III.8.4 (S. 594) erläuterten Verfahren festgelegt. Die Ergebnisse sind in Übersicht II.21.2 zusammengestellt.

Übersicht II.21.2

Auswahl- satz in vH	Zahl der Unternehmen einer Unternehmensgruppe in der Umsatzgrößenklasse									
	50 000 bis unter 100 000 DM		100 000 bis unter 250 000 DM		250 000 bis unter 500 000 DM		500 000 bis unter 1 000 000 DM		1 000 000 bis unter 2 000 000 DM	
100	unter	15	unter	25	unter	40	unter	65	unter	115
50	15 bis unter	70	25 bis unter	120	40 bis unter	205	65 bis unter	325	115 bis unter	570
25	70 bis unter	440	120 bis unter	750	205 bis unter	1 290	325 bis unter	2 050	570 bis unter	3 600
10	440 bis unter	1 900	750 bis unter	3 300	1 290 bis unter	5 750	—	—	—	—
5	1 900 bis unter	6 300	3 300 bis unter	10 900	—	—	—	—	—	—
2,5	6 300 bis unter	27 000	10 900 bis unter	45 900	—	—	—	—	—	—
1	27 000 bis unter	97 500	—	—	—	—	—	—	—	—

Nach dieser Zuordnungsvorschrift wird bei den schwächer besetzten Gruppen auch schon unterhalb der Grenze von 2 Millionen DM (im Großhandel) bzw. von 1 Million DM (im Einzelhandel sowie im Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe) Totalerfassung vorgesehen (vgl. die erste Zeile der Übersicht II.21.2). Die Grenzen der Besetzungszahlen nehmen infolge der Abstufung nach dem Umsatz durchweg mit den Umsatzgrößenklassen zu.

Die Anwendung der Zuordnungstabelle wird in Übersicht II.21.3 (vgl. S. 359) am Beispiel dreier Unternehmensgruppen gezeigt. Die Auswahlsätze in der am stärksten besetzten Gruppe sind danach wesentlich geringer als in der mittelstarken Gruppe und in der schwach besetzten Gruppe. Der Umfang der Stichproben ist dagegen bei weitem nicht so unterschiedlich.

Übersicht II.21.3

Umsatzgrößenklasse in 1000 DM	Unternehmensgruppe 1			Unternehmensgruppe 2			Unternehmensgruppe 3		
	Geschätzte Zahl der Unternehmen im Bundesgebiet <sup>1)</sup>		Aus- wahl- satz in vH	Geschätzte Zahl der Unternehmen im Bundesgebiet <sup>1)</sup>		Aus- wahl- satz in vH	Geschätzte Zahl der Unternehmen im Bundesgebiet <sup>1)</sup>		Aus- wahl- satz in vH
	insge- samt	in der Stich- probe		insge- samt	in der Stich- probe		insge- samt	in der Stich- probe	
50 bis unter 100	30 246	302	1	6 452	161	2,5	—	—	—
100 bis unter 250	25 839	646	2,5	3 858	193	5	988	99	10
250 bis unter 500	4 526	453	10	461	115	25	517	129	25
500 bis unter 1 000	861	215	25	103	52	50	247	124	50
1 000 bis unter 2 000	266	266	100	34	34	100	108	108	100
2 000 und mehr	340	340	100	20	20	100	67	67	100
Zusammen	62 078	2 222	(3,6)	10 928	575	(5,3)	1 927	527	(27,3)

<sup>1)</sup> Einschließlich der Unternehmen in Berlin (West), ohne Unternehmen im Saarland.

Nach diesem Muster wurden die Auswahlätze für alle Wirtschaftsklassen auf Grund der geschätzten Besetzungszahlen festgelegt. Insgesamt hat sich dabei ein Stichprobenumfang von rund 70 000 Unternehmen ergeben. Die Gliederung der Stichprobe nach Umsatzgrößenklassen ist in Übersicht II.21.4 dargestellt.

Übersicht II.21.4

Umsatzgrößenklasse in 1000 DM	Geschätzte Zahl der Unternehmen <sup>1)</sup> in 1000		Durchschnittlicher Auswahlsatz in vH
	insgesamt	darunter in der Stichprobe	
Einzelhandel			
50 bis unter 100	113,7	6,8	6,0
100 bis unter 250	98,7	9,2	9,3
250 bis unter 500	25,0	6,1	24,4
500 bis unter 1 000	8,1	3,8	46,9
1 000 und mehr	5,2	5,2	100,0
Zusammen .....	250,7	31,1	12,4
Großhandel			
100 bis unter 250	29,3	7,1	24,2
250 bis unter 500	19,5	7,4	37,9
500 bis unter 1 000	14,7	7,0	47,6
1 000 bis unter 2 000	9,2	6,5	70,7
2 000 und mehr	8,7	8,7	100,0
Zusammen .....	81,4	36,7	45,1
Gaststätten- und Beherbergungsgewerbe			
50 bis unter 100	38,4	1,2	3,1
100 bis unter 250	19,6	1,3	6,6
250 bis unter 500	3,3	0,6	18,2
500 bis unter 1 000	1,0	0,4	40,0
1 000 und mehr	0,5	0,5	100,0
Zusammen .....	62,8	4,0	6,4
Wirtschaftsbereiche zusammen			
50 bis unter 100	152,1	8,0	5,3
100 bis unter 250	147,6	17,6	11,9
250 bis unter 500	47,8	14,1	29,5
500 bis unter 1 000	23,8	11,2	47,1
1 000 bis unter 2 000	12,7	10,0	78,7
2 000 und mehr	10,9	10,9	100,0
Zusammen .....	394,9	71,8	18,2

<sup>1)</sup> Einschließlich der Unternehmen in Berlin (West), ohne Unternehmen im Saarland.

## II.21

Die Tabelle zeigt deutlich das Ansteigen der durchschnittlichen Auswahlsätze in den höheren Umsatzgrößenklassen.

Nach dem Auswahlplan werden die für eine Unternehmensgruppe festgelegten Auswahlsätze in allen Ländern angewandt. Dementsprechend können dort die durchschnittlichen Auswahlsätze keine wesentlichen Unterschiede aufweisen, d. h. die Umfänge der Stichproben in den Ländern werden sich verhältnismäßig stark unterscheiden. Die aus den geschätzten Besetzungszahlen abgeleiteten Zahlen sind in Übersicht II.21.5 wiedergegeben. Die Tabelle zeigt das erwartete Bild.

Übersicht II.21.5

Land	Geschätzte Zahl der Unternehmen in 1000		Durchschnittlicher Auswahlsatz in vH
	insgesamt	darunter in der Stichprobe	
Schleswig-Holstein .....	17,8	3,2	18,0
Hamburg .....	18,1	3,7	20,4
Niedersachsen .....	48,9	8,8	18,0
Bremen .....	6,6	1,3	19,7
Nordrhein-Westfalen .....	116,4	21,2	18,2
Hessen .....	33,9	6,2	18,3
Rheinland-Pfalz .....	23,7	3,9	16,5
Baden-Württemberg .....	48,5	9,2	19,0
Bayern .....	60,8	10,6	17,4
Berlin (West) .....	20,2	3,7	18,3
Bundesgebiet ohne Saarland einschl. Berlin (West) .....	394,9	71,8	18,2

**3.5** Durch eine zweckmäßige **Hochrechnung** kann die Genauigkeit der Ergebnisse unter Umständen erheblich verbessert werden. Als Basismerkmal für die gebundene Hochrechnung (vgl. I.2.3.2, S. 47) kommt vor allem der Umsatz in Betracht, soweit er mit den Aufbereitungsmerkmalen eng korreliert ist. Mit der Grunderhebung werden daneben auch viele andere Merkmale total erfaßt, die für die Hochrechnung ausgenutzt werden können. So dürfte z. B. das Merkmal „Gesamtwareneingang“ eine günstige Basis für die Gliederung des Wareneingangs nach Warengruppen und Lieferanten sein. Ob allerdings die Genauigkeitssteigerung so groß ist, daß sich der zusätzliche Arbeitsaufwand lohnt, muß noch im einzelnen untersucht werden.

**3.6** In den Stichprobenplan muß eine möglichst einfache Methode für die **Fehlerrechnung** eingebaut werden, weil das Veröffentlichungsprogramm der Ergänzungserhebung nach den ermittelten Standardfehlern ausgerichtet werden soll (vgl. 3.1, S. 357). Besonders günstig ist auch hier das Unterstichprobenverfahren (vgl. I.3.4.1, S. 106). Wegen der verhältnismäßig kleinen Stichprobenumfänge in den Schichten muß die Zahl der Unterstichproben möglichst klein gehalten werden.

## Außenhandelsstatistik

— Untersuchungen zur Anwendung des Stichprobenverfahrens —

S. Koller <sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Die Außenhandelsstatistik zählte zu den ersten Statistiken, die bald nach dem Zusammenbruch wieder aufgenommen wurden: Durch diese Statistik wird grundsätzlich der gesamte grenzüberschreitende Warenverkehr erfaßt. Die Einfuhr, Ausfuhr und Durchfuhr wird beim Grenzübergang oder bei der Zollabfertigung laufend erhoben und zu Monats-, Jahresteil- und Jahresergebnissen aufbereitet. Aus technischen und methodischen Gründen wird die Aufbereitung zentral beim Statistischen Bundesamt durchgeführt.

Rechtsgrundlage der Statistik ist das Gesetz über die Statistik des grenzüberschreitenden Warenverkehrs vom 1. Mai 1957 sowie eine Verordnung vom 27. Juli 1957. Die Ergebnisse werden laufend in der Serie „Der Außenhandel der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

Die Statistik dient den obersten Verwaltungsbehörden als unentbehrliche Unterlage für die Aufstellung der Handels- und Zahlungsbilanz der Bundesrepublik, für den Abschluß von Handels- und Zollverträgen mit anderen Staaten sowie für multilaterale Vereinbarungen. Ferner benötigen viele Unternehmen und Verbände die Außenhandelsstatistik laufend für ihre Dispositionen.

Die Zahl der statistisch aufzubereitenden Außenhandelsmeldungen hat im Laufe der letzten Jahre sehr stark zugenommen. Es lag deswegen nahe zu untersuchen, ob die Aufbereitung der Statistik, die bisher total durchgeführt wurde, durch Einsatz von Stichprobenverfahren rationalisiert werden kann. Lohnend erschien das vor allem im Bereich der Ausfuhr, in dem die größte Menge von Belegen anfällt. Im folgenden werden die untersuchten Verfahren dargestellt.

### 2. Grundlagen der Untersuchungen

**2.1** Die Unterlagen über Einfuhren, Ausfuhren und Durchfuhren werden in einem umfangreichen **Tabellenprogramm** aufbereitet. Die Haupttabelle enthält eine kombinierte Gliederung nach 6500 Waren und 157 Ländern, wobei etwa 100 000 Positionen tatsächlich vorkommen. Aus dieser Tabelle entstehen durch unterschiedliche Zusammenfassungen zahlreiche weitere Tabellen, auf die hier im einzelnen nicht einzugehen ist. Bei der Ein- und Ausfuhr wird jeweils die Menge und der Wert der Waren, bei der Durchfuhr nur deren Menge nachgewiesen. Die für die Planung von Stichprobenverfahren benötigte Anzahl der Außenhandelsfälle braucht dagegen nicht in die reguläre Aufbereitung einbezogen zu werden.

**2.2 Erhebungseinheiten** sind die Außenhandelsmeldungen, die vom Einführer bzw. Ausführer der Waren auszufüllen und den Zollstellen beim Eingang bzw. Ausgang der Waren über die Grenzen des Erhebungsgebietes vorzulegen sind. Das Erhebungsgebiet umfaßt das Bundesgebiet einschließlich Berlin (West). In den Meldungen sind u. a. anzugeben die Anschrift des Auskunftspflichtigen, die genaue Benennung der Ware, Menge und Wert der Ware, Herstellungs- und Einkaufsland bzw. Verbrauchs- und Käuferland, Zielort bzw. Herstellungsland im Erhebungsgebiet. Auf einer Außenhandelsmeldung können mehrere Ausfuhrfälle verzeichnet sein, die sich im Hinblick auf die Warenart unterscheiden.

<sup>1)</sup> Ltd. Reg.-Direktor Prof. Dr. Dr. Siegfried Koller, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.22

**2.3** Bei der **Aufbereitung** werden die Außenhandelsmeldungen — im folgenden kurz „Scheine“ genannt — zunächst nach Einfuhr und Ausfuhr getrennt und weiter nach Warengruppen sortiert. Dies ist notwendig, weil die weiteren Arbeitsgänge eine gute Vertrautheit der Bearbeiter mit den Waren voraussetzen. Insbesondere sind auf den Scheinen die Warennummern der Waren einzutragen bzw. zu kontrollieren. Ferner sind die Mengen- und Wertangaben auf erkennbare Eintragungsfehler zu überprüfen; auf andere Bearbeitungsaufgaben sei hier nicht eingegangen. Die Angaben in den vorbereiteten Scheinen werden auf Lochkarten übertragen und maschinell aufbereitet.

**2.4** Durch **Rationalisierung** soll eine Arbeitsentlastung möglichst sowohl bei der manuellen Bearbeitung als auch in der maschinellen Aufbereitung durch Verminderung der Zahl der abzulochenden Karten erreicht werden.

Ausgangspunkt der Überlegungen zur Vereinfachung der Ausfuhrstatistik bildeten die in Übersicht II.22.1 wiedergegebenen Verteilungen, die durch eine Sonderaufbereitung der Ausfuhrmeldungen von Januar 1957 gewonnen wurden.

Übersicht II.22.1

Ausfuhr-Wertgruppen	Anzahl der Ausfuhrfälle			Ausfuhrwert <sup>1)</sup>		
	in 1000	Anteil in vH		in Mill. DM	Anteil in vH	
		von der Summe der fünf Wertgruppen	von der Gesamtzahl aller Fälle		von der Summe der fünf Wertgruppen	von der Gesamtzahl aller Fälle
unter 100 DM	150,7	43,9	22,9	6,7	11,9	0,29
100 bis unter 200 DM	75,3	22,0	11,4	11,1	19,7	0,48
200 bis unter 300 DM	50,3	14,7	7,6	12,4	22,0	0,54
300 bis unter 400 DM	37,2	10,8	5,6	13,0	23,0	0,57
400 bis unter 500 DM	29,4	8,6	4,5	13,2	23,4	0,57
unter 500 DM	342,9	100	52,0	56,4	100	2,45
500 DM und darüber	316,7	—	48,0	2 243,5	—	97,55
Ausfuhr insgesamt . . . . .	659,6	—	100	2 299,9	—	100

<sup>1)</sup> Ohne Veredelungsverkehr und einige Positionen der Mineralölausfuhr.

Danach hat mehr als die Hälfte aller Fälle einen Wert bis unter 500 DM; ihr Anteil am Gesamtwert beträgt dagegen nur wenig mehr als 2 vH. Weitere Einzelheiten können der Lorenz-Kurve in Abbildung II.22.1 (vgl. S. 363) entnommen werden. Die Symmetrie dieser Kurve legt die Vermutung nahe, daß die Verteilung der Fälle näherungsweise einer Log-Normalverteilung entspricht. Die Abbildung II.22.2 (vgl. S. 364) zeigt, daß diese Verteilung sowohl für die Fälle als auch für die Werte erfüllt ist. Darüber hinaus ist der Abbildung zu entnehmen, daß diese Verteilung zeitlich recht stabil ist.

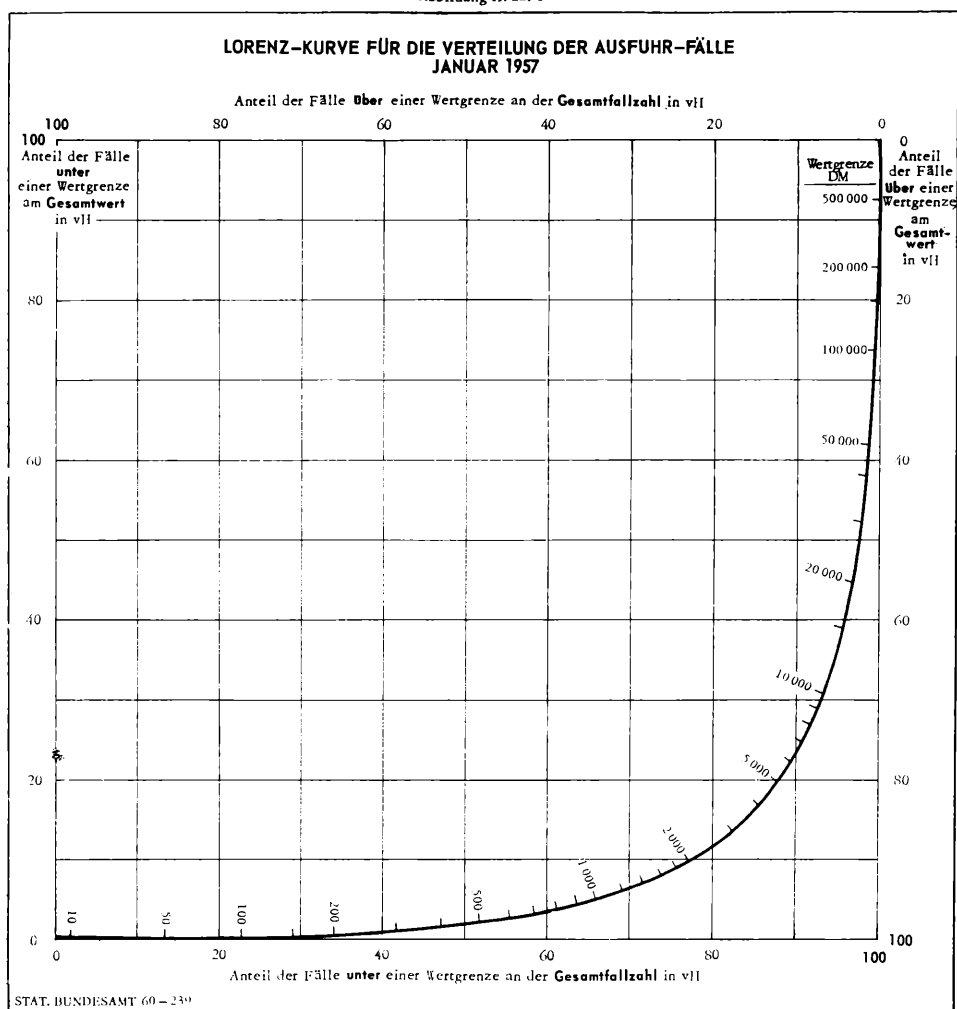
Bei den Aufbereitungskosten erfordern die letzten 2 vH des Gesamtwertes einen großen Kostenteil. Wenn dieser Anteil auch durch gewisse arbeitstechnische Vereinfachungen, z. B. bei den Prüfängern, reduziert werden konnte, so ist er trotzdem vom Standpunkt der Rationalisierung noch untragbar hoch.

Eine Einschränkung der Kosten wäre möglich, wenn man die unter einer bestimmten Wertgrenze liegenden Fälle aussortieren, aus ihnen eine Stichprobe ziehen, nur diese aufbereiten und aus den Ergebnissen die Werte im Bereich unter der Grenze in der Gliederung des Tabellenprogramms schätzen würde.

**2.5** Die Anforderungen an die **Genauigkeit** der Stichprobenaufbereitung ergeben sich aus den folgenden Überlegungen: Die Aufgabe der Ausfuhrstatistik liegt nicht so sehr in der — natürlich auch sehr wichtigen — Ermittlung des Gesamtwertes der Ausfuhr,



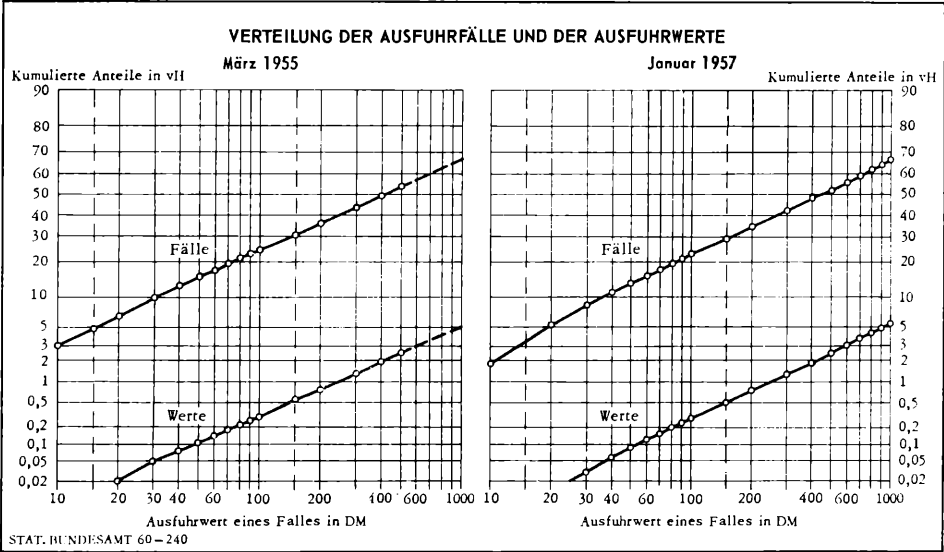
Abbildung II. 22. 1



sondern vor allem im differenzierten Nachweis der Ausfuhr der verschiedenen Waren nach den einzelnen Ländern. Jede einzelne Ware hat einen eigenen Interessentenkreis, der für die Zahlen dieser Ware Genauigkeit fordert und für den ein etwaiger Fehlerausgleich bei Zusammenfassung mit anderen Waren unwichtig ist.

Welche Fehler zulässig sind, hängt von der Höhe des jeweiligen Ausfuhrwertes ab. Da die Angaben auf volle 1000 DM gerundet werden, sind kleinere Fehler ohnehin belanglos. Auch eine Abweichung um 1000 DM, die sich bei dem Vereinfachungsverfahren gegenüber dem genauen Wert der Totalaufbereitung ergeben würde, kann häufig als unbedeutend angesehen werden, selbst wenn der wahre Wert nur 1000 DM beträgt, die Abweichung also 100 vH des genauen Wertes ausmacht. Andererseits können höhere Abweichungen als 1000 DM, z. B. 5000 DM, allenfalls bei großen Werten, etwa bei 100000 DM, noch in Kauf genommen werden; dagegen wäre es bei einem tatsächlichen Wert von 2000 DM nicht tragbar, wenn sich bei dem Vereinfachungsverfahren stattdessen 7000 DM ergeben würde.

Abbildung II. 22. 2.



Zur Beurteilung der Bedeutung der Abweichungen ist also weder allein die absolute Höhe der Abweichung noch lediglich ihr relativer Wert geeignet. Es wurde daher eine von der Höhe des wahren Wertes abhängige Skala entwickelt, die den sachlichen Anforderungen möglichst gerecht wird. Dabei wurden vier Stärkegrade der Abweichungen unterschieden, und zwar „belanglose“, „gering“, „mäßige“ und „starke“ Abweichungen. Die Definition dieser Abweichungsgrade ist in Übersicht II.22.2 zusammengestellt.

Übersicht II.22.2

Gesamtausfuhrwert aller Scheine einer Position in 1000 DM	Abweichungsgrad			
	„Belanglos“	„Gering“	„Mittel“	„Stark“
	gilt für folgende Differenzen (in 1000 DM)			
0	0	1	2	alle größeren Abweichungen
1	0	1	2	
2 bis 4	0	1	2 bis 3	
5 „ 9	0	1 bis 2	3 „ 4	
10 „ 19	0 bis 1	2 „ 3	4 „ 5	
20 „ 49	0 „ 2	3 „ 4	5 „ 6	
50 „ 99	0 „ 3	4 „ 5	6 „ 8	
100 „ 149	0 „ 4	5 „ 6	7 „ 9	
150 „ 199	0 „ 4	5 „ 7	8 „ 11	
200 „ 299	0 „ 4	5 „ 8	9 „ 13	
300 „ 399	0 „ 4	5 „ 9	10 „ 15	
400 „ 499	0 „ 4	5 „ 9	10 „ 17	
500 und mehr	0 „ 4	5 „ 9	10 „ 19	

Entsprechend der Veröffentlichung sind auch in der Übersicht die Werte in 1000 DM angegeben. In jeder Spalte stehen Abweichungen, die im Hinblick auf die Grundzahlen als äquivalent angesehen werden können (vgl. S. Koller [45]).

2.6 Der Anteil der Fälle unter 500 DM schwankt in den Positionen sehr stark. Etwa die Hälfte der Positionen hat überhaupt keine solchen kleinen Fälle, während diese in einzelnen anderen Positionen vorherrschend oder sogar ausschließlich vertreten sind. Hierdurch und durch die Notwendigkeit der Berücksichtigung der Skala der Abweichungsgrade in Übersicht II.22.2 wird es unmöglich, Fehlerrechnungen zur Basis der Entscheidungen zu machen. Nur durch **Schattenaufbereitungen**, bei denen Vereinfachungsverfahren an einem bereits vollständig bearbeiteten Material nachträglich durchgeführt werden, können die Häufigkeiten der vier Stärkegrade der Abweichungen für jedes untersuchte Verfahren ermittelt werden. Dabei wird für jede Tabellenposition die tatsächliche Abweichung festgestellt und einer der vier Klassen „belanglos“, „gering“, „mäßig“, „stark“ zugeordnet. Es wird das Verfahren mit dem kleinsten Anteil von starken Abweichungen gesucht.

2.7 Die stichprobentechnische **Schwierigkeit** liegt bei der Außenhandelsstatistik vor allem darin, daß es sich fast ausschließlich um den Nachweis sehr fein gegliederter Untergruppen handelt. Die hohen Genauigkeitsforderungen gelten gerade für die feinste Gliederung, und zwar praktisch bei allen Tabellenfeldern. Weiter ist zu beachten, daß die Stichprobe nur die „kleinen Fälle“ betrifft, die bei jeder Ware in einem anderen Anteil auftreten und jeweils einen anderen Wertanteil haben. Diese unterschiedliche Struktur schafft zusätzliche Probleme, denn die gleichen Stichprobenfehler bei der gleichen Zahl kleiner Fälle sind bei einer Position als belanglos, bei einer anderen als stark anzusehen.

Durch die starke Gliederung der Haupttabelle in rund 100 000 tatsächlich auftretende Positionen wird die große Zahl der Ausfuhrfälle in außerordentlichem Maße aufgesplittet. Eine Gliederung von 900 000 Fällen in 100 000 Positionen gibt nur eine durchschnittliche Besetzung von neun Fällen (davon rund vier kleine Fälle). Die Besetzung der Positionen schwankt zwischen einem Fall und Tausenden von Fällen. Es überwiegt dabei aber die Besetzung mit nur wenigen Fällen in einzelnen Tabellenfeld.

Es ist arbeitstechnisch ausgeschlossen, die ausreichend stark besetzten Positionen auszusondern, um nur bei ihnen eine Stichprobe durchzuführen, bei den anderen dagegen die Totalaufbereitung beizubehalten. Dazu müßte nämlich das ganze Material manuell oder maschinell nach Warennummern und Verbrauchsländern sortiert werden. Damit wäre jeder Rationalisierungseffekt von vornherein illusorisch. Es kommt also nur ein Verfahren in Betracht, das keine Sortierung nach diesen Merkmalen erfordert. Darüber hinaus muß die Arbeitstechnik grundsätzlich einfach sein. Komplizierte Arbeitsgänge, seien es Sortiergänge oder Berechnungen, sollen nicht vorgesehen werden.

### 3. Untersuchungen zum Stichprobenplan

3.1 Die ersten Untersuchungen wurden am **Material** des Monats Oktober 1955 durchgeführt, und zwar an einem gemischt zusammengesetzten Teil, der die **Kapitel 1 bis 39** der Warensystematik sowie das erste Drittel des Kapitels 84 umfaßte (vgl. [78]). Hierin sind sowohl landwirtschaftliche Produkte als auch mineralische Stoffe sowie chemische Erzeugnisse und Erzeugnisse des Maschinenbaus enthalten. Es wurden rund 19 000 Positionen bearbeitet.

3.2 Als **Auswahlinheit** diente stets der Schein (d. h. die Ausfuhrmeldung). Aufbereitungseinheiten waren die Ausfuhrfälle, von denen mehrere auf einem Schein stehen können.

3.3 Als einfachstes Stichprobenverfahren wurde die **ungeschichtete Auswahl** von 10 vH aller Scheine unter bestimmten Wertgrenzen untersucht. Für die Stichprobe aus der Gesamtmasse aller Scheine unter 500 DM sind die Ergebnisse in Übersicht II.22.3 dargestellt.

Übersicht II.22.3

Art der Positionen	Einfache 10 vH-Stichprobe im Bereich unter 500 DM mit freier Hochrechnung	
	Zahl der Positionen	Anteil der Positionen in vH
Positionen insgesamt .....	18 842	100
davon ohne Fälle unter 500 DM .....	10 854	57,61
mit Fällen unter 500 DM .....	7 988	42,39
und zwar mit		
belanglosen Abweichungen ...	6 242	33,13
geringen Abweichungen .....	1 236	6,56
mäßigen Abweichungen .....	332	1,76
starken Abweichungen .....	178	0,94

Auf Grund einer Durchsicht der Einzelergebnisse wurde die Stichprobe als unzureichend beurteilt. Der Anteil der „starken“ und der „mäßigen“ Abweichungen ist zu hoch. Zwar sind die meisten „starken“ Abweichungen bei relativ kleinen Gesamtwerten aufgetreten und fallen daher gegenüber dem günstigeren Ergebnis bei höheren Werten nicht sehr ins Gewicht; aber für einzelne betroffene Positionen sind diese Abweichungen zu gravierend.

Der Vergleich zeigt für die verschiedenen Abschnitte der Warensystematik sehr ähnliche Ergebnisse. Der Anteil der „starken“ Abweichungen schwankt um den Durchschnittswert 0,94 vH.

Um günstigere Ergebnisse zu erzielen, könnte die 10 vH-Auswahl auf Scheine unter 300 DM beschränkt werden. Allerdings ist als Konsequenz dieser Beschränkung auch nur eine geringere Arbeitersparnis die Folge. Die eben erwähnte Stichprobe wurde unter Beschränkung auf die Werte unter 300 DM nochmals aufbereitet; die Ergebnisse sind in Übersicht II.22.4 enthalten. Erwartungsgemäß ergibt sich eine deutliche Verringerung der starken und mäßigen Abweichungen.

Übersicht II.22.4

Art der Positionen	Einfache 10 vH-Stichprobe im Bereich unter 300 DM mit freier Hochrechnung	
	Zahl der Positionen	Anteil der Positionen in vH
Positionen insgesamt .....	18 842	100
darunter Positionen (mit Fällen unter 500 DM) mit		
belanglosen Abweichungen ...	6 830	36,25
geringen Abweichungen .....	940	4,99
mäßigen Abweichungen .....	179	0,95
starken Abweichungen .....	39	0,21

Die Schattenaufbereitungen wurden nur mit einem Auswahlatz von 10 vH vorgenommen. Die Abhängigkeit der Fehler vom Auswahlatz und vom Stichprobenbereich kann auf Grund von Fehlerrechnungen ausreichend beurteilt werden.

Bei der Schätzung des Standardfehlers des Stichprobenergebnisses in einer Position ist zu berücksichtigen, daß die Position eine Untergruppe in der Gesamtheit aller Fälle umfaßt. Nach III.1.2 (3), S. 526, ist die Varianz des Wertes unter Einrechnung dieses Untergruppeneffektes gegeben durch die Formel

(1) 
$$s^2 = p [s_g^2 + (1 - p) \bar{x}_g^2].$$

Die Ausfuhrfälle unter 500 DM haben bei Zusammenfassung aller Warennummern und Länder einen Mittelwert  $\bar{x}_g = 157$  DM und eine Standardabweichung  $s_g = 135$  DM. Daraus ergibt sich

$$s^2 \cdot p = 42\,700.$$

Dies Ergebnis gilt nur näherungsweise, da  $\bar{x}_g$  und  $s_g^2$  für alle Positionen einheitlich gleich den für alle Waren geltenden Werten angenommen werden. Ganz entsprechend erhält man für die Ausfuhrfälle unter 300 DM die Varianz

$$s^2 \cdot p = 18\,200$$

und für die Fälle unter 100 DM

$$s^2 \cdot p = 1\,160.$$

Bei freier Hochrechnung erhält man den Standardfehler  $s_{x'}$  des Schätzwertes  $x'$  für den Totalwert  $X$  einer Tabellenposition bei einer ungeschichteten Stichprobe mit dem Auswahlssatz  $f$  nach Formel III.1.2 (3). Danach gilt

$$\begin{aligned} s_{x'} &= 207 \sqrt{\frac{1-f}{f}} \sqrt{Np} \quad \text{bei Auswahl von Fällen unter 500 DM,} \\ (2) \quad s_{x'} &= 122 \sqrt{\frac{1-f}{f}} \sqrt{Np} \quad \text{bei Auswahl von Fällen unter 300 DM,} \\ s_{x'} &= 34 \sqrt{\frac{1-f}{f}} \sqrt{Np} \quad \text{bei Auswahl von Fällen unter 100 DM.} \end{aligned}$$

Dabei ist  $N$  die Gesamtzahl aller Fälle unter der jeweils betrachteten Wertgrenze und  $Np$  ist die zu der jeweiligen Tabellenposition gehörende Zahl der Fälle unter der Wertgrenze. Für den Auswahlssatz  $f = 10$  vH wird z. B.

$$(3) \quad s_{x'} = 620 \cdot \sqrt{Np} \quad \text{bei Auswahl von Fällen unter 500 DM.}$$

Somit ergibt sich in einer Position mit 100 kleinen Fällen bei einem Erwartungswert von 15 700 DM ein Standardfehler von 6 200 DM für die kleinen Fälle.

Die Standardfehler von Stichproben mit gleichem Auswahlssatz in den beiden Bereichen unter 500 und unter 300 DM stehen im Verhältnis 207:122. Will man im Bereich unter 500 DM eine Stichprobe ziehen, die im Durchschnitt etwa denselben Fehler hat wie eine Stichprobe mit dem Auswahlssatz  $f$  im Bereich unter 300 DM, so gewinnt man den dazu notwendigen Auswahlssatz  $f'$  aus der Gleichung

$$(4) \quad 207 \cdot \sqrt{\frac{1-f'}{f'}} = 122 \cdot \sqrt{\frac{1-f}{f}}.$$

Um also z. B. denselben Standardfehler zu erreichen, der im 300-DM-Bereich bei einer 10 vH-Stichprobe gilt, müßte man im 500-DM-Bereich den Auswahlssatz auf 24 vH erhöhen. Der Aufbereitungsaufwand wäre 24 vH der Fallzahl unter 500 DM; dies ist noch etwas weniger als der Aufwand einer 10 vH Stichprobe des Bereiches unter 300 DM, zuzüglich Totalaufbereitung des Bereichs von 300 bis 500 DM. Im vorliegenden Falle würde der Aufwand 26 vH der Masse der kleinen Fälle ausmachen.

In Übersicht II.22.5 (vgl. S. 368) sind die nach Formel (4) ermittelten äquivalenten Auswahlssätze und der Aufbereitungsaufwand für Stichproben mit gleichem Standardfehler dargestellt. Danach ist bei nicht allzu großem Stichprobenumfang der Bereich unter 500 DM weitaus günstiger als die Beschränkung auf engere Bereiche.

Eine Untersuchung der Positionen, in denen die 10 vH-Stichprobe besonders ungünstige Ergebnisse geliefert hat, zeigte, daß es sich dabei meist um solche Positionen handelte, bei denen neben wenigen großen Werten nur ein einziger kleiner Wert vorhanden war, der an der oberen Grenze des Stichprobenbereichs lag, also dicht unter 500 DM bzw. 300 DM. Im ersten Falle können sich durch Verzehnfachung des Wertes rund 5 000 DM bei der Hochrechnung ergeben, wenn dieser eine Schein in die

## II.22

Stichprobe kommt, also mit einer Wahrscheinlichkeit von 10 vH. Dann beträgt die Differenz — gerundet — 5000 DM. Bei Beschränkung auf die Werte unter 300 DM reduziert sich die maximale Differenz, die durch einen Einzelschein entstehen kann, auf 3000 DM.

Übersicht II.22.5

Absoluter Standardfehler	Entsprechender Auswahlatz in vH für Stichproben aus dem Bereich unter			Aufbereitungsaufwand (in vH der Fälle unter 500 DM) für Stichproben aus dem Bereich unter		
	100 DM	300 DM	500 DM	100 DM	300 DM	500 DM
$900 \sqrt{N_p}$	1,9	1,8	5	45	20	5
$621 \sqrt{N_p}$	0,3	3,7	10	45	22	10
$366 \sqrt{N_p}$	0,9	10	24	46	26	24
$244 \sqrt{N_p}$	1,9	20	42	47	38	42

Zur Überwindung dieser Schwierigkeit wurde neben der freien Hochrechnung auch eine pauschale Hochrechnung erprobt, bei der jeder Fall unter 500 DM in der 10 vH-Stichprobe entsprechend dem Durchschnittswert  $\bar{x} = 157$  DM mit 1570 DM eingerechnet wird. Der Fehler durch einen Einzelfall kann hier also — nach der Rundung — höchstens 2000 DM betragen gegenüber 5000 DM bei freier Hochrechnung. Insgesamt ergab sich für die ungeschichtete 10 vH-Stichprobe der Scheine unter 500 DM mit pauschaler Hochrechnung das im ersten Teil der Übersicht II.22.6 angegebene Resultat.

Übersicht II.22.6

Art der Positionen	Einfache 10 vH-Stichprobe mit pauschaler Hochrechnung im Bereich			
	unter 500 DM		unter 300 DM	
	Zahl der Positionen	Anteil der Positionen in vH	Zahl der Positionen	Anteil der Positionen in vH
Positionen insgesamt .....	18 842	100	18 842	100
darunter Positionen (mit Fällen unter 500 DM) mit				
belanglosen Abweichungen .....	6 204	32,93	6 844	36,32
geringen Abweichungen .....	1 138	6,04	1 087	5,77
mäßigen Abweichungen .....	596	3,16	48	0,25
starken Abweichungen .....	50	0,27	9	0,05

Gegenüber den Ergebnissen des entsprechenden Verfahrens mit freier Hochrechnung ist der Anteil der starken Abweichungen deutlich zurückgegangen. Der Anteil der mäßigen Abweichungen hat sich allerdings erhöht, freilich vor allem aus einem zahlentechnischen Grunde: Ein in die Stichprobe gekommener Einzelfall wird stets mit 2000 DM hochgerechnet, und eine Abweichung von 2000 DM wird bei einem Gesamtausfuhrwert unter 5000 DM als „mäßige“ Abweichung gerechnet.

Die pauschale Hochrechnung der 10 vH Stichprobe aus den Fällen unter 300 DM ging vom Mittelwert 105,9 DM aus. Jeder Schein unter 300 DM in der Stichprobe wurde also mit 1059 DM gerechnet. Die Ergebnisse sind ebenfalls in Übersicht II.22.6 aufgeführt. Danach haben sich bei diesem Verfahren nur noch 0,05 vH starke und 0,25 vH mäßige Abweichungen ergeben.

Es ist außerordentlich bemerkenswert, daß die Verwendung des Durchschnittswertes in den Kleinststichproben der Einzelpositionen zu einer wesentlichen Verbesserung der Ergebnisse geführt hat. Das letztgenannte Verfahren ist als Verbin-

derung des Stichprobenverfahrens mit einer Informationsübertragung anzusehen. Ein Nachteil dieses Verfahrens liegt darin, daß die Hochrechnung der Mengen der ausgeführten Waren grundsätzlich nicht mit einem ähnlich einfachen Pauschalverfahren vorgenommen werden kann, da die Unterschiede der Durchschnittsgewichte pro Fall von Ware zu Ware zu stark variieren. Man müßte also die Gewichte besonders bearbeiten; dadurch würde das ganze Verfahren wieder erschwert.

**3.4** Neben der ungeschichteten Auswahl wurde auch die **geschichtete Auswahl** untersucht. Geschichtete Stichproben führen in den meisten Fällen zu einem erheblichen Genauigkeitsgewinn (vgl. I.3.2.3, S. 75). Als Schichtungsmerkmal kommt aus praktischen Gründen die Warennummer nicht in Betracht, da diese eine sehr arbeitsaufwendige Sortierung nach Warennummern erfordern würde. Die einzige ohne wesentliche zusätzliche Arbeit durchführbare Schichtung ist die nach Wertegruppen. Für die Schattenaufbereitung wurden die in Übersicht II.22.7 genannten Schichten gebildet und daraus Stichproben mit unterschiedlichen Auswahlssätzen gezogen. Die Auswahlssätze wurden nach dem Optimalprinzip von *Neyman-Tschuprow* (vgl. III. 3.1, S. 538) aus der Gesamtverteilung der Scheine aller Warennummern berechnet. Die Grundwerte der Berechnung und die Ergebnisse sind in Übersicht II.22.7 zusammengestellt.

Übersicht II.22.7

Schicht-Nr. h	Ausfuhrfälle mit Werten in DM	Anteil $w_h$ in vH	Mittelwert $\bar{x}_h$ in DM	Standard- abweichung $s_h$ in DM	Auswahlssatz in vH	
					nach optimaler Aufteilung	in der Schatten- aufbereitung
1	unter 100	45,4	43	27,2	3,1	3,3
2	100 bis „ 300	36,3	184	57,3	11,7	12,5
3	300 „ „ 500	18,2	387	57,5	23,8	25,0

Für die einzelnen Positionen sind die Auswahlssätze in den Fällen nicht optimal, in denen größere Abweichungen von der Gesamtverteilung aller kleinen Scheine vorliegen. Eine stärkere Anpassung an die Verhältnisse bei den einzelnen Warennummern ist jedoch praktisch nicht durchführbar.

Bei der Schattenaufbereitung wurden die in der letzten Spalte aufgeführten gerundeten Auswahlssätze angewendet. Die Ergebnisse dieser geschichteten Stichprobe der Scheine unter 500 DM bei einer Schattenaufbereitung für Oktober 1955 zeigt Übersicht II.22.8.

Übersicht II.22.8

Art der Positionen	Geschichtete 10 vH-Stichprobe im Bereich unter 500 DM mit freier Hochrechnung	
	Zahl der Positionen	Anteil der Positionen in vH
Positionen insgesamt .....	18 842	100
darunter Positionen (mit Fällen unter 500 DM) mit		
belanglosen Abweichungen ...	6 340	33,65
geringen Abweichungen .....	1 390	7,38
mäßigen Abweichungen .....	230	1,22
starken Abweichungen .....	28	0,15

Die Ergebnisse sind mit nur 0,15 vH starken Abweichungen erheblich besser als bei den ungeschichteten Stichprobenverfahren des gleichen Bereichs unter 500 DM (vgl. Übersicht II.22.3, S. 366).

## II.22

Eine Fehlerrechnung hat von Formel III.3.3 (7), S. 542, auszugehen. Daraus ergab sich die Näherungsformel:

$$(5) \quad s_{x'}^2 = \frac{Np}{f} \left\{ \sum w_h \sqrt{s_h^2 + \bar{x}_h^2} \right\}^2 - Np \sum w_h (s_h^2 + \bar{x}_h^2).$$

Mit den Werten aus Übersicht II.22.7 ergibt sich daraus für den durchschnittlichen Auswahlsatz von 10 vH:

$$(6) \quad s_{x'} \doteq 477 \cdot \sqrt{Np}.$$

Ein Vergleich mit Formel (3) zeigt, daß die ungeschichtete Stichprobe bei gleichem Auswahlsatz einen um rund 30 vH höheren Standardfehler hat. Die Verbesserung durch Schichtung ist nur mit einem unwesentlich vermehrten Arbeitsaufwand bei der Sortierung in Wertegruppen erkaufte.

Zur empirischen Überprüfung der Fehlerrechnung wurde für diejenigen Positionen, die die gleiche Besetzungszahl mit kleinen Fällen, also gleiches  $N \cdot p$  haben, der Standardfehler aus den Abweichungen zwischen Stichprobenergebnissen und den Werten bei Totalaufbereitung berechnet. Es ergab sich für

- 1066 Positionen mit je 5 Fällen unter 500 DM:  
empirisch  $s = 1093$  gegenüber theoretisch 1066;
- 321 Positionen mit je 10 Fällen unter 500 DM:  
empirisch  $s = 1499$  gegenüber theoretisch 1509;
- 86 Positionen mit je 20 Fällen unter 500 DM:  
empirisch  $s = 1924$  gegenüber theoretisch 2132.

Die Übereinstimmung ist sehr bemerkenswert, da bei der Formelrechnung verschiedene vereinfachende Annahmen gemacht wurden, die sich jedoch offenbar quantitativ nicht wesentlich ausgewirkt haben.

**3.5 Zum Vergleich mit den bisher behandelten Stichprobenverfahren** wurden auch völlig andere Vereinfachungsverfahren erprobt. Dabei kommt der Informationsübertragung besondere Bedeutung zu. „Informationsübertragung“ (vgl. *S. Koller* [47]) bedeutet hier, daß bestimmte statistische Meßzahlen auf ein statistisches Material übertragen werden, aus dem sie nicht gewonnen sind. So wurde z. B. bei der pauschalen Hochrechnung der ungeschichteten Stichprobe (vgl. S. 368) der Durchschnittswert aller Fälle unter 500 DM probeweise auf die einzelnen Waren übertragen.

Unter verschiedenen untersuchten Möglichkeiten (vgl. *S. Koller* [45]), durch Informationsübertragung eine Vereinfachung der Aufbereitung zu erzielen, erwies sich das **Dopplungsverfahren** als besonders wirksam. Es geht von der Häufigkeitsverteilung aller Ausfuhrfälle aus (vgl. Übersicht II.22.1). Danach tragen die Fälle unter 500 DM etwa 2,4 vH zum Gesamtwert bei. Man sucht nun denjenigen Wert, unter dem gerade die Hälfte des Anteils (also 1,2 vH) liegt. Der Halbierungspunkt liegt bei 280 DM. Die Fälle unter 280 DM, die 78 vH aller „kleinen Fälle“ umfassen, liefern 28,2 Millionen DM, also die gleiche Wertsumme wie die Fälle zwischen 280 DM und 500 DM, die nur 22 vH der kleinen Fälle umfassen. Wenn man die Fälle unter 280 DM fortläßt, dafür aber diejenigen zwischen 280 und 500 DM doppelt zählt, erhält man eine im Durchschnitt aller Waren richtige Schätzung auf einem arbeitstechnisch sehr bequemen Weg.

Für einzelne Waren und Warengruppen, in denen die Häufigkeitsverteilung der Werte deutlich Abweichungen gegenüber dem Durchschnittsverlauf zeigte, wurde die passende Dopplungsgrenze gesondert ermittelt.

Das Dopplungsverfahren wurde in Schattenaufbereitungen des gesamten Materials von August 1957 und April 1958 erprobt. Die durch dieses Schätzverfahren verursachten Fehler wurden nach dem für die Stichprobenverfahren angewandten Schema (vgl. Übersicht II.22.2, S. 364) klassifiziert. Die Ergebnisse enthält Übersicht II.22.9.



Übersicht II.22.9

Merkmal	Dopplungsverfahren im Bereich von 280 bis 500 DM			
	August 1957		April 1958	
	Zahl der Positionen	Anteil der Positionen in vH	Zahl der Positionen	Anteil der Positionen in vH
Positionen insgesamt .....	95 795	100	93 214	100
davon ohne Fälle unter 500 DM .....	32 021	33,42	30 433	32,65
mit Fällen unter 500 DM .....	63 774	66,58	62 781	67,35
darunter mit starken Abweichungen .....	83	0,09	125	0,13

Der Vergleich der Einsparungen und der Ergebnisgenauigkeit ergab eine Überlegenheit des Dopplungsverfahrens. Dieses wurde probeweise ab Januar 1958 eingeführt.

In jedem Monat werden für bestimmte Kapitel der systematischen Warengliederung Kontrollen durchgeführt, die u. a. auch eine laufende Anpassung des Verfahrens an zeitliche Verschiebungen ermöglichen. Für diese Kontrollen werden die fortgelassenen unerschwelligen Werte zusätzlich aufbereitet und mit den durch Dopplung geschätzten Werten verglichen. In den Kontrollen von Juli 1958 bis Mai 1959 ergaben sich 0,09 vH starke Abweichungen.

Über die ständige Anwendung des Dopplungsverfahrens in der Außenhandelsstatistik wurde noch nicht entschieden, da z. Z. noch geprüft wird, ob andere Vereinfachungen bei der Aufbereitung des statistischen Materials möglich sind.

## **Repräsentativerhebung über den Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen im Juli 1952**

H.-J. Zindler<sup>1)</sup>

### **1. Einleitung**

Die Erhebung sollte international vergleichbares Material über den Güterkraftverkehr auf Straßen erbringen und damit eine Lücke im Bereich der Verkehrsstatistik schließen. Im Gegensatz zu den übrigen Verkehrszweigen gab es nämlich über die Verkehrsleistungen der Kraftfahrzeuge und der Anhänger zur Güterbeförderung keine vollständigen Unterlagen: Über die Verkehrsleistungen im Werkverkehr und im gewerblichen Güternahverkehr waren keine zuverlässigen Angaben verfügbar, und die für den gewerblichen Güterfernverkehr auf Grund der Frachtbriefe erstellten Statistiken waren noch recht unvollständig.

Die Ergebnisse der Erhebung sollten dazu verwandt werden, um Vergleiche zwischen den Leistungen verschiedener Verkehrsträger durchzuführen, auf Grund derer ausgleichende verkehrspolitische Maßnahmen im Bereich der beiden wichtigsten Verkehrsträger — Straßenverkehr und Schienenverkehr — getroffen werden sollten. Die Ergebnisse wurden ferner zum zwischenstaatlichen Vergleich der Verkehrsleistungen sowie zur Beurteilung der innerdeutschen Verkehrslage und der steuerlichen Belastbarkeit von Verkehrsleistungen mit Kraftfahrzeugen benötigt. An der Statistik waren vor allem die Bundesregierung, die Wirtschaftskommission für Europa und die Verbände der gewerblichen Wirtschaft interessiert.

Die Erhebung wurde auf Grund einer Verordnung vom 20. Juni 1952 im Juli 1952 nach einem Stichprobenverfahren durchgeführt.

Die Ergebnisse der Statistik sind in einem Bericht des Statistischen Bundesamtes (Arb.-Nr. V/35/1 vom 31. 3. 1954) veröffentlicht worden. Eine erste Übersicht erschien in „Wirtschaft und Statistik“, 5. Jg. (1953), S. 345—347.

### **2. Grundlagen des Stichprobenplans**

**2.1 Das Tabellenprogramm** umfaßte zwei Gruppen von Tabellen: Die erste Tabellengruppe sah Gliederungen der Einsatztage und der Besetzung der Fahrzeuge sowie der Verkehrsleistungen im Berichtsmonat nach Gewerbebereichen und der Fahrzeugart vor. In der zweiten Gruppe sollten die Verkehrsleistungen (beförderte Gütermenge und geleistete Tonnenkilometer) in der Berichtswoche nach Gewerbebereichen, Fahrzeugarten (Lastkraftwagen und Anhänger), Nutzlastklassen der Fahrzeuge, ferner nach Entfernungsstufen und der Verkehrsart (gewerblicher Verkehr bzw. Werkverkehr) gegliedert werden.

**2.2 Die Erhebung** erstreckte sich zunächst auf das Bundesgebiet ohne Berlin; dort fand einige Monate später eine entsprechende Erhebung statt. Erfast wurden Lastkraftwagen und Anhänger zur Lastenbeförderung. Nicht einbezogen waren Kraftstoffkesselwagen und die nicht für Transportzwecke eingesetzten Sonderfahrzeuge wie Feuerlöschfahrzeuge, Straßenreinigungsmaschinen, Leichenwagen u. dgl. Die Lastfahrzeuge von Bundesbahn und Bundespost wurden nicht in die allgemeine Erhebung einbezogen; Bahn und Post lieferten für ihre Fahrzeuge zusammengefaßte Aufstellungen.

Erhebungseinheit war das Fahrzeug, nicht der Betrieb; auskunftspflichtig waren die Kraftfahrzeughalter. Die Fragebogen wurden nach Anweisung des Kraftfahrt-Bundesamtes von den Zulassungsstellen für Kraftfahrzeuge versandt und nach dem Rücklauf dem Kraftfahrt-Bundesamt wieder zugeleitet.

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Hans-Joachim Zindler, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Erfragt wurden die Nichteinsatztage der Fahrzeuge und der Grund des Stilliegens sowie Art und Gewicht der transportierten Güter und die zurückgelegten km für den gesamten Monat Juli 1952; ferner Angaben über einzelne Transporte (Fahrten, beförderte Güter in kg, zurückgelegte km mit und ohne Ladung) für die Woche vom 7. bis 13. Juli 1952. Die Aufschreibungen über die Einzelleistungen waren so ausführlich, daß es den Kraftfahrzeughaltern nicht zugemutet werden konnte, diese während des ganzen Monats Juli durchzuführen; sie wurden daher nur für den Zeitraum einer Woche verlangt.

Ein Nachteil dieser Erhebungstechnik war, daß für die wichtigsten Ergebnisse nur Angaben über eine Woche zugrunde gelegt werden konnten. Die ganze Erhebung war nach ihrer Anlage eigentlich nicht dazu geeignet, irgendwelche Schlüsse auf Jahresergebnisse zu ermöglichen. Die Zahlen wurden aber hinterher notgedrungen zu derartigen Auswertungen herangezogen.

**2.3 Als Auswahlgrundlage** diente die Fahrzeug-Bestandskartei des Kraftfahrt-Bundesamtes, in der die im Bundesgebiet zum Verkehr zugelassenen Kraftfahrzeuge und Kraftfahrzeuganhänger in Form von Lochkarten erfaßt sind.

Die Kartei enthält außer den Identifizierungsmerkmalen der Fahrzeuge u. a. auch Angaben über die Nutzlast sowie über das Gewerbe bzw. den Beruf des Fahrzeughalters bei der Zulassung. Damit war die Möglichkeit gegeben, die Auswahlgesamtheit vor der Auswahl in Schichten einzuteilen. Für die Auswahl wurde die Kartei nach dem Stand vom Februar 1952 zugrunde gelegt. Aus den weiteren Unterlagen des Kraftfahrt-Bundesamtes konnte seinerzeit die genaue Anschrift der Fahrzeughalter noch nicht in allen Fällen festgestellt werden. Diese Schwierigkeit ließ sich jedoch überwinden, weil die einzelnen Zulassungsstellen für Kraftfahrzeuge für ihren Bereich über vollständige Fahrzeugkarteien verfügen, aus denen die Anschrift des Halters hervorgeht. Es war also nur erforderlich, die Identifizierungsmerkmale der für jede Zulassungsstelle ausgewählten Fahrzeuge zu listen; die Halter dieser Fahrzeuge konnten dann von der Zulassungsbehörde ausfindig gemacht werden.

**2.4 Die Rechtsgrundlage** der Statistik schrieb vor, daß der **Stichprobenumfang** etwa 10 vH der Fahrzeuge betragen sollte. Im Rahmen dieser Vorschrift waren die Auswahlsätze so zu bestimmen, daß alle Einzelergebnisse über die Verkehrsleistungen mit etwa gleicher Genauigkeit ermittelt wurden.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Bei der Planung des Auswahlverfahrens wurden die **Erfahrungen** bei einer ähnlichen Erhebung ausgenutzt, die im März 1950 von der „Sammelstelle für Nachrichten über Kraftfahrzeuge und Kraftfahrzeugführer“ (Vorgänger des Kraftfahrt-Bundesamtes) durchgeführt worden ist. Damals wurden die Fahrzeuge gesondert in jedem Kreis von der Zulassungsbehörde ausgewählt, indem sie aus ihrer Kartei der Fahrzeuge zur Güterbeförderung systematisch jede zehnte Karte zog. Den Haltern der so ausgewählten Lastfahrzeuge wurde dann ein Fragebogen zugestellt; die Beantwortung der Fragebogen war freiwillig.

Ein solches Vorgehen war für das Zustandekommen einer echten Zufallsauswahl bedenklich. Es bestand keinerlei Kontrollmöglichkeit dafür, daß wirklich jede zehnte Karteikarte gezogen wurde. Außerdem war der Anteil der nicht zurückgegebenen Fragebogen wegen der Freiwilligkeit der Erhebung beträchtlich: Von rund 59 000 versandten Fragebogen kamen nur etwa 63,6 vH zurück. Es waren keine Mittel verfügbar, um mit einer Stichprobe die Auswirkungen der Nichtbeantwortung von Fragebogen zu kontrollieren.

Das Material dieser Erhebung gab jedoch brauchbare Hinweise für die zweckmäßige Ausgestaltung des Stichprobenplans. Insbesondere zeigte nämlich die Auswertung der Erhebungsunterlagen von 1950, daß die schwächer besetzten Gruppen des Bestandes

II.23

an Lastfahrzeugen infolge des einheitlichen Auswahlsatzes von 10 vH teilweise nicht in ausreichendem Maße in die Erhebung einbezogen worden waren.

3.2 Daher wurde für die Stichprobe des Jahres 1952 eine Schichtung der Fahrzeuge (Auswahleinheiten) vorgesehen. Mit Rücksicht darauf, daß die Verkehrsleistungen eines Lastfahrzeuges wesentlich von seiner Nutzlast abhängen, wurde nach Nutzlastgrößenklassen geschichtet. Es wurden folgende Fahrzeuggruppen gebildet:

Lastkraftwagen	Anhänger zur Lastenbeförderung
mit einer Nutzlast	einachsige
bis 1999 kg	mehrachsig
von 2000 bis 4999 kg	mit einer Nutzlast
von 5000 kg und mehr	bis 1999 kg
	von 2000 bis 4999 kg
	von 5000 kg und mehr

Da die Ergebnisse in der Regel auch nach Gewerbegruppen gegliedert werden sollten (vgl. 2.1), wurde die Schichtung nach den 7 Fahrzeuggruppen mit einer Schichtung nach 29 Gewerbegruppen kombiniert. Insgesamt wurden also 203 Schichten gebildet.

3.3 Die Anzahl der Auswahleinheiten in den Schichten war aus der tief gegliederten Zählung, die jährlich vom Kraftfahrt-Bundesamt nach dem Stand vom 1. Juli durchgeführt wird, mit hinreichender Genauigkeit bekannt.

Zur Schätzung der Varianzen der beförderten Gütermenge in den Schichten wurde das Material der Stichprobe aus dem Jahre 1950 benutzt. Dabei wurden auch bereits vorliegende Ergebnisse von Erhebungen in Großbritannien und den Niederlanden zum Vergleich herangezogen.

3.4 Die Auswahlsätze in den Schichten wurden auf Grund der Formel III.1.12 (2), S. 531, so festgelegt, daß die relativen Standardfehler für die repräsentativ ermittelten Tonnenleistungen in allen Schichten etwa gleich groß waren und höchstens 5 vH betrugen; eine höhere Genauigkeit konnte im Rahmen des vorgegebenen Stichprobenumfangs (vgl. 2.4) nicht erreicht werden. Die Auswahlsätze für die einachsigen Anhänger mußten geschätzt werden, weil für entsprechende Streuungsberechnungen keinerlei Material vorlag. Für die Anhänger mit einer Nutzlast bis 1999 kg betrug der Auswahlsatz durchgehend 100 vH, da es sich hier allgemein um schwach besetzte Schichten handelte.

In der Übersicht II.23.1 sind für drei Gewerbebereiche die Schichtumfänge und die von Schicht zu Schicht verschiedenen Auswahlsätze zusammengestellt.

Übersicht II.23.1

Fahrzeuggruppe	Fahrzeugindustrie		Nahrungs- und Genußmitteleinzelhandel		Spedition und Lagerei	
	Anzahl der Fahrzeuge	Auswahlsatz	Anzahl der Fahrzeuge	Auswahlsatz	Anzahl der Fahrzeuge	Auswahlsatz
Lastkraftwagen						
mit einer Nutzlast						
bis 1999 kg ....	830	1:5	27 435	1:20	2 875	1:8
von 2000 bis 4999 kg ....	462	1:5	2 803	1:10	7 172	1:16
von 5000 kg und mehr ....	86	1:1	165	1:2	2 346	1:4
Anhänger zur Lastenbeförderung						
einachsige .....	297	1:8	6 018	1:40	457	1:10
mehrachsig						
mit einer Nutzlast						
bis 1999 kg ...	47	1:1	244	1:1	226	1:1
von 2000 bis 4999 kg ...	299	1:1	629	1:10	4 175	1:8
von 5000 kg und mehr ..	291	1:1	122	1:1	5 125	1:8

Ganz entsprechend wurden auch die Auswahlsätze für die übrigen 26 Gewerbebereiche festgelegt. Danach haben sich für die Fahrzeuggruppen die in Übersicht II.23.2 genannten Stichprobenumfänge und mittleren Auswahlsätze ergeben.

Übersicht II.23.2

Fahrzeuggruppe	Fahrzeuge		Mittlerer Auswahlsatz
	in der Auswahlgesamtheit	darunter in der Stichprobe	
	Anzahl		vH
Lastkraftwagen .....	330 426	29 841	9,0
davon mit einer Nutzlast .....			
bis 1 999 kg .....	207 098	16 151	7,8
von 2 000 bis 4 999 kg .....	104 857	9 865	9,4
von 5 000 kg und mehr .....	18 471	3 825	20,7
Anhänger zur Lastenbeförderung .....	168 329	22 628	13,4
davon einachsige .....	68 794	1 921	2,8
mehrachsig mit einer Nutzlast .....			
bis 1 999 kg .....	5 022	5 022	100,0
von 2 000 bis 4 999 kg .....	50 917	8 425	16,5
von 5 000 kg und mehr .....	43 596	7 260	16,7
Lastkraftwagen und Anhänger zur Lasten- beförderung .....	498 755	52 469	10,5

Der Auswahlsatz betrug im Gesamtdurchschnitt 10,5 vH und lag somit dicht bei dem vorgegebenen Richtwert (vgl. 2.4).

3.5 Die Stichprobenergebnisse sollten nach dem Verfahren der **freien Hochrechnung** auf die Erhebungsgesamtheit umgerechnet werden. Mit Rücksicht auf die Antwortausfälle (vgl. 4.3) wurden dafür die effektiven Auswahlsätze vorgesehen. Für die **Fehlerrechnung** wurde die Formel III.3.2 (3), S. 540, angewandt.

4. Durchführung des Stichprobenplans

4.1 Die Erhebung war ursprünglich für den Monat Mai 1952 geplant, mußte dann aber wegen Schwierigkeiten in der Vorbereitung der Rechtsgrundlage auf Juli 1952 verschoben werden. Die Verordnung wurde erst am 20. Juni 1952 erlassen, d. h. 10 Tage vor Beginn der Erhebung. Dieser Zeitraum war für den Druck der Fragebogen, die einen Hinweis auf die Rechtsverordnung enthalten sollten, sowie für den Versand der Fragebogen durch die Zulassungsstellen zu kurz. Aus diesem Grunde erhielt ein Teil der Fahrzeughalter die Fragebogen erst nach dem Beginn der Erhebung, in einigen Fällen sogar erst nach Ende des Monats. Ein nicht unbeträchtlicher Anteil der Ausfälle von Fragebogen durch Nichtbeantwortung dürfte darauf zurückzuführen sein, daß die Fahrzeughalter sich weigerten, die ihnen zu spät zugestellten Fragebogen nachträglich mit Angaben zu versehen.

4.2 Bei der Erhebung machte sich ferner das **Fehlen einer Probeerhebung** bemerkbar: Es zeigte sich nämlich, daß die Fahrzeughalter nach dem Text des Anschreibens im Glauben waren, daß von ihrem Betrieb höchstens ein Fahrzeug in die Erhebung einbezogen werden sollte. Da jedoch der Auswahlplan auf das einzelne Lastfahrzeug als Stichprobeneinheit abgestellt war und die Auswahlsätze in einzelnen Schichten 100 vH betragen, war es möglich, daß ein Betrieb mit mehreren Fahrzeugen in die Stichprobe kam. Die dadurch entstehenden Schwierigkeiten und Auskunftsverweigerungen der Fahrzeughalter hätten sich vermeiden lassen, wenn vor der eigentlichen Stichprobe eine Probeerhebung durchgeführt worden wäre.

II.23

4.3 Bei der Erhebung 1950, die auf freiwilliger Basis durchgeführt worden war, hatte sich eine hohe Ausfallquote ergeben. Daher mußte auch bei der Erhebung im Jahre 1952 mit **Antwort-Ausfällen** gerechnet werden. Aus diesem Grunde sind die Auswahl-sätze gegenüber dem Auswahlplan nachträglich erhöht worden.

Es wurde erwartet, daß der Anteil der Ausfälle bei der durch Rechtsverordnung angeordneten Erhebung mit Auskunftspflicht nicht sehr hoch sein würde. Wie Übersicht II.23.3 zeigt, ist jedoch in Wirklichkeit rund ein Drittel aller ausgegebenen Fragebogen nicht beantwortet worden.

Übersicht II.23.3

Fragebogen	Lastkraftwagen		Anhänger		Zusammen	
	Anzahl	vII	Anzahl	vII	Anzahl	vII
Ausgegebene Fragebogen ...	37 833	100	28 116	100	65 949	100
davon						
in die Tabellen einbezogen	23 632	62,5	18 329	65,2	41 961	63,6
ausgefallen .....	14 201	37,5	9 787	34,8	23 988	36,4

Die Aussagekraft der Statistik wurde durch diese Ausfälle stark eingeschränkt, weil die darauf beruhenden systematischen Fehler mangels geeigneter Unterlagen nicht einmal der Größenordnung nach abgeschätzt werden konnten (Mittel für eine Unterstichprobe aus den non-response-Fällen standen nicht zur Verfügung).

Die Zusammensetzung der ausgefallenen Fragebogen ergibt sich aus Übersicht II.23.4.

Übersicht II.23.4

Grund für den Ausfall von Fragebogen	Lastkraftwagen		Anhänger		Zusammen	
	Anzahl	vII	Anzahl	vII	Anzahl	vII
Stillegung bzw. Abmeldung von Fahrzeugen .....	6 891	48,5	5 775	59,0	12 666	52,8
Umschreibungen auf andere Fahrzeughalter .....	2 304	16,2	1 088	11,1	3 392	14,1
Verschrottete Fahrzeuge .....	474	3,3	91	0,9	565	2,4
Spezialfahrzeuge, die nicht zur Kategorie „Lastfahrzeuge“ gehören .....	412	2,9	150	1,5	562	2,3
Nichtbeantwortung des Fragebogens .....	3 707	26,1	2 415	24,7	6 122	25,5
Sonstige Ausfälle .....	413	2,9	268	2,7	681	2,8
Zusammen .....	14 201	100	9 787	100	23 988	100

Der hohe Ausfall durch Stillegungen und Umschreibungen ist zum Teil auch darauf zurückzuführen, daß zwischen der Auswahl (März 1952) und der eigentlichen Erhebung (Juli 1952) ein verhältnismäßig langer Zwischenraum lag. Die Grenze zwischen angeblicher Stillegung und klarer Auskunftsverweigerung war fließend. Durch die von Schicht zu Schicht unterschiedlichen Ausfälle mußten sämtliche Hochrechnungsfaktoren auf die tatsächlich erreichte Auswahlquote abgestellt werden. Außerdem enthielten die zur Verfügung stehenden Bestandszahlen des Kraftfahrt-Bundesamtes den Gesamtbestand einschließlich der vorübergehend stillgelegten Fahrzeuge. Angaben über die stillliegenden Fahrzeuge in der erforderlichen Gliederung waren nur aus der Stichprobe selbst zu erhalten, obwohl andererseits die Auflage gemacht wurde, die Hochrechnung auf den Bestand der zum Verkehr zugelassenen Fahrzeuge abzustellen.

4.4 Bei der **Hochrechnung** hat es sich als sehr hinderlich erwiesen, daß die Schicht-Nummer nicht auf den Fragebogen vermerkt worden war: Die Fragebogen wurden

zunächst auf Grund der in ihnen enthaltenen Angaben der Fahrzeughalter über Fahrzeugart und Gewerbebereich nach Schichten sortiert. Da insbesondere die Angaben über das Gewerbe häufig nicht mit den Eintragungen in der Kartei des Kraftfahrt-Bundesamtes übereinstimmten, die auf der Meldung bei der Zulassung bzw. Umschreibung des Fahrzeuges beruhen, wurden zunächst viele Fragebogen anderen Schichten zugeordnet, als nach dem Auswahlplan erforderlich gewesen wäre. Diese Fehlsortierungen wurden rückgängig gemacht, um zu verhindern, daß auch bei der Hochrechnung systematische Fehler entstanden.

4.5 Im Anschluß an die Aufbereitungsarbeiten wurden eingehende **Fehlerrechnungen** für die Merkmale „Beförderte Gütermenge“ und „Tonnenkilometer“ angestellt. Die Ergebnisse sind in Übersicht II.23.5 zusammengestellt. Natürlich ist der Wert dieser Berechnung von Zufallsfehlern wegen der unkontrollierbaren systematischen Fehler problematisch; die Zahlenangaben sind daher mit allem Vorbehalt zu betrachten.

Übersicht II.23.5

Gewerbebereich	Relativer Standardfehler in vH								
	Lastkraftwagen				Anhänger zur Lastenbeförderung				
	insgesamt	davon mit Nutzlast			insgesamt	einachsige Anhänger	mehrachsige Anhänger mit Nutzlast		
		bis 1990 kg	2000 bis 4999 kg	5000 kg und mehr			bis 1999 kg	2000 bis 4999 kg	5000 kg und mehr
Beförderte Gütermenge in t									
Industrie .....	3,2	3,3	4,3	6,4	2,5	12,6	5,7	3,7	3,3
Handwerk .....	4,0	4,1	6,3	11,7	4,2	7,0	7,7	6,2	8,7
Handel .....	2,1	3,2	3,0	3,3	2,3	10,1	3,9	2,8	3,9
Gewerblicher Verkehr .....	3,3	8,3	3,9	6,9	2,6	29,2	7,4	4,3	3,2
Sonstige Gewerbebereiche...	3,5	5,2	4,6	7,1	3,7	18,7	8,2	5,2	5,1
Zusammen .....	1,7	2,0	2,2	4,1	1,4	5,2	2,9	2,0	2,0
Tonnenkilometer									
Industrie .....	1,4	3,2	2,1	2,2	2,2	15,5	4,4	3,2	2,9
Handwerk .....	3,2	4,6	5,0	8,6	7,4	9,4	10,0	7,3	15,7
Handel .....	1,6	2,6	2,5	2,9	3,1	9,2	3,9	3,5	4,5
Gewerblicher Verkehr .....	2,1	4,8	3,5	2,6	2,6	27,8	6,4	3,9	2,9
Sonstige Gewerbebereiche...	3,0	7,5	3,5	5,8	5,8	16,8	7,3	8,4	8,4
Zusammen .....	1,1	1,7	1,7	1,9	1,8	5,6	2,5	2,0	2,2

Die Übersicht zeigt, daß die gesetzten Höchstgrenzen für den Stichprobenfehler in einem eingeschränkten Tabellenprogramm fast allgemein eingehalten werden konnten; lediglich bei der sehr heterogenen Gruppe der Einachs-Anhänger wurden die Toleranzen beträchtlich überschritten. Auf Grund dieser Erkenntnis wurde die Hochrechnung bei dieser Gruppe nachträglich verfeinert: Die Einachs-Anhänger wurden in drei verhältnismäßig homogene Nutzlastklassen aufgeteilt, die gesondert hochgerechnet wurden. Diese „Gruppierung nach der Auswahl“ hat die Ergebnisse wesentlich beeinflußt (vgl. den in der Einleitung auf S. 372 genannten Bericht).

Außer dem Hinweis für die Verbesserung der Hochrechnung haben sich die Fehlerrechnungen auch insofern als nützlich erwiesen, als sie deutlich erkennen ließen, daß das ursprünglich tief gegliederte Tabellenprogramm stark reduziert werden mußte, um aussagefähige Zahlen zu liefern.

4.6 Aus den Grundwerten der Fehlerrechnung wurden nachträglich die in Übersicht II.23.6 zusammengestellten Mittelwerte und **Variationskoeffizienten** errechnet:

II.23

Übersicht II.23.6

Fahrzeuggruppe	Mittelwerte				Variationskoeffizient			
	Merkmal t		Merkmal tkm		Merkmal t		Merkmal tkm	
	gewerb- licher Verkehr	nicht- gewerb- licher Verkehr	gewerb- licher Verkehr	nicht- gewerb- licher Verkehr	gewerb- licher Verkehr	nicht- gewerb- licher Verkehr	gewerb- licher Verkehr	nicht- gewerb- licher Verkehr
	1 000 t		Mill tkm		vH			
Lastkraftwagen mit einer Nutzlast								
bis 1 999 kg .....	10	5	200	150	160	195	100	150
von 2 000 bis 4 999 kg .....	55	35	1 190	920	140	180	85	110
von 5 000 kg und mehr .....	50	62	4 280	2 390	215	225	80	90
Anhänger zur Lastenbeförderung								
einachsige .....	7	4	400	150	240	350	345	430
mehrachsig mit einer Nutzlast								
bis 1 999 kg .....	10	7	220	180	160	195	150	190
von 2 000 bis 4 999 kg .....	21	18	630	520	140	155	135	170
von 5 000 kg und mehr .....	38	35	4 580	1 730	100	140	110	155

Diese Werte und die hier gesammelten Erfahrungen boten wertvolle Anhaltspunkte für die Stichprobenplanung der Erhebung der Kosten und Leistungen im Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen im Jahre 1959 (vgl. II.24).



# Statistik der Kosten und Leistungen im Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen, mit Binnenschiffen und mit Eisenbahnen im Jahre 1959

K.-A. Schäffer<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Die Statistik soll Unterlagen liefern über die Kosten und die Beförderungsleistungen im Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen, Binnenschiffen und mit Eisenbahnen. Diese Unterlagen werden zu Kostenvergleichen der drei Verkehrszweige, zur Lösung von verkehrspolitischen Aufgaben sowie als Grundlage für volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen im Bereich des Verkehrs benötigt.

Um diesen Aufgaben gerecht zu werden, müssen die Zusammenhänge zwischen Leistungen und Kosten in verhältnismäßig starker sachlicher Gliederung dargestellt werden; regionale Untergliederungen der Bundesergebnisse sind nicht vorgesehen. Wegen der großen Tragweite der Statistik müssen ihre Ergebnisse die untersuchten Sachverhalte voll repräsentieren.

Bei der Ausarbeitung des Stichprobenplans konnten die Erfahrungen ausgenutzt werden, die bei der Repräsentativhebung über den Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen 1952 gesammelt worden sind (vgl. II.23).

Nach der Rechtsgrundlage (Gesetz vom 21. Dezember 1958) wurde die Erhebung im Jahre 1959 auf Stichprobenbasis durchgeführt. Die Aufbereitung des umfangreichen Materials wird noch einige Zeit beanspruchen.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Die Statistik umfaßt zwei Erhebungen, eine Fahrzeugerhebung und eine Unternehmenserhebung.

Mit der **Fahrzeugerhebung** sollen die Beförderungsleistungen der Fahrzeuge und die direkt zurechenbaren Kosten ermittelt werden, während bei der **Unternehmenserhebung** im gewerblichen Güterverkehr die gesamten Erlöse und Kosten der Unternehmen festgestellt werden sollen. Hierbei ist eine weitgehende Aufgliederung der Kosten nach Kostenarten vorgesehen, die es gestatten soll, die bei der Fahrzeugerhebung ermittelten, direkt zurechenbaren Kosten entsprechend zu ergänzen, so daß in allen drei Verkehrszweigen ein vollständiges Kostenbild den Beförderungsleistungen gegenübergestellt werden kann.

Die Unternehmenserhebung erstreckt sich auf 1 Jahr, und zwar im allgemeinen auf das Kalenderjahr 1959. Für die Fahrzeugerhebung sind im Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen Aufschreibungen für eine Woche und ergänzende Angaben für einen Monat vorgesehen; für den Güterverkehr mit Binnenschiffen, in dem die Umlaufzeiten größer sind als im Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen, beträgt die Anschreibezeit ein Vierteljahr. Die Fahrzeugerhebung bei den Eisenbahnen erstreckt sich auf alle Fahrzeuge über das ganze Jahr; die Angaben darüber werden von den Eisenbahn-Verwaltungen in Tabellenform zusammengestellt.

**2.2** In der Fahrzeugerhebung werden Fahrzeuge als **Erhebungseinheiten** bestimmt; auskunftspflichtig sind die Halter der Kraftfahrzeuge, die Eigentümer oder Charterer der Binnenschiffe und die Eisenbahnen. In der Unternehmenserhebung sind Unternehmen, die gewerblich Güter befördern, die Erhebungseinheiten; zur Auskunft verpflichtet sind die Unternehmen des Güterkraftverkehrs und der Binnenschifffahrt sowie die Eisenbahnunternehmen.

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.24

**2.3** Die gesetzliche Grundlage der Statistik sieht Höchstgrenzen für den **Stichprobenumfang** vor. Danach dürfen erfaßt werden:

in der **Fahrzeugethebung**

bis zu 90 000 Kraftfahrzeuge und Kraftfahrzeuganhänger,  
bis zu 1 800 Binnenschiffe,  
die Güterwagen auf dem Netz der Deutschen Bundesbahn und bis zu 100  
anderer Eisenbahnen;

in der **Unternehmenserhebung**

bis zu 3 500 Unternehmen des Güterkraftverkehrs,  
bis zu 1 200 Unternehmen der Binnenschifffahrt,  
die Deutsche Bundesbahn sowie bis zu 100 andere Eisenbahnen.

**2.4** Zur Sicherung der Vergleichbarkeit der Ergebnisse wurde für die Auswahl der Fahrzeuge und der Unternehmen das **Zufallsprinzip** vorgesehen. Mit Rücksicht auf die Zusammengehörigkeit der Fahrzeugethebung und der Unternehmenserhebung wurden im Bereich des Kraftverkehrs und der Binnenschifffahrt die Unternehmens- und Fahrzeugauswahl so gekoppelt, daß für jedes ausgewählte Unternehmen mindestens eines seiner Fahrzeuge in die Fahrzeugstichprobe fiel.

Bei der Fahrzeugauswahl war ferner zu berücksichtigen, daß aus den Ergebnissen für die Erhebungszeiträume (eine Woche im Kraftverkehr, ein Vierteljahr in der Binnenschifffahrt) repräsentative Jahresergebnisse erstellt werden müssen. Um dafür eine zuverlässige Grundlage zu schaffen, wurde vorgesehen, die Fahrzeug-Stichprobe auf mehrere repräsentative Unterstichproben aufzuteilen und die Fahrzeuge in diesen „Serien“ in verschiedenen, regelmäßig über das ganze Jahr verteilten Perioden zu erheben (vgl. dazu auch 3.1 und 4.1).

**2.5** Für das Ziehen der Stichproben mußten unterschiedliche **Auswahlgrundlagen** benutzt werden. Das hatte zur Folge, daß für die technische Durchführung der Zufallsauswahl verschiedene Auswahltechniken vorgesehen werden mußten.

Die Auswahl der Kraftfahrzeuge und Kraftfahrzeuganhänger konnte auf der Fahrzeug-Bestandskartei des Kraftfahrt-Bundesamtes in Flensburg aufgebaut werden. Die Lochkarten in dieser Kartei enthalten Angaben zur Identifizierung des Fahrzeugs (Hersteller, Fahrgestell-Nummer, amtliche Kennzeichen, Fahrzeuggröße und Typ) sowie Angaben über Gewerbe bzw. Beruf des Fahrzeughalters; dagegen konnten der Name und die Adresse des Fahrzeughalters aus technischen Gründen nicht in die Lochkartei aufgenommen werden. Zur Feststellung dieser Angaben mußte eine zweite Kartei, die sogenannte Fahrgestellkartei, herangezogen werden, die aus den Zulassungsmeldungen der Zulassungsstellen besteht; sie ist nach Herstellern, Fahrzeugtypen und Fahrgestellnummern geordnet und enthält u. a. auch die Adresse des Fahrzeughalters.

Eine vollständige Zusammenstellung der Unternehmen, die gewerblich Güterkraftverkehr betreiben, stand nicht zur Verfügung und war mit vertretbarem Aufwand auch nicht aus den Kraftfahrzeug-Karteien zu erstellen. Aus diesem Grunde mußte die Fahrzeugkartei auch als Grundlage für die Unternehmensauswahl angewandt werden. Als Auswahlseinheiten wurden somit nicht Unternehmen, sondern Fahrzeuge verwandt. Dadurch erhielten die Unternehmen je nach der Zahl ihrer Fahrzeuge unterschiedliche Auswahlchancen. Um **Verzerrungen** zu vermeiden, müssen die Einzelwerte aus der Unternehmenserhebung mit den Auswahlwahrscheinlichkeiten umgerechnet werden (vgl. 3.2.4, S. 385).

Als Grundlage für die Auswahl der Binnenschiffe wurde die Binnenschiffskartei des Bundesverkehrsministeriums herangezogen. Diese Kartei ist auf den Zählpapieren der Binnenschiffszählung 1950 aufgebaut und wird auf Grund von Veränderungsmeldungen der Schiffsregistergerichte fortgeschrieben. Sie enthält Angaben über die Art, Größe bzw. Maschinenleistung der Schiffe sowie die Adressen ihrer Eigentümer. Zur

Erleichterung der Auswahlarbeiten wurde vom Statistischen Bundesamt eine zweite Schiffskartei hergestellt, in die nur solche Merkmale übernommen wurden, die für die Schichtung und Auswahl wesentlich waren.

Für die Auswahl der Unternehmen, die gewerblich Binnenschifffahrt betreiben, konnte aus der Schiffskartei verhältnismäßig leicht eine besondere Unternehmenskartei abgeleitet werden. Auf diese Weise wurden hier — im Gegensatz zur Unternehmensauswahl im Bereich des Kraftverkehrs — die Erhebungseinheiten mit den Auswahlseinheiten zur Deckung gebracht, so daß umständliche Umrechnungen der Einzelergebnisse entfallen können.

Die Auswahl der Eisenbahnen, die außer der Deutschen Bundesbahn in die Erhebung einbezogen wurden, gründete sich auf eine Zusammenstellung aller deutschen nichtbundeseigenen Eisenbahnen nach dem Stand von Ende 1957. Aus dieser Zusammenstellung gehen u. a. die Adresse und der Sitz der Unternehmen, ihr Personal- und Wagenbestand sowie die Art und die Größe ihrer Beförderungsleistungen hervor.

### **3. Stichprobenplan für den Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen**

#### **3.1 Fahrzeugauswahl**

**3.1.1** Das geplante Tabellenprogramm sieht eine Gliederung nach 12 Fahrzeuggruppen in Kombination mit einer Gliederung nach Gewerbebereichen vor, und zwar bei den Motorfahrzeugen nach 35 Gewerbebereichen und bei den Anhängern nach 17 Gewerbebereichen. Einige dieser Kombinationsgruppen enthalten verhältnismäßig wenige Fahrzeuge. Da auch für diese schwach besetzten Gruppen repräsentative Ergebnisse erforderlich sind, mußte die Gesamtmasse der Fahrzeuge vor der Auswahl nach der kombinierten Gliederung sortiert werden. Mit dieser Sortierung wurden insgesamt 312 Schichten gebildet.

**3.1.2** Die Aufteilung des vorgegebenen Gesamtumfangs der Stichprobe (90 000 Fahrzeuge; vgl. 2.3) auf die Schichten wurde so vorgenommen, daß die relativen Standardfehler für die Ergebnisse der einzelnen Schichten nach dem „wirtschaftlichen Gewicht“ der Schichten abgestuft sind (vgl. I.3.2.3, S. 80). Als Maß für das wirtschaftliche Gewicht wurden die von den Fahrzeugen einer Fahrzeuggruppe geleisteten tkm verwandt. In Abbildung II. 24.1 (vgl. S. 382) ist der dem Stichprobenplan zugrunde gelegte Zusammenhang zwischen den relativen Standardfehlern und den geleisteten tkm dargestellt. Die Abstufung wurde so bemessen, daß sich die relativen Standardfehler in den extrem liegenden Schichten nicht stärker als 1:2 unterscheiden.

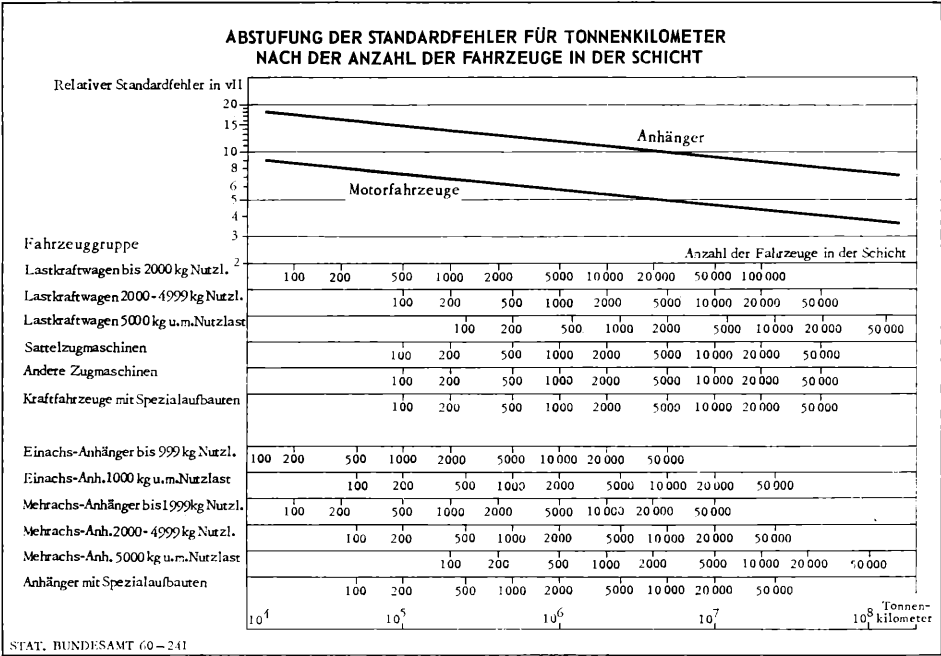
Da die tkm-Werte für 1959, die nur theoretisch zur Ableitung der einheitlichen Genauigkeitsabstufung verwandt werden, nicht bekannt sind, wurden zu den am unteren Rand der Abbildung angegebenen tkm-Zahlen für jede Fahrzeugart entsprechende Fahrzeug-Anzahlen geschätzt und auf besonderen Skalen eingetragen. Als Grundlage für die Schätzung wurden die durchschnittlichen tkm-Leistungen benutzt, die mit der „Repräsentativerhebung über den Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen 1952“ (vgl. II.23) ermittelt worden sind; die für die Umrechnung verwandten Werte sind in Spalte 1 der Übersicht II.24.1 (vgl. S. 382) zusammengestellt. Auf Grund der Anzahl-Skalen ergibt sich z. B., daß der relative Standardfehler für das Richtmerkmal tkm etwa gleich 5,9 vH in einer Schicht mit 1 000 Lastkraftwagen mit Nutzlast von 5 000 kg und mehr sein soll; einer Schicht mit 10 000 solchen Kraftfahrzeugen wird dagegen ein relativer Standardfehler von 4,4 vH zugeordnet.

Neben der Genauigkeitsabstufung für Motorfahrzeuge wurde eine zweite Abstufung für Anhänger vorgesehen, bei der die relativen Standardfehler verdoppelt sind. Diese Differenzierung der Ergebnissenauigkeit wurde eingeführt, weil die Anhänger-Erhebung nur Angaben über die Zahl der Einsatztage sowie über die unmittelbar zu-

II.24

rechenbaren Kosten erbringen soll; für das erste Merkmal ist mit Rücksicht auf die zu erwartenden Erfassungsfehler ein höherer Zufallsfehler angemessen, das zweite Merkmal wird voraussichtlich eine geringere Streuung als das Richtmerkmal tkm haben und somit ohnehin genauer ermittelt werden.

Abbildung II. 24. 1



Übersicht II.24.1

Fahrzeuggruppe	Durchschnittliche Transportleistung (geschätzt) in tkm	Geschätzter Variationskoeffizient für Transportleistung in vH
	1	2
Lastkraftwagen		
mit Nutzlast bis 1 999 kg .....	200	150
von 2 000 bis unter 5 000 kg .....	1 000	110
von 5 000 kg und mehr .....	2 500	100
Sattelzugmaschinen .....	(1 000)	(100)
Gewöhnliche Zugmaschinen .....	(1 000)	(150)
Kraftfahrzeuge mit Spezialaufbau .....	1 000	200
Einachsige Anhänger		
mit Nutzlast bis 999 kg .....	100	170
von 1 000 kg und mehr .....	500	170
Mehrachsige Anhänger		
mit Nutzlast bis 1 999 kg .....	200	190
von 2 000 bis unter 5 000 kg .....	500	170
von 5 000 kg und mehr .....	2 000	150
Anhänger mit Spezialaufbau .....	500	200

**3.1.3** Um das Ziehen der Stichprobe und die Hochrechnung der Ergebnisse zu erleichtern, wurden im Stichprobenplan nur wenige verschiedene **Auswahlsätze** angewandt, und zwar im Bereich des nichtgewerblichen Verkehrs die Auswahlsätze

$$2 - 5 - 10 - 20 - 50 - 100 \text{ vH};$$

im Bereich des gewerblichen Verkehrs wurden dagegen mit Rücksicht auf die Unternehmensauswahl (vgl. 3.2) die Auswahlsätze

$$\frac{1}{32} - \frac{1}{16} - \frac{1}{8} - \frac{1}{4} - \frac{1}{2} - \frac{1}{1}$$

vorgesehen.

Die Auswahlsätze für die einzelnen Schichten wurden nach dem in III.8.4 (S. 594) beschriebenen Verfahren jeweils so festgelegt, daß die Genauigkeitsforderungen für das Richtmerkmal tkm möglichst gut erfüllt waren. Die Zuordnungsvorschrift wurde auf Grund der Besetzungszahlen und der Variationskoeffizienten ermittelt, die für das Richtmerkmal aus der Repräsentativerhebung 1952 geschätzt werden konnten (vgl. Spalte 2 der Übersicht II.24.1).

Diese Vorschrift, von der ein Ausschnitt in Übersicht II.24.2 wiedergegeben ist, gibt für jede Fahrzeuggruppe diejenigen Schichtumfänge an, denen ein bestimmter Auswahlsatz zuzuordnen ist. Danach ist z. B. für eine Schicht im Bereich des nichtgewerblichen Verkehrs, die mit 1 000 Lastkraftwagen von 5 000 kg und mehr Nutzlast besetzt ist, der Auswahlsatz  $\frac{1}{5}$  anzuwenden.

Übersicht II.24.2

Auswahlsätze	Zahl der Lastkraftwagen in der Schicht		
	Nutzlast bis 1 999 kg	Nutzlast 2 000 bis 4 999 kg	Nutzlast 5 000 kg und mehr
<b>Nichtgewerblicher Verkehr</b>			
$\frac{1}{1}$	unter 220	unter 160	unter 130
$\frac{1}{2}$	220 bis unter 950	160 bis unter 680	130 bis unter 600
$\frac{1}{5}$	950 bis unter 3 400	680 bis unter 2 500	600 bis unter 2 100
$\frac{1}{10}$	3 400 bis unter 9 000	2 500 bis unter 6 500	2 100 bis unter 5 500
$\frac{1}{20}$	9 000 bis unter 27 000	6 500 bis unter 20 000	5 500 bis unter 17 000
$\frac{1}{50}$	27 000 und mehr	20 000 und mehr	17 000 und mehr
<b>Gewerblicher Verkehr</b>			
$\frac{1}{1}$	unter 220	unter 160	unter 130
$\frac{1}{2}$	220 bis unter 950	160 bis unter 680	130 bis unter 600
$\frac{1}{4}$	950 bis unter 2 600	680 bis unter 1 800	600 bis unter 1 500
$\frac{1}{8}$	2 600 bis unter 7 000	1 800 bis unter 4 800	1 500 bis unter 4 000
$\frac{1}{16}$	7 000 bis unter 17 000	4 800 bis unter 12 000	4 000 bis unter 10 000
$\frac{1}{32}$	17 000 und mehr	12 000 und mehr	10 000 und mehr

Für die Festlegung der Auswahlsätze nach der Zuordnungsvorschrift wurde die wirkliche Anzahl der Fahrzeuge in den Schichten nach dem Stand vom 1. Juli 1958 zugrunde gelegt. Auf die Wiedergabe der Besetzungszahlen und der endgültigen Auswahlsätze wird hier verzichtet. Der danach ermittelte Stichprobenumfang beläuft sich (vgl. Übersicht II.24.3) auf rund 80 000 Fahrzeuge. Er liegt etwa 10 vH unter der gesetzlich vorgesehenen Höchstgrenze (90 000 Fahrzeuge); dieser Spielraum wurde bei der Planung offen gelassen, um nachträglich auch noch neu zugelassene Fahrzeuge in die Erhebung einbeziehen zu können.

**3.1.4** Für das **Ziehen der Stichprobe** aus der Lochkartei des Kraftfahrt-Bundesamtes wurde kein systematisches Auswahlverfahren, sondern eine echte Zufallsauswahl vorgesehen, um störende Anordnungseffekte auszuschalten. Die Zufallsauswahl wurde mit folgendem Verfahren verwirklicht: Mit Hilfe eines Kartenmischers wurden die Stichprobenfälle aus der Gesamtmasse der Lochkarten nach einem Zufalls-Leitkarten-

## II.24

satz ausgesteuert, der aus 500 Karten besteht und mit Hilfe von Zufallszahlen konstruiert worden ist.

Zunächst wurde nach diesem Verfahren eine Stichprobe aus dem Fahrzeug-Bestand vom 1. Juli 1958 gezogen. Diese Stichprobe enthält rund 80 000 Fahrzeuge (vgl. Übersicht II.24.3).

Aus der Masse der Fahrzeuge, die im zweiten Halbjahr 1958 neu zugelassen worden sind, wurde nachträglich eine Stichprobe mit den gleichen Auswahlätzen gezogen; diese Ergänzungsstichprobe umfaßte rund 5500 Fahrzeuge (vgl. Übersicht II.24.3). Es wurde darauf verzichtet, auch noch Fahrzeuge in die Erhebung einzubeziehen, die nach dem 31. Dezember 1958 neu in den Verkehr gekommen sind.

Übersicht II.24.3

Fahrzeuggruppe	Zahl der Fahrzeuge					
	Bestand 1. 7. 1958		Neuzulassungen 2. Halbjahr 1958		zusammen	
	in der Auswahl- gesamtheit	darunter in der Stichprobe	in der Auswahl- gesamtheit	darunter in der Stichprobe	in der Auswahl- gesamtheit	darunter in der Stichprobe
Lastkraftwagen						
bis 1 999 kg .....	350 989	22 183	26 166	1 742	377 155	23 925
2 000 bis 4 999 kg .....	156 973	12 439	6 222	583	163 195	13 022
5 000 kg und mehr .....	56 345	6 005	6 156	759	62 501	6 764
Sattelzugmaschinen .....	3 861	1 729	623	292	4 484	2 021
Gewöhnliche Zugmaschinen .	33 310	10 989	1 800	816	35 110	11 805
Kraftfahrzeuge mit Spezial- aufbau .....	20 302	10 776	761	421	21 063	11 197
Motorfahrzeuge zusammen ..	621 780	64 121	41 728	4 613	663 508	68 734
Einachsige Anhänger						
bis 999 kg ....	56 112	4 748	2 576	253	58 688	5 001
1 000 kg und mehr .....	3 440	1 089	322	106	3 762	1 195
Mehrachsige Anhänger						
bis 1 999 kg .....	3 862	1 537	59	23	3 921	1 560
2 000 bis 4 999 kg .....	39 466	3 062	821	85	40 287	3 147
5 000 kg und mehr .....	65 223	3 520	1 528	83	66 751	3 603
Anhänger mit Spezialaufbau	9 088	2 070	1 214	314	10 302	2 384
Anhänger zusammen .....	177 191	16 026	6 520	864	183 711	16 890
Fahrzeuge zusammen .....	798 971	80 147	48 248	5 477	847 219	85 624

**3.1.5** Die Stichprobe wurde gleich nach der Auswahl schichtweise auf 26 gleich große **Unterstichproben** (Serien) aufgeteilt. Damit wurde die Voraussetzung geschaffen, daß die Erhebung zur Sicherung repräsentativer Jahresergebnisse in 26 gleichmäßig über das Jahr 1959 verteilten Wochen durchgeführt werden konnte und daß für jeden Berichtszeitraum jeweils eine repräsentative Serie zur Verfügung stand. Zur Vorbereitung der Fehlerrechnung wurden auch die Serien-Nummern auf die Erhebungspapiere übertragen.

**3.1.6** Für die **Hochrechnung** kommt praktisch nur die Multiplikation mit den reziproken Auswahlätzen in Betracht. Die echten Ausfälle sollen durch Doppeln von Unterlagen ausgeglichen werden.

**3.7.1** Zur **Fehlerrechnung** sollen die parallelen Unterstichproben angewandt werden, die bereits unmittelbar nach dem Ziehen der Stichprobe gebildet worden sind (vgl. 3.1.5).

### 3.2 Unternehmensauswahl

**3.2.1** Als **Grundlage** für die Auswahl der Unternehmen, die gewerblich Güterkraftverkehr betreiben, mußten ebenfalls die Fahrzeugkarteien des Kraftfahrt-Bundesamtes benutzt werden. Um die Schwierigkeiten bei der Hochrechnung, die wegen des Aus-

einanderfallens von Auswahlinheit und Erhebungseinheit unvermeidbar sind (vgl. 2.5), möglichst zu verkleinern, wurde für die mittelbare Auswahl der Unternehmen ein einheitlicher Auswahlssatz vorgesehen.

**3.2.2** Der **Auswahlssatz** war so festzulegen, daß mittelbar knapp 3500 Unternehmen ausgewählt wurden. Dabei war zu berücksichtigen, daß von Unternehmen, die mehr als ein Fahrzeug besaßen, zufällig mehrere Fahrzeuge in die Stichprobe fallen konnten; infolgedessen mußte die Zahl der ausgewählten Unternehmen hinter der Zahl der ausgewählten Fahrzeuge zurückbleiben.

Auf Grund einer Probeauswahl im Regierungsbezirk Darmstadt wurde geschätzt, daß durch diesen Effekt etwa 4 bis 6 vH weniger Unternehmen als Fahrzeuge erfaßt würden. Zur Auswahl von etwa 3500 Unternehmen mußten also etwa 3700 Fahrzeuge von insgesamt rund 106000 Kraftfahrzeugen des gewerblichen Verkehrs ausgewählt werden. Der diesen Zahlen entsprechende Auswahlssatz von rund 3,5 vH war technisch ungünstig, weil die Unternehmensauswahl mit der Fahrzeugauswahl gekoppelt werden mußte (vgl. 2.4). Daher wurde für die Unternehmensstichprobe der Auswahlssatz  $1/32$  festgelegt.

Mit diesem Auswahlssatz konnte die Unternehmensstichprobe verhältnismäßig einfach durch Unterauswahlen aus der Fahrzeugstichprobe gezogen werden, weil im Bereich des gewerblichen Verkehrs die dafür günstigen Auswahlssätze

$$1/32 - 1/16 - 1/8 - 1/4 - 1/2 - 1/1$$

verwandt worden sind (vgl. 3.1.3).

**3.2.3** Insgesamt wurden auf diese Weise 3330 Fahrzeuge und damit 3 180 Unternehmen gezogen. Die Zahl der ausgewählten Unternehmen ist somit um 5 vH hinter der Zahl der Kraftfahrzeuge zurückgeblieben; diese Quote stimmt gut mit den geschätzten Werten überein.

**3.2.4** Mit Rücksicht darauf, daß die Unternehmen mittelbar über Fahrzeuge ausgewählt werden mußten, haben die Unternehmen je nach ihrer Fahrzeugzahl verschieden große Auswahlchancen gehabt. Um Verzerrungen zu vermeiden, muß dieser Umstand bei der **Hochrechnung** durch unterschiedliche Hochrechnungsfaktoren berücksichtigt werden (vgl. I.3.3.2, S. 91). In Übersicht II.24.4 sind die Hochrechnungsfaktoren zusammengestellt, die für den Auswahlssatz  $1/32$  nach der Formel berechnet worden sind, die in Übersicht I.3.8 (S. 91) erläutert ist.

Übersicht II.24.4

Anzahl der Motorfahrzeuge des Unternehmens	Hochrechnungsfaktor	Anzahl der Motorfahrzeuge des Unternehmens	Hochrechnungsfaktor
1	32	16	2,5
2	16,3	17	2,4
3	11,0	18	2,3
4	8,4	19	2,2
5	6,8	20	2,1
6	5,8	21 und 22	2,0
7	5,0	23 und 24	1,9
8	4,5	25 und 26	1,8
9	4,0	27 bis 29	1,7
10	3,7	30 bis 32	1,6
11	3,4	33 bis 36	1,5
12	3,2	37 bis 42	1,4
13	3,0	43 bis 49	1,2
14	2,8	50 bis 64	1,2
15	2,6	65 bis 89	1,1
		90 und mehr	1,0

## II.24

### 4. Stichprobenplan für den Güterverkehr mit Binnenschiffen

Für die Auswahl der Unternehmen, die gewerblich Güterverkehr mit Binnenschiffen betreiben, konnte eine Unternehmenskartei erstellt werden (vgl. Ziffer 2.5). Aufgrund dieser Kartei war es möglich, den Stichprobenplan wesentlich einfacher als im Bereich des Güterkraftverkehrs zu gestalten. So wurden insbesondere zuerst die Unternehmen und dann erst die Fahrzeuge ausgewählt.

**4.1** Durch Sortieren der Unternehmenskartei wurden vier Schichten von Unternehmen nach der Zahl ihrer Binnenschiffe gebildet. Übersicht II.24.5 zeigt die Abgrenzung der Schichten, die für die **Unternehmensauswahl** vorgesehenen Auswahlsätze sowie die Anzahl der Unternehmen in der Auswahlmasse und in der Stichprobe:

Übersicht II.24.5

Schicht Nr.	Unternehmen des gewerblichen Verkehrs mit ... Binnenschiffen	Auswahlsätze für Unternehmens- auswahl	Unternehmen	
			in der Auswahlmasse	in der Stichprobe
		vH	Anzahl	
1	1	25	3 129	782
2	2 bis 4	50	448	224
3	5 bis 9	100	64	64
4	10 und mehr	100	62	62
1 bis 4	Zusammen	(30,6)	3 703	1 132

Die Unternehmen mit 5 und mehr Schiffen (Schichten 3 und 4) wurden vollzählig in die Stichprobe genommen; von den Unternehmen mit 1 Schiff (Schicht 1) und mit 2 bis 4 Schiffen (Schicht 2) wurden dagegen 25 vH bzw. 50 vH in die Stichprobe einbezogen. Nach diesem Plan fallen von insgesamt rd. 3 700 Unternehmen des gewerblichen Verkehrs 1 132 Unternehmen in die Stichprobe; dieser Stichprobenumfang hält sich knapp unter der gesetzlich festgelegten Höchstgrenze (vgl. Ziffer 2.3) von 1 200 Unternehmen.

In den Schichten 1 und 2 wurden die Unternehmen angeordnet nach

Unternehmen ohne bzw. mit Tank-Schiffen;  
der Gesamtzahl ihrer Schiffe;  
der Anzahl ihrer Motorschiffe.

Die so geordneten Schichten 1 und 2 wurden in 4 bzw. 2 Gruppen aufgeteilt. Für jede Gruppe wurde dann die Gliederung nach Schiffsarten, die gesamte Nutzlast der Binnenschiffe und die Motorleistung der Schlepper ermittelt und mit den entsprechenden Werten der Schicht verglichen. Als Stichprobe wurde jeweils diejenige Gruppe genommen, die der Schicht am besten entsprach. Es ist zu erwarten, daß durch die Anordnung und die kontrollierte Auswahl (vgl. I.3.2.7, S. 86) die Genauigkeit der Ergebnisse verbessert wird.

**4.2** Bei der **Fahrzeugauswahl** mußte außer den 4 Schichten, die für die Unternehmensauswahl im Bereich des gewerblichen Verkehrs vorgesehen wurden, eine weitere Schicht gebildet werden, in der die im Werkverkehr eingesetzten Schiffe zusammengefaßt sind. Die Auswahlsätze für die Fahrzeugauswahl sowie die Anzahl der Schiffe in der Auswahlmasse und in der Stichprobe gehen aus Übersicht II.24.6 (vgl. S. 387) hervor.

Bei der Festlegung der Auswahlsätze war zu berücksichtigen, daß höchstens 1 800 Binnenschiffe in die Fahrzeugerhebung einbezogen werden durften und ferner, daß zu jedem befragten Unternehmen mindestens ein Fahrzeug in die Stichprobe ge-



nommen werden sollte. In Schicht 1 (Unternehmen mit einem Schiff) mußte daher für die Fahrzeugauswahl der gleiche Auswahlatz wie für die Unternehmensauswahl (d. h. 25 vH) verwendet werden. Dieser Auswahlatz wurde auch für die übrigen Schichten vorgesehen; nur für die stark besetzte Schicht 4 wurde der Auswahlatz 20 vH eingesetzt, weil andernfalls die gesetzliche Höchstgrenze überschritten worden wäre.

Übersicht II.24.6

Schicht Nr.	Gewerbebereich Unternehmen mit ... Schiffen	Auswahlatz für die Fahrzeugauswahl	Binnenschiffe	
			in der Auswahlmasse	in der Stichprobe
		vH	Anzahl	
1	Gewerblicher Verkehr	25	3 129	782
2	1	25	1 063	266
3	2 bis 4	25	401	100
4	5 bis 9	20	2 295	459
5	10 und mehr	25	382	96
1 bis 5	Werkverkehr	(23,4)	7 270	1 703
	Zusammen			

Die erforderliche Verzahnung von Fahrzeugauswahl und Unternehmensauswahl wurde erreicht, indem je Schicht nur die Schiffe der ausgewählten Unternehmen in die Auswahlmasse für die Fahrzeugauswahl genommen und die einem Unternehmen gehörigen Binnenschiffe hintereinander gelegt wurden. Die so angeordneten Schiffskarten wurden in Gruppen aufgeteilt:

Schicht 2 in 2 Gruppen,  
Schicht 3 in 4 Gruppen,  
Schicht 4 in 5 Gruppen,  
Schicht 5 in 4 Gruppen.

Ebenso wie bei der Unternehmensauswahl wurde die mit der Auswahlmasse am besten übereinstimmende Gruppe als Stichprobe verwandt.

In Übersicht II.24.7 sind die Werte in der Auswahlmasse und in der Stichprobe für die beiden wichtigsten Kontrollmerkmale (Nutzlast der Frachtschiffe und Gesamtleistung der Schlepper) zusammengestellt.

Übersicht II.24.7

Schicht Nr.	Hoch- rechnungs- faktor	Nutzlast der Motorschiffe und Kähne in 1 000 t			Gesamtleistung der Schlepper in 1 000 PS		
		in der Gesamtheit	in der Stichprobe		in der Gesamtheit	in der Stichprobe	
			Grundwert	hoch- gerechneter Wert		Grundwert	hoch- gerechneter Wert
1	2	3	4	5	6	7	
1	4	1 441,4	361,0	1 444,0	65,5	17,1	68,4
2	4	542,8	134,0	536,0	50,4	12,6	50,4
3	4	261,5	63,6	254,4	12,6	4,2	16,8
4	5	1 992,6	400,4	2 002,0	113,2	22,1	110,5
5	4	149,3	40,4	161,6	7,9	2,8	11,2
1 bis 5	—	4 387,6	(999,4)	4 398,0	249,6	(58,8)	257,3

Die hochgerechneten Stichprobenwerte weichen verhältnismäßig wenig von den Werten in der Auswahlmasse ab. Die gute Übereinstimmung wird voraussichtlich für die Verkehrsleistungen und die Kosten eine erhebliche Genauigkeitsverbesserung

II.24

bringen, da diese Untersuchungsmerkmale mit den beiden Kontrollmerkmalen gut korreliert sein dürften.

Die Stichprobe wurde anschließend nach dem gleichen Prinzip schichtweise in 4 möglichst gleiche Serien aufgeteilt. Jede dieser repräsentativen Teil-Stichproben wurde für die Fahrzeugerhebung in einem Vierteljahr 1959 vorgesehen.

4.3 Für die **Hochrechnung** der Ergebnisse aus der Fahrzeugerhebung und aus der Unternehmenserhebung im Bereich der Binnenschifffahrt ist das Verfahren der freien Hochrechnung vorgesehen. Die **Fehlerrechnung** soll auf 4 Unterstichproben aufgebaut werden.

5. Stichprobenplan für den Güterverkehr mit Eisenbahnen

Außer der Deutschen Bundesbahn dürfen nach der gesetzlichen Grundlage der Statistik bis zu 100 andere Eisenbahnen in die Erhebung einbezogen werden. Von den insgesamt 192 nicht bundeseigenen Eisenbahnen (Stand Ende 1957) wurden zunächst 27 Unternehmen ausgeschieden, die nur Personenverkehr unterhalten bzw. in Berlin (West) oder im Saarland betrieben werden, sowie die Bahnen, die bis Ende 1958 stillgelegt waren oder deren Betrieb von der Deutschen Bundesbahn verwaltet wird.

Die 162 restlichen Unternehmen wurden nach ihrer Güterverkehrsleistung in 3 Schichten eingeteilt; in eine Sonderschicht wurden diejenigen Bahnen eingeordnet, die möglicherweise Werkverkehr betreiben oder die Stilllegungsabsichten haben. Zur Verbesserung der Ergebnisgenauigkeit wurden die Unternehmen in den beiden repräsentativ erfaßten Schichten 1 und 2 nach der Güterverkehrsleistung der Unternehmen angeordnet. Übersicht II.24.8 zeigt den Plan für die Auswahl der Eisenbahnunternehmen.

Übersicht II.24.8

Schicht Nr.	Güterverkehrsleistung in Millionen tkm	Auswahlsatz	Unternehmen	
			in der Auswahlmasse	in der Stichprobe
		vH	Anzahl	
1	bis unter 0,5	20	76	15
2	0,5 bis unter 2,0	50	40	20
3	2,0 und mehr	100	42	42
4	Sonderschicht	100	7	7
1 bis 4	Zusammen	(51)	165	84

Aus den angeordneten Schichten 1 und 2 wurden 5 bzw. 2 Gruppen nach dem systematischen Auswahlverfahren gebildet. Als Stichprobe wurde jeweils diejenige Gruppe gewählt, die der Auswahlmasse in der Verkehrsleistung, dem Güterwagenbestand und der regionalen Aufteilung auf die Bundesländer am besten entsprach; die Unternehmen in Schichten 3 und 4 wurden total in die Stichprobe einbezogen. Insgesamt enthielt die Stichprobe somit 84 Unternehmen.

In Übersicht II.24.9 (vgl. S. 389) sind die Güterverkehrsleistungen und der Güterwagenbestand je Schicht für die Auswahlmasse und die Stichprobe zusammengestellt. Zu vergleichen sind die Werte in der Auswahlmasse und die entsprechenden hochgerechneten Stichprobenwerte. Die Übereinstimmung in beiden Merkmalen ist gut; besonders genau werden die Güterverkehrsleistungen 1957 durch die Stichprobe ermittelt, weil dieses Merkmal zur Schichtung und Anordnung herangezogen worden ist. Es kann erwartet werden, daß der damit erreichte Schichtungs- und Anordnungseffekt zum größten Teil bei der Erhebung der Verkehrsleistungen 1959 wirksam wird.

Übersicht II.24.9

Schicht Nr.	Hoch- rechnungs- faktor	Güterverkehrsleistungen 1957 in Millionen tkm			Güterwagenbestand Ende 1957		
		in der Auswahl- masse	in der Stichprobe		in der Auswahl- masse	in der Stichprobe	
			Grundwert	hoch- gerechneter Wert		Grundwert	hoch- gerechneter Wert
	1	2	3	4	5	6	7
1	5	18,7	3,8	19,0	1 772	379	1 895
2	2	38,8	19,3	38,6	2 124	688	1 376
3	1	559,8	559,8	559,8	5 750	5 750	5 750
4	1	96,3	96,3	96,3	918	918	918
1 bis 4	—	713,6	(679,2)	(713,7)	10 564	(7 735)	9 939

Aus Übersicht II.24.9 ist weiter zu entnehmen, daß die ausgewählten 84 Unternehmen etwa 95 vH der Güterverkehrsleistungen im Bereich der nichtbundeseigenen Eisenbahnen erbringen. Aus diesem Grunde konnte darauf verzichtet werden, den gesetzlich zulässigen Stichprobenumfang in höherem Maße auszuschöpfen.

Das Verfahren für die Hochrechnung soll endgültig erst auf Grund der Ergebnisse der Erhebung festgelegt werden. Außer der freien Hochrechnung kommt auch ein Verfahren der gebundenen Hochrechnung in Betracht, da für die Gesamtheit der nicht bundeseigenen Eisenbahnen einige Unterlagen verfügbar sind.

## 6. Durchführung der Stichprobenpläne

Die Erhebungen sind zum größten Teil abgeschlossen. Dabei mußte besonderer Wert darauf gelegt werden, daß möglichst wenig Erhebungsbogen unbeantwortet blieben. Aus diesem Grunde wurden bis zu drei Mahnungen versandt und gegen die Auskunftspflichtigen, deren Antwort dann immer noch ausstand, ein Bußgeldverfahren eingeleitet. Auf Grund dieser Bemühungen konnte eine verhältnismäßig gute Antwortquote erreicht werden.

Aufschluß über den Erfolg der Maßnahmen zur Steigerung des Rückflusses gibt Übersicht II.24.10 für die Fahrzeugerhebung im Kraftverkehr.

Übersicht II.24.10

Erhebungsbogen	Kraftfahrzeuge			Kraftfahrzeuganhänger			Fahrzeuge insgesamt		
	Anzahl	Anteil in vH		Anzahl	Anteil in vH		Anzahl	Anteil in vH	
Versand Eingegangen <sup>1)</sup>	65 431	100	—	16 515	100	—	81 946	100	—
	62 733	95,9	100	16 232	98,3	100	78 965	96,4	100
1. davon									
ohne Mahnung	36 024	—	57,4	10 895	—	67,1	46 919	—	59,4
nach erster Mahnung	10 406	—	16,6	2 340	—	14,4	12 746	—	16,1
nach zweiter Mahnung	8 064	—	12,9	1 450	—	9,0	9 523	—	12,1
nach dritter Mahnung	5 733	—	9,1	1 165	—	7,2	6 898	—	8,7
nach Bußgeldverfahren	2 506	—	4,0	373	—	2,3	2 879	—	3,6
2. davon									
brauchbar	51 041	—	81,4	15 375	—	94,7	66 416	—	84,1
unbrauchbar	11 692	—	18,6	857	—	5,3	12 549	—	15,9
darunter									
postalisch unzustellbar	372	—	0,6	46	—	0,3	418	—	0,5
nicht zum Güterverkehr eingesetzt	6 541	—	10,4	265	—	1,5	6 806	—	8,6
Fahrzeug aus dem Ver- kehr gezogen	4 779	—	7,6	546	—	3,4	5 325	—	6,7

<sup>1)</sup> Stand 15.5.1960

## II.24

Danach sind bei dieser Erhebung insgesamt rund 97 vH der versandten Erhebungsbogen wieder eingegangen, davon allerdings nur etwa 60 vH ohne Mahnung (vgl. die erste Gliederung in Übersicht II.24.10). Unter den eingegangenen Erhebungsbogen waren etwa 84 vH brauchbar. Der größte Teil der unbrauchbaren Erhebungsbogen ist, wie die zweite Gliederung in Übersicht II.24.10 zeigt, darauf zurückzuführen, daß Fahrzeuge nicht im Güterverkehr eingesetzt oder ganz aus dem Verkehr gezogen worden sind. Diese Ausfälle beruhen zum Teil auf Veränderungen seit den Stichtagen der Auswahl (1.7. bzw. 31.12.1958), der Rest ist auf Fehler in den Auswahlgrundlagen zurückzuführen.

# Statistik der Kraftfahrzeugfahrleistungen im Jahre 1959

K.-A. Schäffer<sup>1)</sup> und W. Schmidt<sup>2)</sup>

## 1. Ziel der Erhebung

Die Statistik soll Unterlagen liefern über die jährlichen km-Fahrleistungen der Kraftfahrzeuge und deren Anhänger, die zum Verkehr auf öffentlichen Straßen in der Bundesrepublik Deutschland zugelassen sind. Die Statistik soll ferner Aufschluß über die Dauer und die saisonale Verteilung von zeitweiligen Stilllegungen geben.

Diese Angaben werden für Überlegungen und Maßnahmen auf den Gebieten der Verkehrspolitik, der Verkehrssicherheit und der Verkehrswirtschaft benötigt. Insbesondere erfordert die Auswertung der Verkehrsunfallstatistiken neben den Angaben über den Kraftfahrzeugbestand zusätzlich die Kenntnis der km-Fahrleistungen der einzelnen Kraftfahrzeuggruppen. Auch für die Beurteilung der Verkehrsdichte und ihrer künftigen Entwicklung werden neben Bestandszahlen Angaben über die Fahrleistungen benötigt.

Nach der Rechtsgrundlage der Statistik (Verordnung vom 11. 4. 1959) war die Erhebung auf Stichprobenbasis durchzuführen. Der durchschnittliche Auswahlsatz durfte nicht mehr als 5 vH des Gesamtbestands an Kraftfahrzeugen und deren Anhänger betragen. Die Statistik wird zur Zeit aufbereitet.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** umfaßt 13 Tabellen. Diese Tabellen sehen für die Gesamtfahrleistungen und für die durchschnittlichen Fahrleistungen Gliederungen vor nach

- 24 Fahrzeuggruppen,
- 8 Fahrzeugarten,
- 5 Baujahrgruppen,
- 2 Antriebsarten der Kraftfahrzeuge (Dieselantrieb — andere Antriebsarten),
- dem Beruf oder Gewerbe des Fahrzeughalters (12 Gruppen),
- dem Standort des Fahrzeuges (11 Bundesländer),
- dem Monat bzw. der Dauer der Stilllegung,
- der Verkehrsart (überwiegend Nah- oder Fernverkehr),
- der Nutzungsart (überwiegend berufliche oder private Nutzung).

Entsprechend dem Zweck der Statistik kommt der Gliederung nach den 24 Fahrzeuggruppen die größte Bedeutung zu. Wichtig sind ferner vor allem die kombinierten Gliederungen nach Fahrzeuggruppen und nach dem Beruf bzw. dem Gewerbe des Fahrzeughalters sowie die Gliederungen nach Ländern, nach Baujahrgruppen und nach Antriebsarten.

Die in den 13 Tabellen vorgesehenen Ergebnissgliederungen sind ein Maximalprogramm, das aus sachlichen und methodischen Gründen voraussichtlich nicht in allen Teilen mit angemessener Genauigkeit erfüllt werden kann. Das endgültige Tabellenprogramm soll erst auf Grund der Ergebnisse der Statistik und der zugehörigen Fehlerrechnung festgelegt werden, weil vorher keine ausreichenden Grundlagen für eine sichere Beurteilung der Aussagefähigkeit von Einzelergebnissen zur Verfügung stehen. Der Stichprobenplan soll jedoch so angelegt werden, daß die obengenannten Haupttabellen möglichst ohne Einschränkung in das Veröffentlichungsprogramm übernommen werden können.

**2.2 Die Erhebungsgesamtheit** umfaßt alle Straßenfahrzeuge, die im Jahre 1959 in der Bundesrepublik zugelassen waren sowie die Fahrräder mit Hilfsmotor (Mopeds); aus-

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

<sup>2)</sup> Dipl.-Math. Wolfgang Schmidt, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.25

genommen sind die Kraftomnibusse und die land- oder forstwirtschaftlich genutzten Zugmaschinen sowie deren Anhänger.

Auf die Erhebung der Fahrleistungen von Kraftomnibussen kann verzichtet werden, weil die erforderlichen Angaben aus anderen Statistiken zur Verfügung stehen. Die land- und forstwirtschaftlich genutzten Zugmaschinen und Anhänger wurden nicht in die Erhebung einbezogen, weil diese Fahrzeuge meist keine km-Zähler haben und nur einen Teil ihrer Fahrleistungen auf öffentlichen Straßen zurücklegen.

**2.3 Für die Erhebung** der Fahrleistungen und der übrigen Untersuchungsmerkmale (Zeitraum der Stilllegung, Nutzungsart) wurden Fahrzeuge als Erhebungseinheiten ausgewählt. An die Halter der in die Stichprobe einbezogenen Fahrzeuge wurden die Erhebungspapiere in Form von Doppelpostkarten versandt; die Antwortpostkarte wurde als Fragebogen vorgesehen. Die Beantwortung der Fragen war freiwillig.

Nach den Erfahrungen der Probeerhebung (vgl. 3.2, S. 393) mußte damit gerechnet werden, daß ein großer Teil der angeschriebenen Fahrzeughalter nicht ohne Mahnung antworten würde. Damit der Anteil der Antwortausfälle und der damit verbundene systematische Erhebungsfehler möglichst klein bleiben, wurde vorgesehen, ggf. bis zu zwei Mahnungen zu versenden.

Besondere Maßnahmen waren erforderlich, um die Fahrleistungen auch bei denjenigen Fahrzeugen möglichst lückenlos zu erfassen, die während des Jahres 1959 umgeschrieben worden sind. Zur Ermittlung der Gesamtfahrleistung mußten in diesen Fällen alle Fahrzeughalter befragt werden, die das ausgewählte Fahrzeug im Jahre 1959 gehalten haben.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** stand die Kraftfahrzeug-Bestandskartei des Kraftfahrt-Bundesamtes zur Verfügung. Diese Kartei enthält u. a. Angaben über die Art und die Größe der Fahrzeuge, die Fahrgestellnummer und den Hersteller sowie über den Beruf bzw. das Gewerbe des Fahrzeughalters. Die Adressen der Fahrzeughalter sind dagegen nicht in den Lochkarten der Bestandskartei enthalten. Diese Angaben konnten jedoch aus der Fahrgestellkartei entnommen werden, die aus Zulassungsmeldungen besteht und nach Herstellern und Fahrgestellnummern geordnet ist (vgl. auch II.24, S. 380).

Die Fahrräder mit Hilfsmotor (Mopeds) werden in einer gesonderten Kartei geführt. Sie setzt sich aus den Anzeigen der Versicherer an das Kraftfahrt-Bundesamt zusammen und enthält außer der Adresse des Fahrzeughalters und einigen anderen Daten nur die Versicherungskennzeichen; der Beruf des Halters kann aus dieser Kartei nicht entnommen werden.

**2.5 Die Genauigkeit** soll nach der Bedeutung der Ergebnisse abgestuft werden. Als Maß für die „Bedeutung“ dient die Gesamtfahrleistung der Fahrzeuge, für die ein Ergebnis ausgewiesen wird. Dieses Prinzip soll vor allem für die Haupttabellen, d. h. für die Tabellen nach Fahrzeuggruppen, nach Beruf bzw. Gewerbe des Fahrzeughalters sowie nach Baujahrguppen, gelten (vgl. 2.1, S. 391).

**2.6 Der Stichprobenumfang** wurde nach den Geldmitteln, die dem Kraftfahrt-Bundesamt zur Verfügung stehen, auf rund 205 000 Kraftfahrzeuge und Anhänger festgelegt. Diese Zahl entsprach einem durchschnittlichen Auswahlsatz von etwa 2,1 vH. Der in der Rechtsverordnung vorgeschriebene Höchstsatz von 5 vH der Fahrzeuge konnte somit nur etwa zur Hälfte ausgenutzt werden.

**2.7 Um das Ziehen der Stichprobe zu erleichtern, wurden folgende runde Auswahlsätze angewandt:**

100 — 50 — 25 — 10 — 5 — 2,5 — 1 — 0,5 — 0,25 vH

Die Beschränkung auf diese Auswahlsätze war notwendig, um die Stichprobe aus der Gesamtheit von 6,7 Millionen Lochkarten technisch einfach ziehen zu können.

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Die Voruntersuchungen wurden zunächst beschränkt auf den Fahrzeugbestand am 1. Juli 1959. Die Fahrzeuge, die vor diesem Zeitpunkt gelöscht oder die nach diesem Zeitpunkt neu zugelassen worden sind, wurden erst später (4.1, S. 394) in die Stichprobenplanung einbezogen.

Für die Untersuchungen mußte eine **Schätzung der Bestandszahlen** in der Gliederung nach Beruf bzw. Gewerbe des Fahrzeughalters zugrunde gelegt werden. Für Kraftroller, Motorräder und andere Krafträder wurden die Bestandszahlen vom 1. Januar 1959 verwendet, da angenommen werden konnte, daß der Gesamtbestand in diesen Gruppen sich nur wenig geändert hat. Die Anzahl der übrigen Fahrzeuge wurde auf Grund der Zählung zum 1. Juli 1958 und der langjährigen Entwicklung geschätzt.

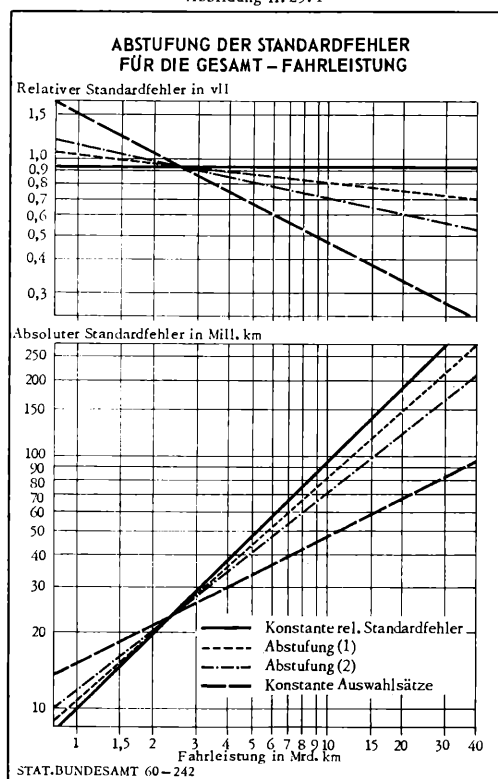
**3.2** Die **Probeerhebung**, die im Jahre 1956 durchgeführt worden ist, hat wertvolle Erfahrungen zur Erhebungstechnik vermittelt. Aus den Ergebnissen der Probeerhebung konnten vor allem aber auch Anhaltspunkte über die durchschnittlichen Fahrleistungen und die Variabilität der Fahrleistungen in bestimmten Fahrzeuggruppen gewonnen werden.

Die bei der Probeerhebung angewandte Gliederung der Kraftfahrzeuge stimmt nur teilweise mit der jetzt im Tabellenprogramm vorgesehenen Gruppierung überein. Die für die Stichprobenplanung benötigten Näherungswerte für die durchschnittliche Fahrleistung und für die Variationskoeffizienten mußten daher umgeschätzt werden. Die Schätzwerte für die durchschnittliche Fahrleistung im Jahre liegen zwischen 3000 km und 40000 km, die Variationskoeffizienten für die Fahrleistung zwischen 60 vH und 140 vH.

**3.3** Die Forderung, daß die Genauigkeit der einzelnen Ergebnisse in den Haupttabellen nach ihrer Bedeutung abgestuft werden soll (vgl. 2.5, S. 392), kann nur dann erfüllt werden, wenn der Fahrzeugbestand durch Sortieren nach den wichtigsten Gliederungsmerkmalen — den Kraftfahrzeuggruppen sowie dem Beruf bzw. dem Gewerbe des Fahrzeughalters — in **Schichten** eingeteilt wird. Aus jeder Schicht wurde gesondert eine Stichprobe mit einem Auswahlssatz gezogen, der so bestimmt wurde, daß die Genauigkeitsanforderung erfüllt ist.

**3.4** Die Zusammenhänge zwischen Schichtung, Stichprobenumfang und Genauigkeit wurden zunächst in zwei Versuchsstichprobenplänen untersucht. Sie unterscheiden sich durch die **Genauigkeitsabstufung**, die bei ihrer Planung zugrunde gelegt wurde. Eine graphische Darstellung der beiden Abstufungen (1) und (2) wird in Abbildung II.25.1 für die relativen und absoluten Standardfehler gegeben. Die Abbildung läßt erkennen, daß die Abstufungen (1) und (2) Kompromisse zwischen zwei Ex-

Abbildung II. 25. 1



## II.25

tremfällen sind: Die horizontale Linie im oberen Teil der Abbildung entspricht einem konstanten relativen Standardfehler in allen Schichten; ihm entsprechen sehr unterschiedliche absolute Standardfehler für die Gesamtfahrleistung (vgl. den unteren Teil der Abbildung). Andererseits kennzeichnet die unterbrochene Linie konstante Auswahlssätze in den Schichten; zu diesem Extrem gehören sehr unterschiedliche relative Standardfehler. Von den untersuchten Abstufungen (1) und (2) kommt die Abstufung (1) dem Grenzfall eines konstanten relativen Standardfehlers in den Schichten näher, während die Abstufung (2) mehr dem anderen Grenzfall entspricht. Übersicht II.25.1 zeigt die Spannen der relativen und absoluten Standardfehler für die beiden Abstufungen, die in der nach 24 Fahrzeuggruppen gegliederten Tabelle 1 zu erwarten sind.

Übersicht II.25.1

Abstufung	Spanne der Standardfehler	
	kleinster Wert	größter Wert
Absoluter Standardfehler in Millionen km		
(1)	10,3	314
(2)	10,6	225
Relativer Standardfehler in vH		
(1)	0,9	1,9
(2)	0,6	1,7

Von der Genauigkeitsabstufung nach der Gesamtfahrleistung wurden lediglich die Mopeds ausgenommen. Für diese Fahrzeuggruppe wurde ein rund doppelt so großer Zufallsfehler zugelassen, weil bei ihrer Erhebung größere systematische Fehler zu erwarten sind. Auch in den Anhängergruppen muß damit gerechnet werden, daß wegen des Fehlens von km-Zählern die Erhebungsfehler größer als in den übrigen Kraftfahrzeuggruppen sein werden.

**3.5** Bei der Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die Schichten wurde von der Voraussetzung ausgegangen, daß die Aufgliederung der Ergebnisse nach Kraftfahrzeuggruppen in Tabelle 1 von hervorragender Bedeutung ist, und daß aus diesem Grunde die geforderte Genauigkeitsabstufung in dieser Tabelle möglichst genau eingehalten werden muß. Der Gesamtstichprobenumfang von rund 205 000 Kraftfahrzeugen wurde mit Hilfe eines Nomogramms (vgl. III.8.4, S. 594) zunächst so auf die einzelnen Fahrzeuggruppen verteilt, daß in ihnen die Genauigkeit nach der Gesamtfahrleistung abgestuft ist.

Die so für die Fahrzeuggruppen festgelegten Stichprobenumfänge wurden anschließend nach demselben Prinzip weiter auf die Schichten innerhalb jeder Fahrzeuggruppe (mit Ausnahme der Mopeds) aufgeteilt. Damit wurde erreicht, daß die Genauigkeitsabstufung näherungsweise auch für die nächstwichtigste Tabelle 2 erfüllt ist. Die Mopeds mußten ausgenommen werden, weil sie mangels geeigneter Unterlagen nicht nach dem Beruf bzw. dem Gewerbe des Halters sortiert werden können. Die Gesamtheit der Mopeds wurde deshalb als eine Schicht behandelt.

**3.6** Die zu den Abstufungen (1) und (2) gehörenden Stichprobenumfänge und die geschätzten relativen Standardfehler in den Kraftfahrzeuggruppen gehen aus Übersicht II.25.2 (vgl. S. 395) hervor. Der Vergleich der beiden Abstufungen zeigt, daß sich die Stichprobenumfänge für die stark besetzte Gruppe der Personenkraftwagen mit 1 000 bis 1 499 ccm Hubraum erheblich unterscheiden. In den übrigen Kraftfahrzeuggruppen sind dagegen die Unterschiede nicht sehr groß. Bei beiden Plänen wird rund ein Viertel des Gesamtstichprobenumfangs für die Kraftfahrzeuganhänger verbraucht.

## 4. Endgültiger Stichprobenplan

**4.1** Im endgültigen Stichprobenplan mußten außer dem Fahrzeugbestand zu einem bestimmten Zeitpunkt (vgl. 3.1, S. 393) auch diejenigen Fahrzeuge berücksichtigt werden, die vor Ende 1959 endgültig aus dem Verkehr gezogen worden sind, sowie die Fahrzeuge, die nach dem 1. Januar 1959 (Krafträder) oder nach dem 1. Juli 1959 (übrige Fahrzeuge) erstmals zum Verkehr zugelassen worden sind.



## Übersicht II.25.2

Kraftfahrzeuggruppe	Geschätzte Zahl der Fahrzeuge		Durchschnittlicher Auswahl- satz in vH bei Fehlerabstufung		Relativer Standardfehler in vH bei Fehlerabstufung		
	insgesamt	in der Stichprobe bei Fehlerabstufung		(1)	(2)	(1)	(2)
		(1)	(2)				
Fahrräder mit Hilfsmotor (Mopeds) .....	2 100 000	5 250	5 250	0,3	0,3	2,1	2,1
Kraftroller .....	437 314	5 508	5 087	1,3	1,2	1,3	1,2
Krafträder mit Hubraum bis 99 cm <sup>1)</sup> .....	365 207	14 582	13 915	4,0	3,8	1,6	1,2
100 bis 125 cm .....	234 433	10 046	9 183	4,3	3,9	1,4	1,4
126 bis 174 cm .....	210 156	5 338	4 179	2,5	2,0	1,9	1,4
175 bis 199 cm .....	359 796	5 735	4 864	1,6	1,4	1,5	1,5
200 cm und mehr .....	455 050	7 212	8 769	1,6	1,9	1,4	1,1
Personenkraftwagen mit Hub- raum .....							
bis 499 cm .....	377 000	10 332	11 539	2,7	3,1	1,2	0,9
500 bis 699 cm .....	396 100	10 465	11 131	2,6	2,8	1,0	0,9
700 bis 999 cm .....	186 900	9 263	7 426	5,5	4,4	1,3	1,4
1 000 bis 1 499 cm .....	1 995 000	8 999	16 201	0,5	0,8	0,9	0,6
1 500 cm und mehr .....	485 000	6 065	7 281	1,3	1,5	1,0	0,8
Kombinationskraftwagen .....	226 000	6 500	8 915	2,9	3,9	1,3	0,9
Lastkraftwagen mit Nutzlast bis 1 999 kg <sup>2)</sup> .....	399 000	7 754	10 056	1,9	2,5	1,2	1,0
2 000 bis 4 999 kg .....	170 000	6 620	7 895	3,9	4,6	1,1	0,9
5 000 bis 6 499 kg .....	34 200	4 286	3 335	12,5	9,8	1,3	1,3
6 500 kg und mehr .....	34 800	4 930	3 305	14,2	9,5	1,6	1,7
Zugmaschinen <sup>3)</sup> .....	71 000	8 470	8 220	11,9	11,6	1,4	1,5
Sonstige Kraftfahrzeuge <sup>4)</sup> .....	47 600	13 035	9 960	27,4	20,9	1,4	1,4
Kraftfahrzeuge zusammen .....	8 584 556	150 390	156 511	(1,8)	(1,8)	(0,4)	(0,3)
Kraftfahrzeuganhänger <sup>3)</sup> mit Nutzlast .....							
bis 1 999 kg <sup>5)</sup> .....	139 000	16 485	14 685	11,9	10,6	1,2	1,3
2 000 bis 5 999 kg .....	77 200	13 145	11 862	17,0	15,4	1,0	1,1
6 000 bis 8 999 kg .....	28 100	6 740	6 090	24,0	21,7	1,3	1,3
9 000 kg und mehr .....	33 200	6 075	6 075	18,3	18,3	1,2	1,2
für sonstige Zwecke <sup>6)</sup> .....	47 500	13 165	12 340	27,7	26,0	1,2	1,2
Kraftfahrzeuganhänger zusammen .....	325 000	55 610	51 052	(17,1)	(15,7)	(0,5)	(0,6)
Fahrzeuge insgesamt .....	8 909 556	206 000	207 563	(2,3)	(2,3)	(0,4)	(0,3)

<sup>1)</sup> Einschl. Motorräder. — <sup>2)</sup> Einschl. dreirädriger Kraftwagen. — <sup>3)</sup> Ohne landwirtschaftlich genutzte Fahrzeuge. — <sup>4)</sup> Einschl. Kraftstoffkesselwagen und Krankenkraftwagen. — <sup>5)</sup> Einschl. einachsiger Anhänger. — <sup>6)</sup> Ohne solche zur Personenbeförderung.

Für die Krafträder und Kraftroller wird der Bestand jeweils am 1. Januar eines jeden Jahres, bei den übrigen Fahrzeugen (mit Ausnahme der Mopeds) jeweils am 1. Juli jeden Jahres festgestellt und gezählt. Aus diesem technischen Grunde sind folgende **Fahrzeug-Teilgesamtheiten** zu unterscheiden:

Bei den Krafträdern und Kraftrollern:

- 1 A der Fahrzeugbestand am 1. Januar 1959,
- 1 B die Gesamtheit aller Fahrzeuge, die im Jahre 1959 erstmals zum Verkehr zugelassen worden sind.

Bei den übrigen Kraftfahrzeugen (ohne Mopeds):

- 2 A der Fahrzeugbestand am 1. Juli 1959,
- 2 B die Gesamtheit aller Fahrzeuge, die im zweiten Halbjahr 1959 erstmals zum Verkehr zugelassen worden sind,
- 2 C die Gesamtheit aller Fahrzeuge, die im ersten Halbjahr 1959 endgültig aus dem Verkehr gezogen worden sind.

Bei den Mopeds mußte auf eine derartige Aufteilung verzichtet werden.

## II.25

Diese Teilgesamtheiten unterscheiden sich vermutlich in ihrer Struktur und in ihren Fahrleistungen. Es war ferner damit zu rechnen, daß auch die Antwortquoten starke Unterschiede aufweisen würden.

Wegen dieser Unterschiede mußten aus den drei Gesamtheiten gesondert Stichproben gezogen werden. Zur technischen Vereinfachung wurde jedoch ein einheitlicher Stichprobenplan vorgesehen, so daß für zusammengehörige Teilgesamtheiten (1 A und 1 B bzw. 2 A bis 2 C) jeweils die gleiche Schichtung mit dem gleichen System von Auswahlätzen angewandt werden konnte.

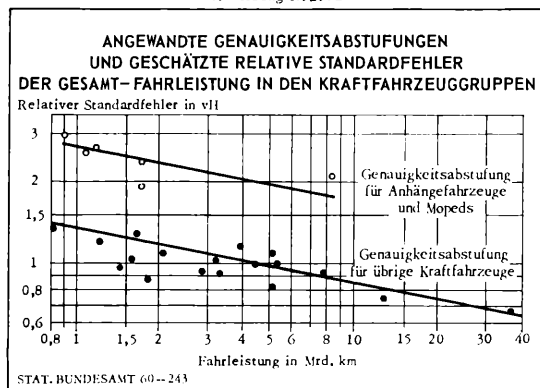
**4.2** Jede der Teilgesamtheiten wurde in **Schichten** eingeteilt, indem die Lochkarten nach Fahrzeuggruppen, innerhalb der Fahrzeuggruppen nach dem Beruf bzw. dem Gewerbe des Fahrzeughalters sortiert wurden. Insgesamt wurden so 276 Schichten gebildet. Dazu kam eine weitere Schicht, die den Bestand der Mopeds umfaßte.

**4.3** Mit Hilfe der Schichtung konnte die Genauigkeit in den Tabellen nach Fahrzeuggruppen sowie nach Beruf bzw. Gewerbe des Fahrzeughalters gesteuert werden (vgl. 2.5, S. 392). Für die Tabellen nach Baujahrgruppen, nach Ländern sowie nach Antriebsarten konnte dagegen keine Schichtung verwendet werden, weil sonst die Zahl der Schichten zu groß und damit die Auswahlarbeit zu umständlich geworden wäre. Um auch in diesen Tabellen eine möglichst gute Genauigkeit zu sichern, wurden die Karten innerhalb der Schichten vor der Auswahl nach Baujahrgruppen und innerhalb dieser Gruppen nach dem Standort des Fahrzeugs (Bundesland) sortiert. Bei den Personenkraftwagen mit 1500 ccm Hubraum und mehr, den Lastkraftwagen bis 4999 kg Nutzlast sowie bei den sonstigen Kraftfahrzeugen wurden diese Gruppen weiter nach der Antriebsart untersortiert. Durch diese **Anordnung** innerhalb der Schichten wurde in Verbindung mit dem systematischen Auswahlverfahren erreicht, daß alle Anordnungsgruppen etwa ihrem Umfang entsprechend in die Stichprobe gelangten.

**4.4** Auf Grund des Vergleichs der beiden Genauigkeitsabstufungen, die bei den Voruntersuchungen betrachtet worden sind (vgl. 3.4, S. 393), wurde entschieden, im endgültigen Stichprobenplan eine **Abstufung** vom Typ (2) zugrunde zu legen. Mit Rücksicht darauf, daß die Erhebung der Kraftfahrzeugfahrleistungen bei den Mopeds und bei den Anhängerfahrzeugen mit größeren systematischen Fehlern verbunden sein dürfte, wurde für diese Fahrzeuggruppen eine zweite Abstufung gleichen Typs zugrunde gelegt, die jedoch doppelt so große relative Standardfehler zuläßt wie die Abstufung für die Motorfahrzeuge.

Diese beiden Genauigkeitsabstufungen sind in Abbildung II.25.2 wiedergegeben (die Bedeutung der eingetragenen Punkte wird auf S. 397 erläutert).

Abbildung II.25.2



**4.5** Die **Auswahlsätze** wurden nach dem in Ziffer 3.5 geschilderten Verfahren festgelegt. Folgende Unterlagen sind dabei verwendet worden:

- Schätzungen der Besetzungszahlen der Teilgesamtheiten A, B und C in den Schichten,
- Schätzung der Gesamtfahrleistung der Fahrzeuge in den Schichten,
- Näherungswerte für die Variationskoeffizienten,

d) die in der Abbildung 2 wiedergegebenen Soll-Werte der Standardfehler für Motorfahrzeuge und für Anhänger sowie Mopeds.

Als Beispiel werden in Übersicht II.25.3 für zwei Fahrzeuggruppen die geschätzten Bestandszahlen am 1. Juli 1959, die Auswahlsätze sowie die geschätzten relativen Standardfehler der Fahrleistungen zusammengestellt.

Übersicht II.25.3

Beruf oder Gewerbe des Fahrzeughalters	Personenkraftwagen mit 1000 bis 1499 ccm Hubraum			Lastkraftwagen mit 2000 bis 4999 kg Nutzlast		
	Anzahl am 1. 7. 1959	Auswahl- satz	Relativer Standard- fehler in vH	Anzahl am 1. 7. 1959	Auswahl- satz	Relativer Standard- fehler in vH
Nicht-natürliche Personen u. selbständige Erwerbspersonen						
Industrie .....	137 700	1/100	1,7	45 200	1/20	1,4
Handwerk .....	205 500	1/100	1,4	7 300	1/10	2,3
Handel .....	357 100	1/200	1,6	51 000	1/20	1,4
Land-, Forst-, Fischwirt- schaft .....	163 600	1/200	2,3	4 100	1/10	3,1
Gewerblicher Verkehr ....	39 900	1/40	2,1	52 800	1/40	1,9
Behörden, Verbände ....	29 900	1/40	4,2	6 800	1/10	2,4
Kultur-, Rechtswesen, Technik .....	139 700	1/100	1,7	800	1/4	4,1
Sonstige .....	25 900	1/40	2,5	1 500	1/4	3,0
Nicht selbständige Erwerbs- personen und Berufslose						
Beamte .....	155 600	1/100	1,7	.	1/1	.
Angestellte .....	399 000	1/400	2,1	200	1/2	4,8
Arbeiter .....	281 300	1/200	1,7	200	1/2	4,8
Berufslose und unbekannt	59 800	1/100	2,7	100	1/1	.
Zusammen .....	1 995 000	(0,7 vH)	(0,7)	170 000	(5,2 vH)	(0,8)

Nach den so festgelegten Auswahlätzen ergibt sich auf Grund der geschätzten Besetzungszahlen ein Stichprobenumfang von insgesamt knapp 200 000 Fahrzeugen. Er liegt somit um etwa 5 000 Fahrzeuge unter der Höchstgrenze, die durch die verfügbaren Mittel bestimmt ist (vgl. 2.6, S. 392). Der durchschnittliche Auswahlatz beträgt etwa 2,1 vH.

Die Aufteilung des Stichprobenumfanges auf die Fahrzeuggruppen und auf die Teilgesamtheiten (vgl. 4.1, S. 395) geht aus Übersicht II.25.4 (vgl. S. 398) hervor. Infolge der Verdoppelung der zulässigen Standardfehler bei Anhängelfahrzeugen (vgl. 4.4, S. 396) ist der Stichprobenumfang bei diesen Fahrzeuggruppen gegenüber dem Versuchsplan auf etwa ein Viertel vermindert worden. Die Übersicht zeigt ferner, daß die neu zugelassenen und die gelöschten Fahrzeuge mit etwa dem gleichen Auswahlatz in die Stichprobe einbezogen werden wie die zur Bestandsmasse gehörigen Fahrzeuge.

Auf Grund der Auswahlätze, der geschätzten Besetzungszahlen und der Näherungswerte für die Variationskoeffizienten wurden die Standardfehler für die Gesamtfahrleistungen ermittelt. Diese Ist-Werte stimmen wegen der angewandten runden Auswahlätze nicht genau mit den Soll-Werten überein, die sich nach der Genauigkeitsabstufung ergeben. Die Abweichung der Ist-Werte von den Soll-Werten macht im allgemeinen nicht mehr als ein Fünftel der Ist-Werte aus. Für die Fahrzeuggruppen wird das in Abbildung II.25.2 (S. 396) gezeigt: Die Geraden bezeichnen die Soll-Werte, die Punkte die Ist-Werte des relativen Standardfehlers.

Übersicht II.25.4

Kraftfahrzeugart	Geschätzte Gesamtzahl der Fahrzeuge	Geschätzte Zahl der Fahrzeuge in der Stichprobe	Geschätzter mittlerer Auswahlsatz in vH	Geschätzter relativer Standardfehler — Ist-Wert — in vH
Fahrräder mit Hilfsmotor (Mopeds) . . . . .	2 100 000	5 250	0,25	2,1
Krafträder und Kraftroller <sup>1)</sup> . . . . .	2 098 500	59 062	2,8	0,4
Personenkraftwagen . . . . .	3 897 900	57 729	1,5	0,4
Kombinationskraftwagen . . . . .	253 900	7 029	2,8	1,1
Lastkraftwagen . . . . .	723 700	32 428	4,5	0,5
Zugmaschinen <sup>2)</sup> . . . . .	78 100	12 508	16,0	1,0
Sonstige Kraftfahrzeuge <sup>3)</sup> . . . . .	51 100	11 487	22,4	1,3
Motorfahrzeuge zusammen . . . . .	9 203 200	185 493	2,0	0,3
Kraftfahrzeuganhänger <sup>2)</sup> . . . . .	362 800	13 801	3,8	1,1
Kraftfahrzeuge insgesamt . . . . .	9 566 000	199 294	2,1	0,3
davon . . . . .				
A. Bestand am 1. 1. bzw. 1. 7. 1959 . . .	8 909 500	182 674	2,1	0,3
B. Neuzulassungen . . . . .	489 700	12 425	2,5	1,1
C. Löschungen . . . . .	166 800	4 195	2,5	2,4

<sup>1)</sup> Einschl. Motorfahrräder. — <sup>2)</sup> Ohne landwirtschaftlich genutzte Fahrzeuge. — <sup>3)</sup> Einschl. Kraftstoffkesselwagen und Krankenkraftwagen.

**4.6** Für die Auswahl wurde das **systematische Auswahlverfahren** aus zwei Gründen angewandt: Es ermöglicht die Ausnutzung des Anordnungseffektes (vgl. 4.3, S. 396), vor allem erlaubt es aber auch, die genaue Zahl der Bestandskarten ohne zusätzlichen Aufwand beim Ziehen der Stichprobe zu ermitteln. Die genauen Besetzungszahlen der Schichten werden für die Hochrechnung der Stichprobenergebnisse benötigt.

Nach dem Ziehen wurden die Stichproben in zehn Unterstichproben aufgeteilt. Damit wurde die Voraussetzung dafür geschaffen, daß die Fehlerrechnung, die insbesondere für die endgültige Aufstellung des Veröffentlichungsprogramms wichtig ist (vgl. 2.1, S. 391), zugleich mit der Aufbereitung der Ergebnisse erstellt werden kann.

**4.7** Für die **Hochrechnung** der Ergebnisse stehen nur die Besetzungszahlen der Schichten zur Verfügung; es kommt deswegen nur eine freie Hochrechnung in Betracht. Da die Antwortquoten in den drei Fahrzeug-Teilgesamtheiten sehr unterschiedlich sind, sollen die echten Ausfälle in den Teilgesamtheiten durch Doppeln zufällig ausgewählter Lochkarten ergänzt werden (vgl. I.3.3.3, S. 94). Bei diesem Verfahren können für die eigentliche Hochrechnung die runden Auswahlsätze zugrunde gelegt werden.

## 5. Durchführung des Stichprobenplans

Die Hauptmenge der Fragekarten wurde in den letzten Tagen des Jahres 1959 an die Halter ausgewählter Fahrzeuge versandt. Etwa die Hälfte der Karten kam ohne Mahnung zurück. Der Rücklauf der Fragekarten war im allgemeinen günstiger, als zunächst erwartet wurde. Bei den umgeschriebenen und gelöschten Fahrzeugen war jedoch

Übersicht II.25.5

Art der Fragekarten	Versandte Original-Fragekarten	Bis 19. 2. 1960 eingegangene Fragekarten	
	Anzahl	Anzahl	vH
Fragekarten an Fahrzeughalter am Stichtag <sup>1)</sup> . . . . .	199 054	160 364	80,6
frühere Halter umgeschriebener <sup>2)</sup> Fahrzeuge . . . . .	19 360	11 227	58,0
frühere Halter gelöschter <sup>2)</sup> Fahrzeuge . . . . .	7 482	4 420	59,2
Zusammen . . . . .	225 896	176 020	77,9

<sup>1)</sup> Bei Krafträdern und Mopeds der 1. 1. 1959, bei den übrigen Fahrzeugen der 1. 7. 1959. — <sup>2)</sup> Im Jahr 1959.

der Anteil der eingegangenen Karten erheblich geringer als in der Bestandsmasse. Nach Abschluß der ersten Mahnaktion ergab sich das in Übersicht II.25.5 gezeigte Bild. In den genannten Zahlen sind auch die nachträglich ausgewählten Fahrzeuge aus dem Saarland enthalten.

Eine zweite Mahnaktion wurde zunächst nur für Lastkraftfahrzeuge durchgeführt. Sie erhöhte die Antwortquote für diese Fahrzeuggruppe nicht wesentlich. Mit Rücksicht auf die Kosten wurde daraufhin von einer zweiten Mahnaktion für die übrigen Fahrzeuggruppen abgesehen.

Das erhobene Material wird zur Zeit aufbereitet. Dabei hat sich herausgestellt, daß das Zusammenführen der Angaben über Kraftfahrzeuge, die im Jahre 1959 umgeschrieben worden sind (vgl. 2.3, S. 392), verhältnismäßig großen Aufwand erfordert.

## **Statistik des gewerblichen Güterfernverkehrs und des Werkfernverkehrs mit Kraftfahrzeugen**

E. Schmitz<sup>1)</sup> — D. Rohde<sup>2)</sup>

### **1. Einleitung**

Als Ergänzung der Statistiken des Güterverkehrs mit Eisenbahnen, der See- und Binnenschifffahrt und der Luftfahrt sollen die Statistiken des gewerblichen Güter- und Werkfernverkehrs mit Kraftfahrzeugen wenigstens für den Fernverkehr auf der Straße — der Güternahverkehr ist nur schwer zu erfassen (vgl. II.23, S. 372) — einen Überblick über seine Entwicklung und seine Gliederung nach Verkehrsarten, Entfernungsstufen, Gütergruppen und -gattungen sowie nach Tarifklassen liefern. Zum Fernverkehr rechnet der Verkehr über die sogenannte Nahzone hinaus oder außerhalb der Nahzone; die Nahzone ist das Gebiet eines Umkreises von 50 km um den Standort des Kraftfahrzeuges.

Außer der Beobachtung der Verkehrsentwicklung dienen die Ergebnisse vornehmlich als Unterlage bei der Behandlung von wirtschafts- und verkehrspolitischen Fragen, z. B. Fragen der Verkehrskoordinierung und der Tarifpolitik. Dementsprechend sind an den Ergebnissen dieser Statistiken insbesondere die zuständigen Ressorts der Bundesregierung und der Länder, die Kraftverkehrswirtschaft, die Bundesbahn, die Binnenschifffahrt und nicht zuletzt die verschiedenen wirtschafts- und verkehrswissenschaftlichen Institute interessiert.

Die Statistiken für den gesamten gewerblichen Güter- und Werkfernverkehr mit Lastkraftfahrzeugen werden in der Bundesrepublik Deutschland einschließlich Berlin (West) seit 1954 wieder geführt, nachdem in den Jahren vor 1954 nur für den gewerblichen Güterfernverkehr Feststellungen getroffen worden waren. Rechtsgrundlagen der Statistiken sind das Güterkraftverkehrsgesetz vom 17. Oktober 1952 sowie Verordnungen zu diesem Gesetz vom 29. September 1953 und vom 20. April 1956.

Damit die ohnehin nicht unerheblichen Kosten möglichst niedrig bleiben, wurde gleich bei der Wiedereinführung der Statistik bestimmt, daß nur jeder dritte Beförderungsfall statistisch aufbereitet werden sollte; lediglich der Möbelfernverkehr sowie der grenzüberschreitende Güterfernverkehr mit ausländischen Lastkraftfahrzeugen werden wegen ihres für eine repräsentative Erfassung zu geringen Umfanges voll in die Aufbereitung einbezogen. Nachdem sich die Zahl der Beförderungsfälle stärker erhöhte, wurde die Aufbereitung sogar auf jeden vierten Frachtbrief im gewerblichen Güterfernverkehr bzw. auf jeden vierten Beförderungsfall im Werkfernverkehr begrenzt, und zwar beim gewerblichen Güterfernverkehr seit Juli 1957 und beim Werkfernverkehr seit Januar 1958. Bei einer monatlichen Gesamtzahl von zur Zeit etwa 550 000 Beförderungsfällen im gewerblichen Güterfernverkehr und 460 000 Beförderungsfällen im Werkfernverkehr bedeutet die repräsentative Aufbereitung gegenüber den Kosten einer Totalaufbereitung eine Ersparnis von etwa 60 vH.

### **2. Grundlagen des Stichprobenplans**

**2.1 Als Unterlagen** für die Statistik des gewerblichen Güterfernverkehrs dienen die Frachtbriefe, die für jede Sendung auszufertigen und von den Transportunternehmen in einer Durchschrift der Bundesanstalt für den Güterfernverkehr (im folgenden kurz „Bundesanstalt“ genannt) oder den von ihr beauftragten Frachtenprüfstellen monatlich zu übergeben sind. Die aufzubereitenden Angaben werden von den Frachtenprüfstellen bzw. von der Schlüsselungsstelle der Bundesanstalt auf sogenannte Schlüsselungsbogen übertragen. Jede Zeile auf den Schlüsselungsbogen entspricht einem

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Eugen Schmitz, Kraftfahrt-Bundesamt, Flensburg.

<sup>2)</sup> Dr. Dieter Rohde, Kraftfahrt-Bundesamt, Flensburg.

Beförderungsfall; ein Frachtbrief kann also, wenn er mehrere Sendungen — unterschieden nach Tarifklassen oder Güterarten — enthält, mehr als einen Beförderungsfall ergeben. Die Schlüsselungsbogen werden dem Kraftfahrt-Bundesamt zugeleitet, das die technische Aufbereitung im Auftrage der für diese Statistik zuständigen Bundesanstalt vornimmt.

Grundlage für die Statistik des Werkfernverkehrs mit Kraftfahrzeugen sind die sogenannten Nachweise über die Beförderungsleistungen im Werkfernverkehr, die von den Unternehmen über ihre Transporte zu führen und in der Regel monatlich in zweifacher Ausfertigung den für die Beförderungsteuer zuständigen Finanzämtern einzureichen sind. Die Zweitschriften der Nachweise sind laufend von den Finanzämtern an das Kraftfahrt-Bundesamt weiterzuleiten, das für die Durchführung dieser Statistik zuständig ist.

**2.2** Nach dem **Tabellenprogramm** für die beiden Statistiken sind für das Bundesgebiet einschl. Berlin (West) monatlich die beförderten Gütermengen und geleisteten Tonnenkilometer in der Gliederung nach Gütergruppen, teilweise Gütergattungen, Entfernungsstufen sowie nach Genehmigungsarten bzw. Gewerbebereichen darzustellen. Für den gewerblichen Güterfernverkehr müssen zusätzlich die Frachteinnahmen und Tarifklassen ausgewiesen werden. Vierteljährlich erfolgt für den gewerblichen Güterfernverkehr eine Aufteilung der Tarifklassen nach Entfernungsstufen und Gewichtsklassen. Ferner sieht das Programm vierteljährlich Tabellen über die Verkehrsleistungen in den einzelnen Bundesländern vor. Zum Teil weisen die genannten Übersichten die einzelnen Merkmale in Kombination miteinander aus. Schließlich sind jährlich Übersichten über den Empfang und Versand der einzelnen Verkehrsbezirke nach Gütergruppen und -gattungen sowie über die Wechselbeziehungen der zu Verkehrsgebieten zusammengefaßten Bezirke untereinander zu erstellen (Güterbewegungsstatistik).

**2.3** Das Stichprobenverfahren wird hier für die Aufbereitung des Materials eingesetzt. Die Möglichkeiten für eine **Schichtung** und **Anordnung** der Unterlagen nach sachlichen Gesichtspunkten sind jedoch stark eingeeengt: Bei der Statistik des gewerblichen Güterfernverkehrs wirkt sich die dezentralisierte Bearbeitung der Unterlagen hemmend aus. Andererseits lassen die Unterlagen für die Statistik des Werkfernverkehrs keine beliebige Schichtung oder Anordnung zu, weil die Nachweise über die Beförderungsleistungen ein Gesamtverzeichnis der in einem Berichtszeitraum durchgeführten Fernverkehrsfahrten bilden, das — wegen der Besteuerungspflicht — in einer bestimmten Reihenfolge gehalten werden muß.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Für das Ziehen der Stichprobe wurde von vornherein das Verfahren der **systematischen Auswahl** festgelegt, weil es technisch einfach ist und die geringste Fehlermöglichkeit in sich birgt. Dieser Gesichtspunkt war insbesondere im Bereich des gewerblichen Güterfernverkehrs praktisch bedeutsam, weil dort eine größere Zahl von nicht-amtlichen Frachtenprüfstellen das Material bearbeitet und die Einrichtung einer zentralen Schlüsselungsstelle der Bundesanstalt nicht zweckmäßig erscheint.

**3.2** Als **Auswahleinheit** wurde im gewerblichen Güterfernverkehr bis einschließlich Beförderungsmonat Juni 1957 der Beförderungsfall genommen. Dazu wurden bei den Frachtenprüfstellen — mit Ausnahme der eigenen Schlüsselungsstelle der Bundesanstalt — zunächst sämtliche auf den Frachtbriefen eingetragenen Beförderungsfälle geschlüsselt und auf die Schlüsselungsbogen übernommen. Die Auswahl jedes dritten Beförderungsfalles für die Aufbereitung erfolgte erst beim Kraftfahrt-Bundesamt. Damit das Zufallsprinzip gewahrt blieb, wurde hierbei folgendes Verfahren angewandt: Es wurden 3 Symbole festgelegt und vor jeder dritten Zeile auf den Schlüsselungs-

## II.26

bogen jeweils die gleichen Symbole eingedruckt. Für jeden Monat der Aufbereitung wurde der Reihenfolge nach eines der 3 Symbole bestimmt. Danach wurden nur die Zeilen — d. h. die Beförderungsfälle — abgelocht, die mit dem für den betreffenden Monat geltenden Symbol versehen waren.

Ab Juli 1957 wurde zum Zwecke einer weiteren Kostensenkung bei den Schlüsselungsstellen von der Schlüsselung aller Sendungen abgegangen und die Auswahl den Frachtenprüfstellen übertragen. Zur Vereinfachung der dezentralen Auswahl wurde nicht mehr wie bisher der Beförderungsfall, sondern der Frachtbrief als Auswahlinheit bestimmt. Gleichzeitig wurde auch der Auswahlatz auf 1:4 herabgesetzt. Damit eine sichere systematische Auswahl gewährleistet ist, werden die Frachtbriefe bei den Frachtenprüfstellen in der Reihenfolge des Posteingangs paginiert, wobei der Pagnierstempel jeden vierten Frachtbrief zusätzlich zur Nummer mit einem Stern versehen. Alle Beförderungsfälle, die die so gekennzeichneten Frachtbriefe ausweisen, werden in die Schlüsselung und Aufbereitung einbezogen.

Im Werkfernverkehr war der Beförderungsfall von vornherein die Auswahlinheit. Bis einschließlich Beförderungsmonat Dezember 1957 wurde auf den Nachweisen über die Beförderungsleistungen jeder dritte Beförderungsfall angekreuzt und in die Aufbereitung einbezogen. Ab Januar 1958 wurde der Auswahlatz — ebenso wie beim gewerblichen Güterfernverkehr — auf 1:4 festgesetzt.

Für die Auswahl wird dabei folgendes Verfahren angewandt: Jeder Beförderungsfall mit der Nummer 3 — 5 — 8 — 13 — 16 — 21 — ... wird angekreuzt und gilt als Stichprobenfall. Die Kennzeichnung erfolgt durchlaufend über alle Nachweise, d. h. wenn z. B. auf dem ersten Nachweis die vorletzte Sendung die Nummer 16 hatte, so wird unter Mitzählung des auf dem ersten Nachweis noch eingetragenen Falles mit der Nummer 17 die auf dem zweiten Nachweis an vierter Stelle bezeichnete Sendung, also der 21. Beförderungsfall, angekreuzt. Diese Modifikation der systematischen Auswahl wurde vorgesehen, um die Möglichkeit auszuschließen, daß nur Fahrten in einer Richtung in die Aufbereitung einbezogen werden.

**3.3 Zur Hochrechnung** werden mit einem elektronischen Rechenstanzer die für jeden Beförderungsfall abgelochten Angaben über die beförderte Gütermenge, beim gewerblichen Güterfernverkehr auch die Angaben über die Fracht, mit dem Faktor 4 (vor der Umstellung mit dem Faktor 3) multipliziert. Zugleich mit der freien Hochrechnung werden auch die Tonnenkilometer auf Grund der Angaben über die Beförderungsmenge und die Beförderungsweite ermittelt.

**3.4 Auf eine laufende Fehlerrechnung** wird wegen der sehr tief gegliederten Tabellen verzichtet. Eine für den Berichtsmonat Mai 1953 durchgeführte **Schattenaufbereitung** der Statistik des gewerblichen Güterfernverkehrs zeigte, daß die aus einer Stichprobe jedes dritten Beförderungsfalles ermittelten Gesamtergebnisse im allgemeinen recht genau sind. Mit großer Wahrscheinlichkeit kann angenommen werden, daß die Abweichungen von den wahren Werten weniger als  $\pm 0,25$  vH betragen. Die einzelnen Positionen in den Tabellenfeldern wiesen allerdings höhere Stichprobenfehler auf, und zwar ist der Fehler um so höher, je kleiner die betreffende Position ist. Übersicht II.26.1 zeigt die Häufigkeit der relativen Abweichungen des Stichprobenergebnisses vom entsprechenden Wert der totalen Aufbereitung.

Übersicht II.26.1

Ausgewiesener Wert	Häufigkeit von relativen Abweichungen in vH					
	über $\pm 3$ vH	über $\pm 5$ vH	über $\pm 7,5$ vH	über $\pm 10$ vH	über $\pm 15$ vH	über $\pm 20$ vH
über 1 000 t .....	63,1	46,3	32,4	20,6	7,7	3,6
„ 2 000 t .....	54,7	35,4	20,9	10,5	2,4	0,7
„ 3 000 t .....	48,0	29,6	15,6	7,0	0,6	0,3
„ 4 000 t .....	45,4	26,1	12,7	5,2	0,7	0,3
„ 5 000 t .....	40,4	23,0	10,6	3,0	0,4	—



Aus der Tabelle ist ersichtlich, daß Positionen von mehr als 2000 t in rund 80 vH aller Fälle eine Fehlergrenze von  $\pm 7,5$  vH nicht überschreiten und daß rund 90 vH aller Fälle um nicht mehr als  $\pm 10$  vH vom wahren Wert abweichen.

Entsprechende Untersuchungen für andere Untergliederungen (beim Werkfernverkehr nach Gütergruppen und -gattungen sowie beim gewerblichen Güterfernverkehr nach Entfernungsstufen, Tarif- und Gewichtsklassen) haben ergeben, daß bei Positionen von mehr als 2000 t sowohl im Werkfernverkehr als auch im gewerblichen Güterfernverkehr in rund 95 vH aller Fälle die relative Abweichung vom wahren Wert unter  $\pm 10$  vH bleibt. Bei Positionen unter 2000 t waren dagegen die Abweichungen vielfach größer. Dementsprechend wurden alle Tabellen der Bundesanstalt für den Güterfernverkehr und des Kraftfahrt-Bundesamtes, die Positionen unter 2000 t ausweisen, mit einer Fußnote versehen, aus der hervorgeht, daß bei diesen Positionen und bei den zugehörigen tkm- und DM-Angaben größere Abweichungen von den tatsächlichen Werten möglich sind. Mit der Umstellung der Aufbereitung auf jeden vierten Beförderungsfall war es notwendig, die in der Fußnote angegebene untere Grenze für die Zuverlässigkeit der Ergebnisse auf „etwa 2500 t“ zu ändern.

Eine weitere im Sommer 1957 im Kraftfahrt-Bundesamt durchgeführte Untersuchung bestätigte, daß die Umstellung der Auswahl von „Sendung“ auf „Frachtbrief“ bei der Statistik des gewerblichen Güterfernverkehrs zu keinen wesentlich unterschiedlichen Ergebnissen führt. Es wurde festgestellt, daß die Fehlergrenzen bei der Aufbereitung jeder dritten Sendung und der Aufbereitung jedes dritten Frachtbriefes etwa gleich sind, d. h. der Klumpeneffekt ist sehr klein. Das liegt daran, daß der größte Teil aller Frachtbriefe nur eine Sendung enthält. Die Untersuchung hat ferner gezeigt, daß die bei einer gleichzeitig durchgeführten Totalaufbereitung ermittelten Werte ebenfalls innerhalb der Fehlergrenzen der Aufbereitung jeder dritten Sendung bzw. jedes dritten Frachtbriefes liegen (vgl. auch Abbildung I.1.3, S. 18).

Für die Jahre 1955 und 1958 sind die Unterlagen zum gewerblichen Güterfernverkehr und Werkfernverkehr zur Erstellung einer Güterbewegungsstatistik mit Lastkraftfahrzeugen total aufbereitet worden. Die Ergebnisse dieser Totalaufbereitungen sind mit den entsprechenden Ergebnissen der Stichprobenaufbereitung nicht voll vergleichbar, weil die Schlüsselungsverfahren sich in einigen Punkten unterscheiden. Die durchgeführten Vergleichsuntersuchungen sind noch nicht abgeschlossen. Sie zeigten aber bereits, daß die repräsentativ erstellten Ergebnisse, soweit es sich um größere Positionen handelt, durchweg sehr gut brauchbar sind.

# Jährliche Zusatzstatistik über die öffentliche Fürsorge

R. Deininger<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Die öffentliche Fürsorge kann nur dann zweckmäßig geleistet und den wechselnden Gegebenheiten angepaßt werden, wenn vielfältige statistische Unterlagen über die Empfänger und die bisher gewährten Leistungen vorliegen. Während sich die Zahl der Empfänger und der Aufwand für die verschiedenen Fürsorgeleistungen über die Fürsorgeverbände verhältnismäßig einfach erfassen lassen (laufende Fürsorgestatistik), können weitergehende Unterlagen über die soziale Struktur der Fürsorgeempfänger aus Kostengründen nicht total, sondern nur mit Stichprobenverfahren gewonnen werden.

Im November 1951 wurde erstmals eine 10 vH-Erhebung bei den Bezirksfürsorgeverbänden auf freiwilliger Grundlage durchgeführt. Sie sollte zur Vorbereitung des Fürsorgeänderungsgesetzes Unterlagen über den Umfang, die Altersgliederung und die Hilfsbedürftigkeit des Personenkreises liefern, der laufend von der öffentlichen Fürsorge unterstützt wird.

Schon im September 1956 wurde neben der laufenden Fürsorgestatistik ein größerer, einmaliger Ergänzungsnachweis über die laufend Unterstützten der offenen Fürsorge auf repräsentativer Basis durchgeführt. Diese Erhebung wurde im September 1957 in kleinerem Umfange wiederholt, um die Auswirkung der Rentenreform auf die Fürsorge zu verfolgen.

Auf Grund des guten Erfolgs dieser Erhebungen wurde in die Verordnung über die Durchführung von Statistiken der öffentlichen Fürsorge und der Jugendhilfe vom 23. April 1958 die Bestimmung aufgenommen, daß jährlich einmal eine Zusatzstatistik über Sonderfragen der Fürsorge zu erstellen ist. Das Frageprogramm dieser Statistiken soll jeweils den wechselnden sozialpolitischen Bedürfnissen auf dem Gebiet der Fürsorge angepaßt und im Einvernehmen zwischen dem Bundesministerium des Innern, den übrigen beteiligten Bundesministerien und den zuständigen obersten Landesbehörden festgelegt werden.

Nach Aufnahme der Zusatzstatistik in die Rechtsverordnung wurden dann im September 1958 die Empfänger einmaliger Unterstützungen der offenen wirtschaftlichen Fürsorge besonders erfaßt. Während 1959 auf eine Zusatzstatistik verzichtet wurde, soll 1960 die Struktur der geschlossenen Fürsorge untersucht werden.

Die Ergebnisse der Erhebungen aus den Jahren 1956 und 1957 sind in „Wirtschaft und Statistik“ 9. Jg. (1957), S. 441—445 und 10. Jg. (1958), S. 406—409, veröffentlicht. Die ersten Ergebnisse der Zusatzstatistik 1958 wurden in „Wirtschaft und Statistik“ 12. Jg. (1960), S. 433 — 436 mitgeteilt.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Für die Zusatzstatistiken in den Jahren 1956 und 1957, auf die sich die folgende Darstellung beschränkt, war ein **Tabellenprogramm** vorgesehen, das in 9 Tabellen über die soziologischen Verhältnisse der laufend von der offenen Fürsorge unterstützten Parteien (Familientyp, Alter und Geschlecht des Haushaltungsvorstandes, Unterstütztengruppe, Unterstützungsdauer, Art und Höhe des angerechneten Einkommens, Geschädigtengruppe, Miethöhe) sowie über die Höhe der Unterstützung Auskunft gab. Meist handelte es sich um einfache Kombinationstabellen zwischen 3 oder 4 der oben genannten Merkmale. Es waren Länderergebnisse vorgesehen; in den meisten Tabellen wurde auch zwischen den Gruppen „Kreisfreie Städte“ und „Landkreise“ unterschieden.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

**2.2 Auskunftsstellen** waren die Bezirks- und Landesfürsorgeverbände bzw. die sonstigen Fürsorge gewährenden Stellen. Sie sollten für die in der offenen Fürsorge laufend unterstützten Parteien — soweit sie in die Stichprobe fielen — ein besonderes Zählblatt ausfüllen und die Zählblätter an die Statistischen Landesämter zur Aufbereitung übersenden. **Aufbereitungseinheiten** waren somit die unterstützten Parteien.

**2.3 Der Auswahlatz** von 10 vH konnte dann ausreichen, wenn die Auswahl unter den unterstützten Parteien, nicht aber unter den Fürsorgeverbänden (Klumpen von Unterstützungsempfängern) vorgenommen wird. Nach Unterlagen aus der laufenden Fürsorgestatistik war mit rund 600 000 unterstützten Parteien zu rechnen.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Es war nicht möglich, die Auskunftsstellen (vgl. 2.2) zugleich als **Auswahleinheiten** heranzuziehen, weil dies zu merklichen Klumpeneffekten (vgl. I.3.2.1, S. 70) und zu einer untragbaren Belastung der ausgewählten Fürsorgeverbände geführt hätte (Fürsorgeverbände haben oft mehr als 1000 laufend Unterstützte). Als Auswahleinheiten dienten daher die im Berichtsmonat laufend unterstützten Parteien.

**3.2** Die Auswahl mußte aus arbeitstechnischen Gründen den Fürsorgeverbänden überlassen werden. Praktisch anwendbar war deshalb nur ein einfaches Auswahlverfahren. Aus diesem Grunde wurde das Verfahren der **Namensauswahl** vorgesehen (vgl. I.2.2.2, S. 34). Jeder Fürsorgeverband erhielt eine von 10 verschiedenen Buchstabenkombinationen zugeteilt (vgl. Übersicht II.27.1). Zu berichten war über alle diejenigen unterstützten Parteien, deren Unterstützungsempfänger einen Nachnamen hatte, der mit einem der vorgegebenen Buchstaben begann. Die 10 Kombinationen von Buchstaben wurden so gebildet, daß jede Kombination bei den in der Bundesrepublik gegebenen Namensanfängen etwa gleich häufig ist und rund 10 vH umfaßt (vgl. I.2.2.2, S. 35). Die Kombinationen überdeckten genau das gesamte Alphabet. Sie wurden den Fürsorgeverbänden nach folgendem Prinzip zugeteilt: Zunächst wurden die Auskunftsstellen in 3 Gruppen geteilt (Kreisfreie Städte, Landkreise, Landesfürsorgeverbände und übrige). Innerhalb der Gruppen wurden die einzelnen Fürsorgeverbände regional angeordnet; die Gruppen wurden ihrerseits aneinandergereiht, so daß eine vollständige Anordnung der Verbände gegeben war. Danach wurden die Buchstabenkombinationen systematisch so zugeteilt, daß jede zehnte Berichtsstelle dieselbe Kombination erhielt.

Übersicht II.27.1

Nummer der Kombination	Buchstaben der Namensanfänge
1	B, Q
2	K
3	C, H
4	O, Sa—Schz
5	D, W
6	I, J, M, V
7	L, F, Z
8	A, E, G, U
9	P, Sci—Sz
10	N, R, T, X, Y

Zur Verringerung der Klumpengröße wurden Fürsorgeverbände mit vielen Unterstützungsempfängern in mehrere Teile gegliedert. Jeder einzelne Teil erhielt sodann eine eigene Kombination von Buchstaben zugeteilt.

Die erstmals in der amtlichen deutschen Statistik angewandte wechselnde Zuordnung von Buchstabengruppen sollte verhindern, daß durch regionale Verschiedenheiten in der Häufigkeit gewisser Namensanfänge merkliche Verzerrungen der Ergebnisse der Statistik hervorgerufen werden.

**3.3** Es war eine freie **Hochrechnung** vorgesehen. Die Stichprobenwerte sollten mit dem Faktor 10, dem reziproken Wert des Auswahlatzes, multipliziert werden. Auf eine Hochrechnung durch Verhältnisschätzung innerhalb der einzelnen Berichtsstellen wurde verzichtet, weil dieses Verfahren einen zu hohen Arbeitsaufwand erfordert hätte.

#### 4. Durchführung des Stichprobenplans

**4.1 Eine Abweichung vom Stichprobenplan** ergab sich dadurch, daß Hamburg an Landesergebnissen besonders interessiert war. Da in diesem kleinen Land jedoch wenig Fürsorgefälle vorlagen, wurde dort ausnahmsweise ein Auswahlatz von 20 vH angewandt und dementsprechend mit dem Faktor 5 hochgerechnet.

**4.2** Bei der Erhebung im September 1956 wurden 53 500 laufend von der offenen Fürsorge unterstützte Parteien erfaßt; nach der Hochrechnung ergab sich somit eine Gesamtzahl von 535 000 laufend unterstützten Parteien. Diese Zahl blieb um 80 000 Fälle hinter dem durch die laufenden Vierteljahreserhebungen nachgewiesenen Stichtagsbestand zum 30. September 1956 zurück. Da die Zusatzstatistik jedoch mit Rücksicht auf die Erfassung der vollen Richtsatz- und Unterstützungsbeträge im Monat nur diejenigen Fälle erfassen konnte, die während des ganzen Erhebungsmonats unterstützt wurden, mußten ihre Ergebnisse niedriger liegen. Aus Gründen der Arbeitsbelastung der Fürsorgeverbände war es nicht möglich, die entsprechende Totalzahl zu ermitteln. Es konnte deswegen nicht entschieden werden, ob die obengenannte **Differenz** ausschließlich auf die unterschiedliche Begriffsabgrenzung zurückzuführen war oder ob auch die Buchstabenauswahl trotz der wechselnden Zuordnung infolge regionaler Unterschiede einen wesentlichen Einfluß auf die Gesamtzahl der Fälle hatte. Letzteres erscheint allerdings wenig wahrscheinlich, weil auch die Erhebung im Jahre 1957 etwa dieselbe Differenz gegenüber dem Stichtagsbestand gebracht hat, obwohl einige Länder den Fürsorgeverbänden andere Buchstabenkombinationen zugeteilt hatten. Den Anteil der Erfaßten in den einzelnen Ländern — bezogen auf den Stichtagsbestand — zeigt die Übersicht II.27.2.

Übersicht II.27.2

Land	Anteil der Erfaßten gegenüber dem Stichtagsbestand in vH
Schleswig-Holstein . . . .	9,0
Hamburg . . . . .	17,8 <sup>1)</sup>
Niedersachsen . . . . .	8,6
Bremen . . . . .	9,2
Nordrhein-Westfalen . . .	9,0
Hessen . . . . .	7,8
Rheinland-Pfalz . . . . .	8,4
Baden-Württemberg . . .	8,0
Bayern . . . . .	8,8
Berlin (West) . . . . .	8,0

<sup>1)</sup> 20 vH-Auswahl.

Zur Feststellung regionaler Unterschiede in der Häufigkeitsverteilung der Namensanfänge wurde eine methodische Untersuchung vorgenommen. Sie beruhte wegen des Fehlens der genauen Zahl der während des ganzen Monats laufend unterstützten Parteien je Fürsorgeverband auf einschneidenden Modellannahmen, von denen man nicht sicher ist, ob sie die Wirklichkeit genügend genau treffen. Es wird daher darauf verzichtet, diese Untersuchung hier darzulegen. Eine gewisse Sicherheit wird erst erreichbar sein, wenn bei einer späteren Erhebung auch die — bei

den Erhebungen 1956 und 1957 unbekannt gebliebene — Gesamtzahl der während des ganzen Erhebungsmonats Unterstützten ermittelt wird.

# Statistik über die sozialen Verhältnisse der Renten- und Unterstützungsempfänger

K.-H. Katsch<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Die Statistik hatte die Aufgabe, das sehr komplizierte System der Sozialleistungen in der Bundesrepublik einschließlich Berlin (West) zu durchleuchten, und zwar in seiner Auswirkung auf den Sozialleistungsempfänger selbst. Es sollte einmal nachgewiesen werden, wie sich die 35 Sozialleistungsarten der 9 wichtigsten Sozialeinrichtungen bei den Empfängern kombinieren — nach dem deutschen Sozialleistungssystem kann ein Empfänger Leistungen verschiedener Sozialleistungsarten gleichzeitig beziehen —, zum anderen sollten die sozialen Verhältnisse ermittelt werden, insbesondere der Anteil der Sozialleistungen am Gesamteinkommen der Haushalte, in welchen die Sozialleistungsempfänger lebten.

Während bei einem Teil der Sozialeinrichtungen das Versicherungs- bzw. Versorgungsprinzip gilt, setzen die übrigen teilweise Bedürftigkeit der Empfänger voraus. Das bedingt beim Zusammentreffen mehrerer Sozialleistungen eine gegenseitige Anrechnung in unterschiedlichem Ausmaße. Es war daher eine weitere Aufgabe dieser Statistik festzustellen, welche Beträge Empfänger verschiedener Sozialleistungen tatsächlich ausbezahlt erhielten und wie hoch das Ausmaß der Anrechnungen war.

Rechtsgrundlage der Statistik waren eine Verordnung vom 12. August 1953 und die Anordnung zum Vollzug des § 3 dieser Verordnung vom 31. Januar 1955. Die Statistik sollte demnach auf repräsentativer Basis in zwei Phasen durchgeführt werden.

Die Ergebnisse der Statistik wurden in Band 137 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Die genannten Aufgaben der Statistik fanden in einem umfangreichen **Tabellenprogramm** ihren Niederschlag. Es umfaßte insgesamt 43 Tabellen, von denen 16 einen Überblick über die im September 1953 laufend gewährten Sozialleistungen geben sollten. Als Gliederungsmerkmale dienten in erster Linie die verschiedenen Sozialeinrichtungen und Sozialleistungsarten (vgl. 2.2), die Höhe der Sozialleistungen und ihre Aufteilung auf die Sozialleistungsempfänger, die ihrerseits nach einigen sozialen Merkmalen untergliedert wurden. In weiteren 27 Tabellen war die soziale Lage der Empfängerhaushalte dargestellt. Hier erfolgte eine sehr viel tiefergehende Gliederung der Haushalte nach bevölkerungsstatistischen Merkmalen wie Geschlecht, Alter, Stellung im Beruf, Bevölkerungsgruppe des Haushaltsvorstandes und des Sozialleistungsempfängers, nach Haushaltsmerkmalen (Größe, Typ, Einkommenshöhe) und nach Zahl, Art und Höhe der gewährten Sozialleistungen.

Da es sich um eine Statistik im Bundesinteresse handelte, genügte im allgemeinen die Erstellung von Bundestabellen (Ausnahme: 5 Ländertabellen mit stark vereinfachter Gliederung).

**2.2** In die Erhebung sollten folgende **Sozialeinrichtungen** einbezogen werden:

Unfallversicherung	mit 5 Sozialleistungsarten
Invalidenversicherung	mit 3 Sozialleistungsarten
Angestelltenversicherung	mit 3 Sozialleistungsarten
Knappschaftliche Rentenversicherung	mit 6 Sozialleistungsarten

<sup>1)</sup> Lfd. Reg.-Dir. Karl-Heinz Katsch, Statistisches Landesamt Berlin.

Versicherungsmäßige Arbeitslosenunterstützung	mit 1 Sozialleistungsart
Kriegsopferversorgung (Kriegsbeschädigte und Kriegshinterbliebene)	mit 8 Sozialleistungsarten
Lastenausgleich	mit 3 Sozialleistungsarten
Arbeitslosenfürsorgeunterstützung	mit 1 Sozialleistungsart
Öffentliche Fürsorge (Offene und Geschlossene Fürsorge)	mit 2 Sozialleistungsarten,

außerdem 3 Sozialleistungsarten der West-Berliner Rentenversicherung, die damals noch nicht wieder nach Invaliden- und Angestelltenversicherung unterschieden wurde.

**2.3** Besondere Überlegungen mußten bezüglich des **Erhebungsverfahrens** angestellt werden. Aus dem Tabellenprogramm geht hervor, daß neben einer Gliederung der Sozialleistungsfälle in erster Linie auch eine Gliederung der Sozialleistungsempfänger und deren Haushalte interessierte. Als Auswahl- und Erhebungsgrundlage standen einzig die Listen und Karteien der Sozialleistungsträger zur Verfügung, in denen nur die Sozialleistungsfälle verzeichnet waren. Da aber eine Person mehrere Sozialleistungen gleichzeitig empfangen kann und auch mehrere Personen eines Haushalts Empfänger von Sozialleistungen sein können, bestand ein wesentlicher Unterschied zwischen Sozialleistungsfällen, Sozialleistungsempfängern und Haushalten mit Sozialleistungsempfängern. Ausgewählt und erfaßt werden konnten demnach zunächst nur die Sozialleistungsfälle. Es erwies sich daher als zweckmäßig, die Statistik in zwei Phasen durchzuführen:

In **Phase 1** sollten in den Monaten September und Oktober 1953 von den Sozialleistungsträgern bzw. deren Dienststellen für etwa 5 vH aller laufenden Sozialleistungsfälle des Monats September 1953 Auszüge aus den Akten auf vorgeschriebene Zählblätter gemacht und diese dem Statistischen Bundesamt zur Auswertung zugestellt werden. Dort sollten einmal die Zählblätter zur Erstellung der ersten 16 Tabellen des Tabellenprogramms ausgewertet werden (vgl. 2.1), zum anderen sollten über die Zählblätter die Empfänger von Sozialleistungen ermittelt und damit auch die Grundlage für eine Erhebung bei den Empfängerhaushalten geschaffen werden. Infolge der starken sachlichen Unterschiede zwischen den verschiedenen Sozialeinrichtungen waren verschiedene Arten von Zählblättern erforderlich.

In **Phase 2** sollten 20 vH der in Phase 1 erfaßten Sozialleistungsempfänger (ausgenommen diejenigen der geschlossenen Fürsorge) mittels Interviewer nach den Einkommensverhältnissen und der sozialen Lage ihres Haushalts befragt werden. Diese Interviews waren in den Monaten März bis Mai 1955, also 1 ½ Jahre nach Durchführung der Phase 1, vorzunehmen.

Berichtsstellen waren also in Phase 1 die Dienststellen der Sozialleistungsträger, Aufbereitungseinheiten die laufenden Sozialleistungsfälle bzw. die Sozialleistungsempfänger im Monat September 1953. In Phase 2 bildeten die Haushalte von Sozialleistungsempfängern die Erhebungseinheiten. Ausgewertet wurden hier in erster Linie die Haushalte, daneben aber auch die Empfänger und die Sozialleistungsfälle.

**2.4** Der **Stichprobenumfang** bzw. der Auswahlatz wurde in den beiden Phasen so festgelegt, daß bei erträglichem Aufwand noch aussagekräftige Ergebnisse zu erwarten waren. Anhaltspunkte über den Gesamtumfang lieferten Zahlen, die unmittelbar von den Sozialleistungsträgern zur Verfügung gestellt werden konnten. Danach war zu erwarten, daß bei den 1583 Dienststellen bei einem Auswahlatz von 5 vH etwa 700 000 Zählblätter zu erstellen waren. Die Zahl der Interviews konnte dagegen nur grob geschätzt werden, da lediglich die Zahl der Sozialleistungsfälle, nicht aber die Zahl der dahinterstehenden Haushalte, bekannt war. Man rechnete bei einem Auswahlatz von 1 vH mit etwa 100 000 Interviews (vgl. 5.2.1, S. 414).

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Da die **Zählblätter** u. a. für die Zusammenführung der Sozialleistungsfälle nach Sozialleistungsempfängern maßgebend waren, mußten die zu fordernden Angaben unter diesem Gesichtspunkt besonders geprüft werden. Der Aufbau dieser Blätter sah dementsprechend eine Zweiteilung der Fragen nach solchen über die Personalien des Sozialleistungsempfängers sowie über die Art und Höhe der Sozialleistungen vor.

Besonders die Fragen nach den Personalien waren für eine Zusammenführung der Fälle der gleichen Personen ausschlaggebend. Neben der Namensangabe wurden daher die genaue Anschrift, Geburtsort, Geschlecht und Familienstand, ferner die Angabe des Geburtstags verlangt. Erfahrungen aus früheren Untersuchungen hatten gezeigt, daß eine Gliederung des Materials nach den Geburtstagen die zweckmäßigste Lösung für eine Zusammenführung ist. Die übrigen Personalangaben sollten für die weitere Identifizierung maßgebend sein; hierzu diente auch die Frage nach sonstigen Sozialleistungsbezügen der erfaßten Person.

**3.2** In der ersten Phase sollten alle Sozialleistungsfälle einer Person in die Stichprobe gelangen. Aus diesem Grund war es notwendig, ein **Auswahlverfahren** zu verwenden, das diese Bedingung automatisch erfüllte. Eine systematische Auswahl unter den Sozialleistungsfällen kam daher nicht in Frage. Vielmehr mußte ein Merkmal als Auswahlkriterium herangezogen werden, das nicht dem Fall, sondern dem Empfänger zukam. Daher boten sich eine Auswahl nach dem Geburtstag oder eine Buchstabenauswahl an. Letztere wurde gewählt, weil sie für die Dienststellen der Sozialleistungsträger, denen die Auswahl oblag, besonders einfach auszuführen war; denn zumindest ein großer Teil aller Karteien war alphabetisch geordnet.

Über die Häufigkeit des Vorkommens der Namensanfänge wurden zunächst eingehende Untersuchungen vorgenommen, und zwar auf Grund von Auszählungen der Adreßbücher verschiedener Städte der Bundesrepublik (vgl. I.2.2.2, insbesondere Übersicht I.2.3 auf S. 34). Für eine 5 vH-Auswahl erwies sich der Buchstabe L als besonders geeignet: Bei etwa 4,5 vH der Personen in der Bundesrepublik beginnt der Familienname mit diesem Buchstaben, wobei der Anteilsatz eine verhältnismäßig geringe regionale Streuung (zwischen 4,0 und 5,1 vH) aufweist. Diese Untersuchungen sind allerdings in ihrer Aussagekraft dadurch eingeschränkt, daß sie sich nur auf Städte beziehen. Das methodisch zweifellos bessere Verfahren, mehrere Buchstaben zu verwenden, verbot sich aber von vornherein, weil es die Arbeit bei den Sozialleistungsträgern und die spätere Zusammenführung der Zählblätter zu sehr erschwert hätte.

**3.3** In der zweiten Phase sollten zum ersten Mal in der amtlichen deutschen Statistik Interviewer in größerem Umfang eingesetzt werden. Aus diesem Grund wurde zur Gewinnung eines geeigneten Fragebogens (Haushaltungsliste) und zur Prüfung des Verfahrens eine **Vor-** und eine **Probeerhebung** durchgeführt.

Der erste Entwurf der Erhebungspapiere wurde genau ein Jahr vor der eigentlichen Befragung im März 1954 von Mitarbeitern des Statistischen Bundesamtes durch Interviews im Raume von Wiesbaden erprobt. Sie führten zu einigen Verbesserungen der Erhebungspapiere, brachten aber vor allem die ersten wichtigen Erfahrungen über die Durchführung von Interviews.

Fünf Monate danach wurde eine Probeerhebung vorgenommen. Bei dieser wurden in 20 wirtschaftlich verschieden strukturierten Kreisen der Länder Baden-Württemberg, Bayern, Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen 44 Interviewer zur Durchführung von 412 Interviews eingesetzt. Die Probeerhebung in den 412 Haushalten bestätigte, daß die Befragten der Erhebung aufgeschlossen gegenüberstanden und daß daher die Antworten vollständig und auch glaubhaft erteilt wurden. Letzteres konnte, was die Renten anbetrifft, durch einen Vergleich mit den Unterlagen aus dem ersten

Teil der Statistik festgestellt werden. Weitere bei der Probeerhebung gesammelte Erfahrungen führten dazu, daß einige nicht erhebliche Fragen fortgelassen oder andere verständlicher gefaßt wurden.

### 4. Endgültiger Stichprobenplan

**4.1 Die Auswahl** sollte in zwei Phasen erfolgen (vgl. I.2.2.6, S. 43):

Einstufige Auswahl von Sozialleistungsfällen (erste Phase),

Klumpenauswahl von Sozialleistungsempfängern (zweite Phase).

Die Auswahl in der ersten Phase oblag den Dienststellen der Sozialleistungsträger. Jeder laufende Sozialleistungsfall, dessen Empfänger einen mit L beginnenden Familiennamen trug, galt als ausgewählt.

Die Auswahl für die zweite Phase war im Statistischen Bundesamt vorzunehmen. Als Auswahlgrundlage dienten die in der ersten Phase der Erhebung durch Zusammenführung der Sozialleistungsfälle eines jeden Empfängers gewonnenen Unterlagen über die Empfänger (vgl. 5.1.4, S. 413). Damit die Interview-Erhebung keine untragbar hohen Kosten verursachte, mußte für eine räumliche Konzentration der Befragungen gesorgt werden. Ein Interviewer konnte höchstens 50 Befragungen durchführen. Demnach war die Kostenersparnis am größten, wenn jeweils 50 verhältnismäßig nahe beieinander wohnende Sozialleistungsempfänger ausgewählt wurden. Daher wurde bei der Auswahl wie folgt vorgegangen:

In eine Gemeindegrenzenkarte wurde die in der ersten Phase der Erhebung für jede einzelne Wohngemeinde ermittelte Zahl der Sozialleistungsempfänger eingetragen. Dann wurden die Gemeinden in einem etwa zwei bis drei Gemeinden breiten Band, im Norden beginnend, von West nach Ost, dann wieder nach West usw. kontinuierlich aneinandergereiht. In der durch dieses Band gegebenen Folge wurden die Zahlen der Sozialleistungsempfänger kumulativ addiert. Danach wurde festgestellt, in welchen Gemeinden jeweils die 201 bis 250sten Sozialleistungsempfänger wohnten. Diese sollten befragt werden. Auf diese Weise hatte jeder Interviewer höchstens 50 Befragungen in einem räumlich eng begrenzten Gebiet von 1 bis 3 (vereinzelt auch mehr) aneinandergrenzenden Gemeinden durchzuführen (vgl. 5.2.1, S.414). War in einer Gemeinde nur ein gewisser Teil der Sozialleistungsempfänger zu befragen, so wurde eine einfache Zufallsauswahl des erforderlichen Umfangs vorgenommen (in den Großstädten z. B. 20 vH).

Abgesehen von den Großstädten war die Auswahl damit in zwei Schritte zerlegt. Dies war ausschließlich eine technische und keine methodische Besonderheit. Insbesondere ist das Verfahren nicht als eine zweistufige Unterauswahl zu betrachten. Methodisch wäre eine direkte Klumpenauswahl aus einer vollständigen Anordnung aller Sozialleistungsempfänger völlig gleichwertig gewesen (innerhalb der Gemeinden nach dem Zufallsprinzip).

Um den Interviewern in den größeren Gemeinden (mit mehreren Klumpen) weite Wege zu ersparen, wurden die nach dem Zufallsverfahren ausgewählten und damit über das ganze Gemeindegebiet verstreuten Sozialleistungsempfänger von den Verwaltungen dieser Gemeinden auf Grund ihrer Kenntnis der örtlichen Verhältnisse so geordnet, daß die Klumpen örtlich beieinanderliegende Anschriften enthielten. Da die Auswahl der Sozialleistungsfälle in der ersten Phase auf Grund der Namensanfänge der Empfänger vorgenommen wurde, ist die Auswahl theoretisch mit einer Auswahl der Empfänger identisch. Aus diesem Grund kann die gesamte Auswahl als zweiphasig angesprochen werden. Allerdings bleibt dabei die Klumpenbildung in der zweiten Phase, die wegen der Kosten gewählt wurde, unberücksichtigt. Diese war jedoch nur bei kleineren Gemeinden von Bedeutung.

**4.2 Die Hochrechnung** der in der ersten Phase erfaßten Fälle (und Empfänger) erfolgte mit einem für alle Sozialeinrichtungen gleichen Hochrechnungsfaktor, der sich aus dem



Verhältnis der Sozialleistungsfälle insgesamt zu den erfaßten Sozialleistungsfällen ergab. Der Gesamtbestand mußte dabei in einigen Gruppen geschätzt werden. Das Verfahren wurde seiner Einfachheit halber gewählt. Es konnte Verzerrungen bringen, wenn die Häufigkeit des Buchstabens L bei den verschiedenen Sozialversicherungsträgern unterschiedlich war (vgl. 5.1.1). In der zweiten Phase war auf Grund des Auswahlverfahrens, das sich auf einzelne Sozialleistungsempfänger bezog, eine gewisse Verzerrung dadurch gegeben, daß Haushalte mit mehreren Sozialleistungsempfängern des gleichen Namens eine größere Erfassungschance hatten (vgl. I.3.3.2, S. 91).

Dieser Effekt mußte nachträglich durch die Hochrechnung eliminiert werden. Dazu wurde der für die Haushalte mit vier oder mehr Sozialleistungsempfängern effektiv erreichte Auswahlatz zur Grundlage gemacht, und es wurden dann so viele der übrigen Haushaltsgruppen im Material selbst gedoppelt, bis ein einheitlicher Auswahlatz erreicht war (vgl. 5.2.3, S. 418). Danach konnte ein für alle Gruppen gültiger Hochrechnungsfaktor verwendet werden, der sich aus dem Verhältnis zwischen der hochgerechneten Gesamtzahl der Sozialleistungsempfänger (auf Grund der Phase 1) und ihrer in der Phase 2 ausgewiesenen Zahl ergab.

**4.3** Eine besondere **Fehlerrechnung** wurde nicht geplant, da die Statistik ohnehin einen sehr großen Aufwand und die Lösung einer ganzen Reihe von Aufbereitungsproblemen erforderte, so daß eine Fehlerrechnung nicht rechtzeitig durchgeführt werden konnte. Dagegen war die Erstellung von methodischen Tabellen zur Überprüfung der Auswahl und zur Durchführung der Hochrechnung unerlässlich.

## 5. Durchführung des Stichprobenplans

### 5.1 Durchführung der ersten Erhebungsphase

**5.1.1** Zunächst wurde die **Buchstabenauswahl** geprüft. Dies war notwendig, um die Anwendung eines wirklich adäquaten Hochrechnungsverfahrens sicherzustellen und um eventuelle grobe Auswahlfehler zu beseitigen. Zu diesem Zweck wurde für jede der an der Ausfüllung der Zählblätter beteiligten 1583 Dienststellen der verschiedenen Sozialeinrichtungen die Zahl der für den Buchstaben L ausgefüllten Zählblätter zur Zahl der bei ihr insgesamt geführten Sozialleistungsfälle in Beziehung gesetzt. Das Ergebnis zeigt die Übersicht II.28.1, S. 412.

Die Streuung der effektiven Auswahlätze um den theoretischen Wert ergab sowohl für die einzelnen Sozialeinrichtungen als auch für die einzelnen Länder typische Normalverteilungen. Der Schwankungsbereich und die Standardabweichung waren erwartungsgemäß um so größer, je kleiner die Bestände an Sozialleistungsfällen bei den einzelnen Dienststellen waren, insbesondere also bei der öffentlichen Fürsorge, dem Lastenausgleich und der Unfallversicherung. Der Prozentsatz der Dienststellen, bei denen die effektiven Auswahlätze im Bereich des einfachen Standardfehlers lagen, lag bei jeder Sozialeinrichtung so, daß die Abweichungen vom durchschnittlichen Auswahlatz als durch den Zufall bedingt angesehen werden konnten. Im ungünstigsten Falle des Lastenausgleichs lagen die Zahlen für 76 vH der Dienststellen im einfachen Fehlerbereich, 99 vH im dreifachen Fehlerbereich. Je größer der Gesamtbestand an Sozialleistungsfällen einer Sozialeinrichtung war, um so mehr näherte sich auch der erreichte Auswahlatz dem erwarteten von 4,5 vH. Dies galt insbesondere für die Invaliden- und die Angestelltenversicherung sowie für die Kriegsopferversorgung, die zusammen 73 vH aller Sozialleistungsfälle auf sich vereinigten.

Die stark abweichenden Auswahlätze bei der Öffentlichen Fürsorge und der Arbeitslosenversicherung bzw. -fürsorge vom Gesamtdurchschnitt erklären sich daraus, daß Zählblätter nur für solche Personen auszufüllen waren, die den ganzen Monat September 1953 über Fürsorgeleistungen erhielten, während die Bestandszahlen auch Personen enthielten, welche nur für einen Teil des Monats unterstützt wurden und daher

Übersicht II.28.1

Sozialeinrichtung Land	Zahl der Dienststellen	Durchschnitt- liche Zahl der Sozial- leistungsfälle je Dienststelle in 1 000	Durchschnitt- licher effektiver Auswahlsatz in vH	Schwankungs- bereich der Auswahlsätze in vH	Standard- abweichung	
					absolut	in vH der Spalte 3
1	2	3	4	5	6	
nach Sozialeinrichtungen						
Knappschaftliche Rentenver- sicherung .....	7	89	4,6	4,2 bis 4,7	0,2	4,3
Invaliden- und Angestellten- versicherung .....	32	183	4,5	3,9 bis 5,6	0,4	8,9
Kriegsopferversorgung .....	54	79	4,5	3,3 bis 5,7	0,4	8,9
Lastenausgleich .....	592	1	4,4	1,3 bis 10,6	1,0	22,7
Unfallversicherung .....	107	7	4,4	0,0 bis 7,6	0,9	20,4
Öffentliche Fürsorge .....	582	2	(3,7)	0,7 bis 13,2	1,2	32,4
Arbeitslosenversicherung und -fürsorge .....	209	5	(3,4)	1,6 bis 5,6	0,6	17,6
nach Ländern						
Schleswig-Holstein .....	62	12	4,7	2,7 bis 6,3	0,9	19,2
Hamburg .....	36	15	4,4	3,6 bis 8,3	0,9	20,4
Niedersachsen .....	212	10	4,3	0,0 bis 7,6	1,0	23,2
Bremen .....	13	7	4,1	2,8 bis 5,9	1,2	29,3
Nordrhein-Westfalen .....	292	13	4,5	1,6 bis 8,7	1,0	22,2
Hessen .....	135	9	4,3	1,9 bis 7,0	1,1	25,6
Rheinland-Pfalz .....	144	5	4,3	1,3 bis 9,8	1,3	30,2
Baden-Württemberg .....	209	8	3,9	1,5 bis 13,2	1,2	30,8
Bayern .....	455	6	4,3	0,7 bis 10,6	1,2	27,9
Berlin (West) .....	25	37	4,4	2,9 bis 7,1	1,2	27,3
Insgesamt .....	1 583	9	4,3	0,0 bis 13,2	1,1	25,6

für diese Statistik nicht interessierten (die Werte sind daher in Übersicht II.28.1 in Klammern gesetzt). Wegen der in diesen Bereichen herrschenden starken Fluktuation mußte der Ausgangsbestand um geschätzte Prozentsätze für solche Personen verkleinert werden, nämlich um 17 vH bei der Öffentlichen Fürsorge und um 25 vH bei der Arbeitslosenversicherung bzw. -fürsorge. Es ergaben sich dadurch für diese beiden Sozialeinrichtungen Auswahlsätze von 4,5 vH und damit ein bereinigter Auswahlsatz für alle Sozialeinrichtungen von zusammen 4,5 vH.

Die Abweichungen der für die einzelnen Sozialeinrichtungen zunächst erreichten Auswahlsätze vom Gesamtdurchschnitt waren nicht so hoch, daß mit merklich verzerrten Ergebnissen gerechnet werden mußte, wenn bei allen Sozialleistungsarten ein einheitlicher Hochrechnungsfaktor verwendet wurde (vgl. 5.1.3).

Es wäre z. B. denkbar gewesen, daß bei Vertriebenen die Familiennamen mit dem Anfangsbuchstaben L relativ häufiger vorkämen. Damit wären Empfänger von laufenden Leistungen aus dem Lastenausgleich zu viel erfaßt worden und hätten bei Verwendung eines einheitlichen Hochrechnungsfaktors ein zu großes Gewicht erhalten.

Wie die Übersicht II.28.1 weiter zeigt, sind die Familiennamen mit dem Anfangsbuchstaben L in den einzelnen Bundesländern unterschiedlich häufig. So schwanken die erreichten Auswahlsätze zwischen 3,9 vH in Baden-Württemberg und 4,7 vH in Schleswig-Holstein. Ähnliche Schwankungen ergaben sich auch bei der erwähnten Auszählung der Adreßbücher. Dies bedeutet, daß im Gesamtergebnis für das Bundesgebiet die Ergebnisse Baden-Württembergs durch Verwendung eines einheitlichen Hochrechnungsfaktors etwas zu gering, die von Schleswig-Holstein etwas zu stark berücksichtigt wurden.

5.1.2 Diese zunächst ermittelten effektiven **Auswahlsätze** (eingesandte Zählblätter in vH der vorhandenen Gesamtbestände) konnten jedoch im Laufe der Aufbereitung noch bereinigt werden. Das Aufbereitungsverfahren ermöglichte es nämlich, rund 13000 fehlende Zählblätter von allen Sozialleistungsträgern nachträglich zu erhalten. Hierbei handelte es sich um Fälle mit dem Buchstaben L, für die im Zeitpunkt der

Erhebung die Akten gerade nicht greifbar waren, weil sie sich z. B. wegen eines Prüfverfahrens in irgendeinem Geschäftsgang befanden. Andererseits mußten auch 2500 Zählblätter ausgeschieden werden, weil sie zu Unrecht, z. B. für nicht zu erfassende Sozialleistungen (in der Mehrzahl einmalige Unterstützungen) oder doppelt, ausgefüllt worden waren. Es verblieben schließlich rund 630 000 auswertbare Sozialleistungsfälle, die sich, wie die Aufbereitung zeigte, auf etwa 470 000 Empfänger konzentrierten. Damit ergaben sich für die verschiedenen Sozialeinrichtungen die in Übersicht II.28.2 angegebenen endgültigen effektiven Auswahlätze. Sie schwankten wesentlich weniger als die in Übersicht II.28.1

nachgewiesenen vorläufigen Sätze. Arbeitstechnisch wäre es sehr schwierig gewesen, die verschiedenen und nachträglich einbezogenen Sozialleistungsfälle den einzelnen 1 583 Dienststellen der Sozialleistungsträger zuzuordnen, um auf diese Weise endgültige Auswahlätze für die Länder und endgültige Streuungsübersichten zu erhalten. Es wurde daher darauf verzichtet. Man wird jedoch annehmen dürfen, daß sich die effektiven Auswahlätze der Länder bei Berücksichtigung der nachträglich noch einbezogenen Fälle ähnlich einander annähern, wie sie es bei den Sozialeinrichtungen getan haben.

Übersicht II.28.2

Sozialeinrichtung	Endgültiger effektiver Auswahlatz vH
Knappschaftliche Rentenversicherung . . . . .	4,64
Invaliden- und Angestelltenversicherung . . . . .	4,58
Unfallversicherung . . . . .	4,58
Arbeitslosenversicherung und -fürsorge . . . . .	4,55
Öffentliche Fürsorge . . . . .	4,55
Kriegsopferversorgung . . . . .	4,51
Lastenausgleich . . . . .	4,49
Insgesamt . . . . .	4,55

**5.1.3** Der für den Gesamtdurchschnitt aller Sozialeinrichtungen errechnete Auswahlatz von 4,55319 vH entsprach einem **Hochrechnungsfaktor** von 21,9626. Er wurde für alle Sozialleistungsarten einheitlich verwendet (vgl. 5.1.1), und zwar auch im Hinblick auf die zu ermittelnde Zahl der Sozialleistungsempfänger. Da für diese auch die Bezüge aus den einzelnen Sozialeinrichtungen kombiniert nachgewiesen werden sollten, war es praktisch nicht möglich, verschiedene Hochrechnungsfaktoren für die an den Kombinationen beteiligten einzelnen Sozialleistungsarten zu benutzen. Mit der Verwendung des gleichen Hochrechnungsfaktors mußte in Kauf genommen werden, daß Sozialeinrichtungen, bei denen ein überdurchschnittlicher effektiver Auswahlatz gegeben war, nach der Hochrechnung mit überhöhten Zahlen in den tabellarischen Nachweisen erschienen und umgekehrt. Am größten war dieser Einfluß bei der Knappschaftsversicherung, deren Rentenzahl in den Tabellen um etwa 2,0 vH zu hoch erscheinen dürfte. Umgekehrt ist damit zu rechnen, daß die für den Lastenausgleich nachgewiesenen Bestandszahlen um etwa 1,4 vH zu niedrig liegen.

**5.1.4** Methodisch besonders interessant war die **Zusammenführung der Zählblätter** (Sozialleistungsfälle) nach Sozialleistungsempfängern, die sowohl unmittelbar für die Auswertung als auch für die Auswahl der in der zweiten Phase zu erfassenden Einheiten erforderlich war (vgl. 4.1, S. 410).

Die Personalien der Empfänger (Familiename, Vorname, Geschlecht, Geburtsdatum, Geburtsort, Familienstand und Anschrift) waren auf jedem Zählblatt erfragt, stimmten aber nicht immer sämtlich überein, da die Akten hinsichtlich einiger Merkmale zum Teil veraltet oder auch ungenau geführt waren.

Für die Zusammenführung wurden zunächst die Lochkarten für sämtliche rund 630 000 Zählblätter nach Geburtsdaten sortiert, die als das sicherste Merkmal angesehen wurden. Auf diese Weise entstanden 32 500 Kartenhaufen mit bis zu 65 Lochkarten. Innerhalb jedes Haufens wurden die Karten sodann manuell nach Familiennamen und Vornamen sortiert. Als weitere Hilfsmerkmale wurden auch der Geburtsort

## II.28

und der Wohnort verwendet. Diese Vielzahl von Merkmalen gestattete eine einwandfreie Zusammenführung auch in den Fällen, in denen nicht alle Merkmale für ein und dieselbe Person übereinstimmten. So waren in manchen Fällen z. B. die Familiennamen falsch geschrieben oder — bei mehreren Vornamen — nicht immer die gleichen genannt. Geburtsort und Wohnort wichen bisweilen insofern voneinander ab, als einmal ein Wohnplatz (als Teil einer Gemeinde), zum anderen der Name der politischen Gemeinde genannt war. Die Wohnorte unterschieden sich auch häufig deswegen, weil der inzwischen umgezogene Sozialleistungsempfänger seinen neuen Wohnort noch nicht sämtlichen Trägern der ihm gewährten Sozialleistungen mitgeteilt hatte. In allen Fällen, in denen vermutet werden konnte, daß zwei oder mehrere Sozialleistungen auf die gleiche Person kamen, wurde anhand der Originalzählblätter oder durch Rückfrage bei den betreffenden Sozialleistungsträgern der Sachverhalt geklärt. Ein wesentliches Hilfsmerkmal hierfür waren auch die unter 5.1.5 näher beschriebenen Hinweise auf anderweitig bezogene Sozialleistungen. Fast die Hälfte aller Lochkarten mußte auf Grund von Mehrfachbezügen eines Sozialleistungsempfängers zusammengeführt werden, bei den übrigen handelte es sich um Einfachbezüge von Sozialleistungen.

**5.1.5** Ein weiteres methodisches Problem betraf die **Vollzähligkeit** aller von einer Person bezogenen Sozialleistungen. Um sie zu erreichen, wurden die Dienststellen aufgefordert, in jedem einzelnen Sozialleistungsfall auf dem Zählblatt anzugeben, ob ihnen weitere Sozialleistungen bekannt waren, die der Empfänger erhielt, und um welche es sich ggf. im einzelnen handelte. Bei dem im deutschen Sozialwesen üblichen System der gegenseitigen Anrechnungen konnten diese Angaben meist sehr ausführlich gemacht werden. Auf jede Lochkarte wurden die Schlüsselnummern für die „weiteren“ Sozialleistungsarten übernommen. Bei der manuellen Sortierung der Lochkarten mußte nun für jede verschlüsselte „weitere“ Sozialleistung eine entsprechende Lochkarte vorhanden sein. War sie nicht vorhanden, dann wurde das fehlende Zählblatt bei der betreffenden Dienststelle des Sozialleistungsträgers nachgefordert. Jeder Einzelfall wurde durch Rückfragen so lange verfolgt, bis er endgültig geklärt war.

Bei diesen Rückfragen kamen dann auch die Fälle mit falschem Geburtsdatum zum Vorschein, die deshalb in falschen Lochkartenhaufen lagen und zunächst als nicht vorhanden gelten mußten. Auf diese Weise konnten die Fehlermöglichkeiten, die hinsichtlich der Zusammenführung bei der Vorsortierung nach Geburtsdaten zunächst in Kauf genommen werden mußten, nachträglich wieder ausgeräumt werden.

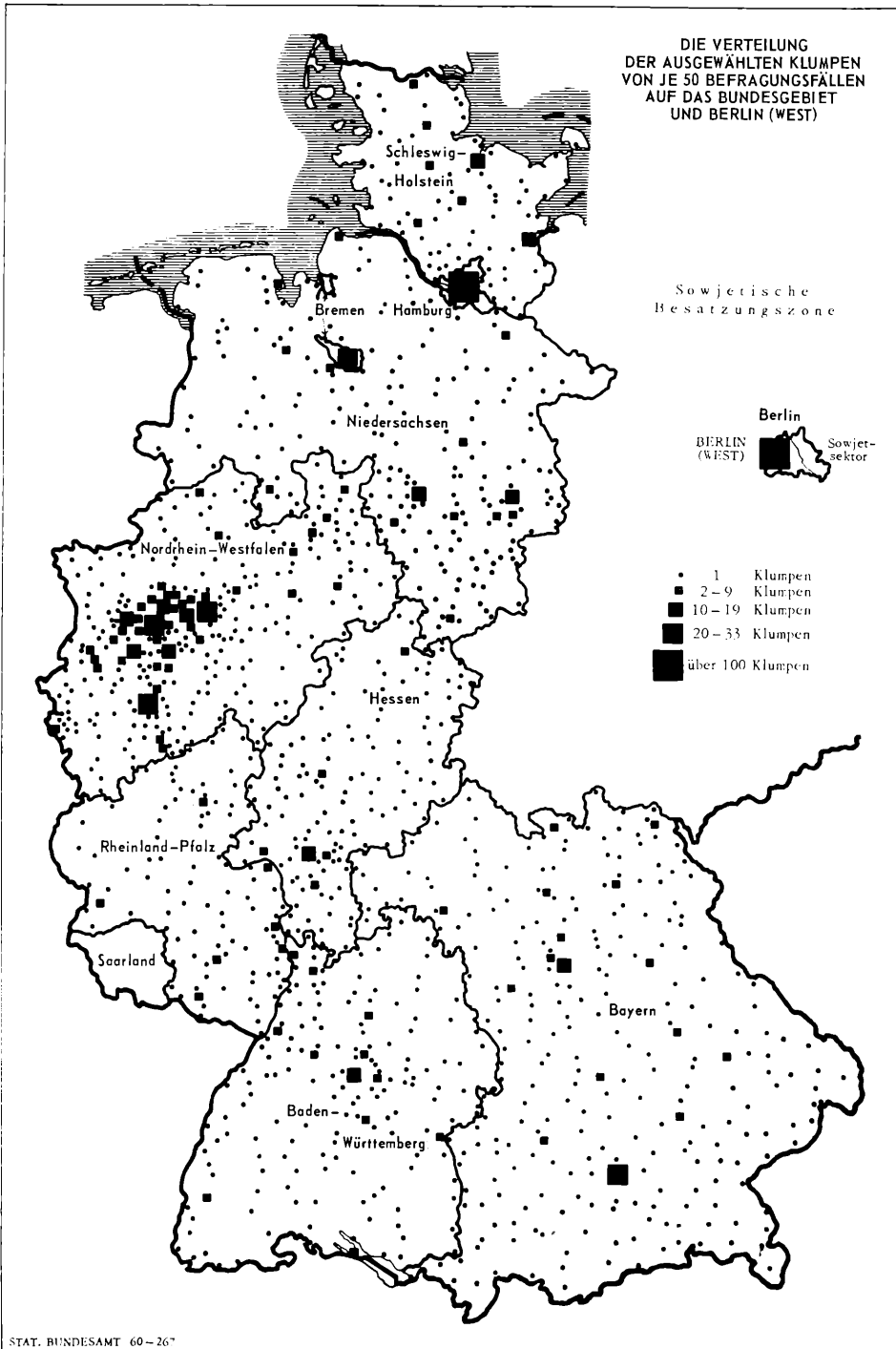
## 5.2 Durchführung der zweiten Erhebungsphase

**5.2.1** Das unter Ziffer 4.1 angegebene **Auswahlverfahren** lieferte 1880 Klumpen mit 93 900 Befragungsfällen, also ziemlich genau die erwartete Zahl von 20 vH der auf Grund der ersten Erhebung ermittelten Sozialleistungsempfänger. Die Verteilung der Klumpen auf das Bundesgebiet einschließlich Berlin (West) geht aus der Abbildung II.28.1 hervor. Sie weist die erwarteten Häufungen in den dichter bevölkerten Gebieten des Ruhrgebietes, des Raumes um Hannover/Braunschweig, Frankfurt, Stuttgart und Ludwigshafen/Mannheim auf, während andererseits die schwächer besiedelten Gebiete, wie z. B. Nord-Schleswig, die Lüneburger Heide, Oldenburg, die Eifel, die Rhön und der Schwarzwald, eine geringere Besetzung zeigen.

**5.2.2** Die zur Befragung ausgewählten Sozialleistungsempfänger gehörten zum Teil zu gleichen Haushalten, z. B. dann, wenn eine Rente beziehende Kriegerwitwe und ihre Waisenrente beziehende Kinder zufällig gleichzeitig in die Auswahl gelangten. Bei den Interviews stellte sich deshalb heraus, daß sich die 93 900 Sozialleistungsempfänger auf 85 587 Haushalte konzentrierten (vgl. 5.2.3, S. 417).

Die Interviews für 61 970 Haushalte mit 69 041 Sozialleistungsempfängern konnten ausgewertet werden. Der **Ausfall** von 27,5 vH aller befragten Haushalte war zu 12,1 vH auf technische Schwierigkeiten (z. B. verzogene oder längere Zeit abwesende Haus-

Abbildung II. 28. 1



II.28

halte), zu 10,4 vH auf für die Erhebung nicht mehr interessante Fälle (z. B. weil der Sozialleistungsempfänger verstorben oder die Sozialleistung inzwischen entfallen war), zu 3,6 vH auf Auskunftsverweigerungen und zu 1,4 vH auf unbrauchbare Interviews zurückzuführen. Die hohe Ausfallquote erklärte sich vor allem aus der Tatsache, daß zwischen beiden Teilen der Statistik ein Zeitraum von 1½ Jahren lag.

Es erhob sich nun die Frage, in welchem Ausmaße diese Ausfälle die Aussagekraft der Ergebnisse beeinträchtigt haben, insbesondere, ob es sich bei den ausgefallenen Haushalten vielleicht um spezielle Typen handelte, die das Ergebnis in eine bestimmte Richtung verzerren konnten. Der Versuch, für die ausgefallenen Haushalte gewisse Anhaltspunkte über die sozialen Verhältnisse (z. B. anhand der Wohnungstürschilder mit Berufsangaben) zu gewinnen, gelang nicht. Es war lediglich möglich, für die Ausfälle die Verteilung der Sozialleistungsfälle auf die Sozialeinrichtungen auf Grund der Unterlagen aus der ersten Phase festzustellen.

Um gewisse Anhaltspunkte zur Beurteilung der Zuverlässigkeit der zweiten Stichprobe zu gewinnen, wurden außerdem für die in beiden Phasen der Statistik erhobenen Merkmale die ermittelten Verteilungen einander gegenübergestellt. Übersicht II.28.3 zeigt, daß sich hierbei wieder die durch den zeitlichen Unterschied der beiden Phasen bedingten Einflüsse ungünstig auswirkten:

Übersicht II.28.3

Geschlecht Altersklasse Zahl der Leistungen	Sozialleistungsempfänger in vH	
	Phase 1 1953	Phase 2 1955
Männliche Personen . . . .	49,4	49,1
Weibliche Personen . . . .	50,6	50,9
unter 18 Jahre . . . . .	17,1	15,9
18 bis 40 Jahre . . . . .	13,7	11,2
40 bis 50 Jahre . . . . .	13,7	14,2
50 bis 60 Jahre . . . . .	14,5	14,5
60 bis 65 Jahre . . . . .	9,5	9,7
65 und mehr . . . . .	31,5	34,5
1 Leistung . . . . .	67,9	66,7
2 Leistungen . . . . .	29,9	31,3
3 Leistungen . . . . .	2,2	2,0

Da die verstorbenen Sozialleistungsempfänger größtenteils den älteren Jahrgängen angehörten und ein entsprechender Zugang neuer Sozialleistungsempfänger erhebungstechnisch nicht berücksichtigt werden konnte, sind diese Jahrgänge in der zweiten Stichprobe etwas zu schwach vertreten. Ferner mußte der Anteil der weiblichen Personen in der zweiten Phase höher als in der ersten sein, weil die Sterblichkeit bei den Männern größer als bei den Frauen ist. Auf der anderen Seite betrafen die

Ausfälle durch inzwischen entfallene Sozialleistungen vorwiegend die jüngeren Jahrgänge (Waisenrenten an Kinder unter 24 Jahre). Aus diesem Grunde sind die untersten Altersklassen in der zweiten Phase der Statistik wesentlich schwächer besetzt als in der ersten. Wenn trotz der eben erwähnten Ausfälle bei den älteren Sozialleistungsempfängern die höchste Altersklasse bei der zweiten Phase prozentual stärker besetzt ist, dann liegt das u. a. daran, daß zwischen beiden Teilen ein längerer Zeitraum liegt und damit ein Teil der in der ersten Stichprobe unter 65 Jahre alten Personen in die höchste Altersklasse aufgerückt ist.

Der Einfluß der verzogenen Haushalte auf das Ergebnis der Befragung läßt sich schwer abschätzen. Einerseits dürfte es sich um Haushalte mit arbeitsfähigem Haushaltsvorstand gehandelt haben, da ein Wohnungswechsel häufig auf Grund eines Arbeitsplatzwechsels vorgenommen wird (vorwiegend mittlere Jahrgänge betreffend), andererseits aber auch um Haushalte, die laufende Leistungen aus dem Lastenausgleich bezogen und im Rahmen der Flüchtlingsumsiedlung oder der Familienzusammenführung ihren Wohnort gewechselt haben (vorwiegend ältere Jahrgänge). Dagegen kann bei dem sehr kleinen Teil der auskunftsverweigernden Haushalte unterstellt werden, daß es sich vorwiegend um besser situierte, insbesondere um solche selbständiger Personen, gehandelt haben dürfte.

Die Übersicht II.28.4 zeigt, daß die Verteilung der erfaßten Sozialleistungsempfänger auf die verschiedenen Sozialeinrichtungen in den beiden Phasen der Statistik gut übereinstimmt. Ferner geht aus dieser Übersicht hervor, daß dies auch für die Verteilung der zur zweiten Phase ausgewählten Sozialleistungsempfänger und der ausgefallenen Interviews gilt. Die Abweichungen bei der Arbeitslosenversicherung bzw. -fürsorge und der Öffentlichen Fürsorge erklären sich wiederum aus der zeitlichen Differenz. In den 1½ Jahren konnte nämlich infolge der sich stark bessernden wirtschaftlichen Lage für eine relativ große Anzahl dieser Sozialleistungsempfänger die früher bezogenen Unterstützungen eingestellt werden.

Übersicht II.28.4

Empfängergruppe	Von 100 Sozialleistungen der jeweiligen Empfängergruppe gehörten zur (zum)							
	Unfall-	Inva- liden-	Ange- stellten-	Knapp- schafts-	Kriegs- opferver- sorgung	Arbeits- losen- Vers. bzw. -fürsorge	Lasten- ausgleich	Öffentl. Fürsorge
In der ersten Phase erfaßt	5,6	32,0	9,9	4,8	31,8	5,2	6,4	4,3
Für die zweite Phase ausgewählt	5,2	33,7	10,1	4,8	31,3	4,9	6,0	4,0
Ausgefallen, weil das Interview nicht zustande kam oder unbrauchbar war	5,0	30,8	9,2	3,7	29,8	10,3	5,7	5,5
In der zweiten Phase ausgewertet	5,2	34,2	10,1	5,0	31,5	4,1	6,1	3,8

**5.2.3** Eine Zusammenführung der 470 000 in der ersten Phase erfaßten Empfänger von Sozialleistungen nach Haushalten ließ sich aus arbeitstechnischen Gründen nicht verwirklichen. Aus diesem Grund mußten die Sozialleistungsempfänger als Auswahl-einheiten verwendet werden, obwohl deren Haushalte die Erhebungseinheiten und Aufbereitungseinheiten bildeten. Damit war die Auswahl-einheit kleiner als die Aufbereitungseinheit. Dies hatte zur Folge, daß Haushalte mit mehreren Empfängern eine höhere Auswahlchance erhielten als solche mit nur einem. Diese Chance wurde wesentlich durch die Höhe des Auswahl-satzes bei der Zufallsauswahl unter den Sozialleistungsempfängern innerhalb der einzelnen Gemeinden bestimmt (vgl. 4.1). Die Menge der durch die Auswahl unmittelbar gewonnenen Haushalte und aller zugehörigen Empfänger war daher für die Gesamtmasse nicht repräsentativ, so daß eine **Hochrechnung** mit unterschiedlichen Faktoren notwendig wurde (vgl. I.3.3.2, S. 91). Eine methodisch völlig einwandfreie Lösung war jedoch auf Grund der gegebenen Unterlagen und der arbeitstechnischen Möglichkeiten nicht erreichbar. Es kam daher nur ein Näherungsansatz in Frage. Es wurde unterstellt, daß die Aufgliederung der für die zweite Phase ausgewählten Empfänger, soweit deren Haushalte erfaßt wurden, nach der Zugehörigkeit zu Haushalten mit einer bestimmten Zahl von Empfängern der wirklichen Verteilung entsprach. Wenn man dann den jeweiligen Umfang dieser Gruppen durch die zugehörige Empfängerzahl je Haushalt teilte, so ergab sich die wirkliche Zahl der Haushalte der entsprechenden Gruppe. Dieser Zahl konnte man die entsprechende der effektiv in der zweiten Phase erfaßten Haushalte gegenüberstellen. Auf Grund dieser Rechnung mußte bei Haushalten mit einem Empfänger Übereinstimmung gegeben sein; die erhöhte Erfassungschance bei Mehrermpfänger-Haushalten mußte dagegen bei allen anderen Gruppen — und zwar steigend mit der Empfängerzahl — zu Differenzen der Art führen, daß tatsächlich mehr dieser Haushalte erfaßt worden waren. Aus diesen Zahlen hätten ohne weiteres die Hochrechnungsfaktoren errechnet werden können. Wegen der starken Gliederung des Tabellenprogramms und der bei diesem Verfahren unausbleiblichen Abstimmungsprobleme wurde jedoch eine Anpassung im

## II.28

Material vorgenommen. Um keine Information verlorengehen zu lassen, wurde die wirklich erfaßte Zahl der 4- oder Mehr-Empfänger-Haushalte als Eckzahl gewählt, und es wurden in den Haushaltsgruppen mit weniger Empfängern so viele Haushalte auf Zufallsbasis gedoppelt, daß die theoretischen Anteile der Haushaltsgruppen an der Gesamthaushaltszahl erreicht wurden. Die wenigen erfaßten Haushalte mit mehr als vier Empfängern wurden alle in der Aufbereitung belassen (vgl. 4.2, S. 411).

Um die oben angeführte Abhängigkeit der Erfassungschance vom Auswahlssatz in den einzelnen Gemeinden zu berücksichtigen, wurde das eben geschilderte Verfahren nicht unmittelbar auf die Gesamtmasse angewandt. Vielmehr wurden jeweils die Sozialleistungsempfänger aus Gemeinden mit annähernd gleichem Auswahlssatz gesondert behandelt. Zusammengefaßt wurde im allgemeinen nach 5er-Gruppen der Auswahlssätze in vH, so daß etwa 20 Gruppen unterschieden wurden. Dieses Verfahren kommt einer Gruppierung nach der Auswahl gleich (vgl. I.2.3.3, S. 48).

Durch die Doppelung entstanden schließlich aus den ursprünglich erfaßten 61970 Haushalten 111551 mit 146889 Sozialleistungsempfängern. Als nunmehr einheitlich anwendbarer Hochrechnungsfaktor wurde der Quotient

$$\frac{\text{Aus der ersten Phase hochgerechnete Zahl der Sozialleistungsempfänger}}{\text{Zahl in der zweiten Phase der Statistik nachgewiesenen Sozialleistungsempfänger}}$$

benutzt. Er betrug rund 68,6. Das entsprach einem „Auswahlssatz“ von 1,46 vH. Die 10,31 Millionen Sozialleistungsempfänger mit 13,84 Millionen einzelnen Sozialleistungen lebten demnach in 7,85 Millionen Haushalten. Hierzu rechneten auch 0,2 Millionen Personen in geschlossener Fürsorge, die in der zweiten Phase der Statistik nicht befragt wurden.



## Jährliche Gemeindefinanzstatistik

— Schattenaufbereitung 1952 in Bayern —

K.-A. Schäffer<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Die jährliche Gemeindefinanzstatistik hat die Aufgabe, einen Überblick über das Ausmaß und die Zusammensetzung der Einnahmen und Ausgaben im Bereich der Gemeinden und Gemeindeverbände zu schaffen. Sie ist ein Teil der Finanzstatistik, die ein Gesamtbild über die finanzwirtschaftlichen Vorgänge bei allen Gliedern der öffentlichen Hand gibt und insbesondere wichtige Unterlagen zur Beurteilung des Standes, der Entwicklung und der Verflechtung der Finanzen von Bund, Ländern und Gemeinden vermittelt.

Die Gemeindefinanzstatistik bereitet sowohl den berichtspflichtigen Körperschaften als auch den aufbereitenden Stellen eine erhebliche Arbeits- und Kostenbelastung; sie erfordert darüber hinaus auch eine verhältnismäßig lange Aufbereitungszeit. Der Aufwand wird in der Hauptsache durch zwei Faktoren bestimmt, den großen Umfang sowie die große Zahl der Erhebungsbogen.

Bei den Überlegungen, auf welchem Wege eine Einschränkung des Arbeits-, Kosten- und Zeitaufwandes möglich sein würde, waren dementsprechend zwei Problemkreise zu unterscheiden:

Einsparungen im Programm und der Periodizität der Erhebung,  
Einsparungen im Umfang der Erhebung.

Wesentliche Einschränkungen durch teilweisen Verzicht auf Ergebnisse konnten angesichts des Bedarfs der Benutzer der Statistik — unter anderem der Länder und der kommunalen Spitzenverbände — bislang nicht erzielt werden. Es lag daher nahe zu untersuchen, ob der Aufwand durch Anwendung von Stichprobenverfahren verkleinert werden kann, ohne daß die Güte der Ergebnisse dadurch wesentlich beeinträchtigt wird.

Insgesamt sind bislang vier Versuche in dieser Hinsicht unternommen worden: Die ersten drei Versuche umfaßten die

Repräsentativerhebung der Reichsfinanzstatistik 1925,  
Schattenaufbereitung 1946 in Hessen,  
Repräsentativerhebung 1947 und 1948 in Bayern.

Bei diesen Projekten wurde versucht, Gemeindetypen zu bilden und dann eine bewußte Auswahl von Gemeinden zu treffen. Die Auswertung zeigte, daß die so erstellten Ergebnisse nicht brauchbar sind und daß somit diese Methode in der Finanzstatistik nicht anwendbar ist.

Zur Klärung der Frage, ob durch eine Zufallsauswahl die erstrebte Einschränkung des Erhebungsumfangs erreicht werden kann, wurde im Statistischen Bundesamt eine Schattenaufbereitung am Material der Gemeindefinanzstatistik in Bayern 1952 durchgeführt. Die Anlage des Stichprobenplans und die Leitung dieses Versuchs wurde von Herrn Prof. Dr. H. Kellerer, München, übernommen. Die folgenden Ausführungen stellen eine verkürzte Fassung seines Ergebnisberichts dar (vgl. die Originalfassung [40]).

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** für den ordentlichen Haushalt — der hier ausschließlich betrachtet werden soll — sieht in der Vorspalte eine Gliederung der Einnahmen und

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

II.29

Ausgaben nach Verwaltungszweigen vor, die auf einem für alle Länder verbindlichen Kennziffernplan beruht. Die Kopfspalten enthalten Gruppen der Einnahmen und der Ausgaben, die ebenfalls einheitlich für alle Länder gebildet sind. Die Gliederungstiefe dieses „Schachbrettmusters“ (vgl. Abbildung II.29.2) ist nicht für alle Gemeinden einheitlich. Es werden die in Übersicht II.29.1 aufgeführten drei Gruppen von Gemeinden und Gemeindeverbänden unterschieden, für die jeweils Landes- und Regierungsbezirks-Ergebnisse zu erstellen sind.

Übersicht II.29.1

Gemeinden mit ... Einwohnern	Gliederung der Vorspalte in ... Zeilen	Gesamtzahl der Tabellenfelder im Schachbrettmuster (ordentlicher Haushalt)
bis unter 3 000 .....	36	etwa 800
3 000 bis unter 10 000 <sup>1)</sup> .....	65	etwa 1 900
10 000 und mehr <sup>2)</sup> .....	83	etwa 2 500

<sup>1)</sup> Einschl. Ämter. — <sup>2)</sup> Einschl. Gemeindeverbände (ohne Ämter).

Obwohl bei den kleinen Gemeinden die Vorspalten-Gliederung nach Verwaltungszweigen bereits stark gestrafft ist, sind dennoch etwa 800 Tabellenfelder nachzuweisen. Außer dieser tiefen sachlichen Gliederung werden auch weitgehende regionale Aufteilungen benötigt: Für jede der drei Gruppen von Gemeinden und Gemeindeverbänden sind die wichtigsten Randzahlen nach Kreisen zu gliedern.

2.2 Die **Erhebung** wird jährlich nach Abschluß des Rechnungsjahres durchgeführt. Dabei werden Erhebungsbogen verwandt, deren Gliederung weitgehend dem Tabellenprogramm entspricht. Erhebungseinheiten sind die Gemeinden bzw. Gemeindeverbände. Die Zahl der jährlich von den Statistischen Landesämtern aufzubereitenden Fragebogen ergibt sich aus der Gesamtzahl der gemeindlichen Körperschaften. Übersicht II.29.2 zeigt die Gliederung der Gemeinden im Bundesgebiet und ihrer Finanzmasse nach Gemeindegrößenklassen (nach der Statistik 1957):

Übersicht II.29.2

Erhebungs- bogen	Gemeinden mit ... Einwohnern (Stand 1957)	Gemeinden (Gemeindeverbände)		Finanzmasse	
		Anzahl	vH	Mill. DM	vH
GF III { GF II { GF I {	bis unter 1 000 .....	17 239	68,3	1 151,9	5,9
	1 000 bis unter 3 000 .....	4 852	19,2	1 382,1	7,0
	3 000 bis unter 10 000 <sup>1)</sup> .....	2 212	8,8	2 060,1	10,5
	10 000 und mehr <sup>2)</sup> .....	938	3,7	14 994,2	76,6
	Zusammen .....	25 241	100	19 568,3	100

<sup>1)</sup> Einschl. Ämter. — <sup>2)</sup> Einschl. Gemeindeverbände (ohne Ämter).

Die Gemeinden mit weniger als 1 000 Einwohnern sind danach mit etwa zwei Dritteln an der Zahl aller in die Erhebung einbezogenen kommunalen Körperschaften beteiligt, dagegen beträgt der Anteil dieser kleinen Gemeinden an der Finanzmasse nur 5,9 vH.

3. Vorüberlegungen zum Stichprobenplan

3.1 Es war von vornherein bekannt, daß bei der Gemeindefinanzstatistik sehr **ungünstige Vorbedingungen** für die Anwendung eines Stichprobenverfahrens vorliegen. Das

ergibt sich aus der Vielzahl von Merkmalen und der verhältnismäßig kleinen Zahl von Erhebungseinheiten (vgl. 2.2) sowie aus der Tatsache, daß die Ergebnisse sowohl sachlich als auch regional tief gegliedert werden müssen. Insbesondere war zu erwarten, daß es kaum gelingen konnte, aussagefähige Kreisergebnisse aus einer Stichprobe zu erstellen.

**3.2** Weitere methodische Schwierigkeiten bestehen darin, daß bei zahlreichen Positionen viele Gemeinden überhaupt keine Beträge ausweisen. In Übersicht II.29.3 ist die Zahl dieser „Null-Fälle“ für die Gemeinden bis unter 3 000 Einwohnern in Bayern (Stand 1952) zusammengestellt:

Übersicht II.29.3

Ordentliche Rechnung	Anzahl der Positionen								
	insgesamt	darunter Null-Fälle im Ergebnis 1952 für							
		Oberbayern	Niederbayern	Oberpfalz	Oberfranken	Mittelfranken	Unterfranken	Schwaben	Bayern insgesamt
Einnahmen .....	343	90	95	87	90	81	94	88	45
Ausgaben .....	421	118	131	139	131	125	128	132	80
Zusammen .....	764	208	226	226	221	206	222	220	125

Danach sind von rund 750 Tabellenfeldern noch 125 Felder, d. h. ein Sechstel, unbesetzt, wenn alle Gemeinden unter 3 000 Einwohnern in Bayern zusammengefaßt sind; in den Ergebnissen für Regierungsbezirke ist der Anteil der unbesetzten Felder sogar etwa 30 vH.

Durch die Null-Fälle ist die Häufigkeitsverteilung in vielen Feldern sehr asymmetrisch; vielfach hat der Wert Null die weitaus größte Häufigkeit. Dementsprechend ist die Streuung bei einer großen Reihe von Tabellenfeldern recht erheblich.

**3.3** Für eine **Schichtung** bot sich die Gemeindegröße an. Dieses Merkmal ist mit den meisten ausgewiesenen Merkmalen vermutlich gut korreliert und besitzt überdies die erforderliche zeitliche Stabilität.

Es bestand von Anfang an Klarheit darüber, daß es notwendig wäre, alle Gemeinden über 3 000 Einwohner nach wie vor total aufzubereiten. Damit schieden relativ wenige Gemeinden aus, die jedoch an den Einnahmen und Ausgaben sämtlicher Gemeinden weitaus stärker als die Vielzahl der kleineren Gemeinden beteiligt sind (vgl. Übersicht II.29.2). Dieser Schnitt war auch aus erhebungs- und darstellungstechnischen Gründen naheliegend.

Außer der Gemeindegröße lagen keine Anhaltspunkte für Merkmale vor, die im Hinblick auf die vielfältige Einnahmen- und Ausgabenstruktur der Gemeinden eine allgemein wirksame Schichtung erwarten ließen; überdies war bekannt, daß die Rechnungsposten von einem Jahr zum anderen stark veränderlich und somit für die Schichtung nicht gut geeignet sind.

**3.4** Nach diesen Überlegungen war es fraglich, ob die Anwendung des Stichprobenverfahrens zum Ziele führen würde. Um die Frage jedoch abschließend zu klären, wurde im Rahmen eines Notstandsprogramms in Berlin eine **Schattenaufbereitung** der Gemeindefinanzstatistik 1952 durchgeführt, die sich auf das Urmaterial des Landes Bayern beschränkte. Die Form der Schattenaufbereitung wurde einmal aus technischen Gründen, zum anderen aber auch deshalb gewählt, weil die Gegenüberstellung der Stichprobenergebnisse und der Ergebnisse der Totalstatistik leichter zu verstehen war als etwa die Resultate von Fehlerrechnungen.

## II.29

### 4. Stichprobenplan für die Schattenaufbereitung

4.1 Der Stichprobenplan sah eine geschichtete Auswahl von Gemeinden vor. Als Schichtungsmerkmal wurde die Einwohnerzahl genommen. Die Abgrenzung der **Schichten** zeigt die Übersicht II.29.4.

Übersicht II.29.4

Schicht Nr.	Gemeinden mit ... Einwohnern	Auswahl- satz	Anzahl der Gemeinden in Bayern 1952	
			insgesamt	darunter in der Stichprobe
1	unter 500 .....	1:5	3 205	644
2	500 bis unter 1 000 .....	1:3	2 112	704
3	1 000 bis unter 3 000 .....	1:1	1 435	1 435
	Zusammen .....	—	6 752	2 783

Die Schattenaufbereitung wurde auf Gemeinden mit weniger als 3 000 Einwohnern, d. h. diejenigen Gemeinden beschränkt, die ihre Angaben nach dem Erhebungsmuster GF III zu machen haben (im folgenden kurz „GF III-Gemeinden“ genannt).

4.2 Die Erhebungsbogen 1952 der bayerischen Gemeinden wurden vor der Auswahl innerhalb der Schichten nach Regierungsbezirken und Kreisen **regional angeordnet** und innerhalb der Kreise alphabetisch hintereinandergelegt.

4.3 Für das Ziehen der Stichprobe aus den Schichten 1 und 2 wurden die in Übersicht II.29.4 genannten Auswahlsätze verwandt. Dabei wurde das **systematische Auswahlverfahren** angewandt, um in Verbindung mit der regionalen Anordnung eine gute räumliche Verteilung zu sichern. Von den 6 752 bayerischen Gemeinden bis unter 3 000 Einwohnern wurden rund 40 vH in die Stichprobe genommen.

4.4 Die Stichprobengemeinden in den Schichten 1 und 2 wurden getrennt aufbereitet. Die Gemeinden der Schicht 3 brauchten nicht bearbeitet zu werden, da hierfür das Auswertungsergebnis beim Bayerischen Statistischen Landesamt vorlag.

Die Schattenaufbereitung wurde auf die Übersicht A (ordentliche Rechnung) und die Sonderübersicht St beschränkt. Nicht einbezogen wurde also die Übersicht B (außerordentliche Rechnung), da wegen der besonders inhomogenen Einnahmen- und Ausgabenstruktur zu erwarten war, daß eine Stichprobe erst recht unsichere Ergebnisse liefern würde, wenn sie schon bei der Übersicht A und St wenig befriedigte.

4.5 Die **Hochrechnung** wurde auf die Ermittlung von Schätzwerten für die Gesamtheit der GF III-Gemeinden abgestellt: Mit Rücksicht darauf, daß viele Erhebungsmerkmale mit der Einwohnerzahl gut korreliert sind — eine Ausnahme bilden jedoch gewisse Ausgabeposten, die nicht mit der Einwohnerzahl wachsen —, wurde anstelle der freien Hochrechnung ein an die Einwohnerzahl gebundenes Hochrechnungsverfahren gewählt, und zwar die separate Verhältnisschätzung; vgl. Formel III.3.6 (1), S. 545.

### 5. Durchführung des Stichprobenplans

5.1 Bei der Durchführung des Stichprobenplans zeigte sich, daß außer den Null-Fällen, d. h. den Tabellenfeldern, in denen von keiner der Gemeinden ein Betrag nachgewiesen worden ist, bei einer großen Zahl von Feldern eine ganz **geringe Besetzungszahl** auftrat. In diesen Feldern waren im allgemeinen keine brauchbaren Stichprobenergebnisse zu erwarten. Für einige Positionen wurde die Zahl der Stichprobengemeinden ausgezählt, die dort Beträge nachgewiesen haben; einen Ausschnitt der Ergebnisse zeigt Übersicht II.29.5.

Übersicht II.29.5

Schicht	Regierungsbezirk Land	Stich- proben- Gemeinden insgesamt	Anzahl der Gemeinden mit Eintragungen in Zeile/Spalte					
			0699				0799	
			15	20	21	24	19	23
1	Oberbayern.....	66	4	1	2	—	—	10
	Niederbayern.....	45	2	1	1	—	—	4
	Oberpfalz.....	110	—	1	1	4	—	14
	Oberfranken.....	124	3	2	7	—	3	11
	Mittelfranken.....	122	5	—	—	—	—	24
	Unterfranken.....	90	1	—	1	4	1	19
	Schwaben.....	87	3	1	4	3	—	18
	Bayern.....	644	18	6	16	11	4	100
2	Oberbayern.....	124	12	4	9	3	—	24
	Niederbayern.....	115	5	1	2	1	—	14
	Oberpfalz.....	75	3	1	2	—	1	15
	Oberfranken.....	90	5	1	6	3	2	16
	Mittelfranken.....	79	3	1	4	1	—	23
	Unterfranken.....	105	2	3	5	1	3	23
	Schwaben.....	116	4	6	5	3	—	22
	Bayern.....	704	34	17	33	12	6	137

Danach ist z. B. in Zeile 0699 (Bau- und Wohnungswesen), Spalte 20 (Gewährung von Darlehen) von insgesamt 644 bayerischen Stichprobengemeinden in Schicht 1 nur bei 6 Gemeinden eine Eintragung gefunden worden.

5.2 Die Stichprobenwerte wurden für jeden der sieben Regierungsbezirke gesondert nach der Einwohnerzahl zum Stichprobenergebnis hochgerechnet. In Übersicht II.29.6 sind die aus der Einwohnerzahl ermittelten **Hochrechnungsfaktoren** für die repräsentativ aufbereiteten Schichten 1 und 2 mit den zugehörigen Grundwerten dargestellt.

Übersicht II.29.6

Regierungsbezirk Land	Schicht Nr.	Anzahl der Gemeinden		Einwohnerzahl am 30. 6. 1952		Hoch- rechnungs- faktor
		insgesamt	darunter in der Stichprobe	insgesamt	darunter in den Stich- proben- Gemeinden	
Oberbayern.....	1	329	66	108 153	21 859	4,94776
	2	371	124	254 324	85 205	2,98485
Niederbayern.....	1	224	45	70 418	13 750	5,12131
	2	344	115	235 994	77 994	3,02580
Oberpfalz.....	1	549	110	162 752	32 146	5,06200
	2	225	75	148 738	50 770	2,92964
Oberfranken.....	1	616	124	170 149	35 848	4,74640
	2	273	90	181 638	57 920	3,13602
Mittelfranken.....	1	607	122	163 069	33 884	4,81257
	2	236	79	156 925	51 316	3,05801
Unterfranken.....	1	448	90	129 121	24 766	5,21364
	2	315	105	215 897	70 991	3,04119
Schwaben.....	1	432	87	130 340	27 627	4,71785
	2	348	116	233 946	77 632	3,01353
Bayern.....	1	3 205	644	934 002	189 880	(4,91891)
	2	2 112	704	1 427 462	471 828	(3,02539)

Die Zusammenstellung zeigt, daß die angewandten Hochrechnungsfaktoren in allen Regierungsbezirken verhältnismäßig wenig von den reziproken Auswahlätzen, d. h. den Werten 5 und 3, abweichen. Das läßt darauf schließen, daß durch die systematische

II.29

Auswahl aus dem angeordneten Material (vgl. 4.3, S. 422) tatsächlich eine recht einheitliche regionale Verteilung der Stichprobengemeinden erreicht werden konnte.

Die Stichprobenergebnisse für Bayern wurden durch Addieren der sieben Regierungsbezirksergebnisse gewonnen. Damit wurde — methodisch gesehen — eine „Gruppierung nach der Auswahl“ (vgl. I.2.3.3, S. 48) durchgeführt, die grundsätzlich eine Verbesserung der Ergebnisse bedingt.

5.3 Für jeden Regierungsbezirk und für das Land Bayern wurde in jedem Tabellenfeld das bei Totalaufbereitung ermittelte Ergebnis dem Stichprobenergebnis für die GF III-Gemeinden gegenübergestellt und die relative Abweichung der Stichprobenergebnisse vom Ergebnis der Totalstatistik berechnet (das Vorzeichen blieb dabei stets unberücksichtigt).

Die relativen Abweichungen wurden zur Beurteilung der Genauigkeit der Stichprobenergebnisse benutzt. Dabei war zu berücksichtigen, daß die relativen Abweichungen um so kleiner sein müssen, je größer der Wert bei Totalaufbereitung ist. So ist z. B. ein Stichprobenergebnis bestimmt unbefriedigend, wenn die relative Abweichung bei einem Totalwert, der 250 000 DM übersteigt, größer ist als 10 vH. Die Ablehnung ist insofern gerechtfertigt, weil auch die Entwicklung der einzelnen Positionen von Jahr zu Jahr verfolgt werden soll. Diese wird aber bei Positionen über 250 000 DM oft kleiner als 10 vH sein; d. h. aber, der Zufallsfehler ist so groß, daß nicht einmal festgestellt werden kann, ob effektiv eine Zunahme oder Abnahme von dem einen zum nächsten Jahr erfolgte.

Da die relative Abweichung jeweils im Zusammenhang mit dem Totalwert beurteilt werden muß, wurden für jeden Regierungsbezirk und für das Land Bayern Kontingenztafeln aufgestellt, in denen die Zahl der Tabellenfelder untergliedert wird nach Bereichen für relative Abweichungen und nach Größenklassen der Totalwerte.

Übersicht II.29.7

Totalwert (nach der Totalstatistik) in 1000 DM	Anzahl der Tabellenfelder															
	ins- ge- samt	davon mit relativen Abweichungen (in vH) von														
		0,0	0,1 bis 1,0	1,1 bis 2,0	2,1 bis 3,5	3,6 bis 5,0	5,1 bis 7,5	7,6 bis 10,0	10,1 bis 15,0	15,1 bis 20,0	20,1 bis 30,0	30,1 bis 40,0	40,1 bis 60,0	60,1 bis 80,0	80,1 bis 100,0	100,1 bis 200,0
0 b. u. 0,5	18	8	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	2	2	5	—
0,5 „ 1	3	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1	1
1 „ 2,5	15	2	—	2	—	—	1	1	—	1	1	1	—	1	4	1
2,5 „ 5	18	3	1	—	—	2	2	—	—	—	1	1	3	—	2	3
5 „ 10	29	3	1	—	3	2	—	2	4	—	1	4	5	1	3	—
10 „ 25	26	—	—	—	—	1	4	2	1	3	3	7	1	1	2	1
25 „ 50	34	—	3	3	3	1	2	2	3	3	4	1	5	3	1	—
50 „ 100	22	1	—	—	1	3	5	3	3	4	1	1	—	—	—	—
100 „ 250	37	—	4	4	3	5	5	4	4	5	3	—	—	—	—	—
250 „ 500	21	1	1	2	2	1	4	2	4	2	—	2	—	—	—	—
500 „ 750	12	—	2	4	1	2	—	1	2	—	—	—	—	—	—	—
750 „ 1000	13	—	3	2	2	3	1	—	—	1	1	—	—	—	—	—
1000 „ 2000	20	—	5	4	—	—	4	3	4	—	—	—	—	—	—	—
über 2000	62	3	30	14	10	3	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Summe .....	330	21	50	35	25	23	30	21	26	19	15	17	16	8	18	6

Als Beispiel wird die Tabelle für das Land Bayern (Einnahmenseite) in Übersicht II.29.7 wiedergegeben. Danach lag z. B. bei insgesamt 26 Feldern der Totalwert zwischen 10 000 und 25 000 DM; bei 7 von diesen Feldern betrug die relative Abweichung über 30 bis 40 vH. In der Tabelle ist eine Treppenlinie so eingetragen, daß alle rechts von der Linie liegenden Fälle ganz zweifellos als „starke Abweichungen“ anzusehen sind. Von insgesamt 330 ausgezählten Feldern in Übersicht II.29.7 sind 109 Positionen mit starken Abweichungen ausgewiesen. Übersicht II.29.8 zeigt, daß dieses ungünstige Ergebnis sowohl für die Einnahmen- wie für die Ausgabenseite in allen Regierungsbezirken und im Lande Bayern gilt.

Übersicht II.29.8

Regierungsbezirk Land	Anzahl der ausgezählten Tabellenfelder			
	Einnahmenseite		Ausgabenseite	
	insgesamt	darunter starke Abweichungen	insgesamt	darunter starke Abweichungen
Oberbayern .....	232	87	303	73
Niederbayern .....	273	59	290	62
Oberpfalz .....	280	107	282	104
Oberfranken .....	278	94	290	90
Mittelfranken .....	290	106	296	117
Unterfranken .....	277	108	293	120
Schwaben .....	282	110	289	105
Bayern .....	330	109	341	97

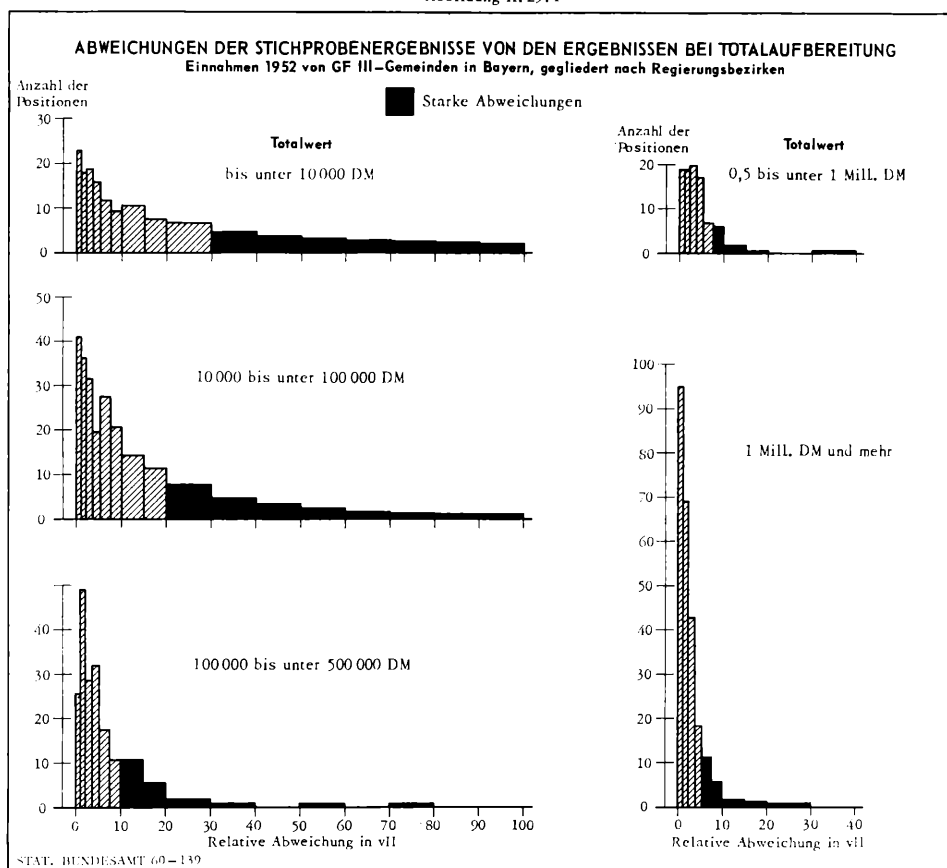
Die relativen Abweichungen der Stichprobenergebnisse von den Totalwerten wurden für die Einnahmenseite ausgezählt. Die entsprechenden Häufigkeitsverteilungen wurden getrennt für die fünf Gruppen von Totalwerten ermittelt, denen durch die Treppenlinie (vgl. Übersicht II.29.7) jeweils die gleiche Grenze für starke Abweichungen zugeordnet ist. Um ein möglichst großes Zahlenmaterial zugrunde legen zu können, wurden die Abweichungen, die in Übersicht II.29.7 für das Land Bayern ausgewiesen sind, und die für die sieben Regierungsbezirke festgestellten Abweichungen zusammengekommen. Die so gewonnenen Verteilungen sind in Abbildung II.29.1 (S. 426) dargestellt.

Auf den ersten Blick scheint das Ergebnis nicht ungünstig, besonders, wenn man bedenkt, daß dabei selbstverständlich die Felder nicht berücksichtigt sind, die für alle Gemeinden leer blieben; hier muß ja notwendigerweise das Stichprobenergebnis mit dem wahren Ergebnis übereinstimmen. Ebenso sind die Fälle nicht mit in die Darstellung aufgenommen, bei denen nur in Schicht 3 Eintragungen vorhanden waren, so daß ebenfalls die Abweichung gleich Null sein mußte. Ein genaueres Studium der Abbildung zeigt jedoch, daß immerhin eine größere Anzahl von Fällen über die gesetzten Grenzen für starke Abweichungen hinausgehen; diese Abweichungen sind besonders gekennzeichnet.

5.4 Abbildung II.29.2 (S. 427) gibt für die Einnahmen der Gemeinden in Bayern einen ersten Anhaltspunkt darüber, welche Felder des Schachbrettmusters verhältnismäßig gut und welche verhältnismäßig schlecht durch die Stichprobe wiedergegeben werden. Die Darstellung zeigt, daß etwa die Hälfte aller Tabellenfelder mit sehr guter oder guter **Genauigkeit** repräsentativ erstellt werden können, daß andererseits aber die Genauigkeit einiger wichtiger Tabellenfelder unzureichend ist.

Die Durchsicht der Einzelergebnisse ließ vermuten, daß die Güte der Stichprobenergebnisse besonders schlecht ist bei den vermögenswirksamen Positionen. Das hängt u. a. mit ihrem unregelmäßigen Anfall — besonders viele Null-Fälle — und mit ihrem unterschiedlichen Ausmaß zusammen.

Abbildung II. 29. 1



Die starken Abweichungen wurden nach Einnahme- und Ausgabegruppen (Spalten des Schachbrettmusters) ausgezählt, soweit der zugrunde liegende Totalwert 100 000 DM und mehr beträgt. In Übersicht II.29.9 (S. 428) ist die Gesamtzahl dieser starken Abweichungen für Bayern und die sieben Regierungsbezirke wiedergegeben. Danach sind z. B. in der Gruppe 16 (Anteilbeträge an den außerordentlichen Haushalt) 61 starke Abweichungen aufgetreten; dagegen kommen in den Gruppen 5 bis 7, 13, 14, 17 und 18 jeweils höchstens 4 solcher Abweichungen vor.

## 6. Erkenntnisse und weitere Entwicklung

Die Schattenaufbereitung der Gemeindefinanzstatistik 1952 in Bayern hat gezeigt, daß es wegen der sehr unterschiedlichen Struktur der Einnahmen und Ausgaben, insbesondere auch wegen der vielen schwach oder gar nicht besetzten Tabellenfelder, trotz hoher Auswahlätze nicht möglich ist, mit Hilfe des Stichprobenverfahrens alle Ergebnisse für GF III-Gemeinden in der geforderten Gliederungstiefe ausreichend genau zu erstellen. Dagegen wäre es möglich, gewisse Positionen des GF III-Bogens, bei denen die Ergebnissenauigkeit befriedigend ausgefallen ist, zwar weiter voll zu



Abbildung II. 29. 2

GENAUIGKEIT DER STICHPROBENERGEBNISSE IN DER GLIEDERUNG NACH DEM "SCHACHBRETTMUSTER"  
Ordentliche Rechnung 1952 der G.F.III-Gemeinden in Bayern

gut brauchbar schlecht

		Einnahmen																							
		1		2		3		4		5		6		7		8		9		10		11		12	
Hollz-Nr.	Verwaltungs-zweige	Zuweisungen von		Gebühren, Entgelte, Strafen, Steuern		Zinsen u. sonstige Erträge aus Kapitalanlagen		Mieten, Pachten		Einnahmen aus Rücklag. und aus Kapitalvermögen		Rückflüsse von Darlehen		Ubrige Einnahmen		Summe der Einnahmen (Sp. 1-9)		Bilanzspalte (Abgleich Sp. 10a, 20a)							
		Gebietskörperschaft		Zweckverbänden, sonst. Körperschaften u. Verbände		Zinsaus		Miet- u. Pachtaus		Rücklag. u. Kapitalverm.		Darlehens		Einnahmen		Summe		Mehr-		Mehr-					
		Bund und Land	Gemeinden u. Gemeindeverbände	Bund und Land	Gemeinden u. Gemeindeverbände	Zinsaus	sonstige Erträge	Miet- u. Pachtaus	Miet- u. Pachtaus	Rücklag. u. Kapitalverm.	Rücklag. u. Kapitalverm.	Darlehens	Einnahmen	Einnahmen	Summe	Mehr-	Mehr-								
	Gruppierungsziffer bei den Verwaltungs-zweigen in Klammern	071	073-077	081 u. 083	010-060, 100	260	290	310	330 u. 340	271-273															
0098	0 Allgemeine Verwaltung (090)																								
0198	1 Öffentliche Sicherheit u. Ordnung (190)																								
0210	2 Schulen																								
0241	Landw. Berufssch.-Pflichtfortbildung (-241)																								
0246	Sonst. Berufssch.-Pflichtfortbildung (-246)																								
0291	Ubriges aus 21 220, 230, 251 bis 290																								
0399	Summe Einzelplan 2																								
0398	3 Kultur (390)																								
0410	4 Fürsorge und Jugendhilfe																								
0420	Allg. Jugendfölg. (ohne Sozialfölg. u. AG) 420																								
0490	Sonstige Fürsorge u. Jugendhilfe (490) (ohne Sozialfölg. u. Lastenausgleichleistungen)																								
0499	Summe Einzelplan 4																								
0598	5 Gesundheits- u. Jugendpflege (590)																								
0610	6 Bau- und Wohnungswesen																								
0640	Wohnungsbau u. Wohnsiedlung (640)																								
0650	Straßen, Wege, Brücken u. sonst. Tiefbau (650)																								
0690	Sonstiges Bauwesen (690)																								
0799	Summe Einzelplan 6																								
0740	7 Öffentl. Einrichtungen, Wirtschaftsförd., Öffentliche Einrichtungen (-710, -750)																								
0781	Förderung v. Wirtschaft u. Verkehr (-760, -770)																								
0799	Summe Einzelplan 7																								
0815	8 Wirtschaftliche Unternehmen																								
0860	Land- u. forsw. Wirtschaftl. Unternehmen (861, 866)																								
0891	Ubriges aus 81 819, 890																								
0899	Summe Einzelplan 8																								
0900	9 Finanzen und Steuern																								
0910	Finanz- u. Steuerverwaltung (900)																								
0920	Nicht aufteilbarer Schuldendienst (910)																								
0930	Rücklagen für den Gesamthaushalt (930)																								
0940	Allg. Kapitalvermögen (ohne Verwaltung 930)																								
0950	Allgemeines Grundvermögen (941 bis 943)																								
0960	Sondervermögen (ohne Verwaltung 950)																								
0960	Steuern u. steuerähnliche Einnahmen, allgem. Finanzzuweisungen, allgem. Umlagen (960)																								
0999	Summe Einzelplan 9																								
1000	Summe Einzelpläne 0 bis 9 (Finanzauswärtiger Abschluß)																								

Ausgaben

Hollz-Nr.	Verwaltungs-zweige  (Gruppierungsziffer bei den Verwaltungs-zweigen in Klammern)	Ausgaben																	Dar-Ausgaben (Beitragig Kriegsge- bühren, Ein- behalten u.dgl.)
		13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27			
		Zuweisungen u. Umlagen an Gebietskörperschaften	Gemeinden und u. Gemein- schaften verbände	Zweckver- bände, sonst. öffentl. Körperschaften u. Verbände	Anteil- beiträge an öffentl. Haushalt	Persön- liche Aus- gaben	Zin-sen	Tilgung	Gewähr- ung von Dar- lehen	Zufüh-rung an Rück- l. und an Kapital-ver- mögen	Erwerb von Grund- ver-mögen	Neuer-w. Weiter-u. Einbauten, gr- undstücksetz- ung	Neuer-schaff. v. Vermögen	Ubrige Aus- gaben	Summe der Ausgabek- ategorien (Sp. 13-25)	27			
		511	513-517	521 u. 523	880	410-480	890	910	920	930	940	950-970	980	990-999	(Sp. 13-25)	27			
0098	0 Allgemeine Verwaltung (090)																		
0198	1 Öffentl. Sicherheit u. Ordnung (190)																		
0210	2 Schulen																		
0241	Landw. Berufssch.-Pflichtfortbild. (-241)																		
0246	Sonst. Berufssch.-Pflichtfortbild. (-246)																		
0291	Ubriges aus 21 220, 230, 251 bis 290																		
0399	Summe Einzelplan 2																		
0398	3 Kultur (390)																		
0410	4 Fürsorge und Jugendhilfe																		
0420	Allg. Jugendfölg. (ohne Sozialfölg. u. AG) 420																		
0490	Sonst. Fürsorge u. Jugendhilfe (490) (ohne Sozialfölg. u. Lastenausgleichleistungen)																		
0499	Summe Einzelplan 4																		
0598	5 Gesundheits- u. Jugendpflege (590)																		
0610	6 Bau- und Wohnungswesen																		
0640	Wohnungsbau u. Wohnsiedlung (640)																		
0650	Straß., Wege, Brück. u. sonst. Tiefbau (650)																		
0690	Sonstiges Bauwesen (690)																		
0799	Summe Einzelplan 6																		
0740	7 Öffentl. Einricht., Wirtschaftsförd., Öffentliche Einrichtungen (710, 750)																		
0781	Förderung u. Wirtschaft u. Verkehr (760, 770)																		
0799	Summe Einzelplan 7																		
0815	8 Wirtschaftliche Unternehmen																		
0860	Land- u. forsw. Unternehmen (861, 866)																		
0891	Ubriges aus 81 819, 890																		
0899	Summe Einzelplan 8																		
0900	9 Finanzen und Steuern																		
0910	Finanz- u. Steuerverwaltung (900)																		
0920	Nicht aufteilbarer Schuldendienst (910)																		
0930	Rücklagen für den Gesamthaushalt (930)																		
0940	Allg. Kapitalvermög. (ohne Verwalt. 930)																		
0950	Allgemeines Grundvermögen (941 bis 943)																		
0960	Sondervermögen (ohne Verwaltung 950)																		
0960	Steuern u. steuerähnl. Einnahmen, allgem. Finanzzuweisungen, allg. Umlagen (960)																		
0999	Summe Einzelplan 9																		
1000	Summe Einzelpläne 0 bis 9 (Finanzauswärtiger Abschluß)																		

STAT. BUNDESAMT 60-140

Übersicht II.29.9

Spalte	Einnahmegruppe — Ausgabegruppe	Anzahl der starken Abweichungen
1	Zuweisungen von Bund und Land .....	15
2	Zuweisungen von Gemeinden und Gemeindeverbänden .....	7
3	Zuweisungen von Zweckverbänden .....	5
4	Gebühren, Entgelte, Strafen, Steuern .....	7
5	Mieten, Pachten .....	3
6	Zinsen und sonstige Erträge aus Kapitalanlagen .....	—
7	Rückflüsse von Darlehen .....	4
8	Entnahmen aus Rücklagen und aus Kapitalvermögen .....	10
9	Übrige Einnahmen .....	24
10	Summe der Einnahmen (Sp. 1 bis 9) .....	28
11	Mehreinnahmen (Abgleich Sp. 10 und 26) .....	16
12	Mehrausgaben (Abgleich Sp. 10 und 26) .....	50
13	Zuweisungen an Bund und Land .....	2
14	Zuweisungen an Gemeinden und Gemeindeverbände .....	—
15	Zuweisungen an Zweckverbände .....	17
16	Anteilebeträge an den außerordentlichen Haushalt .....	61
17	Persönliche Ausgaben .....	3
18	Zinsen .....	1
19	Tilgung .....	8
20	Gewährung von Darlehen .....	9
21	Zuführungen an Rücklagen und an Kapitalvermögen .....	29
22	Erwerb von Grundvermögen .....	7
23	Neu- und Wiederaufbau, Erweiterungs- und Umbauten .....	40
24	Neuanschaffungen von beweglichem Vermögen .....	14
25	Übrige Ausgaben .....	12
26	Summe der Ausgaben (Sp. 13 bis 25) .....	32

erheben, aber nur stichprobenweise aufzubereiten. Bei diesem Vorgehen würden jedoch zusätzliche Abstimmarbeiten bei der Aufbereitung notwendig sein, so daß damit keine wesentliche Kostenverminderung und Vereinfachung erreichbar sind. Eine Entlastung der kleinen Gemeinden mit Hilfe des Stichprobenverfahrens läßt sich nur dann erreichen, wenn das Tabellenprogramm der jährlichen Gemeindefinanzstatistik für die GF III-Gemeinden eingeschränkt werden kann. Einer solchen Einschränkung steht die Tatsache entgegen, daß der Bedarf an Ergebnissen der Gemeindefinanzstatistik nicht nur auf Bundesebene, sondern vor allem auch bei den Ländern und den kommunalen Spitzenverbänden liegt. Angesichts des Bedarfs dieser Benutzer der Statistik ist die Beibehaltung der weitgehenden Tiefengliederung der Verwaltungszweige notwendig, weil sie insbesondere für den Finanzausgleich zwischen Ländern und Gemeinden und für Finanzvergleiche der Gemeinden untereinander — zumindest in der Gegenwart — unentbehrlich ist.

Auf Grund dieser Erkenntnisse aus der Schattenaufbereitung ist vom Statistischen Bundesamt in Zusammenarbeit mit dem Arbeitskreis für Methodik und Systematik der Finanzstatistik ein Verfahren ausgearbeitet worden, das auf einer Informationsübertragung beruht. Bei diesem Verfahren, das zunächst in Bayern erprobt wurde, werden alle Gemeinden befragt. Zur Erhebung wird jedoch für die Gemeinden mit weniger als 1000 Einwohnern ein sehr stark verkleinerter Fragebogen verwandt, der einfach zu beantworten und schnell zu prüfen ist: In der ordentlichen Rechnung werden die Gesamteinnahmen und -ausgaben nur noch nach 16 Verwaltungszweigen sowie einige Einzelangaben erfragt. Die außerordentliche Rechnung wird weiter vollständig erhoben. Die Summenposten werden unter Verwendung der Einzelangaben und der Ergebnisse der vorangehenden Vollerhebung auf die einzelnen Positionen des Schachbrettmusters im Erhebungsbogen GF III verteilt.

Um die Genauigkeit dieses Vorhabens mit den Ergebnissen der Schattenaufbereitung vergleichen zu können, sind probeweise für ein Land die geschätzten Ergebnisse der Gemeinden mit weniger als 1000 Einwohnern mit den tatsächlichen Ergebnissen der Gemeinden von 1000 bis unter 3000 Einwohnern zusammengezogen worden. Diese Werte wurden mit den Werten bei Totalaufbereitung verglichen und die relativen Ab-

weichungen berechnet. Ebenso wie bei der Schattenaufbereitung mit dem Stichprobenverfahren wurde die Zahl der „starken Abweichungen“ festgestellt (vgl. 5.3, S. 425). Bei insgesamt 706 Positionen haben sich 101 solcher Abweichungen ergeben. Dagegen wurden bei der Untersuchung der Stichprobenverfahren im Ergebnis für das Land Bayern 206 starke Abweichungen bei insgesamt 671 ausgezählten Positionen ermittelt. Das Verfahren der Informationsübertragung hat somit im vorliegenden Falle zu genaueren Ergebnissen als das Stichprobenverfahren geführt.

Das hier beschriebene Verfahren wird mit einigen Modifikationen in drei Ländern angewandt. An weiteren methodischen Verbesserungen wird laufend gearbeitet.

## Lohnsteuerstatistik 1950

F. Ehlers<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Die erste Lohnsteuerstatistik für das gesamte Bundesgebiet nach dem Kriege und der Währungsreform wurde für das Kalenderjahr 1950 durchgeführt. Die Statistik sollte Auskunft geben über die Höhe und die Struktur sowie über die steuerliche Belastung des Bruttolohns. Die Ergebnisse wurden vor allem für steuerpolitische Überlegungen und ferner als Unterlagen für die Wirtschafts- und Sozialpolitik benötigt.

Als Unterlagen standen die Lohnsteuerbelege (Lohnsteuerkarten und Lohnsteuerüberweisungsblätter) zur Verfügung, die von den Lohnsteuerpflichtigen bzw. deren Arbeitgebern an die Finanzämter zurückgegeben und von der Finanzverwaltung an die Statistischen Landesämter zur Auswertung weitergeleitet worden waren. Da von vornherein mit einem unvollständigen Rückfluß der Lohnsteuerkarten gerechnet werden mußte und deshalb auch eine Totalaufbereitung nur Ergebnisse mit systematischen Fehlern geliefert hätte, lag es in Anbetracht der sehr großen Gesamtmasse nahe, die Aufbereitung repräsentativ durchzuführen. Die Rechtsgrundlage der Statistik (Verwaltungsanordnung vom 30. Juli 1951) ließ die Wahl zwischen einer totalen und einer repräsentativen Aufbereitung offen.

Die Bundesergebnisse der Statistik wurden in Band 107 der „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1** Das starke Interesse der gesamten öffentlichen Verwaltung, der kommunalen Spitzenverbände, der Gewerkschaften sowie der Berufs- und Wirtschaftsverbände an den Ergebnissen fand seinen Niederschlag in der Forderung nach einer sehr weitgehenden Untergliederung. Stichprobentechnisch bedeutsam war der Umstand, daß im **Tabellenprogramm** einerseits Tabellen mit tiefgehender regionaler und geringer sachlicher Unterteilung, andererseits Tabellen mit starker sachlicher Gliederung für größere regionale Einheiten vorgesehen waren.

Das Tabellenprogramm enthielt im einzelnen folgende Tabellengruppen, die für das Bundesgebiet und — mit gewissen Einschränkungen — für die Bundesländer erstellt werden sollten:

1. Anzahl, Bruttolohn und Lohnsteuer der steuerbelasteten und der steuerbefreiten Lohnsteuerpflichtigen nach 24 Bruttolohngruppen, 7 Steuerklassen und Dauer der Beschäftigung (ganzjährig bzw. nicht ganzjährig Beschäftigte).
2. Anzahl, Bruttolohn und Lohnsteuer der steuerbelasteten und der steuerbefreiten Lohnsteuerpflichtigen nach 8 Bruttolohngruppen, 7 Steuerklassen, Geschlecht und Dauer der Beschäftigung.
3. Anzahl, Bruttolohn und Lohnsteuer der steuerbelasteten und der steuerbefreiten Lohnsteuerpflichtigen nach 8 Bruttolohngruppen, 8 Altersgruppen, Geschlecht, Beschäftigungsdauer und sozialer Stellung (Ausgliederung der Arbeiter und Hausangestellten).
4. Anzahl und Nettolohn der steuerbelasteten Lohnsteuerpflichtigen nach 8 Bruttolohngruppen, 6 Steuerklassen, 3 Altersgruppen sowie nach dem Geschlecht.
5. Mehrarbeitslohn, zusätzliche steuerfreie Abzugsbeträge, Lohnsteuer-Jahresausgleich und Notopfer Berlin der steuerbelasteten und der steuerbefreiten Lohnsteuerpflichtigen nach 24 Bruttolohngruppen.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Florenz Ehlers, Statistisches Landesamt Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf.

⁴Außerdem sollten in Kreistabellen die Anzahl und der Bruttolohn der steuerbelasteten und der steuerbefreiten Lohnsteuerpflichtigen nach 8 Bruttolohngruppen gegliedert und die Lohnsteuer in einer Summe ausgewiesen werden.

**2.2** Die Lohnsteuerstatistik ist eine Sekundärstatistik, bei der die **Lohnsteuerbelege**, die ursprünglich zu steuerlichen Zwecken angelegt sind, nachträglich statistisch bearbeitet werden. Zwei Arten von Belegen sind zu unterscheiden: Den größeren Teil der Aufbereitungsmasse bilden die Lohnsteuerkarten, einen wesentlich kleineren Teil die Lohnsteuerüberweisungsblätter.

Die Lohnsteuerkarten werden von den Gemeindebehörden ausgeschrieben. Nach der dafür geltenden Verwaltungsvorschrift haben die Gemeinden vor allem den Namen und die Anschrift des Arbeitnehmers sowie die für steuerliche Zwecke benötigten Angaben über die Steuerklasse und das Religionsbekenntnis auf der Lohnsteuerkarte einzutragen; ferner ist auch eine laufende Ausgabennummer einzusetzen. Im Kopf der Karte werden die Gemeinde und das zuständige Finanzamt angegeben. Von den Gemeinden werden die Lohnsteuerkarten an die Arbeitnehmer gesandt, die sie dem Arbeitgeber zu Beginn des Kalenderjahres bzw. bei Antritt des Dienstverhältnisses vorzulegen haben. Am Ende des Jahres oder bei Beendigung des Dienstverhältnisses ist vom Arbeitgeber der Zeitraum der Beschäftigung, der Gesamtbetrag des Bruttoarbeitslohnes, die einbehaltene Lohnsteuer, Kirchensteuer und — bis 1955 — das Notopfer Berlin auf der Lohnsteuerkarte zu bescheinigen; daneben ist ggf. auch der im Wege des Lohnsteuer-Jahresausgleichs vom Arbeitgeber erstattete oder aufgerechnete Lohnsteuerbetrag einzutragen.

Lohnsteuerüberweisungsblätter enthalten im wesentlichen die gleichen Angaben wie die Lohnsteuerkarten. Sie werden nur in Ausnahmefällen vom Arbeitgeber ausgeschrieben, z. B. dann, wenn der Arbeitnehmer die Lohnsteuerkarte nicht vorgelegt hat oder — mit Genehmigung der Finanzbehörde — von solchen Arbeitgebern, die in ihrem Betrieb vorübergehend eine große Anzahl von Aushilfskräften beschäftigt haben.

Die Arbeitgeber hatten die Lohnsteuerbelege für 1950 bis zum 15. Mai 1951 an das Finanzamt abzusenden, in dessen Bezirk der Arbeitnehmer am 24. Oktober 1950 seinen Wohnsitz hatte. Soweit Arbeitnehmer am Ende des Jahres 1950 in keinem Dienstverhältnis standen oder sich ihre Lohnsteuerkarte vom Arbeitgeber zu steuerlichen Zwecken aushändigen ließen, waren sie selbst zur Einsendung der Lohnsteuerkarten verpflichtet.

Die Mitarbeit der Finanzämter beschränkte sich im wesentlichen darauf, die Lohnsteuerbelege auf Vollständigkeit und Zuverlässigkeit zu prüfen, soweit erforderlich, zu ergänzen und das gesamte Material an die Statistischen Landesämter weiterzuleiten.

**2.3** Trotz aller Maßnahmen zur Steigerung des Rückflusses der Lohnsteuerkarten ist es nicht möglich, alle zu Recht ausgegebenen Belege in die Statistik einzubeziehen. Die Unvollständigkeit der einkommenden Lohnsteuerbelege verursacht sachliche und methodische Schwierigkeiten, weil gegenwärtig nicht bekannt ist, wie die Masse der nicht zurückgegebenen Lohnsteuerkarten zusammengesetzt ist (vgl. dazu den Anhang zu II.32, S. 470). Die bislang noch fehlende Kenntnis über die Struktur der Fehlmasse behindert einen sicheren quantitativen Rückschluß auf die Gesamtheit aller Lohnsteuerpflichtigen.

Das Ausbleiben eines in seiner Zusammensetzung nicht bekannten Teils der Lohnsteuerbelege verursacht **systematische Fehler** in den Ergebnissen, deren Größe von Tabellenfeld zu Tabellenfeld schwankt und von dem jeweiligen Anteil der Fehlmasse an der Besetzung des Tabellenfeldes abhängig ist (vgl. I.1.2.3, S. 21).

**2.4** Grundsätzlich ist bei einer Stichprobenaufbereitung die **Schichtung** nach allen Aufbereitungsmerkmalen möglich; aus arbeitstechnischen Gründen können diese Möglichkeiten praktisch jedoch nur zum Teil ausgenutzt werden.

## II.30

Von besonderer Bedeutung für die Stichprobenplanung war der Umstand, daß die Lohnsteuerbelege 1950 von den Finanzämtern jeweils in größeren Sendungen an die Statistischen Landesämter weitergegeben wurden. Das Grundmaterial war somit bereits regional nach Finanzamtsbezirken geordnet. Damit war zugleich auch eine gewisse Ordnung der Lohnsteuerkarten nach Kreisen gegeben: Etwa die Hälfte aller Kreise deckt sich mit Finanzamtsbezirken, die übrigen Kreise liegen in der Regel ganz in einem Finanzamtsbezirk oder sind Teile von zwei solchen Bezirken.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Die Planung des Stichprobenverfahrens wurde dadurch stark behindert, daß für die **Schätzung der Besetzungszahlen** keine ausreichenden Unterlagen verfügbar waren. Infolge der unstetigen Entwicklung in der Kriegs- und Nachkriegszeit konnten die letzten aus der Vorkriegszeit stammenden Veröffentlichungen des Statistischen Reichsamtes sowie die Ergebnisse der Lohnsteuerstatistik 1947 für das Land Württemberg-Baden nur mit Vorsicht benutzt werden, wobei weniger die Verteilung der Steuerpflichtigen nach der Einkommenshöhe, als vielmehr die Aufteilung in die getrennt auszuweisenden Gruppen der Steuerbelasteten und Steuerbefreiten, ganzjährig und nicht ganzjährig Beschäftigten, Personen mit Mehrarbeitslohn, mit zusätzlichen steuerfreien Abzugsbeträgen, mit Lohnsteuer-Jahresausgleich sowie die Unterteilung nach Steuerklassen sehr unsicher waren. Nach der Volkszählung 1950 konnte zwar die Gesamtzahl der Lohnsteuerpflichtigen auf etwa 17 Millionen geschätzt werden, für die Aufteilung der Steuerpflichtigen auf die besonderen Merkmalsgruppen der Lohnsteuerstatistik bot die Volkszählung dagegen keine zuverlässigen Anhaltspunkte.

**3.2** Die Tatsache, daß vor der Durchführung der Erhebung keine zuverlässigen Daten über die Verteilung der Gesamtmasse auf die auszuweisenden Merkmalsgruppen greifbar und deshalb keine ausreichenden Grundlagen für eine weitgehend differenzierte Schichtung mit passend gewählten Auswahlätzen gegeben waren, legte den Gedanken nahe, nur wenige Schichten zu bilden und in ihnen die Auswahlätze verhältnismäßig hoch zu wählen. Die Möglichkeit, einen Teil der Gesamtmasse nach den wichtigsten Merkmalen zu sortieren und erst auf Grund der sich ergebenden Häufigkeitsverteilungen die Schichtabgrenzung und die Auswahlätze festzulegen, wie es bei der Lohnsteuerstatistik 1955 geschah (vgl. II.31, S. 448), ist bei der Lohnsteuerstatistik 1950 noch nicht erwogen worden.

Für die Abgrenzung der Schichten und die Festlegung der Auswahlätze wurde davon ausgegangen, daß die Einkommen etwa nach dem Gesetz von *Pareto* verteilt sind, daß ferner die Zahl und die durchschnittliche Einkommenshöhe der lohnsteuerpflichtigen Frauen niedriger liegen als die entsprechenden Werte bei den Männern, daß die Zahl und die mittlere Einkommenshöhe bei den Steuerbefreiten niedriger liegen als die entsprechenden Werte bei den Steuerbelasteten und daß die Zahl der Steuerpflichtigen in Steuerklasse III mit steigender Kinderzahl rasch abnimmt. Danach wurde der in Übersicht II.30.1 wiedergegebene **Auswahlplan** ausgearbeitet.

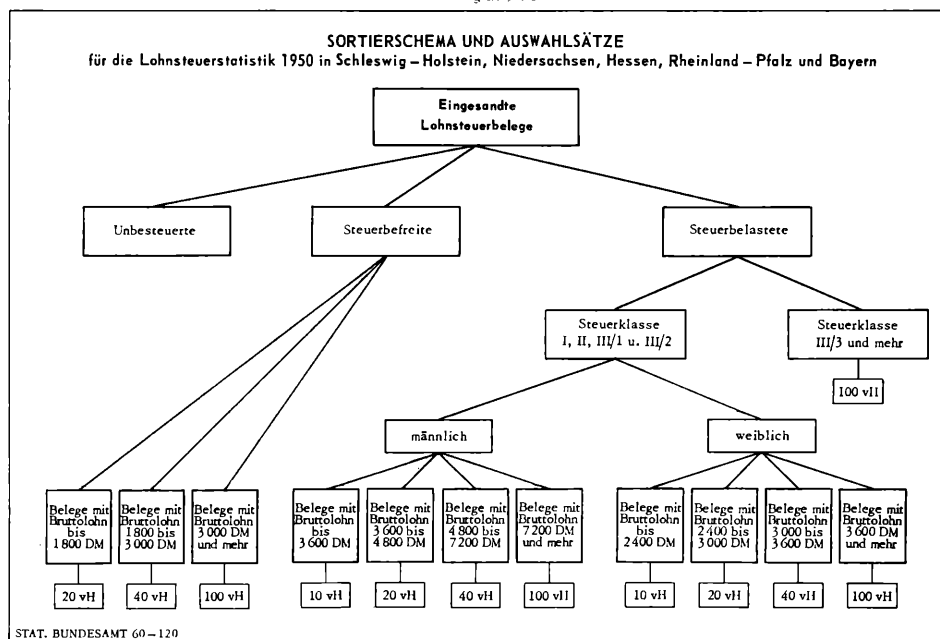
Diese Schichtabgrenzungen galten für alle Länder, in denen das Stichprobenverfahren angewandt wurde. Grundsätzlich sollten auch die in Übersicht II.30.1 genannten Auswahlätze in allen Ländern angewandt werden. In Nordrhein-Westfalen wurden jedoch im Hinblick auf die große Zahl von Lohnsteuerpflichtigen die Auswahlätze in den Schichten für männliche Steuerbelastete der Steuerklassen I bis III/2 halbiert. Im Lande Württemberg-Hohenzollern wurde dagegen an Stelle der Auswahlätze 20 vH und 40 vH stets der Auswahlatz 50 vH angewandt. Die Länder Bremen und Hamburg entschieden sich für eine vollständige Auszählung der Lohnsteuerbelege. Eine Abschätzung der Besetzungszahlen in den einzelnen Schichten ließ einen durchschnittlichen Auswahlatz von etwa 25 vH erwarten.

Übersicht II.30.1

Bruttolohngruppe von ... bis unter ... DM	Auswahlsätze in vH			
	Steuerbelastete			Steuerbefreite
	Steuerklasse I bis III/2		Steuerklasse III/3 und mehr	
	männlich	weiblich		
unter 1 800 .				20
1 800 bis unter 2 400 .		10		40
2 400 bis unter 3 000 .	10	20		
3 000 bis unter 3 600 .		40	100	
3 600 bis unter 4 800 .	20			100
4 800 bis unter 7 200 .	40	100		
7 200 und mehr . . . . .	100			

3.3 Zur Bildung der Schichten war eine **manuelle Sortierung** nach dem Schema in Abbildung II.30.1 durchzuführen.

Abbildung II. 30. 1



Während für die Aussortierung der Steuerbelasteten und die Trennung nach Steuerklassen und Geschlecht die erforderlichen Angaben auf der Lohnsteuerkarte unmittelbar erkennbar waren, waren die Aufgliederung nach Bruttolohngruppen und die Trennung der Steuerbefreiten von den Unbesteuerten in denjenigen Fällen nicht ganz so einfach, in denen der Bruttolohn in Teilsummen eingetragen war (bei Mehrarbeitslohn und bei Wechsel des Arbeitsplatzes); schwierig war das ferner bei den Lohnsteuerpflichtigen, für die mehrere Lohnsteuerkarten vorlagen. Hier mußte der Sortierer eine überschlägige Addition im Kopf vornehmen, um die zutreffende Bruttolohngruppe zu ermitteln; eine

II.30

schriftliche Ausrechnung war nicht vorgesehen, da diese nur in der später zu ziehenden Stichprobe benötigt wurde. Die Schwierigkeit der Trennung von Steuerbefreiten und Unbesteuerten ergab sich aus der Definition der Unbesteuerten als Personen, deren Bruttolohn — unabhängig von der Steuerklasse — unter dem Freibetrag der Steuerklasse I von 1531 DM lag, wobei für nicht ganzjährig Beschäftigte der Lohn auf ein volles Arbeitsjahr hochzurechnen war. Die Gefahr von Fehlsortierungen war deshalb recht beträchtlich.

3.4 Für das Ziehen der Stichproben aus den Schichten wurden die Schlußziffern der laufenden Nummern zugrunde gelegt, welche die Lohnsteuerkarten bei der Ausstellung durch die Gemeindebehörden erhalten hatten (vgl. 2.2, S. 431). Bei diesem **Schlußzifferverfahren** sollten die in Übersicht II.30.2 bezeichneten Belege ausgewählt werden.

Übersicht II.30.2

Auswahlsatz in vH	Belege mit den Schlußziffern
10	4
20	2, 7
40	1, 3, 5, 9

Das Schlußzifferverfahren ist arbeitstechnisch sehr vorteilhaft: Für die Genauigkeit der Ergebnisse ist es unwichtig, ob die Belege von den Finanzämtern geschlossen oder in mehr oder weniger großen Klumpen übersandt werden. Das eingehende Kartenmaterial kann in beliebiger Weise zur Sortierung auf verschiedene Sortierer

verteilt werden, was einen gleichmäßigen Arbeitsablauf zur Folge hat. Ferner ist es wegen der Schlußzifferkontrolle in der Stichprobe und in der Restmasse sehr einfach, die Ziehung der Stichprobe zu überwachen. Es ist z. B. völlig ausgeschlossen, daß ganze Gruppen von Belegen für die Stichprobe herausgezogen werden, da dies spätestens bei der Signierung bemerkt werden müßte. Für die Signierung und das anschließende Ablochen brauchten die verschiedenen Auswahlsätze nicht getrennt gehalten zu werden, ein Umstand, der sich wieder günstig auf einen gleichmäßigen Arbeitsablauf bei diesen Arbeitsgängen auswirkt.

3.5 Die für die Stichprobe ausgewählten Lohnsteuerbelege wurden signiert, auf Lochkarten übernommen und maschinell aufbereitet. Die dabei erstellten Stichprobenwerte wurden nach dem Verfahren der **freien Hochrechnung** auf die Menge der insgesamt erfaßten Lohnsteuerbelege und nicht etwa auf die Gesamtzahl aller Lohnsteuerpflichtigen umgerechnet. Ein solcher Versuch wäre wegen der unbekannten Struktur der nicht erfaßten Menge von Belegen methodisch unhaltbar gewesen (vgl. 2.3, S. 431).

3.6 Nachträglich wurde eine **Gliederung** der steuerbelasteten Lohnsteuerpflichtigen und ihres Nettolohnes **nach Nettolohngruppen** verlangt. Für eine maschinelle Erstellung dieser Tabelle wäre eine Errechnung des Nettolohnes aus dem Bruttolohn abzüglich Lohnsteuer, Kirchensteuer und Notopfer Berlin für jeden Lohnsteuerpflichtigen notwendig gewesen. Das war jedoch kaum möglich, da zum damaligen Zeitpunkt nicht alle Landesämter mit Rechenlochern ausgerüstet waren und weil ferner die Eintragungen auf den Lohnsteuerkarten bezüglich der Kirchensteuer und des Notopfers Berlin vielfach unterblieben waren. Es wurde daher vorgeschlagen, diese Tabelle unmittelbar aus den nach dem Bruttolohn gegliederten Tabellen durch geeignete Umrechnungen abzuleiten. Als Unterlagen standen also nicht die individuellen Nettolöhne zur Verfügung, sondern in den einzelnen Lohngruppen nur die Zahl der Lohnsteuerpflichtigen sowie deren Bruttolohnsumme und Lohnsteuersumme. Die Kirchensteuer und das Notopfer Berlin, die von dem Lohn dieser Lohnsteuerpflichtigen einbehalten worden waren, ließen sich mit ausreichender Genauigkeit schätzen, weil die Kirchensteuer mit der Lohnsteuer und das Notopfer Berlin mit dem Bruttolohn eng gekoppelt waren. Nach eingehenden Voruntersuchungen wurde ein in Nordrhein-Westfalen entwickeltes Verfahren eingeführt, das in einem einzigen geschlossenen Rechengang die Zahl der Lohnsteuerpflichtigen nach Nettolohngruppen und die zugehörigen Nettolohnsummen zu errechnen gestattete.



**3.7 Eine Fehlerrechnung** für alle Teilergebnisse wurde nicht vorgesehen. Die Standardfehler für die Zahl der Steuerpflichtigen in den Landestabellen konnten in Abhängigkeit von der Feldbesetzung graphisch aufgetragen und dann für alle Besetzungszahlen von solchen Tabellenfeldern abgelesen werden, in die Belege nur aus einer einzigen Schicht eingingen. Diese Fehlerwerte gelten auch für den Bruttolohnbetrag in geschlossenen Bruttolohngruppen, weil dieses Merkmal verhältnismäßig kleine Variationskoeffizienten hat (vgl. II.31, S. 457), so daß sie gegen den Untergruppeneffekt unwesentlich sind (vgl. I.3.4.1, S. 101). Dagegen sind die Variationskoeffizienten für die Lohnsteuerbeträge so groß, daß die Standardfehler für dieses Merkmal zum Teil erheblich größer sind als die Standardfehler für die Zahl der Steuerpflichtigen (vgl. II.31, S. 459).

#### 4. Durchführung des Stichprobenplanes

**4.1** Im Bundesgebiet wurden etwa 12,1 Millionen Lohnsteuerbelege für 1950 erfaßt. Dagegen wurde die Zahl aller Lohnsteuerpflichtigen nach der Volkszählung 1950 auf etwa 16,7 Millionen abgeschätzt. Nach dieser geschätzten Gesamtzahl errechnet sich eine Rückflußquote, die bei rund 75 vH liegt. Entsprechende Überschlagsrechnungen für die Länder haben zu sehr unterschiedlichen Rückflußquoten geführt; sie lagen zwischen 54 vH (in Bayern) und 87 vH (in Baden-Württemberg).

Neben diesen pauschalen Rechnungen wurde auch der Versuch unternommen, Hinweise auf die **Struktur der Fehlmasse** zu bekommen. Zu diesem Zweck wurde eine besondere Stichprobe mit einem einheitlichen Auswahlssatz aus allen Schichten gezogen. Die Belege in dieser Stichprobe wurden nach folgenden Gruppen sortiert:

- a) Arbeitslose am Ende des Jahres;
- b) land- und forstwirtschaftliche Arbeitskräfte;
- c) Hausgehilfinnen;
- d) Jugendliche unter 18 Jahren;
- e) sonstige Personen.

Die mit den reziproken Auswahlssätzen der besonderen Stichprobe hochgerechneten Zahlen ergaben eine Schätzung der in den fünf Gruppen statistisch erfaßten Lohnsteuerpflichtigen. Andererseits wurde für jede Gruppe die Zahl aller Lohnsteuerpflichtigen aus der Volkszählung 1950 und der Arbeitsmarktstatistik abgeschätzt. Die Gegenüberstellung dieser geschätzten Ist- und Soll-Zahlen zeigte, daß etwa zwei Drittel der Fehlmasse auf die Gruppen a) bis d) entfallen dürfte.

Dieser Teil der Fehlmasse wurde entsprechend den Anteilen in der besonderen Stichprobe auf Steuerbelastete, Steuerbefreite, Unbesteuerte und die Lohngruppen unter und über 1 800 DM aufgeschlüsselt. Dasselbe geschah auch für die zugehörigen Bruttolöhne und Steuerbeträge, wobei näherungsweise unterstellt wurde, daß die Durchschnittsbeträge dieselben wären wie in der Stichprobe.

Das restliche Drittel der gesamten Fehlmasse, das auf die „sonstigen Personen“ entfiel, konnte nicht gut einschließlich der Löhne und Steuerbeträge nach der gleichen Methode verteilt werden, weil es bezüglich der Geldbeträge zu heterogen zusammengesetzt war. Hier wurde zur Verteilung die Tatsache benutzt, daß zwischen Alter und Bruttolohn eine positive Korrelation besteht.

Dementsprechend wurde die Teilmasse e) in der Stichprobe nach Altersgruppen sortiert und hochgerechnet. Die Differenzen gegenüber der Besetzung der Altersgruppen in der Gesamtmasse der Lohnsteuerpflichtigen (unter Absetzung der bereits berücksichtigten Personen) lieferten eine Schätzung für den Altersaufbau in der restlichen Fehlmasse. Entsprechend der Verteilung der Altersgruppen in der Stichprobe auf Steuerbelastete, Steuerbefreite, Unbesteuerte und Bruttolohngruppen sowie den sich dabei ergebenden mittleren Geldbeträgen wurde die restliche Fehlmasse einschließlich

## II.30

der Bruttolöhne und Steuern auf die gleichen Merkmale verteilt. Danach ergab sich die Übersicht II.30.3, die verhältnismäßig große Strukturunterschiede zwischen der statistisch erfaßten Masse und der Fehlmasse zeigt.

Übersicht II.30.3

Lohnsteuerpflichtige	Anzahl der Lohnsteuerpflichtigen in Millionen		
	in Statistik erfaßte Masse	geschätzte Fehlmasse	geschätzte Gesamtmasse
Steuerbelastete mit Bruttolohn			
unter 1 800 DM .....	1,4	0,7	2,1
von 1 800 DM und mehr	7,7	1,1	8,8
Steuerbefreite mit Bruttolohn			
unter 1 800 DM .....	0,7	0,4	1,1
von 1 800 DM und mehr	0,6	0,2	0,8
Unbesteuerte .....	1,7	2,2	3,9
Insgesamt .....	12,1	4,6	16,7

Diese Zahlen sind selbstverständlich nur als ganz grobe Schätzungen zu werten. Zuverlässige Angaben über die Struktur der Fehlmasse lassen sich nur dann gewinnen, wenn durch rechtzeitig eingeleitete organisatorische Maßnahmen ein repräsentativer Teil der zunächst ausbleibenden Lohnsteuerbelege verfügbar gemacht wird (vgl. Anhang zu II.32, S. 470).

**4.2** Für die freie Hochrechnung (vgl. 3.5, S. 434) waren die reziproken Auswahlsätze anzuwenden, d. h. für die Auswahlsätze 10 vH — 20 vH — 40 vH die Faktoren 10 — 5 — 2,5. Es hat sich gezeigt, daß der letztgenannte Auswahlatz sehr unpraktisch ist, weil die Multiplikation mit dem zugehörigen Faktor 2,5 bei der Zahl der Steuerpflichtigen auf Dezimalbrüche führt und damit Rundungen und zusätzliche Abstimmarbeiten notwendig macht.

**4.3** Bei der Zusammenstellung der Ergebnisse zeigte sich, daß die frei hochgerechnete Zahl der Lohnsteuerpflichtigen nach der Stichprobe kleiner war als die Gesamtzahl der zurückgeflossenen Lohnsteuerkarten abzüglich der Karten für zweite und weitere Arbeitsverhältnisse. Die zuletzt genannten Zahlen waren aus den Abschlußmeldungen der Finanzämter zu entnehmen.

Um den Ursachen hierfür nachzugehen, wurden in mehreren Landesämtern die Karten einzelner Kreise neu sortiert, diesmal aber nicht nur nach Auswahlätzen, sondern weiter nach einzelnen Merkmalen. Die Differenzen zwischen den hochgerechneten Stichprobenwerten und den in der Gesamtmasse ausgezählten Werten hätten einer Normalverteilung mit dem Mittelwert Null entsprechen müssen. Tatsächlich ergab sich bei der graphischen Darstellung vieler auf Kreisebene festgestellten Differenzen der Länder Hessen und Rheinland-Pfalz zwar ungefähr eine Normalverteilung, jedoch nicht mit dem Mittelwert Null, sondern mit einem zu kleinen Mittelwert. Dies ist ein eindeutiger Beweis dafür, daß bei der ursprünglichen Sortierung nach den Schichten **Sortierfehler** in merklichem Umfang vorgekommen sein müssen, denn nur diese wirken sich einseitig nach unten aus. Wenn nämlich bei der Signierung festgestellt wurde, daß eine Karte, die richtig zum 20 vH-Haufen gehört hätte, fälschlich zum 10 vH-Haufen geraten war, so wurde sie in den zutreffenden 20 vH-Haufen zurücksortiert. Hier erhielt sie aber, da sie als Stichprobeneinheit aus einer Schicht mit dem Auswahlatz 10 vH die Schlußziffer 4 hatte, keine Auswahlchance, weil im 20 vH-Haufen nur die Schlußziffern 2 und 7 zur Stichprobe gezogen wurden. Nur eine Zurücksortierung in die total aufzubereitende Teilmasse wurde wirksam.

Die nachträgliche Neusortierung aller Karten bestimmter Kreise ergab, daß die bei diesen Kreisen festgestellten größeren Unterschiede tatsächlich auf Fehlsortierungen zurückzuführen waren. Die Zahl der Fehlsortierungen in den einzelnen Kreisen hing wegen des klumpenweisen Einganges der Lohnsteuerkarten von den Finanzämtern (vgl. 2.4, S. 432) weitgehend von der Qualität der einzelnen Sortierer ab. Durch geeignete Sortierkontrollen wäre es möglich gewesen, die schlecht arbeitenden Sortierkräfte zu finden und die uneinheitliche Güte der Sortierung zu vermeiden. Diese Unterschiede haben große Schwierigkeiten bei der Auswertung bereitet. Sie waren der Hauptgrund dafür, daß auf die Veröffentlichung von Kreisergebnissen verzichtet werden mußte.

4.4 Die Neusortierung aller Karten bestimmter Kreise wurde ferner dazu benutzt, die tatsächliche **Häufigkeit der Schlußziffern** in den Schichten oder in noch feineren Unterteilungen festzustellen. Es war zu erwarten, daß die Häufigkeiten mit steigender Schlußziffer geringfügig absinken würden: Normalerweise fangen alle Nummernfolgen mit 1 an und hören mit einer beliebigen Schlußziffer auf; das hat zur Folge, daß die 1 häufiger als die 2, diese Ziffer wieder häufiger als die 3 vorkommt usw. Hierbei hängt die Abweichung der Häufigkeit der Schlußziffern vom Sollwert 10 vH von der durchschnittlichen Länge der einzelnen Zahlenfolge ab. Nimmt man z. B. eine durchschnittliche Länge von 200 an, so sind bei Zusammenfassung vieler Folgen die einzelnen Schlußziffern mit den in Übersicht II.30.4 aufgeführten Häufigkeiten vertreten.

Übersicht II.30.4

Schlußziffer	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Häufigkeit in vH ...	10,22	10,17	10,12	10,07	10,02	9,98	9,93	9,88	9,83	9,78

Um diese Unterschiede möglichst auszugleichen, wäre es besser gewesen, die Schlußziffern für die einzelnen Auswahlsätze nicht — wie in Übersicht II.30.2 — um den Mittelwert 4,5, sondern um den Wert 5,5 zu gruppieren (vgl. Übersicht II.30.5).

Übersicht II.30.5

Auswalsatz in vH	Angewandtes Verfahren		Verbessertes Verfahren	
	Schlußziffern	Häufigkeit nach Übersicht II.30.4 in vH	4 Schlußziffern	Häufigkeit nach Übersicht II.30.4 in vH
10	4	10,07	5	10,02
20	2, 7	20,10	3, 8	20,00
40	1, 3, 5, 9	40,19	2, 4, 6, 0	40,00

Abgesehen von dem allgemein erkennbaren Absinken der Häufigkeit mit steigender Schlußziffer hielten sich die Abweichungen vom Sollwert 10 vH durchweg innerhalb der Zuverlässigkeitsgrenzen. Hieraus kann gefolgert werden, daß keinesfalls das Schlußzifferverfahren, sondern allein die Sortierfehler für festgestellte Differenzen verantwortlich waren.

4.5 Neben den praktischen Arbeiten zur Klärung der Differenzen bei der Hochrechnung wurde theoretisch die **Leistungsfähigkeit** der folgenden drei **Auswahlverfahren** verglichen:

- a) Auswahl nach der Schlußziffer der von der Gemeinde eingetragenen laufenden Nummer = Schlußzifferverfahren;
- b) Auswahl nach der Schlußziffer neu gestempelter Paginiernummern = Systematisches Auswahlverfahren;
- c) Geschichtete Zufallsauswahl.

## II.30

Bei der Untersuchung der Genauigkeit von Kreisergebnissen kann vorausgesetzt werden, daß in der Zahl der für jeden Kreis ausgeschriebenen Lohnsteuerkarten die einzelnen Schlußziffern ausreichend genau mit 10 vH vertreten sind und daß kleinere systematische Abweichungen hiervon durch die spezielle Auswahl der Schlußziffern ausgeglichen werden. Diese Feststellung trifft aber nicht unbedingt auch auf die durch Sortierung der zurückgeflossenen Karten entstandenen Teilmassen und auf die Teilmasse der nicht zurückgekommenen bzw. zu Unrecht ausgeschriebenen Lohnsteuerkarten jedes einzelnen Kreises zu. Es sei

- $N_h$  Gesamtzahl der zurückgeflossenen Karten, die zur Schicht  $h$  gehören;
- $N_k$  Gesamtzahl der ausgegebenen Karten im Kreise  $k$ ;  
darunter  $n_k$  Karten in der Stichprobe;
- $N_{kh}$  Anzahl der zurückgeflossenen Karten des Kreises  $k$ , die zur Schicht  $h$  gehören;  
darunter  $n_{kh}$  Karten in der Stichprobe;

Bei Auswahl nach dem Schlußzifferverfahren mit Auswahlssatz 10 vH gilt zwar mit guter Genauigkeit

$$\frac{n_k}{N_k} = 0,1 \quad \text{für alle Kreise } k;$$

dagegen schwankt der Anteil  $n_{kh}/N_{kh}$  der ausgewählten Belege bei einer 10 vH-Auswahl nach dem Schlußzifferverfahren um den Wert 0,1 mit dem Standardfehler

$$(1) \quad \sigma_s = 0,3 \sqrt{\frac{1}{N_{kh}} - \frac{1}{N_k}}$$

Der entsprechende Standardfehler für diese Häufigkeit bei Zufallsauswahl ist

$$(2) \quad \sigma_z = 0,3 \sqrt{\frac{1}{N_{kh}} - \frac{1}{N_h}}$$

Die beiden Formeln unterscheiden sich nur durch das Abzugsglied unter der Wurzel. In der Regel ist  $N_k$  kleiner als  $N_h$  und es gilt

$$(3) \quad \sigma_s < \sigma_z$$

d. h., das Schlußzifferverfahren liefert — bei korrekter Durchführung — für die Kreistabellen genauere Ergebnisse als die Zufallsauswahl. Dieser Vorteil des Schlußzifferverfahrens wird jedoch durch eine niedrige Rückflußquote und eine hohe Zahl von zu Unrecht ausgestellten Lohnsteuerkarten beeinträchtigt, da hierdurch  $N_k$  vergrößert,  $N_{kh}$  verkleinert und damit der gesamte Ausdruck unter der Wurzel vergrößert wird. Für das systematische Auswahlverfahren nach Paginiernummern, die im Anschluß an die Sortierung nach Schichten neu gestempelt wurden, ergibt sich ein Standardfehler nahe bei Null, sofern die regionale Ordnung des Materials (vgl. 2.4, S. 432) bei der Schichtung gewahrt bleibt. Wenn die Lohnsteuerkarten vor dem Paginieren durch einen zusätzlichen Sortiergang genau nach Kreisen angeordnet werden, so ist

$$(4) \quad \sigma_p = 0$$

Die systematische Auswahl liefert also die Gliederung der Lohnsteuerpflichtigen in den Kreisen ohne Zufallsfehler; sie ist damit sowohl dem Schlußzifferverfahren als auch der Zufallsauswahl überlegen:

$$(5) \quad \sigma_p < \sigma_s < \sigma_z$$

Für die Überlegungen zur Genauigkeit von Landesergebnissen werden zusätzlich folgende Symbole eingeführt:

- $N$  Gesamtzahl der ausgestellten Karten im Land;
- $N_{gh}$  Anzahl der zurückgeflossenen Karten in der Untergruppe  $g$  der Schicht  $h$ ;  
darunter  $n_{gh}$  Karten in der Stichprobe.

Der Anteil  $n_{gh}/N_{gh}$  der ausgewählten Belege hat bei einer 10 vH-Auswahl nach dem Schlußzifferverfahren den Standardfehler

$$(6) \quad \sigma_s = 0,3 \sqrt{\frac{1}{N_{gh}} - \frac{1}{N}}$$

Bei einer 10 vH-Auswahl nach dem Zufallsprinzip ergibt sich der Standardfehler

$$(7) \quad \sigma_z = 0,3 \sqrt{\frac{1}{N_{gh}} - \frac{1}{N_h}}$$

Dieser Fehlerwert hängt wesentlich vom Schichtumfang  $N_h$  ab. Es ist daher möglich, durch eine feinere Sortierung  $N_h$  und damit zugleich auch den Standardfehler  $\sigma_z$  zu verkleinern; der Fehler für die Zahl der Belege wird schließlich Null, wenn die Untergruppe ganz herausortiert wird. Bei Anwendung des Schlußzifferverfahrens erbringt eine Sortierung dagegen keinerlei Genauigkeitsgewinn, weil der Standardfehler nicht vom Schichtumfang  $N_h$  abhängt.

Der Vergleich der Standardfehler für Landesergebnisse bei Anwendung des Schlußzifferverfahrens und der geschichteten Zufallsauswahl zeigt, daß stets

$$(8) \quad \sigma_z < \sigma_s$$

gilt, weil die Zahl  $N$  größer als der Schichtumfang  $N_h$  ist.

Im Gegensatz zu der Situation bei Kreisergebnissen führt also bei Landesergebnissen die Zufallsauswahl zu kleineren Fehlern und damit zu einer höheren Genauigkeit als das Schlußzifferverfahren.

Der Standardfehler für die systematische Auswahl nach Paginiernummern ist bei den Landesergebnissen praktisch gleich dem Standardfehler bei der Zufallsauswahl, weil eine Anordnung nach Kreisen weder eine merkliche Verbesserung noch eine Verschlechterung der Ergebnisgenauigkeit von Landesergebnissen bewirkt. Somit gilt

$$(9) \quad \sigma_p = \sigma_z < \sigma_s$$

Der Vergleich mit der Relation (5) zeigt, daß von den drei betrachteten Auswahlverfahren nur die systematische Auswahl sowohl für Landesergebnisse als auch für Kreisergebnisse günstig liegt. Diese wichtige methodische Erkenntnis wurde bei der Planung des Stichprobenverfahrens für die Lohnsteuerstatistik 1955 weitgehend ausgenutzt (vgl. II.31, S. 440).

# Lohnsteuerstatistik 1955

K.-A. Schäffer<sup>1)</sup>

## 1. Einleitung

Infolge der mehrfachen Änderungen des Einkommensteuerrechts und der raschen wirtschaftlichen Entwicklung, die sich seit 1950 vollzogen hatte, mußten die Ergebnisse der Lohnsteuerstatistik 1950 bald als überholt angesehen werden. Aus diesem Grunde wurde eine neue Lohnsteuerstatistik für das Jahr 1955 durchgeführt, die das Ziel hatte, ein in sachlicher und regionaler Hinsicht tief gegliedertes Bild von der Struktur des Bruttolohnes der Arbeitnehmer und seiner lohnsteuerlichen Belastung im Jahre 1955 zu geben.

Wegen der großen Zahl der Lohnsteuerbelege, die als Zählpapiere dienten, wurde für die Aufbereitung wieder das Stichprobenverfahren angewandt. Bei seiner Planung wurden die Erfahrungen ausgenutzt, die bei der Lohnsteuerstatistik 1950 (vgl. II.30) gesammelt worden waren. Insbesondere wurden die Anforderungen an die Genauigkeit der Ergebnisse nach den systematischen Fehlern im sekundärstatistischen Material ausgerichtet, die durch den unterschiedlichen Anteil der nicht zurückgegebenen Lohnsteuerkarten verursacht werden. Ferner wurde die Auswahl nach den Schlußziffern der Ausgabennummern der Lohnsteuerkarten ersetzt durch eine Auswahl nach neu gestempelten Paginiernummern; damit wurde eine weitergehende Schichtung ermöglicht, eine zahlenmäßige Kontrolle der Auswahl und der Hochrechnung gesichert und zugleich auch die Erstellung von Kreisergebnissen gewährleistet.

Die Lohnsteuerstatistik 1955 wurde auf Grund des Gesetzes vom 21. Januar 1956 über die Statistiken der Steuern vom Einkommen durchgeführt.

Die Ergebnisse der Statistik sind in Band 230 der „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** der Lohnsteuerstatistik sah eine weitgehende sachliche Gliederung für die Landes- und Bundestabellen vor. Lediglich für die Steuerpflichtigen mit einem Bruttolohn bis unter 1837 DM (der Untergrenze für die Lohnsteuerpflicht im Jahre 1955) wurde wegen der Unvollständigkeit des Materials (vgl. 2.2, S. 442) auf eine starke Aufgliederung verzichtet. Für die Steuerpflichtigen, deren Bruttolohn über dieser Mindestgrenze lag, sollten folgende Tabellen erstellt werden:

**Tabellengruppe A:** Anzahl, Bruttolohn und Lohnsteuer der nach Beschäftigungsdauer und Geschlecht unterschiedenen Steuerpflichtigen, gegliedert je nach 8 Steuerklassen, 26 Bruttolohngruppen und 3 Altersgruppen:

- A 1. Alle Steuerpflichtigen
- A 2. Steuerbelastete
- A 3. Nichtsteuerbelastete
- A 4. Steuerpflichtige im Lebensalter von 20 bis unter 65 Jahren

**Tabellengruppe B:** Anzahl, Bruttolohn und Lohnsteuer der nach 26 Bruttolohngruppen und nach 8 Steuerklassen gegliederten Steuerpflichtigen:

- B 1. Steuerbelastete — Nichtsteuerbelastete
- B 2. Ganzjährig — nicht ganzjährig Beschäftigte

---

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

B 3. Männliche — weibliche Steuerpflichtige

B 4. Ganzjährig beschäftigte männliche — weibliche Steuerpflichtige  
im Alter von 20 bis unter 65 Jahren

Tabellengruppe C: Anzahl, Bruttolohn, Lohnsteuer und zusätzliche steuerfreie Abzugsbeträge der Steuerpflichtigen mit zusätzlichen steuerfreien Abzugsbeträgen, gegliedert nach dem Geschlecht und je nach 8 Steuerklassen, 26 Bruttolohngruppen und 3 Altersgruppen:

C 1. Alle Steuerpflichtigen

C 2. Steuerbelastete

C 3. Nichtsteuerbelastete

Tabellengruppe D: Anzahl, Bruttolohn, Lohnsteuer und Lohnsteuer-Jahresausgleich der Steuerpflichtigen mit Lohnsteuer-Jahresausgleich, gegliedert nach dem Geschlecht und je nach 8 Steuerklassen, 26 Bruttolohngruppen und 3 Altersgruppen:

D 1. Alle Steuerpflichtigen

D 2. Steuerbelastete

D 3. Nichtsteuerbelastete

Für die Gliederung nach dem Bruttolohn wurden folgende Bruttolohngruppen gebildet:

1 837 bis unter 2 100 DM	7 200 bis unter 8 400 DM
2 100 bis unter 2 400 DM	8 400 bis unter 9 000 DM
2 400 bis unter 2 700 DM }	9 000 bis unter 9 600 DM
2 700 bis unter 3 000 DM }	
3 000 bis unter 3 300 DM }	9 600 bis unter 12 000 DM
3 300 bis unter 3 600 DM }	12 000 bis unter 15 000 DM
3 600 bis unter 3 900 DM }	
3 900 bis unter 4 200 DM }	15 000 bis unter 20 000 DM
4 200 bis unter 4 500 DM }	20 000 bis unter 25 000 DM
4 500 bis unter 4 800 DM }	25 000 bis unter 36 000 DM
4 800 bis unter 5 000 DM }	36 000 bis unter 50 000 DM
5 000 bis unter 5 400 DM }	50 000 bis unter 100 000 DM
5 400 bis unter 6 000 DM }	100 000 DM und mehr
6 000 bis unter 6 600 DM	
6 600 bis unter 7 200 DM	

Diese Gruppierung galt mit einer Ausnahme sowohl für die Landestabellen als auch für die Bundestabellen: In der Tabellengruppe B, die mit der kombinierten Gliederung nach dem Bruttolohn und den Steuerklassen die stärkste Aufteilung der Gesamtheit erforderte, wurden die genannten Bruttolohngruppen nur für das Bundesergebnis verwandt. Für die Landesergebnisse in dieser Tabellengruppe wurden dagegen die Bruttolohngruppen von 300 DM Breite — wie oben angedeutet — paarweise zu Gruppen von 600 DM zusammengefaßt, weil eine angemessene Genauigkeit für die feinere Gliederung nur mit erheblichen zusätzlichen Kosten erreichbar gewesen wäre.

Neben der sachlichen Gliederung war bei der Stichprobenplanung die regionale Gliederung nach Kreisen zu berücksichtigen: In den Kreistabellen sollten die Steuerpflichtigen und ihr Bruttolohn nach neun Bruttolohngruppen sowie nach der Beschäftigungsdauer (ganzjährig Beschäftigte — nicht ganzjährig Beschäftigte) gegliedert werden.

**2.2 Als Unterlagen** für die Statistik dienten die Lohnsteuerbelege für 1955 (Lohnsteuerkarten und Lohnsteuerüberweisungsblätter). Es wurden verstärkte Maßnahmen vorgesehen, um den Rückfluß der Lohnsteuerkarten zu steigern und damit die auf der

II.31

Unvollständigkeit des Materials beruhenden Schwierigkeiten (vgl. II.30.; 2.3) einzuschränken. Bei der Planung wurde davon ausgegangen, daß es trotzdem nicht möglich sein würde, mehr als 17 Millionen von schätzungsweise 20 Millionen zu Recht ausgegebenen Lohnsteuerbelegen statistisch zu erfassen (vgl. 5.6, S. 462).

2.3 Nach den Erfahrungen bei der Lohnsteuerstatistik 1950 wurde angenommen, daß der Rückfluß der Lohnsteuerkarten bei den Lohnsteuerpflichtigen der unteren Lohnschichten schlechter als bei den Pflichtigen der oberen Lohnschichten ist. Es wurde daher unterstellt, daß die durch den unterschiedlichen Rückflußanteil bedingten **systematischen Fehler** mit zunehmender Lohnhöhe abnehmen.

2.4 Die **Genauigkeitsanforderungen** wurden nach dem Grundsatz festgelegt, daß die Größenordnung der Zufallsfehler an die systematischen Fehler im Material anzupassen ist (vgl. I.2.4.3, S. 51). Entsprechend dem vermuteten Verlauf der systematischen Fehler wurden einheitlich für alle Bundesländer und für alle Tabellenfelder die in Übersicht II.31.1 genannten Richtwerte für die relativen Standardfehler vorge-  
sehen.

Übersicht II.31.1

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Richtwerte für relative Standardfehler in vH
unter 2 400	6
2 400 bis .. 3 600	4
3 600 bis .. 4 800	3
4 800 bis .. 12 000	2

Bei vorsichtiger Beurteilung des Rückflusses der Lohnsteuerkarten war damit zu rechnen, daß die systematischen Fehler in der Gliederung der Steuerpflichtigen nach dem Bruttolohn im allgemeinen größer sein würden als die genannten Richtwerte für den Standardfehler.

Mangels zuverlässiger Anhaltspunkte für die Unterschiede in der Höhe der systematischen Fehler wurde davon abgesehen, für einzelne Gruppen von Steuerpflichtigen — etwa für Nichtsteuerbelastete oder nicht ganzjährig Beschäftigte — eine geringere Ergebnissenauigkeit zuzulassen; dieses Vorgehen wurde auch dadurch nahegelegt, daß im Tabellenprogramm für alle Gruppen von Steuerpflichtigen eine gleich weitgehende Untergliederung vorgesehen war.

2.5 Der **Stichprobenumfang** wurde durch die Rechtsgrundlage der Statistik auf höchstens 20 vH der bei den Statistischen Landesämtern eingegangenen Lohnsteuerbelege festgelegt. Bei der Planung des Stichprobenverfahrens mußte die obengenannte Genauigkeitsabstufung mit dieser Höchstgrenze in Einklang gebracht werden.

2.6 Für das Ziehen der Stichprobe wurde — ebenso wie für die Lohnsteuerstatistik 1950 — die **systematische Auswahl** nach Schlußziffern vorgesehen. Auf Grund der Erfahrungen von 1950 sollte die Stichprobe jedoch nicht nach den Schlußziffern der Ausgabenummern der Lohnsteuerkarten, sondern nach neu gestempelten laufenden Paginiernummern ausgewählt werden (vgl. II.30, S. 437).

Die laufende Numerierung aller Belege innerhalb einer Schicht gewährleistete eine genaue Kontrolle der Auswahl und der Hochrechnung der Ergebnisse. Sie ermöglichte ferner eine zuverlässige Feststellung der Schichtumfänge ohne zusätzliche Zählung der Belege; dieser Vorteil wurde vor allem zur Erstellung der Kreisergebnisse (vgl. 3.5, S. 447) ausgenutzt.

3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

3.1 Für die Entwicklung des Stichprobenplans wurden die **Besetzungszahlen** der in Tabellengruppe B vorgesehenen Tabellenfelder benötigt; diese Tabelle sieht die



stärkste Untergliederung der Gesamtheit vor und ist daher für die Planung von besonderer Bedeutung. Die Ergebnisse der Lohnsteuerstatistik 1950 konnten nicht unmittelbar verwandt werden, weil der Bruttolohn (d. h. die Löhne und Gehälter) von 1950 bis 1955 erheblich angestiegen war und weil in diesem Zeitraum auch die steuerlichen Vorschriften über die Eingruppierung der Lohnsteuerpflichtigen in Steuerklassen abgeändert wurden. Es war daher notwendig, die Besetzungszahlen der B-Tabellen zu schätzen.

Die Voruntersuchungen zum Stichprobenplan wurden auf ein fiktives Modell-Land mit 2 Millionen statistisch erfaßten Lohnsteuerpflichtigen beschränkt. Für das Modell-Land wurden die Besetzungszahlen auf Grund der Bundesergebnisse der Lohnsteuerstatistik 1950 nach folgendem Verfahren geschätzt:

Die Besetzungszahlen wurden für acht Teilgruppen von Steuerpflichtigen gesondert ermittelt; diese Teilgruppen und die geschätzten Gesamtzahlen sind in der Übersicht II.31.2 zusammengestellt.

Für jede dieser Teilgruppen mußte der Einfluß des Bruttolohnanstiegs von 1950 bis 1955 gesondert berücksichtigt werden; mangels geeigneter Unterlagen wurde unterstellt, daß der Bruttolohn in allen Teilgruppen einheitlich um 40 vH angestiegen ist.

Eine Analyse der Bruttolohnschichtung 1950 zeigte, daß die Summenhäufigkeit  $F$  der Lohnsteuerpflichtigen mit einem Bruttolohn bis unter  $L$  Mark näherungsweise durch die sogenannte logistische Wachstumsfunktion

$$F = \frac{A}{A + L^{-c}}$$

beschrieben wird. Dementsprechend kann die Lohnschichtung im doppelt-logarithmischen Netz mit den Koordinaten  $F/(1 - F)$  und  $L$  näherungsweise als Gerade dargestellt werden. Aus den im doppelt-logarithmischen Netz gezeichneten Lohnschichtungslinien für 1950 wurde durch Verschieben ihrer Punkte auf 40 vH größere Abszissenwerte (entsprechend dem angenommenen Bruttolohnanstieg um 40 vH) eine geschätzte Lohnschichtungslinie für 1955 abgeleitet.

Die Abbildung II.31.1 erläutert dieses Verfahren am Beispiel der Teilgruppe 1 (steuerbelastete ganzjährig beschäftigte männliche Steuerpflichtige). Wie die gestrichelte Linie zeigt, ist für den Bruttolohnwert  $L = 3600$  DM an der Linie für 1955 das Verhältnis  $F/(1 - F) = 0,195$  abzulesen; daraus ergibt sich die Summenhäufigkeit  $F = 16,3$  vH für 1955. Aus den Differenzen der so ermittelten  $F$ -Werte wurden die Anteile der Bruttolohngruppen abgeleitet. Durch Multiplikation dieser Anteile mit den entsprechenden Gesamtzahlen aus Übersicht II.31.2 ergab sich die für 1955 geschätzte Gliederung der Steuerpflichtigen im Modell-Land. In Übersicht II.31.3 ist das Verfahren für die Teilgruppe 1 dargestellt.

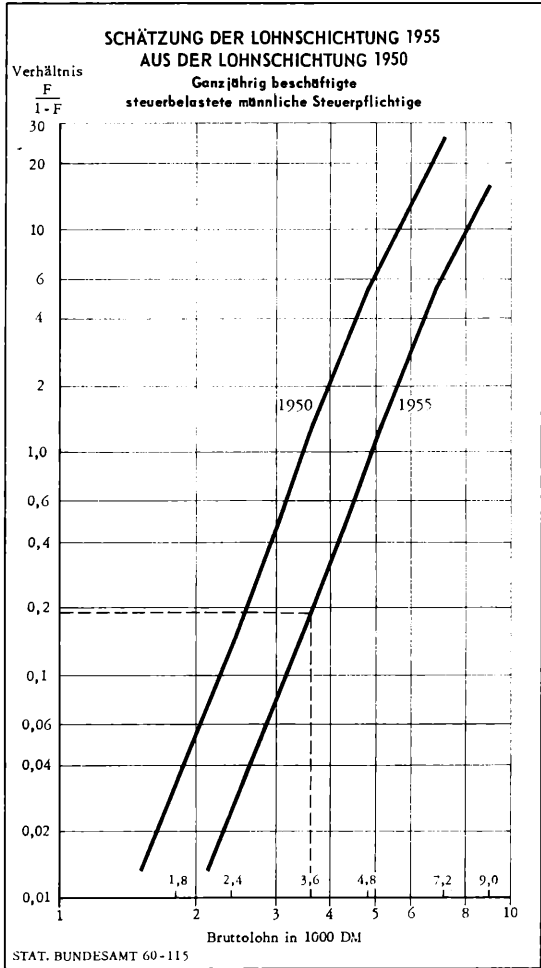
Die so ermittelten Zahlen wurden nach Steuerklassen untergliedert; die dabei verwandten Gliederungszahlen wurden aus den Bundesergebnissen der Lohnsteuerstatistik 1950 abgeleitet.

**3.2 Das praktische Problem bei der Aufstellung des Stichprobenplans lag bei den schwach besetzten Tabellenfeldern, für die eine hohe Genauigkeit gefordert wurde.**

Übersicht II.31.2

Gruppe der Lohnsteuerpflichtigen	Geschätzte Anzahl von Lohnsteuerpflichtigen	
<b>Steuerbelastete:</b>		
Ganzjährig Beschäftigte		
Männliche Steuerpflichtige....	824 000	1 060 000
Weibliche Steuerpflichtige....	236 000	
<b>Nichtganzjährig Beschäftigte</b>		
Männliche Steuerpflichtige....	176 000	240 000
Weibliche Steuerpflichtige....	64 000	
<b>Nichtsteuerbelastete:</b>		
Ganzjährig Beschäftigte		
Männliche Steuerpflichtige....	260 000	408 000
Weibliche Steuerpflichtige....	148 000	
<b>Nichtganzjährig Beschäftigte</b>		
Männliche Steuerpflichtige....	220 000	292 000
Weibliche Steuerpflichtige ...	72 000	
<b>Lohnsteuerpflichtige insgesamt</b>		2 000 000

Abbildung II. 31. 1



Die zugehörigen Fälle mußten mit einem besonders hohen Auswahlsatz oder total erfaßt werden. Um hohe Auswahlsätze praktisch verwirklichen zu können, war es notwendig, solche Materialgruppen möglichst für sich allein oder mit anderen zusammen vor der Stichprobenziehung auszusortieren. Um die Genauigkeit in schwach besetzten Tabellenfeldern erhöhen zu können, mußten also Sortiergänge zur Schichtung des Materials angewandt werden.

Mit Rücksicht auf die zusätzlichen Kosten, die für die Sortierung nach den Schichtungsmerkmalen entstehen, wurden die Wahl der Schichtungsmerkmale u. die Tiefe der Schichtung von Vergleichsuntersuchungen über die Genauigkeit, die Kosten und die praktische Anwendbarkeit verschiedener Stichprobenverfahren abhängig gemacht. Diese Untersuchungen mußten gesondert für die Landesergebnisse und für die Kreisergebnisse durchgeführt werden, weil sowohl bei der tiefen sachlichen Gliederung der Landesergebnisse als auch bei der regionalen Gliederung schwach besetzte Tabellenfelder auftraten.

**3.3** Um die Notwendigkeit der Schichtung für die Landesergebnisse zu untersuchen, wurde zu-

Übersicht II.31.3

Bruttolohnhauptgruppe	Anteil 1950	Summenhäufigkeit		Anteil 1955	Geschätzte Anzahl 1955
		1950	1955		
DM	vH				
unter 1 837 <sup>1)</sup>	3,46	3,46	0,01	0,01	500
1 837 <sup>1)</sup> bis 2 400	9,00	12,46	2,62	2,61	21 500
2 400 „ „ 3 000	18,95	31,41	7,57	4,95	41 000
3 000 „ „ 3 600	25,28	56,69	16,31	8,74	72 000
3 600 „ „ 4 800	27,72	84,41	51,21	34,90	287 000
4 800 „ „ 7 200	11,86	96,27	87,19	35,98	296 500
7 200 „ „ 12 000	3,12	99,39	97,89	10,70	88 000
12 000 und mehr	0,61	100,00	100,00	2,11	17 500
Zusammen	100	—	—	100	824 000

<sup>1)</sup> 1 800 DM im Jahre 1950.

nächst ein möglichst einfacher Stichprobenplan durchgerechnet, bei dem die Lohnsteuerbelege nur nach einem Merkmal — dem Bruttolohn — zu schichten waren. Dieser Plan hätte nur die Sortierung nach dem Bruttolohn erfordert; dieser arbeitstechnische Vorzug wurde aber mehr als aufgewogen durch den Nachteil, daß die Genauigkeit vieler schwach besetzten Tabellenfelder unzureichend war. Auf diesem ersten Versuchsstichprobenplan wurden drei weitere Versuchspläne aufgebaut, bei denen schrittweise zusätzliche Merkmale für die Schichtung des Materials hinzugenommen wurden.

Auf diese Weise wurde ein Stichprobenplan D entwickelt, der eine kombinierte Schichtung nach 9 Bruttolohngruppen, der Art der Steuerbelastung, der Beschäftigungsdauer, dem Geschlecht und nach 8 Steuerklassen vorsah. Bei dieser Schichtung war es möglich, die vorgegebenen Genauigkeitsanforderungen in allen Feldern der Landstabellen bei relativ kleinem Gesamtstichprobenumfang einzuhalten.

Die Vergleichsuntersuchungen haben gezeigt, daß die verhältnismäßig weitgehende manuelle Sortierung der Belege beim Stichprobenplan D, die an die Aufbereitungstechnik vor Einführung des Lochkartenverfahrens erinnert, bei einer Stichprobenaufbereitung von sekundärstatistischem Material wirtschaftlich ist. Diese Technik ist deshalb vorteilhaft, weil die Kosten für einen manuellen Sortiergang wesentlich kleiner sind als die Kosten für die Aufbereitung der Belege, die ohne diesen Sortiergang zusätzlich aufbereitet werden müßten, wenn die vorgegebene Genauigkeit in allen schwach besetzten Tabellenfeldern eingehalten werden soll.

**3.4 Die Auswahlsätze** wurden nach den Genauigkeitsforderungen an die Landesergebnisse ermittelt. Dabei waren jeweils Gruppen von 8 Schichten gemeinsam zu betrachten, weil entsprechende Tabellenfelder in verschiedenen Tabellen sich durch wechselweises Zusammenfassen von je 4 Schichten einer Gruppe ergaben. Die Auswahlsätze sollten so bestimmt werden, daß die für die Zufallsfehler gesetzten Grenzen bei möglichst kleinem Gesamtstichprobenumfang eingehalten wurden. In Formeln ausgedrückt, besagt dieses Minimalprinzip, daß für die Fehlervarianzen  $s_h^2$ , die von den Auswahlätzen  $f_h$  und den Schichtumfängen  $N_h$  abhängig sind, die folgenden Ungleichungen

$$s_1^2 + s_2^2 + s_3^2 + s_4^2 \leq e_1^2$$

$$s_5^2 + s_6^2 + s_7^2 + s_8^2 \leq e_2^2$$

$$s_1^2 + s_2^2 + s_5^2 + s_6^2 \leq e_3^2$$

$$s_3^2 + s_4^2 + s_7^2 + s_8^2 \leq e_4^2$$

$$s_1^2 + s_3^2 + s_5^2 + s_7^2 \leq e_5^2$$

$$s_2^2 + s_4^2 + s_6^2 + s_8^2 \leq e_6^2$$

unter der Nebenbedingung

$$\sum_{h=1}^8 f_h N_h = \text{Minimum}$$

gelten sollen; dabei sind  $e_h$  die nach den Richtwerten (vgl. Übersicht II.31.1, S. 442) berechneten zulässigen Standardfehler der Ergebnisse.

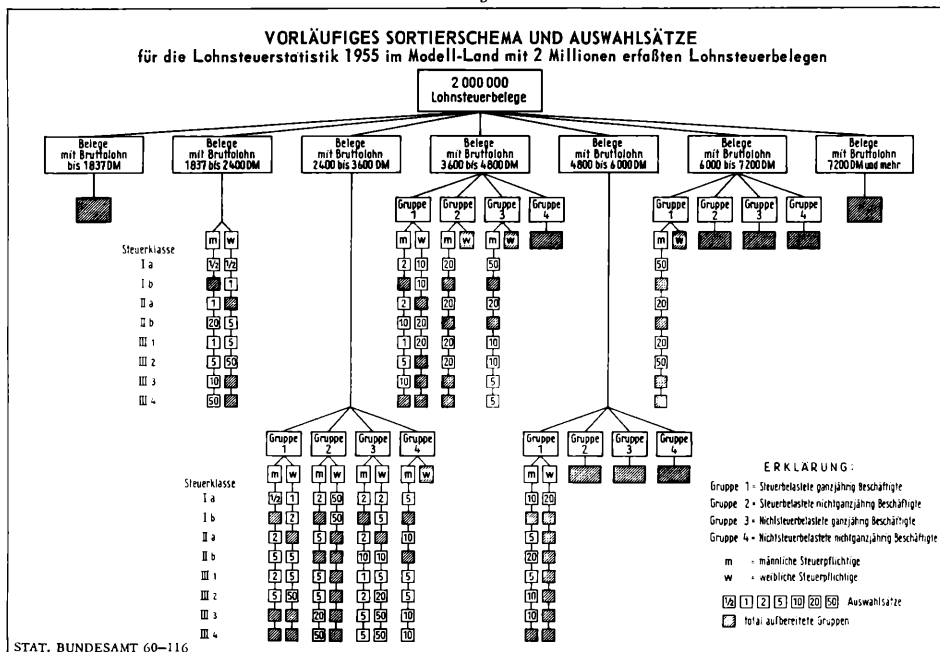
## II.31

Die Bedingungen für die optimalen Auswahlätze haben die Form eines sogenannten „nichtlinearen Programms“. Als Lösungen dieses Programms kamen nur solche Auswahlätze in Frage, die für die systematische Auswahl und für die maschinell durchgeführte freie Hochrechnung günstig waren. Unter diesen Gesichtspunkten wurde die folgende Skala von Auswahlätzen festgelegt:

$$\frac{1}{2} - 1 - 2 - 5 - 10 - 20 - 50 - 100 \text{ vH}$$

Nach dem Minimalprinzip wurden Auswahlätze für das Modell-Land mit 2 Millionen Lohnsteuerpflichtigen ermittelt; dabei wurde die grobe Schätzung für die Anzahl der Belege in den Schichten (vgl. 3.1, S. 442) zugrunde gelegt. In Abbildung II.31.2 ist das Sortierschema mit den Auswahlätzen für das Modell-Land wiedergegeben, bei dem 82 Sortiergruppen zu unterscheiden sind. In diesem Schema wurden die total aufbereiteten Sortiergruppen durch Schraffierung gekennzeichnet. Die Abbildung zeigt, daß der vorläufige Stichprobenplan darauf abgestellt war, die Belege mit Bruttolohn ab 7 200 DM total aufzubereiten.

Abbildung II.31.2



Die Auswahlätze für das Modell-Land wurden auf Bundesländer formal nach einer Zuordnungsvorschrift übertragen, die aus der Forderung abgeleitet wurde, daß die Standardfehler der Ergebnisse in den Bundesländern den Fehlern im Modell-Land entsprechen sollten.

Auf Grund der grob geschätzten Besetzungszahlen wurde für diese vorläufigen Auswahlätze der Stichprobenumfang in den Bundesländern und im Bundesgebiet ermittelt; die Ergebnisse der Überschlagsrechnung sind in Übersicht II.31.4 zusammengestellt. Die Übersicht zeigt, daß die mittleren Auswahlätze mit wachsender Größe des Landes abnehmen. Im gesamten Bundesgebiet wären danach knapp 18 vH der statistisch erfaßten Belege in die Stichprobe gefallen. Nach der zugrunde gelegten Schät-

zung der Besetzungszahlen erfüllte der entwickelte vorläufige Auswahlplan somit die Bedingung, daß höchstens 20 vH der erfaßten Belege aufbereitet werden sollten.

Übersicht II.31.4

Land	Anzahl der Lohnsteuerbelege (nach der groben Schätzung)		Mittlerer Auswahlsatz
	im Land	in der Stichprobe	vH
Schleswig-Holstein .....	710 000	180 000	25,4
Hamburg .....	700 000	175 000	25,0
Niedersachsen .....	2 140 000	370 000	17,3
Bremen .....	230 000	90 000	39,2
Nordrhein-Westfalen .....	5 410 000	780 000	14,4
Hessen .....	1 490 000	265 000	17,8
Rheinland-Pfalz .....	940 000	200 000	21,3
Baden-Württemberg .....	2 460 000	430 000	17,5
Bayern .....	2 920 000	510 000	17,5
Bundesgebiet ohne Berlin ..	17 000 000	3 000 000	17,7

**3.5** Nach Festlegung des vorläufigen Auswahlplans wurde die Frage untersucht, ob für die **Erstellung der Kreisergebnisse** eine weitere Schichtung notwendig sein würde.

Zunächst wurde die Genauigkeit der Kreisergebnisse für den Fall ermittelt, daß die Belege nicht nach der Kreiszugehörigkeit sortiert würden. Es konnte dabei vorausgesetzt werden, daß die von einem Finanzamt gelieferten Lohnsteuerbelege bei den Statistischen Landesämtern nach Lieferpaketen bearbeitet werden und daß beim Sortieren diese Reihenfolge innerhalb der sortierten Gruppen erhalten bleibt. Damit werden in einer sehr großen Zahl von Fällen die zu einem Kreis gehörenden Lohnsteuerkarten zusammenhängend hintereinander liegen oder wenigstens in einigen wenigen großen Teilen zusammenliegen. Dies trifft am besten für die Gebiete zu, in denen sich Kreise und Finanzamtsbezirke vollständig decken, was für etwa die Hälfte aller Finanzamtsbezirke der Fall ist. Das Zusammenliegen der zum gleichen Kreis gehörigen Belege bedingt eine Genauigkeitsverbesserung, die allerdings rechnerisch nicht exakt erfaßt werden kann. Einige Näherungsrechnungen zeigten, daß die Genauigkeit der Kreisergebnisse selbst unter ungünstigen Annahmen für größere Kreise im Rahmen der Richtwerte (vgl. Übersicht II.31.1, S. 442) liegt; andererseits wären für die kleineren Kreise nur die Gesamtzahl der Steuerpflichtigen und ihr Bruttolohn hinreichend genau zum Ausdruck gekommen.

Eine Verbesserung der Genauigkeit war nur durch eine Sortierung der Belege nach Kreisen zu erreichen. Wegen der relativ großen Zahl der Sortiergruppen wäre es praktisch nur sehr schwer möglich gewesen, die bei dieser Sortierung entstehenden Kreispakete in den weiteren Sortiergängen getrennt zu halten. Es wurde deswegen vorgesehen, daß die Kreispakete lediglich hintereinander gelegt und die anschließenden Sortiergänge so durchgeführt werden sollten, daß die zu einem Kreis gehörigen Belege in jeder Sortiergruppe zusammenblieben.

Trotz der Ordnung der Belege nach Kreisen wäre bei der systematischen Auswahl der Belege an jedem Kreispäckchen ein „Rundungsfehler“ wirksam geworden, weil der Umfang dieser Päckchen allgemein nicht durch den Auswahlabstand teilbar war. Diese Fehler waren zwar kleiner als bei der Auswahl ohne Sortierung nach Kreisen, sie waren jedoch für die kleineren Kreise noch immer zu groß.

Die Rundungsfehler in der Zahl der Steuerpflichtigen konnten durch Paginieren der nach Kreisen geordneten Belege jeder Sortiergruppe umgangen werden: auf Grund der Paginierung, die ohnehin zur Sicherung der Auswahl vorgesehen war (vgl. 2.6, S. 442), ließ sich die Zahl der Belege in den einzelnen Sortiergruppen und Kreisen genau (d. h. ohne Zufalls- oder Rundungsfehler) feststellen. Dagegen konnten die in den Kreistabellen vorgesehenen Bruttolohnsummen nicht auf diese Weise ermittelt werden.

## II.31

Nach den bei der Lohnsteuerstatistik 1950 gesammelten Erfahrungen war damit zu rechnen, daß der durchschnittliche Bruttolohn bei den repräsentativ erfaßten Bruttolohngruppen in den einzelnen Kreisen kaum vom Landesdurchschnitt abweichen würde. Es wurde daher vorgesehen, daß die Bruttolohnsummen in den Kreistabellen als Produkt aus der Zahl der Steuerpflichtigen und dem entsprechenden Durchschnittsbruttolohnbetrag im Lande ermittelt werden sollten. Zur Kontrolle dieser Informationsübertragung wurde eine parallele Aufbereitung der Kreisergebnisse aus der Stichprobe vorgesehen.

### 4. Endgültiger Stichprobenplan

4.1 Auf Grund der Voruntersuchungen sah der endgültige Aufbereitungsplan folgende **Anordnung** und **Schichtung** vor: Die Lohnsteuerkarten wurden zunächst nach der Kreiszugehörigkeit sortiert. Die nach Kreisen angeordneten Belege wurden dann unter Einhaltung dieser Anordnung nacheinander geschichtet, und zwar nach

- a) den 10 Bruttolohnhauptgruppen,
- b) der Art der Steuerbelastung,
- c) der Beschäftigungsdauer,
- d) dem Geschlecht und
- e) den 8 Steuerklassen.

Das endgültige Sortierschema für das Land Hessen ist in Abbildung II.31.3 dargestellt (vgl. S. 450).

4.2 Für die endgültige Festlegung der Auswahlätze wurde eine **verbesserte Schätzung der Besetzungszahlen** angewandt, die erst während der Aufbereitung aus dem ersten Bearbeitungsteil (etwa 50 vH der Belege) abgeleitet wurde. Diese Maßnahme wurde getroffen, weil die Schätzung der Besetzungszahlen, auf der die vorläufigen Auswahlätze aufgebaut waren, mangels ausreichender Unterlagen verhältnismäßig grob war. Es mußte also damit gerechnet werden, daß Schätzungsfehler die Genauigkeit der Ergebnisse beeinträchtigen würden; insbesondere bestand die Sorge, daß bei einer Unterschätzung der höheren Bruttolohngruppen der Stichprobenumfang und damit auch die Kosten der Statistik erheblich ansteigen könnten.

In allen Ländern wurde der erste Materialteil (etwa die Hälfte aller statistisch erfaßten Belege) nach den Sortiermerkmalen a, b und c (vgl. 4.1) sortiert und die Besetzung der so entstandenen Sortiergruppen festgestellt. Wegen der zu erwartenden geringen regionalen Unterschiede in der Gliederung nach Geschlecht und Steuerklassen wurde die weitere Sortierung nach den Merkmalen d und e für jede Bruttolohngruppe auf zwei oder drei Länder beschränkt und die dabei ermittelten Gliederungszahlen auf die übrigen Länder übertragen.

Die auf diese Weise aus dem ersten Materialteil gewonnenen Ergebnisse wurden auf die Gesamtheit aller statistisch erfaßten Belege umgerechnet, indem die für die einzelnen Schichten ermittelte Anzahl der Steuerpflichtigen im ersten Bearbeitungsteil mit dem Faktor

$$\frac{\text{Erwartete Gesamtzahl der statistisch erfaßten Belege}}{\text{Anzahl der Belege im ersten Materialteil}}$$

multipliziert wurde.

Ursprünglich war vorgesehen, diese Schätzung A unmittelbar für die Festlegung der Auswahlätze anzuwenden. Während der Aufbereitung stellte sich jedoch heraus, daß der Anteil der nicht ganzjährig Beschäftigten im ersten Materialteil kleiner als im zweiten Materialteil sein würde (vermutlich beantragen nicht ganzjährig Beschäftigte relativ häufiger den Lohnsteuer-Jahresausgleich bei den Finanzämtern, der eine gewisse

Übersicht II.31.5

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Anteil der nicht ganzjährig Beschäftigten im Gesamtmaterial Anteil der nicht ganzjährig Beschäftigten im 1. Materialteil
1 837 bis unter 2 400	1,2
2 400 „ „ 3 600	1,3
3 600 „ „ 4 800	1,75
4 800 „ „ 12 000	2,0

Verzögerung der Weitergabe dieser Lohnsteuerkarten an die Statistischen Landesämter bedingt). Auf Grund von statistischen Unterlagen aus Niedersachsen wurden die in Übersicht II.31.5 genannten Verhältniszahlen für die Vergrößerung des Anteils der nicht ganzjährig Beschäftigten geschätzt.

Auf Grund dieser Verhältniszahlen wurde die in Schätzung A ermittelte Anzahl der nicht ganzjährig Beschäftigten erhöht und die Anzahl der ganzjährig Beschäftigten entsprechend verkleinert; die so modifizierte Schätzung der Besetzungszahlen — im folgenden Schätzung B genannt — wurde bei der endgültigen Festlegung der Auswahlsätze zugrunde gelegt.

4.3 Die endgültigen Auswahlsätze für Schichten mit Bruttolohn über 1 837 DM wurden nach der in der Übersicht II.31.6 dargestellten Zuordnungsvorschrift bestimmt; diese Tabelle ist aus dem vorläufigen Stichprobenplan für das Modell-Land abgeleitet worden und wurde für alle Bundesländer angewandt.

Übersicht II.31.6

A. Bruttolohnhauptgruppen mit Aufteilung in Untergruppen

Auswahlsatz in vH	Gesamtzahl der Steuerpflichtigen einer Schicht		
	Bruttolohnhauptgruppe 2 400 bis unter 3 600 DM	Bruttolohnhauptgruppe 3 600 bis unter 4 800 DM	Bruttolohnhauptgruppen 4 800 bis unter 6 000 DM 6 000 bis unter 7 200 DM
100	unter 400	unter 600	unter 2 000
50	400 bis unter 1 500	600 bis unter 3 000	2 000 bis unter 10 000
20	1 500 „ „ 4 000	3 000 „ „ 8 000	10 000 „ „ 30 000
10	4 000 „ „ 7 000	8 000 „ „ 16 000	30 000 „ „ 60 000
5	7 000 „ „ 15 000	16 000 „ „ 40 000	60 000 „ „ 150 000
2	15 000 „ „ 30 000	40 000 „ „ 100 000	150 000 und mehr
1	30 000 „ „ 55 000	100 000 und mehr	
½	55 000 und mehr		

B. Bruttolohnhauptgruppen ohne Aufteilung in Untergruppen von 600 DM Breite

Auswahlsatz in vH	Gesamtzahl der Steuerpflichtigen einer Schicht		
	Bruttolohnhauptgruppe 1 837 bis unter 2 400 DM	Bruttolohnhauptgruppe 7 200 bis unter 8 400 DM	Bruttolohnhauptgruppe 9 600 bis unter 12 000 DM
100	unter 200	unter 400	unter 600
50	200 bis unter 700	400 bis unter 1 500	600 bis unter 3 000
20	700 „ „ 1 600	1 500 „ „ 4 000	3 000 „ „ 8 000
10	1 600 „ „ 3 500	4 000 „ „ 7 000	8 000 „ „ 16 000
5	3 500 „ „ 7 500	7 000 „ „ 15 000	16 000 „ „ 40 000
2	7 500 „ „ 15 000	15 000 „ „ 30 000	40 000 „ „ 100 000
1	15 000 „ „ 30 000	30 000 „ „ 55 000	100 000 und mehr
½	30 000 und mehr	55 000 und mehr	

Die Zuordnungsvorschrift für die Auswahlsätze ist entsprechend den unterschiedlichen Genauigkeitsanforderungen nach Bruttolohnhauptgruppen unterteilt worden. Dabei wurden die Hauptgruppen mit Aufteilung in Untergruppen von den Haupt-

## II.31

gruppen ohne Aufteilung abgesondert, weil im ersten Fall die Zufallsfehler aus zwei Fehlerkomponenten, nämlich der Untergruppenkomponente und der Materialkomponente, zusammengesetzt sind, während im zweiten Fall die relativ große Untergruppenkomponente entfällt und daher die verlangte Genauigkeit mit relativ kleineren Auswahl­sätzen erreicht werden kann.

Übersicht II.31.7

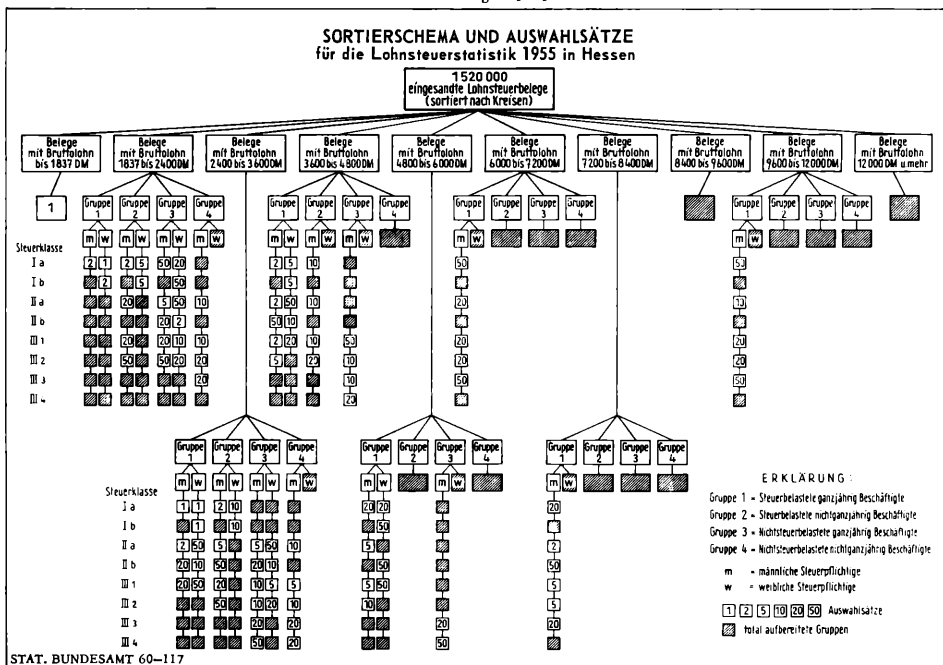

Land	Auswahlsatz für Belege unter 1837 DM in vH
Schleswig-Holstein .	2
Hamburg .....	2
Niedersachsen .....	1
Bremen .....	5
Nordrhein-Westfalen	½
Hessen .....	½
Rheinland-Pfalz ...	1
Baden-Württemberg	½
Bayern .....	½
Berlin (West) .....	2

Für die Belege mit Bruttolohn bis unter 1837 DM wurden die in Übersicht II.31.7 genannten Mindestauswahlsätze festgelegt.

**4.4 Das Sortierschema für das Land Hessen**  
mit den Auswahl­sätzen in den Sortiergruppen  
wird in Abbildung II.31.3 wiedergegeben. In  
diesem Schema sind die total aufbereiteten  
Gruppen wieder durch Schraffierung gekenn-  
zeichnet.

Der Vergleich mit dem Sortierschema nach dem vorläufigen Stichprobenplan (Abbildung II.31.2, S. 446) zeigt, daß der endgültige Plan für einige Gruppen mit Bruttolohn zwischen 7200 und 12000 DM noch eine repräsentative Aufbereitung und generell erst ab 12000 DM Bruttolohn eine Totalaufbereitung vorsieht. Dadurch hat sich (vgl. Übersicht II.31.8, S. 451) die Zahl der zu unterscheidenden Sortiergruppen erhöht, z. B. in Hessen von 82 auf 100. Diese Änderung, die keine wesentlichen Mehrkosten verursachte, ermöglichte es andererseits, den Gesamtumfang der Stichprobe und damit die Aufbereitungskosten — vor allem in den größeren Ländern — erheblich zu verkleinern.

Abbildung II.31.3





Übersicht II.31.8

Land	Schätzung B nach 1. Materialteil			Zahl der zu unter- scheidenden Sortiergruppen im endgültigen Sortierschema	Schätzung für Voruntersuchung		
	Anzahl der Belege		Mittlerer Auswahl- satz		Anzahl der Belege		Mittlerer Auswahl- satz
	ins- gesamt	darunter in der Stich- probe			ins- gesamt	darunter in der Stich- probe	
	1000		vH		1000		vH
Schleswig-Holstein .....	710	150	21,1	81	710	180	25,4
Niedersachsen .....	1 920	270	14,1	112	2 140	370	17,3
Nordrhein-Westfalen .....	5 410	520	9,6	160	5 410	780	14,4
Hessen .....	1 520	230	15,1	100	1 490	265	17,8
Rheinland-Pfalz .....	940	190	20,2	93	940	200	21,3
Baden-Württemberg .....	2 730	320	11,7	160	2 460	430	17,5
Bayern .....	2 570	270	10,5	140	2 920	510	17,5
Zusammen .....	15 800	1 950	12,3	—	16 070	2 735	17,0

In den Stadt-Staaten Hamburg, Bremen und Berlin (West) wurde eine Totalaufbereitung der Lohnsteuerkarten durchgeführt; sie sind deshalb in Übersicht II.31.8 nicht mitaufgeführt.

### 5. Durchführung des Stichprobenplans

5.1 Die Schätzung der Besetzungszahlen in den Schichten war die Grundlage für die Festlegung der Auswahlsätze und beeinflusste daher weitgehend auch die Genauigkeit der Ergebnisse der Lohnsteuerstatistik. Aus diesem Grunde wurde die **Güte der geschätzten Besetzungszahlen** im einzelnen untersucht.

Übersicht II.31.9 zeigt, daß die Gesamtzahl der statistisch erfaßten Lohnsteuerpflichtigen verhältnismäßig genau geschätzt wurde.

Übersicht II.31.9

Land	Statistisch erfaßte Lohnsteuerpflichtige in 1000		
	Schätzung für Voruntersuchung	Schätzung nach 1. Materialteil	Ergebnis der Statistik
Schleswig-Holstein ....	710	710	726
Hamburg .....	(700)	(700)	(745)
Niedersachsen .....	2 140	1 920	1 880
Bremen .....	(230)	(230)	(235)
Nordrhein-Westfalen ..	5 410	5 410	5 054
Hessen .....	1 490	1 520	1 533
Rheinland-Pfalz .....	940	940	879
Baden-Württemberg .....	2 460	2 730	2 623
Bayern .....	2 920	2 570	2 602
Bundesgebiet ohne Berlin	17 000	16 730	16 277
Bundesgebiet ohne Ham- burg, Bremen und Berlin .....	16 070	15 800	15 297

Die Schätzung der Bruttolohnverteilung und die für das Bundesgebiet statistisch ermittelte Verteilung der Lohnsteuerpflichtigen auf die Bruttolohngruppen sind in Übersicht II.31.10 gegenübergestellt. Bei dem Vergleich dieser Lohnschichtung ist zu beachten, daß die für die Voruntersuchungen angewandte Schätzung im Modell-Land auf

## II.31

das Bundesgebiet ohne Berlin abgestellt worden ist; dagegen bezieht sich die Schätzung aus dem ersten Materialteil nur auf die sieben Länder, in denen die Lohnsteuerstatistik 1955 repräsentativ aufbereitet worden ist, d. h. auf das Bundesgebiet ohne Hamburg, Bremen und Berlin.

Übersicht II.31.10

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Anteil der Lohnsteuerpflichtigen in vH			
	Schätzung für Voruntersuchung	Schätzung nach 1. Materialteil Bundesgebiet ohne Hamburg, Bremen und Berlin	Ergebnis der Statistik Bundesgebiet ohne Berlin	
			ohne Hamburg und Bremen	mit Hamburg und Bremen
	1	2	3	4
unter 1 837	12,5	19,5	20,0	20,0
1 837 bis 2 400	14,5	7,4	7,5	7,5
2 400 „ 3 600	25,5	18,1	18,8	18,5
3 600 „ 4 800	23,0	21,0	21,2	21,1
4 800 „ 6 000	13,0	16,9	16,2	16,3
6 000 „ 7 200	5,5	8,1	7,7	7,8
7 200 und mehr	6,0	9,0	8,6	8,8
Zusammen	100	100	100	100

Der Vergleich der Spalten 1 und 4 in Übersicht II.31.10 zeigt, daß die grobe Schätzung für das Modell-Land verhältnismäßig stark von den Ergebnissen der Statistik abweicht. Das gilt insbesondere für die Steuerpflichtigen mit Bruttolohn unter 1 837 DM. Diese Abweichung war zu erwarten, weil bei der groben Schätzung für das Modell-Land mangels geeigneter Unterlagen für alle Gruppen von Lohnsteuerpflichtigen (vgl. Übersicht II.31.2, S. 443) ein einheitlicher Bruttolohnzuwachs von 40 vH zugrunde gelegt worden ist. Bei einigen Gruppen (z. B. bei den nicht ganzjährig Beschäftigten) war diese Zuwachsrate überhöht.

Das grobe Schätzverfahren hat dagegen zu verhältnismäßig guten Näherungswerten bei den Gruppen geführt, für die der Zuwachs etwa der Annahme entsprach. Das gilt (vgl. Übersicht II.31.11, Spalte 1 und 4) z. B. für die ganzjährig beschäftigten Steuerbelasteten.

Übersicht II.31.11

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Anteil der ganzjährig beschäftigten Steuerbelasteten in vH			
	Schätzung für Voruntersuchung	Schätzung nach 1. Materialteil Bundesgebiet ohne Hamburg, Bremen und Berlin	Ergebnis der Statistik Bundesgebiet ohne Berlin	
			ohne Hamburg und Bremen	mit Hamburg und Bremen
	1	2	3	4
1 837 bis unter 2 400	4,8	6,3	6,2	6,3
2 400 „ 3 600	20,3	18,8	18,7	18,9
3 600 „ 4 800	32,8	27,4	27,1	27,3
4 800 „ 6 000	21,3	24,5	23,5	23,2
6 000 „ 7 200	9,7	12,5	11,8	11,7
7 200 „ 12 000	11,1	10,5	12,7	12,6
Zusammen	100	100	100	100

Anmerkung: Die Lohnsteuerstatistik 1955 sieht nur für Steuerpflichtige mit 1 837 DM und mehr Bruttolohn eine tiefere sachliche Untergliederung vor; Übersicht II.31.11 mußte daher — ebenso wie die folgenden Tabellen — auf diese Steuerpflichtigen beschränkt werden.

Daraus folgt, daß das in Ziffer 3.1 (S. 442) beschriebene Verfahren zur Fortschreibung der Lohnpyramide verhältnismäßig gut arbeitet, wenn die Annahmen über den Bruttolohnzuwachs wenigstens annähernd zutreffen.

Die Schätzung der Lohnschichtung nach dem ersten Materialteil hat — wie Übersicht II.31.12 zeigt — für alle Gruppen von Steuerpflichtigen gute bis sehr gute Näherungen ergeben.

Übersicht II.31.12

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Steuerbelastete				Nichtsteuerbelastete			
	ganzjährig Beschäftigte		nicht ganzjährig Beschäftigte		ganzjährig Beschäftigte		nicht ganzjährig Beschäftigte	
	1000	vH	1000	vH	1000	vH	1000	vH
Schätzung B aus dem 1. Materialteil								
unter 1 837	—	—	—	—	—	—	—	—
1 837 bis „ 2 400	599,5	6,2	216,5	22,1	247,8	18,5	99,9	27,1
2 400 „ „ 3 600	1 796,2	18,6	385,5	39,4	454,2	33,9	202,9	55,1
3 600 „ „ 4 800	2 632,5	27,1	267,2	27,3	346,6	25,8	55,1	15,0
4 800 „ „ 6 000	2 349,8	24,3	79,9	8,2	218,5	16,3	7,9	2,2
6 000 „ „ 7 200	1 193,1	12,3	21,3	2,2	54,5	4,1	1,9	0,5
7 200 „ „ 8 400	529,8	5,5	5,1	0,5	12,5	0,9	0,2	0,1
8 400 „ „ 9 600	287,7	3,0	2,1	0,2	3,0	0,2	0,1	0,0
9 600 „ „ 12 000	286,8	3,0	1,3	0,1	3,8	0,3	0,1	0,0
12 000 und mehr .....	—	—	—	—	—	—	—	—
Zusammen .....	9 675,4	100	978,9	100	1 340,9	100	368,1	100
Ergebnis der Statistik								
unter 1 837	—	—	—	—	—	—	—	—
1 837 bis „ 2 400	591,5	6,4	222,5	21,3	238,2	18,1	102,6	26,6
2 400 „ „ 3 600	1 777,3	19,2	410,7	39,3	467,7	35,5	213,9	55,4
3 600 „ „ 4 800	2 563,9	27,7	284,7	27,2	344,6	26,1	60,5	15,7
4 800 „ „ 6 000	2 178,7	23,6	94,2	9,0	199,4	15,1	7,7	2,0
6 000 „ „ 7 200	1 096,2	11,9	22,7	2,2	51,8	3,9	0,9	0,2
7 200 „ „ 8 400	494,3	5,3	6,3	0,6	11,8	0,9	0,3	0,1
8 400 „ „ 9 600	269,1	2,9	2,3	0,2	3,3	0,2	0,1	0,0
9 600 „ „ 12 000	277,7	3,0	1,5	0,1	1,7	0,1	0,0	0,0
12 000 und mehr .....	—	—	—	—	—	—	—	—
Zusammen .....	9 248,7	100	1 044,9	100	1 318,5	100	386,0	100

Die Abweichungen dieser Schätzung von den Endergebnissen scheinen systematischer Art zu sein: In den mittleren Bruttolohngruppen ist die Anzahl der Steuerpflichtigen etwas überschätzt, in den übrigen Bruttolohngruppen etwas unterschätzt worden. Das wird vermutlich daran liegen, daß die Steuerpflichtigen dieser Lohngruppen verstärkt den Lohnsteuer-Jahresausgleich bei den Finanzämtern beantragt haben und dadurch in der ersten Materialhälfte etwas schwächer vertreten waren.

Die Schätzungen für die Gliederung nach der Beschäftigungsdauer waren besonders schwierig: Die bei der Schätzung im Modell-Land zugrunde gelegte Übertragung der Gliederungszahlen von 1950 auf 1955 hat zu stark überhöhten Zahlen für die nicht ganzjährig Beschäftigten geführt, weil dabei die starke wirtschaftliche Entwicklung in diesen fünf Jahren nicht berücksichtigt werden konnte.

Im Laufe der Aufbereitung zeigte sich bereits, daß im ersten Materialteil relativ weniger nicht ganzjährig Beschäftigte als im zweiten Materialteil enthalten waren. Aus diesem Grunde wurde die zunächst vorgesehene direkte Hochrechnung des ersten Materialteils auf die Gesamtheit (Schätzung A) modifiziert (vgl. 4.2, S. 448), indem die Anzahl der nicht ganzjährig Beschäftigten auf Kosten der Zahl ganzjährig Beschäftigter vergrößert wurde (Schätzung B). In der Übersicht II.31.13 sind die dabei angewandten Vergrößerungsfaktoren und die aus den Ergebnissen der Statistik für die Länder Niedersachsen und Hessen abgeleiteten Verhältniszahlen zusammengestellt.

II.31

Übersicht II.31.13

Bruttolohn- hauptgruppe in DM	Anteil der nicht ganzj. Beschäftigten in der erfaßten Gesamtheit		
	Anteil der nicht ganzj. Beschäftigten im 1. Materialteil		
	Nach Ansatz für Schätzung B	Niedersachsen	Hessen
1 837 bis unter 2 400	1,2	1,4	1,3
2 400 „ „ 3 600	1,3	1,3	1,2
3 600 „ „ 4 800	1,75	1,5	1,5
4 800 „ „ 6 000	2,0	3,7	4,6
6 000 „ „ 7 200	(2,0)	3,4	4,8
7 200 „ „ 8 400	(2,0)	2,3	2,9
8 400 „ „ 9 600	(2,0)	3,0	3,0
9 600 „ „ 12 000	(2,0)	1,6	2,0
Zusammen . . . . .	1,4	1,9	1,8

Der Vergleich zeigt, daß der aus niedersächsischen Unterlagen hergeleitete Ansatz zwar grundsätzlich richtig ist, daß er aber das Ausmaß der systematischen Unterschiede des Materialteils noch unterschätzt hat: Der Anteil der nicht ganzjährig Beschäftigten in der erfaßten Gesamtheit war bei beiden Ländern im Durchschnitt fast doppelt so hoch wie im ersten Materialteil; bei der Schätzung B wurde dagegen der Anteil in der ersten Hälfte um durchschnittlich 40 vH erhöht. Die systematischen Abweichungen in den Bruttolohngruppen verlaufen in beiden Ländern nahezu gleichartig.

Die Schätzung der Gliederung nach der Art der Steuerbelastung im Modell-Land war mangels geeigneter Unterlagen ebenfalls verhältnismäßig grob. Dagegen konnte diese Gliederung aus dem ersten Materialteil ziemlich genau geschätzt werden. In Übersicht II.31.14 sind die Gliederungszahlen für das Land Hessen zusammengestellt. Die Ergebnisse von Hessen kommen dem Bundesdurchschnitt sehr nahe; bei den folgenden Vergleichen wird daher das Material dieses Landes zugrunde gelegt.

Übersicht II.31.14

Gruppe von Steuerpflichtigen	Anteile der Gruppe von Steuerpflichtigen an der Gesamtzahl der Steuerpflichtigen in vH		
	Schätzung für Vorunter- suchung	Schätzung aus 1. Materialteil (Hessen, Bruttolohn bis unter 7 200 DM)	Ergebnis der Statistik
Steuerbelastete . . . . .	66,4	85,0	84,2
Nichtsteuerbelastete . . . . .	33,6	15,0	15,8
männliche Steuerpflichtige . .	75,2	70,1	72,7
weibliche Steuerpflichtige . .	24,8	29,9	27,3
Steuerpflichtige in			
Steuerklasse I a . . . . .	25,4	30,3	26,9
I b . . . . .	7,9	7,9	7,6
II a . . . . .	18,8	20,4	22,1
II b . . . . .	3,7	5,2	5,4
III/1 . . . . .	20,0	19,5	20,8
III/2 . . . . .	12,8	11,4	11,8
III/3 . . . . .	6,5	3,8	3,8
III/4 . . . . .	4,9	1,5	1,6
Zusammen . . . . .	100	100	100

Die Gliederungen der Steuerpflichtigen nach dem Geschlecht und den Steuerklassen wurden — wie Übersicht II.31.14 zeigt — von beiden Schätzungen im wesentlichen zufriedenstellend erfaßt. Die Abweichungen der Schätzung für das Modell-Land sind größtenteils auf die neue Abgrenzung der Steuerklassen zurückzuführen.

Der praktische Wert der drei Verfahren zur Schätzung der Besetzungszahlen in den Schichten läßt sich am besten anhand der Auswahlsätze vergleichen, die sich auf

Grund der geschätzten Besetzungszahlen nach dem Zuordnungsschema (Übersicht II.31.6, S. 449) für die Schichten ergeben. Sie werden mit den Soll-Auswahlsätzen verglichen, die nach den Ergebnissen der Statistik festgelegt worden wären. Bei diesem Vergleich wird jeweils festgestellt, ob die Auswahlsätze übereinstimmen oder um wieviele Stufen sie voneinander abweichen (vgl. 3.4, S. 446). Dabei könnte sich z. B. für eine Schicht in der Bruttolohngruppe von 2400 bis unter 3600 DM das in Übersicht II.31.15 gezeigte Bild ergeben.

Übersicht II.31.15

Schätzverfahren	Angenommene Besetzungszahl der Schicht	Auswahlsatz in vH nach dem Zuordnungsschema	Abweichung des Auswahlsatzes vom Soll-Wert um ... Stufen
Schätzung Modell-Land.	1 400	50	2
Schätzung A .....	7 100	5	1
Schätzung B .....	4 800	10	0
Ergebnis der Statistik ..	4 200	10	—

Eine Abweichung der Auswahlsätze vom Soll-Wert bedingt eine Verkleinerung oder eine Vergrößerung des Standardfehlers, je nachdem, ob der festgelegte Auswahlsatz größer oder kleiner als der Soll-Wert ist. Bei einem um eine Stufe überhöhten Auswahl-satz ist der relative Standardfehler in der Schicht um 30 bis 40 vH herabgesetzt; andererseits wird bei einem um eine Stufe zu niedrigen Auswahlsatz der Standardfehler in der betreffenden Schicht um 40 bis 60 vH erhöht. In Übersicht II.31.16 werden „Abweichungsgrade“ als Maß für die Abweichungen definiert. Die mit Grad 1 bezeichneten Abweichungen sind verhältnismäßig harmlos, weil in den Ergebnissen der Statistik stets mehrere Schichten zu einem Tabellenfeld beitragen, so daß sich die Abweichungen meist nur zu einem Bruchteil auf die Genauigkeit der Ergebnisse auswirken. Dagegen können Abweichungen höheren Grades die Ergebnisgenauigkeit stark beeinträchtigen.

Übersicht II.31.16

Abweichungs-grad	Abweichung des Auswahlsatzes vom Soll-Wert um ... Stufen
0	0 (d. h. Übereinstimmung)
1	1
2	2
3	3 und mehr

In der Übersicht II.31.17 wird am Material von Hessen für jede der drei betrachteten Schätzungen die Anzahl der Schichten nach Abweichungsgraden und nach Bruttolohngruppen gegliedert.

Übersicht II.31.17

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Anzahl der Schichten mit Abweichungsgrad ... in											
	Schätzung für Voruntersuchung				Schätzung A				Schätzung B			
	0	1	2	3	0	1	2	3	0	1	2	3
1 837 bis unter 2 400	23	14	14	13	55	9	—	—	52	12	—	—
2 400 „ „ 3 600	34	19	4	7	51	13	—	—	53	11	—	—
3 600 „ „ 4 800	42	20	—	2	56	8	—	—	54	10	—	—
4 800 „ „ 6 000	56	7	1	—	62	1	1	—	61	2	1	—
6 000 „ „ 7 200	63	1	—	—	62	2	—	—	64	—	—	—
7 200 „ „ 8 400	58	5	1	—	60	2	2	—	63	1	—	—
Zusammen .....	276	66	20	22	346	35	3	—	347	36	1	—

Die Übersicht zeigt, daß Schätzung B etwas besser ist als Schätzung A, vor allem aber, daß die Schätzungen A und B der Schätzung für die Voruntersuchung wesentlich überlegen sind. Diese Schätzung hätte bei 22 Schichten zu Abweichungen dritten

II.31

Grades und damit teilweise zu großen Ungenauigkeiten geführt. Die Schätzung der Besetzungszahlen aus dem ersten Materialteil, die keinen wesentlichen Mehraufwand erfordert hat, ermöglicht somit eine wesentliche Verbesserung der Statistik. Dieses Verfahren sollte also stets anstelle eines Fortschreibungsverfahrens angewandt werden, wenn Besetzungszahlen in einer tief gegliederten Gesamtheit zu schätzen sind.

5.2 Ein weiterer Maßstab zur Beurteilung der Schätzverfahren ist der Stichprobenumfang. In Übersicht II.31.18 wird der aus den geschätzten Besetzungszahlen und den danach festgelegten Auswahlätzen ermittelte Soll-Stichprobenumfang dem Ist-Stichprobenumfang gegenübergestellt, der sich aus den tatsächlichen Besetzungszahlen und den auf Grund der Schätzung B festgelegten Auswahlätzen ergibt.

Übersicht II.31.18

Bruttolohn- hauptgruppe in DM	Umfang der Gesamtheit in 1000			Stichprobenumfang in 1000		
	nach Schätzung für Vorunter- suchung	nach Schätzung B	nach Ergebnis der Statistik in Hessen	Soll-Wert		Ist-Wert
				nach Schätzung für Vorunter- suchung	nach Schätzung B	
1 837 bis unter 2 400	223,3	103,3	107,1	12,1	11,9	11,9
2 400 „ „ 3 600	392,7	277,3	279,3	21,2	21,1	20,9
3 600 „ „ 4 800	355,9	345,1	339,2	33,5	37,9	32,6
4 800 „ „ 6 000	208,8	247,1	249,7	47,2	44,0	46,9
6 000 „ „ 7 200	77,8	97,8	105,9	25,4	35,8	42,3
Zusammen	1 258,5	1 070,6	1 081,2	139,4	150,7	154,6

Die Übersicht zeigt, daß bei der Schätzung B auf Grund des ersten Materialteils der angestrebte Soll-Stichprobenumfang recht genau mit dem Ist-Stichprobenumfang, d. h. der Zahl der tatsächlich aufbereiteten Belege, übereinstimmt. Das angewandte Schätzverfahren aus dem ersten Materialteil hat also die Erwartungen voll erfüllt. Dagegen hätte sich der Soll-Wert bei der Schätzung für die Voruntersuchung stärker von dem Ist-Wert unterschieden.

5.3 Die Grundwerte für die Fehlerrechnung, d. h. die Varianzen und Kovarianzen der aufbereiteten Merkmale, wurden aus den Einzelangaben derjenigen Lohnsteuerkarten ermittelt, die im Regierungsbezirk Darmstadt ausgegeben und durch die Stichprobe erfaßt wurden. Diese Beschränkung auf einen Materialteil ermöglichte es, ausreichend genaue Grundwerte mit verhältnismäßig geringen Kosten zu berechnen. Die für die Fehlerrechnung benötigten Varianzen und Kovarianzen wurden mit Hilfe eines IBM-Rechenlochers (Typ 604) aus den Lochkarten für die Stichprobenfälle ermittelt.

Für die steuerbelasteten ganzjährig beschäftigten männlichen Steuerpflichtigen in Steuerklasse Ia haben sich die in Übersicht II.31.19 (S. 457) zusammengestellten Variationskoeffizienten ergeben. Zum Vergleich sind die bei der Stichprobenplanung zugrunde gelegten groben Schätzungen mit aufgeführt.

In Übersicht II.31.20 (S. 457) wird die Anzahl der repräsentativ erfaßten Schichten angegeben, in denen die errechneten Variationskoeffizienten in bestimmte Wertklassen fallen. Sie zeigt, daß die Variationskoeffizienten für den Bruttolohn in den Bruttolohngruppen ziemlich eng um die grob geschätzten Werte (vgl. Übersicht II.31.19) gruppiert sind; die entsprechenden Klassen sind durch Kursivdruck kenntlich gemacht. Die Variationskoeffizienten der übrigen Merkmale streuen stärker, lassen aber dennoch deutliche Unterschiede zwischen den Bruttolohngruppen erkennen.

Übersicht II.31.19

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Variationskoeffizient in vH						
	Bruttolohn		Lohnsteuer		Lohn- steuer Brutto- lohn	Lohn- steuer- jahres- ausgleich	Steuer- freier Abzugs- betrag
	er- rechnet	ge- schätzt <sup>1)</sup>	er- rechnet	ge- schätzt <sup>2)</sup>	er- rechnet	er- rechnet	er- rechnet
1 837 bis unter 2 400	8,0	7,7	82,2	77,0	75,8	93,2	34,8
2 400 „ „ 3 600	10,5	11,6	38,3	116,0	31,4	98,7	69,6
3 600 „ „ 4 800	8,1	8,3	25,7	83,0	20,5	150,8	77,0
4 800 „ „ 6 000	6,3	6,4	20,2	64,0	17,3	141,6	73,3
6 000 „ „ 7 200	5,1	5,2	19,0	52,0	17,3	137,9	88,1
7 200 „ „ 8 400	4,4	4,4	18,8	44,0	17,3	142,6	95,4
9 600 „ „ 12 000	7,0	6,4	18,0	64,0	14,2	121,3	75,6

<sup>1)</sup> Unter Annahme einer Rechteckverteilung. — <sup>2)</sup> Zehnfaches des Variationskoeffizienten für den Brutto-  
lohn.

Übersicht II.31.20

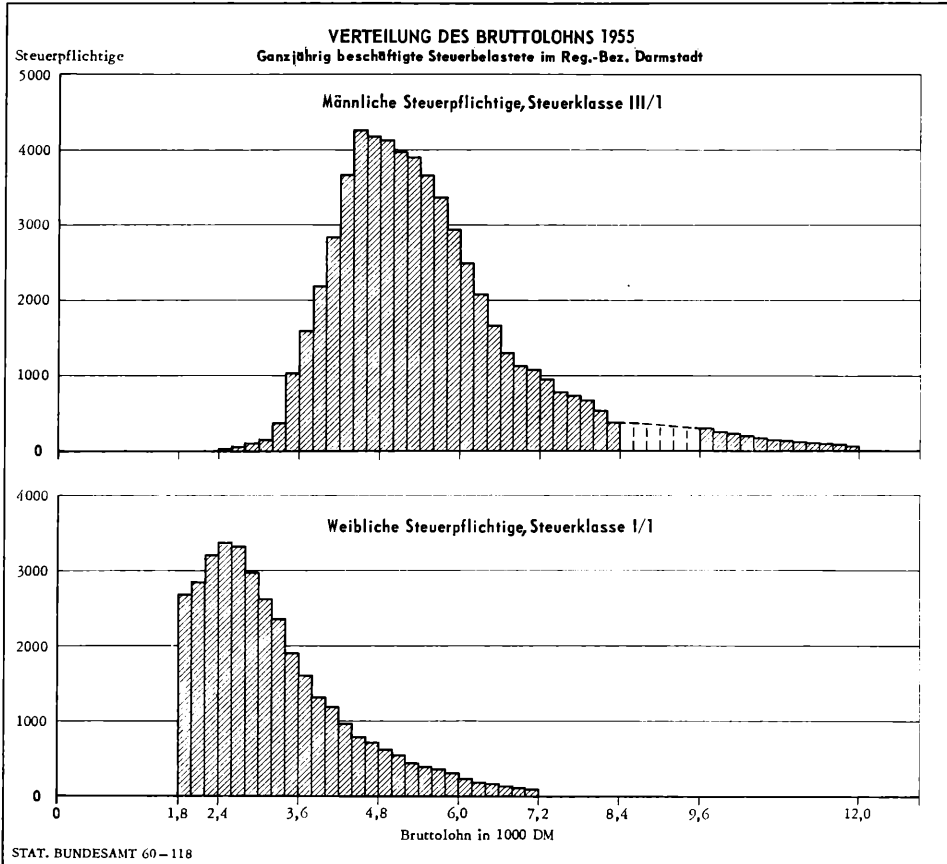
Variationskoeffizient	Anzahl der repräsentativ erfaßten Schichten in der Bruttolohnhauptgruppe von .... bis unter .... DM						
	1 837 bis unter 2 400	2 400 bis unter 3 600	3 600 bis unter 4 800	4 800 bis unter 6 000	6 000 bis unter 7 200	7 200 bis unter 9 600	9 600 bis unter 12 000
Bruttolohn							
4 bis unter 5 vH .....	—	—	—	—	—	5	—
5 „ „ 6 „ .....	—	—	1	—	6	1	—
6 „ „ 7 „ .....	3	1	—	10	—	—	4
7 „ „ 8 „ .....	14	4	9	—	—	—	1
8 „ „ 9 „ .....	7	1	8	—	—	—	—
9 „ „ 10 „ .....	—	3	—	—	—	—	—
10 „ „ 11 „ .....	—	12	—	—	—	—	—
11 „ „ 12 „ .....	—	10	—	—	—	—	—
Zusammen .....	24	31	18	10	6	6	5
Lohnsteuer							
unter 20 vH .....	—	—	—	1	2	1	1
20 bis 40 „ .....	—	1	6	5	3	4	4
40 „ „ 60 „ .....	—	5	4	2	—	1	—
60 „ „ 80 „ .....	2	3	2	—	—	—	—
80 „ „ 100 „ .....	4	2	1	—	1	—	—
100 „ „ 120 „ .....	3	1	—	—	—	—	—
120 „ „ 140 „ .....	—	1	1	—	—	—	—
140 „ „ 160 „ .....	—	3	—	—	—	—	—
Zusammen <sup>1)</sup> .....	9	16	14	8	6	6	5
Lohnsteuer-Jahresausgleich							
40 bis unter 60 vH .....	8	9	4	—	—	—	—
60 „ „ 80 „ .....	5	5	—	—	—	—	—
80 „ „ 100 „ .....	7	6	2	—	—	—	—
100 „ „ 120 „ .....	2	4	2	3	1	1	—
120 „ „ 140 „ .....	—	3	5	—	4	3	2
140 „ „ 160 „ .....	—	2	1	4	1	1	3
160 und mehr .....	2	2	4	3	—	1	—
Zusammen .....	24	31	18	10	6	6	5
Steuerpflichtiger Abzugsbetrag							
unter 20 vH .....	9	1	—	—	—	—	—
20 bis 40 „ .....	6	10	1	—	—	—	—
40 „ „ 60 „ .....	8	12	10	6	1	—	—
60 „ „ 80 „ .....	1	7	7	3	4	4	4
80 und mehr .....	—	1	—	1	1	2	1
Zusammen .....	24	31	18	10	6	6	5

<sup>1)</sup> Schichten mit steuerbelasteten Steuerpflichtigen.

## II.31

Aus den Stichprobenfällen im Reg.-Bez. Darmstadt wurden für einige Gruppen von Steuerpflichtigen die Häufigkeitsverteilungen des Bruttolohnes und der Lohnsteuer ermittelt. Die Abbildung II.31.4 zeigt, daß die Verteilung des Bruttolohnes verhältnismäßig glatt ist und einen ausgeprägten Gipfelpunkt aufweist.

Abbildung II. 31. 4



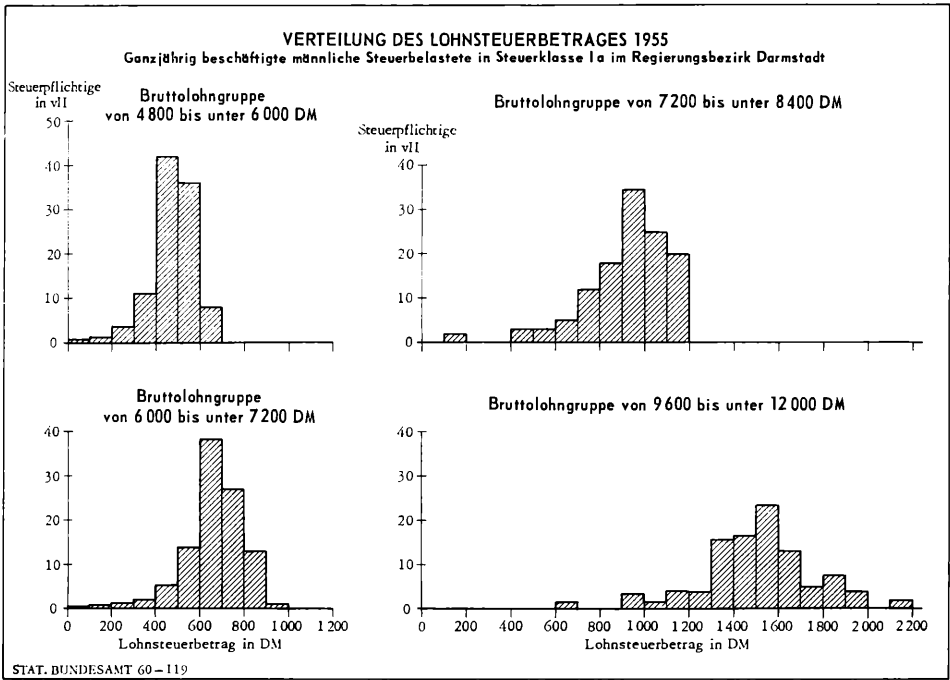
Die Verteilungen des Lohnsteuerbetrages, die in der Abbildung II.31.5 (S. 459) dargestellt sind, zeigen in den höheren Bruttolohngruppen eine größere Streuung um einen größeren Mittelwert; in der Form sind sich diese Verteilungen verhältnismäßig ähnlich.

**5.4 Die Fehlerrechnung zu den Ergebnissen der Statistik** wurde auf das Land Hessen beschränkt. Die ermittelten Fehler gelten jedoch näherungsweise auch für die repräsentativ erstellten Ergebnisse der übrigen Länder, weil die Auswahlsätze nach einem einheitlichen Zuordnungsschema (vgl. Übersicht II.31.6, S. 449) so festgelegt worden sind, daß in allen Ländern die Ergebnisgenauigkeit etwa gleich ist.

Bei der Fehlerrechnung für die Landesergebnisse müssen Tabellenfelder in Bruttolohnhauptgruppen, die aus ganzen Schichten zusammengesetzt sind, und Felder in Bruttolohnuntergruppen unterschieden werden, weil der Zufallsfehler in Untergruppenfeldern aus zwei Komponenten aufgebaut ist: der Materialstreuung und der Untergruppenstreuung (vgl. I.3.4.1, S. 101). In den Hauptgruppen fällt dagegen die Unter-



Abbildung II.31.5



gruppen-Komponente weg. Der Unterschied wird in der Übersicht II.31.21 gezeigt, in der für Hessen die Standardfehler eines Ausschnittes aus Tabelle B 1 (Steuerbelastete in Steuerklasse Ia) zusammengestellt sind. Die Übersicht zeigt, daß die Standardfehler in den Untergruppen größer als in den Hauptgruppen sind und daß die Fehler regelmäßig im Rahmen der Richtwerte liegen. Die Zahl der Steuerpflichtigen in den Hauptgruppen konnte infolge der starken Vorsortierung des Materials und der Paginierung der Belege innerhalb der Schichten ohne Zufallsfehler ermittelt werden.

Übersicht II.31.21

Bruttolohngruppe in DM	Relative Standardfehler in vH (Steuerbelastete in Steuerklasse Ia, Hessen)			Richtwert für Standardfehler <sup>1)</sup> in vH
	Steuerpflichtige	Bruttolohn	Lohnsteuer	
1 837 bis unter 2 400	0	0,3	2,9	6
2 400 „ „ 3 000	2,9 } 0	2,9 } 0,3	3,7	4
3 000 „ „ 3 600			3,0	
3 600 „ „ 4 200	1,8 } 0	1,8 } 0,2	2,0	3
4 200 „ „ 4 800			2,5	
4 800 „ „ 5 400	0,8 } 0	0,8 } 0,1	0,9	2
5 400 „ „ 6 000			1,4	
6 000 „ „ 6 600	1,0 } 0	1,0 } 0,1	1,0	2
6 600 „ „ 7 200			1,7	
7 200 „ „ 8 400	0	0,2	0,4	2
9 600 „ „ 12 000	0	0,2	0,3	2

<sup>1)</sup> Vgl. Übersicht II.31.1, S. 442.

## II.31

Die Stichprobenaufbereitung erhielt damit in bezug auf die Hauptergebnisse den Charakter einer Totalaufbereitung. Der Aufbereitungsplan hatte den weiteren Vorteil, daß die Hauptergebnisse bereits bei der Sortierung ermittelt und vorweg veröffentlicht werden konnten.

Einen Gesamtüberblick über die Standardfehler in den Bruttolohn-Hauptgruppen der Tabellen B 1 bis B 3 in Hessen gibt Übersicht II.31.22.

Übersicht II.31.22.

Bruttolohnhauptgruppe in DM	Merkmal	Anzahl von Tabellenfeldern mit relativen Standardfehlern in vH (Tabellen B 1 bis 3, Hessen)								
		unter 0,2	0,2 bis unter 0,5	0,5 bis unter 1,0	1,0 bis unter 2,0	2,0 bis unter 3,0	3,0 bis unter 4,0	4,0 bis unter 5,0	5,0 bis unter 6,0	6,0 und mehr
1 337 bis unter 2 400	Steuerpflichtige ..	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bruttolohn .....	12	30	6	—	—	—	—	—	—
	Lohnsteuer .....	30	—	—	—	2	6	1	6	3
2 400 „ „ 3 600	Steuerpflichtige ..	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bruttolohn .....	7	35	6	—	—	—	—	—	—
	Lohnsteuer .....	21	—	—	9	12	5	1	—	—
3 600 „ „ 4 800	Steuerpflichtige ..	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bruttolohn .....	16	32	—	—	—	—	—	—	—
	Lohnsteuer .....	18	—	14	6	5	—	—	1	—
4 800 „ „ 6 000	Steuerpflichtige ..	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bruttolohn .....	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Lohnsteuer .....	28	10	10	—	—	—	—	—	—
6 000 „ „ 7 200	Steuerpflichtige ..	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bruttolohn .....	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Lohnsteuer .....	35	7	3	3	—	—	—	—	—
7 200 „ „ 8 400	Steuerpflichtige ..	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bruttolohn .....	33	15	—	—	—	—	—	—	—
	Lohnsteuer .....	30	4	5	9	—	—	—	—	—
9 600 „ „ 12 000	Steuerpflichtige ..	48	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bruttolohn .....	36	12	—	—	—	—	—	—	—
	Lohnsteuer .....	33	2	13	—	—	—	—	—	—

Die Tabelle zeigt, daß die durch die Richtwerte gesetzten Grenzen für die Standardfehler, die in der Übersicht durch eine Treppenlinie gekennzeichnet sind, fast stets eingehalten werden.

Die Verteilung der Standardfehler für die Zahl der Lohnsteuerpflichtigen in den Bruttolohn-Untergruppen der Tabellen B 1 bis B 3 in Hessen ist aus Übersicht II.31.23 ersichtlich. Für die meisten Tabellenfelder werden auch hier die Richtgrenzen eingehalten.

Übersicht II.31.23

Bruttolohngruppe in DM	Anzahl von Tabellenfeldern mit relativen Standardfehlern in vH (Tabellen B 1 bis B 3, Hessen)							
	unter 0,2	0,2 bis unter 1,0	1,0 bis unter 2,0	2,0 bis unter 3,0	3,0 bis unter 4,0	4,0 bis unter 5,0	5,0 bis unter 6,0	6,0 und mehr
2 400 bis unter 3 000	7	—	4	7	19	8	2	1
3 000 „ „ 3 600	7	—	11	14	5	3	4	4
3 600 „ „ 4 200	14	1	5	18	9	—	—	1
4 200 „ „ 4 800	14	—	5	17	6	4	2	—
4 800 „ „ 5 400	22	8	18	—	—	—	—	—
5 400 „ „ 6 000	22	1	20	5	—	—	—	—
6 000 „ „ 6 600	33	7	8	—	—	—	—	—
6 600 „ „ 7 200	33	—	15	—	—	—	—	—

Die Zufallsfehler in den übrigen Landestabellen sind in der Regel kleiner als die Standardfehler in den B-Tabellen. Die Übersicht II.31.24 enthält einen Ausschnitt aus der Tabelle A 2 für Hessen.

Übersicht II.31.24.

Bruttolohngruppe in DM	Relativer Standardfehler in vH (Steuerbelastete in Steuerklasse Ia bis III/4, Hessen)			Richtwert für Standardfehler <sup>1)</sup> in vH
	Steuerpflichtige	Bruttolohn	Lohnsteuer	
1 837 bis unter 2 100	3,2	3,2	3,9	6
2 100 „ „ 2 400	3,0	3,0	3,7	
2 400 „ „ 2 700	3,8	3,8	5,0	
2 700 „ „ 3 000	3,5	3,5	4,6	4
3 000 „ „ 3 300	3,0	3,0	3,9	
3 300 „ „ 3 600	2,8	2,8	3,9	
3 600 „ „ 3 900	2,0	2,0	2,4	3
3 900 „ „ 4 200	2,1	2,1	2,4	
4 200 „ „ 4 500	2,0	2,0	2,2	
4 500 „ „ 4 800	1,8	1,8	2,2	
4 800 „ „ 5 000	1,7	1,7	1,7	2
5 000 „ „ 5 400	1,0	1,0	1,1	
5 400 „ „ 6 000	0,9	0,9	1,0	
6 000 „ „ 6 600	0,6	0,6	0,6	2
6 600 „ „ 7 200	0,9	0,9	0,9	

<sup>1)</sup> Vgl. Übersicht II.31.1, S. 442.

Die Fehlerrechnung für die Bundesergebnisse hat ergeben, daß die Standardfehler für diese Ergebnisse weniger als halb so groß wie die Standardfehler der entsprechenden Ergebnisse im Lande Hessen sind; die für das Bundesergebnis vorgesehenen Bruttolohngruppen von 300 DM Breite werden im allgemeinen mit mindestens der gleichen Genauigkeit ausgewiesen wie die 600 DM Gruppen in Hessen. In Übersicht II.31.25 sind die Standardfehler der Bundesergebnisse für einen Ausschnitt

Übersicht II.31.25

Bruttolohngruppe in DM	Relative Standardfehler in vH (Steuerbelastete in Steuerklasse Ia, Bundesgebiet)		
	Steuerpflichtige	Bruttolohn	Lohnsteuer
1 837 bis unter 2 100	1,6 } 0	1,6 } 0,12	2,3 } 1,19
2 100 „ „ 2 400	1,3 } 0	1,3 } 0,12	1,7 } 1,19
2 400 „ „ 2 700	1,8 } 1,0 } 0	1,8 } 1,0 } 0,11	2,4 } 1,4 } 0,40
2 700 „ „ 3 000	1,8 } 1,0 } 0	1,8 } 1,0 } 0,11	2,2 } 1,4 } 0,40
3 000 „ „ 3 300	1,8 } 1,1 } 0	1,8 } 1,1 } 0,11	2,0 } 1,2 } 0,40
3 300 „ „ 3 600	1,9 } 1,1 } 0	1,9 } 1,1 } 0,11	2,0 } 1,2 } 0,40
3 600 „ „ 3 900	1,1 } 0,6 } 0	1,1 } 0,6 } 0,06	1,4 } 0,7 } 0,18
3 900 „ „ 4 200	1,2 } 0,6 } 0	1,2 } 0,6 } 0,06	1,3 } 0,7 } 0,18
4 200 „ „ 4 500	1,2 } 0,8 } 0	1,2 } 0,8 } 0,06	1,3 } 0,9 } 0,18
4 500 „ „ 4 800	1,4 } 0,8 } 0	1,4 } 0,8 } 0,06	1,5 } 0,9 } 0,18
4 800 „ „ 5 000	0,7 } 0,3 } 0	0,7 } 0,3 } 0,02	0,8 } 0,4 } 0,08
5 000 „ „ 5 400	0,5 } 0,3 } 0	0,5 } 0,3 } 0,02	0,6 } 0,4 } 0,08
5 400 „ „ 6 000	0,5 } 0,3 } 0	0,5 } 0,3 } 0,02	0,5 } 0,4 } 0,08
6 000 „ „ 6 600	0,5 } 0,8 } 0	0,5 } 0,8 } 0,03	0,5 } 0,8 } 0,12
6 600 „ „ 7 200	0,8 } 0,8 } 0	0,8 } 0,8 } 0,03	0,8 } 0,8 } 0,12
7 200 „ „ 8 400	0	0,06	0,25
9 600 „ „ 12 000	0	0,08	0,20

## II.31

aus Tabelle B 1 (Steuerbelastete in Steuerklasse Ia) zusammengestellt; der Vergleich dieser Tabelle mit den in Übersicht II.31.21 aufgeführten Fehlerwerten für Hessen zeigt die oben angegebenen Fehlerrelationen.

**5.5 Die Kreisergebnisse** wurden nach zwei Verfahren (vgl. 3.5, S. 447) aufbereitet:

Verfahren 1: Freie Hochrechnung unmittelbar aus der Stichprobenmasse.

Verfahren 2: Multiplikation der Zahl der Steuerpflichtigen, die bei der Paginierung der Belege für die einzelnen Bruttolohngruppen in jedem Kreis ohne Zufallsfehler festgestellt wurden, mit den entsprechenden Bruttolohn-Durchschnittswerten im Lande.

Eine Untersuchung der nach diesen beiden Verfahren erstellten Kreisergebnisse in Niedersachsen ergab, daß die Unterschiede der Bruttolohn-Durchschnitte bei Verfahren 1 im Rahmen des Zufalls lagen. Die Unterschiede in den Bruttolohn-Durchschnitten hatten somit keinen echten Aussagewert. Aus diesem Grunde wurden die nach Verfahren 2 erstellten Kreistabellen veröffentlicht. Die aus diesen Kreistabellen für das Land zu errechnenden Summen der Steuerpflichtigen und des Bruttolohnes stimmten nicht genau mit den entsprechenden Werten der Landestabellen überein; dieser Nachteil konnte jedoch in Kauf genommen werden, weil die Unterschiede kleiner als 1 vH waren.

**5.6 Die Rückflußquote**, d. h. der Anteil der statistisch erfaßten Lohnsteuerbelege an der Gesamtzahl der zu Recht ausgegebenen Lohnsteuerkarten, konnte durch entsprechende Maßnahmen gegenüber der Lohnsteuerstatistik 1950 gesteigert werden. Unterstellt man, daß 1955 etwa 19,5 Millionen Lohnsteuerbelege zu Recht ausgegeben worden sind, dann erhält man bei 16,3 Millionen statistisch erfaßten Lohnsteuerbelegen eine Rückflußquote von rund 85 vH; dagegen wurde die Quote für 1950 auf etwa 75 vH geschätzt (vgl. II.30, S. 435). Diese Verbesserung des Rückflusses hat die Gesamtgenauigkeit der Statistik erhöht, weil dadurch die in ihrer Struktur unbekannte Fehlermasse und somit auch die systematischen Fehler der Statistik (vgl. 2.3, S. 442) verkleinert worden sind.

**5.7 Zusammenfassung:** Der Stichprobenplan für die Lohnsteuerstatistik 1955 hat weitgehend alle an ihn gestellten Forderungen erfüllt. Die erforderliche starke sachliche und regionale Gliederung der Ergebnisse konnte mit verhältnismäßig kleinen Zufallsfehlern erstellt werden, weil das sekundärstatistische Material vor dem Ziehen der Stichprobe durch manuelle Sortiergänge nach den wichtigsten sachlichen Merkmalen geschichtet und darüber hinaus regional angeordnet worden war. Ausreichende Unterlagen für die Festlegung der Auswahlsätze in der Vielzahl von Schichten konnten durch die erstmals angewandte Schätzung der Besetzungszahlen aus dem ersten Materialteil gewonnen werden.

Wesentlichen Anteil am Gelingen des Stichprobenplans hatte die Arbeitstechnik: Auf Grund der Erfahrungen bei der Lohnsteuerstatistik 1950 (vgl. II.30, S. 436) wurden die Sortiergänge vereinfacht und die Kontrollen erweitert. Das Verfahren der laufenden Paginierung der Belege in den Schichten ermöglichte es, vorweg die wichtigsten Landesergebnisse ohne Zufallsfehler und — in Verbindung mit der regionalen Anordnung — auch zuverlässige Kreisergebnisse zu erstellen.

Mit dem Stichprobenplan konnten somit die Zufallsfehler in sinnvollen Grenzen gehalten werden. Dagegen war keine Aussage über die systematischen Fehler möglich, die dadurch in die Statistik hineinkommen, daß eine in ihrer Struktur unbekannte Teilmenge aller zu Recht ausgegebenen Lohnsteuerkarten statistisch nicht erfaßt worden ist. Das Verfahren zur Abschätzung dieser Fehlerquelle, das auf der Kennzeichnung eines Teils der Lohnsteuerkarten bei der Ausgabe beruht (vgl. den Anhang zu II.32, S. 470), konnte für die Lohnsteuerstatistik 1955 nicht angewandt werden, weil zum Zeitpunkt, an dem das Gesetz über diese Statistik verkündet wurde, die Lohnsteuerkarten 1955 bereits ausgegeben waren.

## Lohnsteuerstatistik 1957

K.-A. Schäffer<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Im Gegensatz zu den umfassenden Lohnsteuerstatistiken für die Jahre 1950 und 1955 (vgl. II.30 und II.31), die ein sowohl sachlich als auch regional tief gegliedertes Bild über die Struktur des Bruttolohnes und seine Besteuerung geben sollten, war die Aufgabenstellung der Lohnsteuerstatistik 1957 wesentlich eingeschränkt. Sie sollte nur Aufschluß über die wichtigsten Veränderungen seit der Lohnsteuerstatistik 1955 geben, und zwar insbesondere über die Lohnschichtung, die sich seit Jahren ständig zu den höheren Bruttolöhnen hin verschoben hat. Auf regionale Unterteilungen unter der Landesebene wurde bei dieser Aufgabenstellung ganz verzichtet; die sachlichen Gliederungen konnten gegenüber den Statistiken von 1950 und 1955 stark eingeschränkt werden.

Die Ergebnisse der Lohnsteuerstatistik 1957 sollten zusammen mit der ebenfalls repräsentativ durchgeführten Einkommensteuerstatistik 1957 (vgl. II.33) aktuelle Grundlagen für die Steuerpolitik sowie für die Wirtschafts- und Sozialpolitik liefern. Bei diesen Statistiken stand daher die Forderung nach möglichst kurzfristiger Durchführung im Vordergrund.

Die Rechtsgrundlage der Statistik (Verordnung vom 4. Juli 1958) schrieb für die Aufbereitung das Stichprobenverfahren vor. Entsprechend der geänderten Aufgabenstellung konnte der Umfang der Stichprobe durch die Verordnung gegenüber der Statistik 1955 stark eingeschränkt werden.

Die Ergebnisse der Statistik sind im Band 230 der „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** sah vor, daß die Zahl der Steuerpflichtigen, der Bruttolohn und die Lohnsteuer nach 16 Bruttolohngruppen in Kombination mit je einem der folgenden Merkmale gegliedert werden sollten:

Steuerklassen

(Ia, Ib, IIa, IIb, III/1, III/2, III/3, III/4 und mehr Kinder)

Beschäftigungsdauer der Steuerpflichtigen

(ganzjährig — nicht ganzjährig Beschäftigte)

Geschlecht der Steuerpflichtigen.

Ferner sollte auch die Gruppe der Steuerpflichtigen mit einem steuerfreien Abzugsbetrag in der Gliederung nach 16 Bruttolohngruppen nachgewiesen werden.

Dies Tabellenprogramm erforderte eine wesentlich geringere Aufgliederung der Gesamtheit als die Tabellenprogramme der Lohnsteuerstatistiken 1950 und 1955. Während bei diesen Statistiken je Land einige tausend Teilergebnisse erstellt werden mußten, war hier nur eine Gliederung in etwa hundert Gruppen notwendig.

**2.2 Aufbereitungseinheiten** waren die Lohnsteuerkarten 1957, die zu den Finanzämtern gelangten und von diesen den Statistischen Landesämtern zur Bearbeitung übergeben worden sind. Nicht in die Aufbereitung einbezogen wurden Lohnsteuerüberweisungsblätter, Lohnzettel und Steuerkarten ohne eingetragene Beträge. Die Aufbereitungsgesamtheit wurde auf rund 18 Millionen Lohnsteuerkarten geschätzt.

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.32

**2.3** Die Möglichkeiten der **Schichtung** waren stark eingeschränkt, weil nach dem Statistischen Gesetz vom 3. September 1953 die Kosten für eine durch Rechtsverordnung angeordnete Statistik den Betrag von 500 000 DM nicht überschreiten durften. Es war dadurch praktisch ausgeschlossen, mehr als einen Sortiergang für die Schichtung des Materials vorzusehen. Eine überschlägige Vorkalkulation ergab, daß bei einem Sortiergang der ganzen Aufbereitungsmasse höchstens 2,5 vH aller Lohnsteuerkarten in die Aufbereitung einbezogen werden konnten.

**2.4** Der **Stichprobenumfang** war außer durch die Kosten auch durch genaue Vorschriften der Rechtsverordnung eingeschränkt: Danach durften von den Belegen mit einem Bruttolohn bis unter 16 000 DM im Durchschnitt höchstens 1,3 vH in die Aufbereitung einbezogen werden. Die Belege mit Bruttolohn von 16 000 DM und mehr waren total aufzubereiten; es war jedoch zugelassen, auch hier das Stichprobenverfahren anzuwenden, soweit es zu ausreichend genauen Ergebnissen führen würde.

**2.5** Ebenso wie bei der Lohnsteuerstatistik 1955 wurde wieder davon ausgegangen, daß der Rückfluß der Lohnsteuerkarten an die Finanzämter u. a. vom Bruttolohn abhängt und daß daher die Ergebnisse in den unteren Bruttolohngruppen größere **systematische Fehler** aufweisen als in den oberen Bruttolohngruppen (vgl. II.31, S. 442). Aus diesem Grunde sollten die Standardfehler in gleich stark besetzten Tabellenfeldern nach dem Bruttolohn so abgestuft werden, daß die oberen Bruttolohngruppen kleinere relative Standardfehler haben als die unteren Bruttolohngruppen. In den Ländern sollten die Zufallsfehler entsprechender Bruttolohngruppen etwa gleich groß sein.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Für den Stichprobenplan wurden eingehende **Voruntersuchungen** durchgeführt. So wurde insbesondere die Frage geklärt, ob eine Auswahl von Finanzamtsbezirken zweckmäßig sein würde. Diese Untersuchungen verliefen parallel zu den Untersuchungen für die Einkommensteuerstatistik 1957. Auf die Einzelheiten wird hier nicht näher eingegangen, da sie sich methodisch nicht wesentlich von denen der Einkommensteuerstatistik 1957 unterscheiden (vgl. II.33, S. 473). Ebenso wie für diese Statistik ergab sich dabei, daß eine Auswahl von Finanzamtsbezirken bei gleichen Kosten zu erheblich ungenaueren Ergebnissen führen würde als die Auswahl von Lohnsteuerkarten aus der Gesamtheit aller erfaßten Belege. Auf Grund dieser Erkenntnis wurden auch für die Lohnsteuerstatistik 1957 die Lohnsteuerkarten als Auswahlseinheiten angewandt.

**3.2** Das Tabellenprogramm erforderte in allen Tabellen eine Gliederung nach Bruttolohngruppen. Es war daher naheliegend, eine **Schichtung** nach dem Bruttolohn vorzusehen. Bei einer solchen Schichtung konnte zumindest für die meisten schwach besetzten Tabellenfelder eine ausreichende Genauigkeit sichergestellt werden. Mit Rücksicht auf die Kosten wurde die Zahl der Schichten in den größeren Ländern und in den kleineren Ländern unterschiedlich angesetzt: In Schleswig-Holstein, Hamburg, Bremen, Rheinland-Pfalz und Berlin (West) sollten die Belege nach folgenden 11 Bruttolohngruppen geschichtet werden:

unter 2087 DM	6000 bis unter 7200 DM
2087 bis unter 2400 DM	7200 bis unter 8400 DM
2400 bis unter 3600 DM	8400 bis unter 9600 DM
3600 bis unter 4800 DM	9600 bis unter 12000 DM
4800 bis unter 6000 DM	12000 bis unter 16000 DM
	16000 DM und mehr

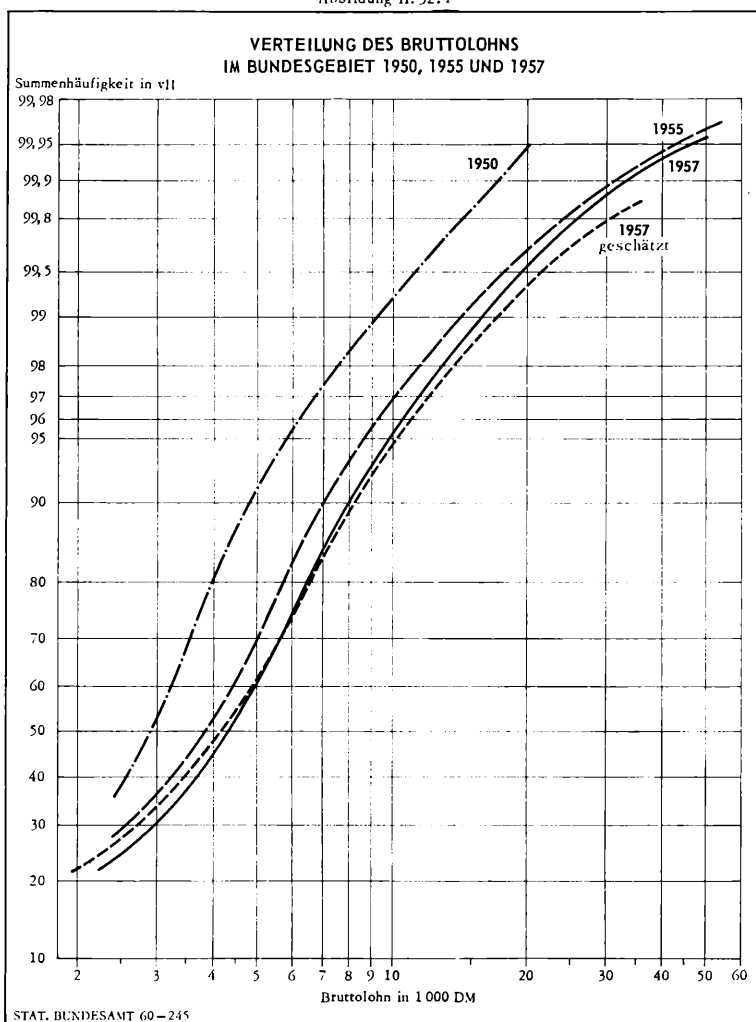
Demgegenüber wurden in den Ländern Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Baden-Württemberg und Bayern aus Gründen der Kosteneinsparung nur 5 Schichten gebildet:

unter 2087 DM
2087 bis unter 6000 DM
6000 bis unter 12000 DM
12000 bis unter 16000 DM
16000 DM und mehr

Eine Schichtung nach anderen Merkmalen oder eine Anordnung der Belege in den Schichten, durch die ebenfalls eine höhere Genauigkeit in einzelnen Tabellenfeldern hätte erreicht werden können, war wegen der gesetzten Kostengrenze (vgl. 2.3, S. 464) ausgeschlossen.

**3.3 Die Besetzungszahlen** der Schichten wurden graphisch geschätzt. Im Gegensatz zu dem Schätzverfahren für die Lohnsteuerstatistik 1955 (vgl. II.31, S. 443) konnten dabei jedoch die Verteilungen der Lohnsteuerpflichtigen von 2 Jahren — 1950 und 1955 — zugrunde gelegt werden. In Abbildung II.32.1 sind die Summenhäufigkeiten der Steuerpflichtigen im Bundesgebiet für die Jahre 1950 und 1955 im logarithmischen Wahrscheinlichkeitsnetz dargestellt.

Abbildung II. 32.1



Die Abbildung zeigt, daß der Bruttolohnzuwachs von 1950 bis 1955 in den höheren Bruttolohngruppen stärker als in den unteren Gruppen war. Zur Schätzung der Ver-

II.32

teilungskurve für 1957 wurde daher die Verteilungskurve von 1955 nicht einheitlich um den geschätzten durchschnittlichen Bruttolohnzuwachs verschoben wie bei der vorläufigen Schätzung der Lohnschichtung 1955 aus der Lohnschichtung 1950. Vielmehr wurde der Zuwachsfaktor  $Z_{57/55}$  von 1955 auf 1957 für jede einzelne Bruttolohngruppe aus dem entsprechenden Zuwachsfaktor  $Z_{55/50}$  von 1950 bis 1955 nach der Näherungsformel

$$Z_{57/55} = Z_{55/50} \cdot \frac{16}{44}$$

geschätzt; dabei ist 44 vH der ermittelte durchschnittliche Zuwachs von 1950 bis 1955 und 16 vH der geschätzte durchschnittliche Zuwachs von 1955 bis 1957. Die so für 1957 geschätzte Verteilungskurve ist in Abbildung II.32.1 als gestrichelte Linie eingetragen.

Das Verfahren war gesondert für alle Länder anzuwenden. Auf Grund der geschätzten Gesamtzahl der Lohnsteuerpflichtigen in den Ländern (vgl. die erste Spalte in Übersicht II.32.2, S. 469) wurden aus den Summenhäufigkeiten die Schätzungen der Besetzungszahlen in den Schichten hergeleitet.

**3.4 Die Auswahlsätze** wurden für die Schichten mit Bruttolohn bis unter 16 000 DM so festgelegt, daß in allen Ländern die Stichprobenumfänge in entsprechenden Schichten etwa gleich groß waren. Das entsprach der Forderung, daß die Genauigkeit in solchen Schichten sich nur wenig unterscheiden sollte (vgl. 2.5, S. 464). Dabei war die Vorschrift zu berücksichtigen, daß von den Belegen bis unter 16 000 DM höchstens 1,3 vH in die Stichprobe genommen werden durften. Für die Belege mit Bruttolohn ab 16 000 DM wurde Totalaufbereitung vorgesehen.

In einigen größeren Ländern wäre für die Bruttolohngruppe von 16 000 bis unter 20 000 DM eine Stichprobe noch ausreichend gewesen. Es wurde dort jedoch von einer repräsentativen Aufbereitung abgesehen: Die Einsparung konnte nicht zur Verbesserung der Genauigkeit in den Gruppen unter 16 000 DM angewandt werden, weil die Rechtsverordnung für die Belege in diesen Gruppen den Höchstsatz von 1,3 vH vorschrieb. Die getrennte Angabe von Höchstgrenzen des Auswahlsatzes in der Rechtsverordnung war somit unvorteilhaft, denn sie hat eine Verbesserung des Stichprobenplans bei gleichen Gesamtkosten behindert.

Die geplanten Auswahlsätze, die geschätzten Besetzungszahlen und die Stichprobenumfänge sind in Übersicht II.32.1 für die Länder Rheinland-Pfalz und Baden-Württemberg aufgeführt; ganz entsprechend wurde der Stichprobenplan auch für die übrigen Bundesländer erstellt.

Übersicht II.32.1

Bruttolohngruppe in DM	Rheinland-Pfalz			Baden-Württemberg		
	Lohnsteuerkarten		Auswahl- satz	Lohnsteuerkarten		Auswahl- satz
	insgesamt	in der Stichprobe		insgesamt	in der Stichprobe	
	1 000		vH	1 000		vH
unter 2 087 .....	230	2,3	1	725	3,6	½
2 087 bis unter 2 400 .....	35	1,7	5	1 537	15,4	1
2 400 bis unter 3 600 .....	165	3,3	2			
3 600 bis unter 4 800 .....	190	3,8	2			
4 800 bis unter 6 000 .....	150	3,0	2			
6 000 bis unter 7 200 .....	100	5,0	5	557	11,1	2
7 200 bis unter 8 400 .....	48	2,4	5			
8 400 bis unter 9 600 .....	28	1,4	5			
9 600 bis unter 12 000 .....	29	1,5	5			
12 000 bis unter 16 000 .....	16	1,6	10	43	2,2	5
16 000 und mehr .....	9	9,0	100	38	37,7	100
Zusammen .....	1 000	35,0	(3,5)	2 900	70,0	(2,4)



Die geschätzten Stichprobenumfänge sind für alle Länder in Übersicht II.32.2 zusammengestellt. Danach sollten von insgesamt rund 18 Millionen Lohnsteuerkarten im Bundesgebiet rund 455 000 Karten ausgewählt werden. In den Bruttolohngruppen bis unter 16 000 DM müßten nach der Schätzung rund 232 000 Karten von etwa 17,8 Millionen in die Stichprobe fallen; der durchschnittliche Auswahlatz für diese Bruttolohngruppen lag somit nahe bei 1,3 vH.

**3.5** Für das Ziehen der Stichprobe sollte das **systematische Auswahlverfahren** angewandt werden. Es war vorgesehen, die Lohnsteuerkarten ebenso wie bei der Lohnsteuerstatistik 1955 vor der Ziehung zu paginieren, weil dabei einmal das Ziehen der Stichprobe sicher kontrolliert und zugleich auch die Zahl der Lohnsteuerbelege in den Schichten ohne Zufallsfehler ermittelt werden konnte.

**3.6** Die Stichprobenwerte wurden auf die Gesamtheit der zurückgeflossenen Lohnsteuerkarten **frei hochgerechnet**. Eine Hochrechnung auf die Menge der zu Recht abgegebenen Lohnsteuerkarten und damit auf die Gesamtheit der Lohnsteuerpflichtigen war auch 1957 nicht möglich.

**3.7** Zur **Fehlerrechnung** für die Zahl der Steuerpflichtigen in den Tabellenfeldern, die nicht mit einer ganzen Schicht zusammenfielen (Untergruppen), war Formel III 1.3 (4), S. 526, anzuwenden. Die Standardfehler gelten näherungsweise auch für den Bruttolohn, weil die Merkmalsstreuung des Bruttolohnes in den Bruttolohngruppen verhältnismäßig klein ist. Für den Lohnsteuerbetrag mußten dagegen die Standardfehler nach Formel III.1.2 (4), S. 526, berechnet werden.

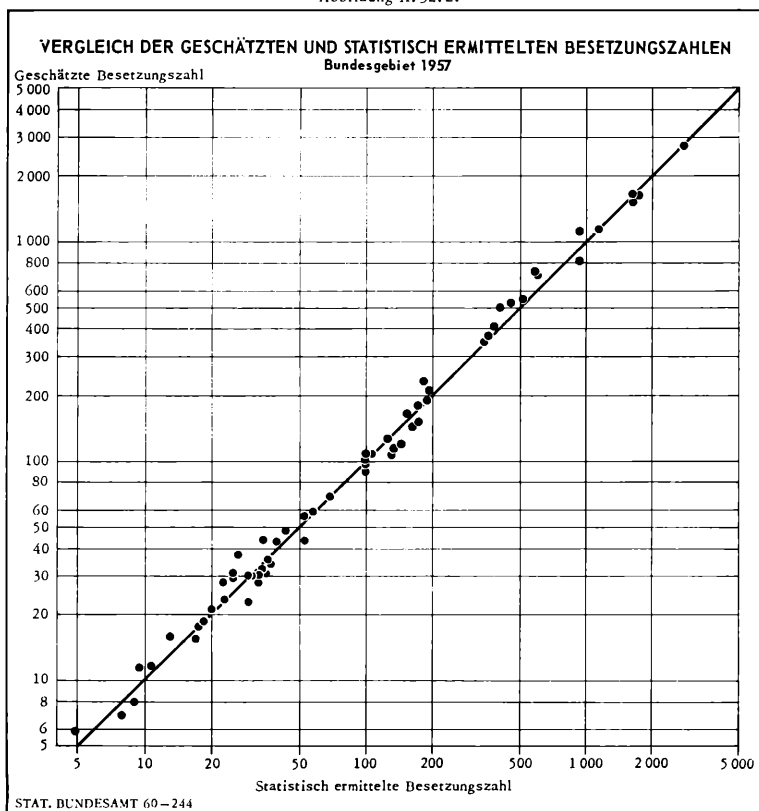
## 4. Durchführung der Statistik

**4.1** In den Stadt-Staaten und in Bayern wurden einige **Änderungen** des oben beschriebenen Stichprobenplans vorgenommen. Mit Rücksicht auf besondere Verhältnisse wurden einerseits zusätzliche Sortiergänge in den Aufbereitungsplan eingebaut, um so einige schwach besetzte Gruppen von Steuerpflichtigen (z. B. nicht ganzjährig Beschäftigte mit höherem Bruttolohn) genauer erfassen zu können. Andererseits ist in Bremen die Grenze für die Vollaufbereitung des Materials von 16 000 DM auf 12 000 DM herabgesetzt worden. Der Stichprobenumfang wurde dadurch in den Stadt-Staaten zum Teil beträchtlich erhöht (vgl. Übersicht II.32.2). Die Änderungen erforderten somit den Einsatz zusätzlicher Mittel, erlaubten dafür aber eine Verminderung der Zufallsfehler in den Ergebnissen.

**4.2** Der verhältnismäßig einfache Stichprobenplan hat sich gut bewährt. Hervorzuheben ist die **Schnelligkeit**, mit der das große Material (17,5 Millionen Lohnsteuerkarten) aufbereitet werden konnte: Die letzten Lohnsteuerkarten 1957 kamen Mitte Januar 1959 in den Besitz der Statistischen Landesämter, die letzten Ländertabellen liefen Ende April 1959 beim Statistischen Bundesamt ein. Die ersten Ergebnisse für das Bundesgebiet konnten bereits im Mai 1959 an das Bundesfinanzministerium gegeben und im August 1959 veröffentlicht werden.

**4.3** Von besonderem methodischem Interesse ist die **Prüfung des Schätzverfahrens** für die Besetzungszahlen der Schichten (vgl. 3.3, S. 465). Zu diesem Zweck sind in Abbildung II.32.2 (vgl. S. 468) für alle Länder die geschätzten Besetzungszahlen gegen die statistisch ermittelten Zahlen aufgetragen. Die Übereinstimmung der Zahlen ist recht befriedigend: Die Abweichungen sind fast ausnahmsweise kleiner als 20 vH, d. h. die Schätzungen haben in der Regel zu den gleichen Auswahlätzen geführt, die bei Anwendung gleicher Planungsansätze auf Grund der tatsächlichen Besetzungszahlen festgelegt worden wären.

Abbildung II. 32. 2.



In Abbildung II.32.1 (S. 465) ist außer der geschätzten Verteilung des Bruttolohnes (gestrichelte Linie) auch die statistisch ermittelte Verteilung (ausgezogene Kurve) eingetragen. Ein Vergleich der Kurven zeigt, daß die dem Schätzverfahren zugrunde gelegten Annahmen (vgl. 3.3) den tatsächlichen Verhältnissen nur in erster Näherung entsprechen. Offenbar wäre die tatsächliche Verteilung besser angenähert worden, wenn anstelle der unterschiedlichen Zuwachsraten ebenso wie bei der ersten Schätzung für die Lohnsteuerstatistik 1955 (vgl. II.31, S. 443) wieder die Durchschnittswerte genommen worden wären; diesem — zugleich auch einfacheren — Verfahren gebührt also der Vorzug. Das Abweichen der geschätzten Verteilungskurve von der tatsächlichen Kurve ist weiter darauf zurückzuführen, daß der Zuwachs des durchschnittlichen Bruttolohnes von 1955 bis 1957 grob mit 16 vH geschätzt wurde, während die Quote nach den Ergebnissen der beiden Lohnsteuerstatistiken 13,3 vH betrug. Wie oben gezeigt wurde, haben diese Abweichungen jedoch nicht die praktische Brauchbarkeit der Schätzungen beeinträchtigt.

**4.4** Übersicht II.32.2 zeigt, daß die **Stichprobenumfänge** in den Ländern mit Hilfe des Schätzverfahrens ziemlich genau ermittelt werden konnten. Lediglich in den Stadtstaaten, in denen der Stichprobenplan modifiziert worden war (vgl. 4.1, S. 467), ergaben sich zum Teil größere Abweichungen zwischen den geschätzten und den wirklichen Werten. Im Bundesgebiet glichen sich die Unterschiede weitgehend aus: Der wirkliche Stichprobenumfang betrug 458 000 Lohnsteuerkarten und lag damit nur wenig über der geschätzten Zahl von rund 455 000.

Übersicht II.32.2

Land	Geschätzte Werte			Statistisch ermittelte Werte		
	Lohnsteuerkarten		Mittlerer Auswahl- satz	Lohnsteuerkarten		Mittlerer Auswahl- satz
	insgesamt	in der Stichprobe		insgesamt	in der Stichprobe	
	1 000		vH	1 000		vH
Schleswig-Holstein .....	750	26,7	3,6	774	26,4	3,4
Hamburg .....	750	37,3	5,0	778	91,7	11,8
Niedersachsen .....	2 100	46,8	2,2	1 960	39,0	2,0
Bremen .....	250	23,0	9,2	266	26,0	9,8
Nordrhein-Westfalen .....	5 700	114,4	2,0	5 523	93,5	1,7
Hessen .....	1 600	42,5	2,7	1 645	37,1	2,3
Rheinland-Pfalz .....	1 000	35,0	3,5	940	31,8	3,4
Baden-Württemberg .....	2 900	70,0	2,4	2 792	57,0	2,0
Bayern .....	2 950	59,2	2,0	2 820	55,0	1,9
Bundesgebiet (ohne Saarland und Berlin)	18 000	454,9	2,5	17 498	457,5	2,6

**4.5** Das Einhalten des geschätzten Stichprobenumfangs trotz wesentlicher Vergrößerung der Stichproben in den Stadt-Staaten ist vor allem auf den bewußt vorsichtigen Ansatz der Gesamtzahl der erfaßten Lohnsteuerkarten zurückzuführen. Insgesamt wurden nicht 18,0 Millionen, sondern rund 17,5 Millionen Lohnsteuerkarten in die Statistik einbezogen. Daraus ergibt sich eine **Rückflußquote** von rund 85 vH, wenn die Gesamtzahl der zu Recht ausgegebenen Lohnsteuerkarten 1957 mit etwa 20,5 Millionen angesetzt wird. Der Anteil der erfaßten Lohnsteuerkarten war also 1957 und 1955 etwa gleich groß (vgl. II.31, S. 462).

**4.6** Die **Fehlerrechnung** konnte wegen des verhältnismäßig kleinen Tabellenprogramms vollständig durchgeführt werden. In Übersicht II.32.3 sind die relativen Standardfehler für die Bundesergebnisse zusammengestellt. Die obere Zeile gibt jeweils den Standardfehler für die Zahl der Lohnsteuerpflichtigen und für die Bruttolohnbeträge; die untere Zeile enthält die entsprechenden Fehlerwerte für die Lohnsteuerbeträge.

Übersicht II.32.3 (Teil 1)

Bruttolohngruppe in DM		Relative Standardfehler in vH			
		a) für die Zahl der Lohnsteuerpflichtigen und die Bruttolohnbeträge			
		b) für die Lohnsteuerbeträge			
		männliche Steuerpflichtige	weibliche Steuerpflichtige	ganzjährig Beschäftigte	nicht ganzjährig Beschäftigte
unter 2 087 .....	a	1,1	0,7	0,9	0,9
	b	2,3	1,7	2,0	2,0
2 087 bis unter 2 400 .....	a	2,5	1,5	1,5	2,4
	b	3,4	2,8	2,7	3,3
2 400 bis unter 3 600 .....	a	0,9	0,7	0,6	1,3
	b	1,1	1,0	1,0	1,6
3 600 bis unter 4 800 .....	a	0,6	1,1	0,5	1,6
	b	0,8	1,3	0,9	1,8
4 800 bis unter 6 000 .....	a	0,5	1,6	0,5	2,7
	b	0,7	1,7	1,1	2,9
6 000 bis unter 7 200 .....	a	0,4	1,6	0,4	3,8
	b	0,6	1,7	1,2	4,1
7 200 bis unter 8 400 .....	a	0,7	2,3	0,7	6,1
	b	1,1	2,5	2,1	6,6
8 400 bis unter 9 600 .....	a	1,1	3,6	1,0	8,2
	b	1,3	3,7	1,8	8,4
9 600 bis unter 12 000 .....	a	1,0	3,7	1,0	17,4
	b	1,2	3,8	1,8	17,7
12 000 bis unter 16 000 .....	a	0,3	3,7	0,1	10,6
	b	0,4	3,8	0,2	10,8
Insgesamt .....	a	0,3	0,4	0,2	0,6
	b	0,3	0,7	0,4	1,1

Übersicht II.32.3 (Teil 2)

Bruttolohngruppe in DM		Relative Standardfehler in vH								
		a) für die Zahl der Lohnsteuerpflichtigen und die Bruttolohnbeträge								
		b) für die Lohnsteuerbeträge								
		Steuerpflichtige in Steuerklasse								Steuer- pflichtige mit steuerfreien Abzugs- beträgen
I/a	I/b	II/a	II/b	III/1	III/2	III/3	III/4			
unter 2 087 .....	a	0,8	1,6	3,1	2,9	4,2	6,4	9,9	15,0	5,5
	b	1,9	3,0	5,5	5,1	7,3	11,1	17,1	26,0	9,6
2 087 bis unter 2 400 .....	a	1,8	2,9	5,6	3,9	5,3	8,8	14,6	20,4	6,4
	b	2,8	3,9	7,2	5,2	6,8	11,4	18,8	26,3	8,3
2 400 bis unter 3 600 .....	a	0,8	1,4	2,1	2,5	2,1	3,3	5,8	7,9	2,3
	b	1,0	1,7	2,5	2,9	2,5	3,9	6,8	9,2	2,7
3 600 bis unter 4 800 .....	a	0,9	2,0	1,3	2,6	1,4	2,1	3,6	5,1	1,5
	b	1,1	2,3	1,5	2,9	1,6	2,4	4,0	5,7	1,7
4 800 bis unter 6 000 .....	a	1,2	3,0	1,2	3,5	1,2	1,6	2,9	4,2	1,2
	b	1,3	3,2	1,3	3,8	1,3	1,7	3,1	4,5	1,3
6 000 bis unter 7 200 .....	a	1,4	3,5	1,1	2,9	1,0	1,3	2,2	3,4	0,8
	b	1,5	3,8	1,2	3,1	1,1	1,4	2,4	3,7	0,9
7 200 bis unter 8 400 .....	a	2,4	5,8	1,5	3,8	1,4	1,9	3,0	4,3	1,1
	b	2,6	6,3	1,7	4,1	1,6	2,1	3,2	4,6	1,3
8 400 bis unter 9 600 .....	a	3,6	8,4	2,1	5,8	2,1	2,6	4,3	6,0	1,5
	b	3,7	8,6	2,2	5,9	2,2	2,7	4,4	6,1	1,6
9 600 bis unter 12 000 .....	a	4,1	10,6	2,0	4,8	2,1	2,5	4,1	6,3	1,3
	b	4,2	10,8	2,1	4,9	2,2	2,6	4,2	6,4	1,4
12 000 bis unter 16 000 .....	a	3,9	10,5	1,6	4,7	1,7	1,9	3,0	4,6	0,6
	b	4,0	10,7	1,6	4,8	1,8	2,0	3,1	4,7	0,6
Insgesamt .....	a	0,4	0,9	0,6	1,2	0,6	0,7	1,2	1,8	0,5
	b	0,6	1,2	0,5	1,4	0,5	0,6	0,8	0,7	0,4

Die Fehler für die Lohnsteuerbeträge sind entsprechend der Variabilität nur in den unteren Bruttolohngruppen merklich höher als die Standardfehler für die Zahl der Lohnsteuerpflichtigen. Die Standardfehler für die Gesamtzahl der Steuerpflichtigen sind dagegen zum Teil größer als die Fehlerwerte für die entsprechenden Lohnsteuerbeträge, weil hier das Hauptgewicht bei den voll aufbereiteten Bruttolohngruppen ab 16 000 DM liegt.

Im allgemeinen sind danach die Ergebnisse mit befriedigender Genauigkeit ermittelt worden. Nur für die schwach besetzten Tabellenfelder (z. B. Lohnsteuerpflichtige mit mehreren Kindern in den unteren Bruttolohngruppen) haben sich erwartungsgemäß größere Fehlerwerte ergeben. Diese Fehler sind aber im allgemeinen durchaus tragbar.

Anhang: Stichprobenplan zur Untersuchung der Fehlmasse

Erfahrungsgemäß kommt ein Teil der zu Recht ausgegebenen Lohnsteuerbelege trotz aller Maßnahmen zur Steigerung des Rückflusses nicht in die Hände der Statistischen Landesämter. Der Umfang dieser Fehlmasse kann durch Vergleich mit den Ergebnissen der Beschäftigtenstatistik und des Mikrozensus grob abgeschätzt werden; über die Zusammensetzung der Fehlmassen gibt es dagegen keine sicheren quantitativen Unterlagen. Infolgedessen sind die systematischen Fehler, die durch das Ausbleiben eines Teils der Lohnsteuerkarten verursacht werden (vgl. II.30, S. 431), nicht einmal der Größenordnung nach sicher bekannt. Diese bislang noch fehlende Kenntnis behindert den Rückschluß von den Ergebnissen der Lohnsteuerstatistik auf die Gesamtheit aller Lohnsteuerpflichtigen und schränkt damit die Aussagekraft der Statistik ein.

Wegen der großen Zahl der Lohnsteuerbelege (rund 20 Millionen im Bundesgebiet) ist eine Prüfung der Gesamtmasse auf fehlende Karten schon aus Kostenrücksichten unmöglich. Die Untersuchung der Fehlmasse muß also auf einen repräsentativen Teil

aller ausgegebenen Lohnsteuerkarten beschränkt werden. Diese Stichprobe muß bereits vor der Ausgabe festgelegt werden; eine nachträgliche Auswahl von Lohnsteuerkarten erlaubt keine zwingenden Aussagen über den Umfang und die Struktur der Fehlmasse.

Für die geplante — jedoch nicht durchgeführte — Lohnsteuerstatistik 1958 wurde ein einfacher Stichprobenplan entwickelt. Er sah vor, daß bei der Ausgabe der Lohnsteuerkarten 0,1 vH aller Karten ausgewählt und mit einem Kennzeichen versehen wurden. Zur Vereinfachung war eine zweistufige Auswahl geplant. In der ersten Stufe sollten auf Zufallsbasis etwa 230 Gemeinden nach den in Übersicht II.32.4 genannten Auswahlätzen gezogen werden. In den Stichprobengemeinden war in der zweiten Auswahlstufe ein vorgegebener Anteil aller ausgegebenen Lohnsteuerkarten auszuwählen. Die Auswahlsätze zweiter Stufe sind ebenfalls in Übersicht II.32.4 genannt. Sie sind so festgelegt worden, daß der durchschnittliche Auswahlatz in allen Gemeindegrößenklassen einheitlich 0,1 vH beträgt („selbstgewichtende Stichprobe“; vgl. I.2.3, S. 45).

Übersicht II.32.4

Gemeinden mit ... Einwohnern	Auswahl- satz erster Stufe in vH	Zahl der Gemeinden im Bundesgebiet (Stand 1955)		Auswahl- satz zweiter Stufe in vH	Geschätzte Zahl der zu kennzeich- nenden Lohnsteuer- karten 1958 im Bundes- gebiet
		insgesamt	darunter in der Stichprobe		
unter 1 000 .....	0,2	16 606	34	50	2 500
1 000 bis unter 2 000 .....	0,5	4 306	22	20	1 900
2 000 bis unter 5 000 .....	1	2 154	22	10	2 400
5 000 bis unter 10 000 .....	5	616	31	2	1 800
10 000 bis unter 20 000 .....	10	247	25	1	1 500
20 000 bis unter 50 000 .....	20	140	28	0,5	1 900
50 000 bis unter 100 000 .....	50	38	19	0,2	1 400
100 000 und mehr .....	100	47	47	0,1	6 600
Zusammen .....	—	24 154	228	—	20 000

Die ausgewählten Lohnsteuerkarten sollten gekennzeichnet und die darauf eingetragenen Adressen in einer besonderen Liste zusammengestellt werden. Es war geplant, die mit einem Kennzeichen versehenen Lohnsteuerkarten bei der Aufbereitung der Statistik 1958 auszusortieren und durch Vergleich mit der Liste festzustellen, welche Karten nicht spontan zurückkamen. Der verhältnismäßig geringe Umfang der Stichprobe sollte es ermöglichen, diese fehlenden Karten sehr genau zu verfolgen. Mit dieser verhältnismäßig kleinen Stichprobe wären zumindest grobe quantitative Aussagen über die Höhe des Rückflusses und die Struktur der Fehlmasse möglich gewesen. Vom Gesichtspunkt der Verallgemeinerungsfähigkeit der Ergebnisse hätten solche Untersuchungen an einem kleinen, aber repräsentativ ausgewählten Material wesentliche Vorzüge gegenüber den viel kostspieligeren und nicht allgemein repräsentativen Untersuchungen einiger besonders interessierter Städte an ihrem Gesamtmaterial.

Der beschriebene Stichprobenplan sollte bei der Lohnsteuerstatistik 1958 erprobt werden; dieser erste Versuch wurde auf die Gemeinden mit 50 000 und mehr Einwohnern beschränkt. Die in dem Plan vorgesehene Kennzeichnung der Lohnsteuerkarten war auch von diesen Gemeinden vorgenommen, eine Lohnsteuerstatistik für 1958 aber nicht angeordnet worden. Damit entfiel auch die Möglichkeit, die Anwendbarkeit des Verfahrens allgemein zu prüfen. Das Hessische Statistische Landesamt hat es jedoch übernommen, anhand der ihm für diesen Zweck von der Finanzverwaltung zur Verfügung gestellten Lohnsteuerkarten 1958 eine entsprechende Untersuchung durchzuführen. Die Untersuchung ist zur Zeit noch nicht abgeschlossen.

## **Einkommensteuerstatistik 1957**

K.-A. Schäffer<sup>1)</sup>

### **1. Einleitung**

Seit dem Jahre 1925 sind im Reichsgebiet alljährlich (mit Ausnahme der Jahre 1930/31) Statistiken der veranlagten Einkommen- und Körperschaftsteuer durchgeführt worden. Die ersten umfassenden Einkommensteuerstatistiken im Bundesgebiet fanden für die Jahre 1950 und 1954 statt. Während diese Statistiken wegen ihres sachlich und regional tief gegliederten Tabellenprogramms stets die Vollaufbereitung des sekundärstatistischen Materials erforderten, konnte bei der Einkommensteuerstatistik 1957 erstmals das Stichprobenverfahren angewendet werden. Dies war möglich, weil das Tabellenprogramm dieser Statistik aus Gründen der Kosten- und Zeitersparnis auf die wichtigsten Ergebnisse beschränkt wurde. Die Statistik für 1957 hatte nur die Aufgabe, den Zeitraum bis zur nächsten umfassenden Einkommensteuerstatistik zu überbrücken.

Die Statistiken der veranlagten Einkommensteuer dienen vor allem der Beschaffung von Unterlagen für die Steuerpolitik. Daneben liefern sie einen wichtigen Beitrag zur Beurteilung der Einkommensverhältnisse, insbesondere der Selbständigen.

Die Rechtsgrundlage der Statistik ist die Verordnung vom 4. 7. 1958 über die Durchführung einer Statistik der veranlagten Einkommensteuer und der veranlagten Körperschaftsteuer für das Kalenderjahr 1957. Danach ist die Einkommensteuerstatistik repräsentativ aufzubereiten. Die Körperschaftsteuerstatistik soll dagegen wegen der verhältnismäßig geringen Zahl der Fälle auch weiter total durchgeführt werden; sie wird daher im folgenden nicht behandelt.

Die Einkommensteuerstatistik 1957 ist zur Zeit noch in Arbeit. Als Schlußtermin für die Übersendung der letzten Unterlagen von den Finanzämtern an die Statistischen Landesämter ist vom Bundesminister der Finanzen der 30. 1. 1960 festgesetzt worden.

### **2. Grundlagen des Stichprobenplans**

**2.1 Das Tabellenprogramm** der Einkommensteuerstatistik 1957 sieht sieben Tabellen vor: Für die mit Einkommen veranlagten, unbeschränkt Steuerpflichtigen soll in Tabelle 1 ein Gesamtüberblick über die Einkünfte in der Gliederung nach sieben Einkunftsarten, über den Gesamtbetrag der Sonderausgaben, die Summe der veranlagten Einkommen und über die Steuerschuld gegeben werden.

In Tabelle 2 ist die in Tabelle 1 nachgewiesene Hauptgruppe von Steuerpflichtigen, ihr Einkommen und ihre Steuerschuld nach 13 Einkommensgruppen in Kombination mit 6 Steuerklassen zu gliedern.

Die Tabelle 3 sieht eine Gliederung der veranlagten Lohnsteuerpflichtigen, ihres Bruttolohnes, der Lohnsteuer, des Gesamtbetrages der Einkünfte sowie der Einkommen und der Steuerschuld nach 16 Bruttolohngruppen vor; diese Tabelle wird u. a. dazu benötigt, um die Ergebnisse der Einkommensteuerstatistik 1957 und die der Lohnsteuerstatistik 1957 (vgl. II.32) ohne Doppelzählungen zu einer Einkommenspyramide zusammenzufassen.

Die Tabellen 4 bis 7 sind auf verhältnismäßig kleine Gruppen von Steuerpflichtigen beschränkt; sie sollen Aufschluß geben über Sondervergünstigungen, Veranlagungsarten, Verlustfälle und beschränkt Steuerpflichtige.

**2.2 Gegenstand der Statistik** sind die Einkommensteuerveranlagungen für das Kalenderjahr 1957 im Bundesgebiet mit Ausnahme des Saarlandes. Als **Unterlagen** dienen die „Statistischen Blätter“, die von den Finanzämtern im Durchschreibever-

<sup>1)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

fahren bei der Ausschreibung der Steuerbescheide gewonnen und von ihnen den Statistischen Landesämtern zur Verfügung gestellt werden. Diese Blätter sind — wie bereits der Name andeutet — auf die Zwecke der Einkommensteuerstatistik besonders abgestimmt und enthalten alle dafür benötigten Angaben. Insbesondere bietet das sekundärstatistische Material auch viele Möglichkeiten für eine Schichtung und Anordnung.

**2.3** Durch die Rechtsgrundlage (Verordnung vom 4. Juli 1958) wurden folgende **Höchstgrenzen für den Stichprobenumfang** gesetzt: Die Belege, die sich auf Steuerpflichtige mit Einkommen bis unter 16 000 DM beziehen, sind mit einem durchschnittlichen Auswahlsatz von höchstens 12 vH aufzubereiten; die übrigen Belege, die sich auf Steuerpflichtige mit einem Einkommen von 16 000 DM und mehr beziehen, sollen dagegen total aufbereitet werden, soweit sich nicht die Möglichkeit ergibt, auch hier noch das Stichprobenverfahren einzusetzen.

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Die Unterlagen für die Einkommensteuerstatistik wurden (vgl. 2.2) von den Finanzämtern erstellt, und zwar in der Regel getrennt nach einzelnen Steuerbezirken. Als **Auswahleinheiten** waren deshalb außer den einzelnen Steuerbelegen auch geschlossene Gruppen von Belegen, die durch Finanzamtsbezirke oder durch Steuerbezirke bestimmt sind, von praktischem Interesse. Die Beschränkung der Stichprobe auf eine kleine Anzahl von Finanzamtsbezirken würde z. B. außer organisatorischen Vorteilen die Möglichkeit bieten, in den ausgewählten Finanzämtern die benötigten Unterlagen so schnell und vollständig bereitzustellen, daß die Fertigstellung der Statistik dadurch wesentlich beschleunigt würde.

Auf Grund dieser Überlegungen wurden folgende **Auswahlverfahren** untersucht:

- Verfahren F: Finanzamtsbezirks-Auswahl  
ohne Unterauswahl von Steuerpflichtigen (vgl. 3.2, S. 474),
- Verfahren FU: Finanzamtsbezirks-Auswahl  
mit Unterauswahl von Steuerpflichtigen (vgl. 3.3, S. 477),
- Verfahren S: Steuerbezirks-Auswahl (vgl. 3.4, S. 478),
- Verfahren E: Einzelauswahl von Steuerbelegen aus der Gesamtmasse  
(vgl. 3.5, S. 478).

Es war zu vermuten, daß die Steuerpflichtigen mit Einkommen etwa ab 16 000 DM wegen ihrer verhältnismäßig geringen Anzahl in jedem Falle vollständig erfaßt werden mußten; die obengenannten Auswahlverfahren gelten also nur für die Belege unter dieser Grenze.

Die Genauigkeit und damit auch die Güte des Stichprobenplans hängen außer vom Auswahlverfahren auch vom **Hochrechnungsverfahren** ab. Neben der freien Hochrechnung wurde auch die Verhältnisschätzung untersucht (in der Kurzbezeichnung der Stichprobenverfahren werden die Hochrechnungsverfahren mit f bzw. v bezeichnet). Während die freie Hochrechnung grundsätzlich bei allen Auswahlverfahren angewandt werden kann, erfordert der Einsatz der Verhältnisschätzung die Kenntnis von Einzelwerten für die Auswahleinheiten zu einem früheren Zeitpunkt, z. B. die der Werte aus der Einkommensteuerstatistik 1954. Diese Angaben konnten nicht für einzelne Steuerpflichtige, sondern nur für Finanzamtsbezirke ermittelt werden und hätten zusätzliche Aufbereitungsarbeiten bei der Einkommensteuerstatistik 1954 notwendig gemacht. Aus diesem Grunde war auch die Anwendung der Verhältnisschätzung auf die Auswahl von Finanzamtsbezirken, d. h. auf Verfahren F und FU, beschränkt.

Der methodische Vergleich der untersuchten Stichprobenverfahren wurde aus technischen Gründen am Material des Landes Nordrhein-Westfalen angestellt; die Genauigkeit der Stichprobenverfahren wurde daher zunächst nur für dieses Land diskutiert.

## II.33

Weil das Tabellenprogramm während der vorbereitenden Arbeiten noch nicht festlag, wurde von einem vorläufigen Programm ausgegangen, das nur eine Gliederung der Einkünfte nach Einkunftsarten sowie eine Gliederung der Steuerpflichtigen und ihres Einkommens nach Einkommensgruppen vorsah.

**3.2 Die Genauigkeit einer Auswahl von Finanzamtsbezirken** konnte nicht unmittelbar untersucht werden, weil steuerstatistisches Material über Finanzamtsbezirke nur in sehr beschränktem Maße zur Verfügung stand. Um dennoch Aufschluß über die Genauigkeit des Verfahrens zu erhalten, wurden die Untersuchungen hilfsweise an folgendem Material ausgeführt:

- a) an den für Finanzamtsbezirke zusammengestellten „Zensusmerkmalen“ des Zählungswerks 1950;
- b) an den für Kreise veröffentlichten Steuermerkmalen der Einkommensteuerstatistik 1950.

Weder von dem einen noch von dem anderen Material kann zwingend auf die Genauigkeit geschlossen werden, die sich für eine Auswahl von Finanzamtsbezirken für Steuermerkmale ergeben würde.

Die Untersuchungen zeigten jedoch, daß im Hinblick auf die Streuung kein wesentlicher Unterschied zwischen den unter a) und b) genannten Materialien besteht (vgl. Übersicht II.33.1, S. 475). Es dürfte danach der Analogieschluß von der Genauigkeit für Zensusmerkmale bei Finanzamtsauswahl und für Steuermerkmale bei Kreisauswahl auf die gesuchte Genauigkeit für Steuermerkmale bei Finanzamtsauswahl gerechtfertigt sein.

Gemäß dem Wunsch des Bundesministeriums der Finanzen wurde außer der Zufallsauswahl auch die Möglichkeit einer bewußten Auswahl „typischer“ Bezirke untersucht. Für die bewußte Auswahl von Bezirken wurde folgende Auswahltechnik angewandt: Es sollten 8 typische Finanzamtsbezirke von 84 Bezirken in Nordrhein-Westfalen ausgewählt werden. Hierzu wurden 3 Merkmale benutzt, z. B. Anteil der Erwerbspersonen in der Landwirtschaft ( $A_1$ ), Anteil der Erwerbspersonen im Handel ( $A_2$ ), Anteil der Arbeiter unter den Erwerbspersonen ( $A_3$ ). Die 84 Bezirke wurden zunächst nach der Höhe von  $A_1$  in 4 Gruppen zu je 21 Bezirken geordnet, dann wurde jede Gruppe in 11 Bezirke mit höherem  $A_2$  und in 10 Bezirke mit niedrigerem  $A_2$  unterteilt, so daß 8 Gruppen entstanden. In jeder Gruppe wurde der Mittelwert von  $A_3$  gebildet; derjenige Bezirk, dessen  $A_3$  dem Gruppendurchschnitt am nächsten kam, wurde ausgewählt und erhielt als Gewicht die Bevölkerungszahl der Gruppe. Zur Prüfung der Ergebnisse einer solchen Auswahl wurden die Abweichungen der hochgerechneten Schätzwerte von den Landeszahlen in allen verfügbaren Merkmalen betrachtet. Als Maß für diese Abweichungen wurde der Standardfehler für diese Merkmale bei einer nach den Merkmalen  $A_1$  und  $A_2$  geschichteten Zufallsauswahl von 8 Bezirken benutzt. Dividiert man die Abweichungen durch die entsprechenden Standardfehler, so ergeben sich für die Quotienten die Werte der Übersicht II.33.1. Die Tabelle zeigt, daß die eine bewußt ausgewählte Reihe der Finanzamtsbezirke, bei denen die Zensusmerkmale untersucht wurden, günstige Ergebnisse geliefert hat, die andere dagegen nicht. Das gleiche Verfahren lieferte bei den Steuermerkmalen erheblich schlechtere Werte als die zum Vergleich angegebenen Zufallsstichproben.

Die Gegenüberstellung in Übersicht II.33.1 zeigt somit deutlich, daß die bewußte Auswahl von Einheiten in der Größe von Finanzamtsbezirken oder Kreisen keinesfalls dem Verfahren der geschichteten Zufallsauswahl überlegen ist. Da außerdem die Auswahl nach dem Zufallsprinzip den Vorteil hat, daß mit Hilfe der Fehlerrechnung die Ergebnissenauigkeit ermittelt werden kann, wurden im weiteren Verlauf der Untersuchungen nur noch Auswahlverfahren nach dem Zufallsprinzip betrachtet.

Um Aufschluß über die Genauigkeit zu erhalten, mit der spezielle steuerstatistische Merkmale bei einer Zufallsauswahl von Finanzamtsbezirken erfaßt werden können, wurde auf die Kreisergebnisse der Einkommensteuerstatistik 1950 im Lande



Übersicht II.33.1

Regionale Einheit	Art der Auswahl	Merkmale		Abweichung vom Landesergebnis Standardfehler					
		Art	Anzahl	—2 und weniger	—1 bis über —2	0 bis über —1	0 bis unter +1	+1 bis unter +2	+2 und mehr
Finanzamtsbezirke	zufällig	Zensusmerkmale	32	1	7	15	7	2	—
	„	„	32	—	2	9	19	2	—
	„	„	32	—	1	23	6	2	—
	bewußt <sup>1)</sup>	„	32	—	—	16	15	1	—
	bewußt <sup>2)</sup>	„	32	—	5	20	5	1	1
Kreise	zufällig	Steuermerkmale (Einkunftsarten)	18	—	—	5	9	4	—
	„	„	18	—	2	—	6	8	2
	„	„	18	—	1	11	3	2	1
	bewußt <sup>1)</sup>	„	18	1	10	2	2	1	2
	zufällig	Steuermerkmale (Einkommensgruppen)	24	—	—	10	13	1	—
	„	„	24	—	2	5	16	1	—
	„	„	24	—	—	19	2	1	2
	bewußt <sup>1)</sup>	„	24	3	8	6	2	4	1

1) Nach dem Anteil der Erwerbspersonen in der Landwirtschaft, im Handel, Arbeiteranteil. — 2) Nach dem Anteil der Erwerbspersonen in Industrie und Handwerk, der mithelfenden Familienangehörigen, der Beamten und Angestellten.

Nordrhein-Westfalen zurückgegriffen. Da die Gesamtzahl der Kreise im Bundesgebiet annähernd gleich der Gesamtzahl der Finanzamtsbezirke ist, darf angenommen werden, daß die für die Kreisauswahl gefundene Größenordnung der Standardfehler näherungsweise auch für eine entsprechende Auswahl von Finanzamtsbezirken gelten wird. Mit Hilfe des Kreismaterials wurden die Standardfehler für folgende Verfahren abgeschätzt:

- a) Ungeschichtete Auswahl von 10 vH der Finanzamtsbezirke, freie Hochrechnung;
- b) Geschichtete Auswahl von 10 vH der Finanzamtsbezirke, freie Hochrechnung (Verfahren F10f).

Die beiden Verfahren gehen davon aus, daß 9 von 94 Kreisen in Nordrhein-Westfalen mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Anzahl der Steuerpflichtigen in den Kreisen ausgewählt und ohne Unterauswahl in die Aufbereitung einbezogen werden. Durch die unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten, die der Anzahl der Steuerpflichtigen angepaßt sind, wird die Größe und damit auch das Gewicht der Kreise bei der Auswahl berücksichtigt. Bei Verfahren b) werden die Schichten nach dem Anteil der Steuerpflichtigen mit Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft sowie nach dem Anteil der Steuerpflichtigen mit Einkommen bis unter 3000 DM gebildet.

In Übersicht II.33.2 (Spalte 2) sind die Standardfehler zusammengestellt, die sich bei Anwendung des Verfahrens F10f für das Land Nordrhein-Westfalen nach Formel III.4.1 (4), S. 560, ergeben haben.

Trotz der Schichtung liefert das Verfahren F10f ziemlich ungenaue Ergebnisse. Beispielsweise würde die Anzahl der Steuerpflichtigen mit Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft im Lande Nordrhein-Westfalen nur mit einem Standardfehler von rund 22 vH zu erhalten sein. Dies entspricht recht genau dem Fehler von 20 vH, der sich bei einer ähnlichen Schichtung für die Erwerbstätigen in der Landwirtschaft bei der Schattenaufbereitung der Finanzamtsbezirke und Erfassung von 17 vH der Bevölkerung ergeben hat. Schon hieran erkennt man die Äquivalenz der Kreise und Finanzamtsbezirke für die Untersuchung der Stichprobengenaugkeit.

Übersicht II.33.2

Merkmal	Anzahl im Jahre 1950 in Nordrhein- Westfalen in 1000	Relative Standardfehler in vH bei Stichprobenverfahren					
		F10f	F5f	F10U50f	F20U25f	S4	E10
		1	2	3	4	5	6
Fälle mit Einkünften aus							
Land- und Forstwirtschaft ..	42	21,9	30,9	21,9	15,6	5,2	0,8
Gewerbebetrieb .....	426	2,6	3,7	2,6	1,8	1,3	0,3
Selbständiger Arbeit .....	42	8,4	11,8	8,5	6,3	3,8	1,5
Nichtselbständiger Arbeit ..	102	7,6	10,7	7,7	5,5	3,0	0,9
Kapitalvermögen .....	28	12,0	17,0	12,1	8,8	4,3	2,0
Vermietung und Verpachtung ..	202	5,7	8,0	5,7	4,1	1,7	0,5
Sonstigen Quellen .....	39	14,5	20,4	14,6	10,5	3,5	1,6
Steuerpflichtige							
mit Einkommen							
unter 1 500 DM ...	43	4,3	.	.	.	.	2,0
1 500 bis „ 3 000 „ ...	143	2,2	.	.	.	.	0,9
3 000 „ „ 5 000 „ ...	155	2,2	.	.	.	.	0,6
5 000 „ „ 8 000 „ ...	112	2,0	.	.	.	.	0,7
8 000 „ „ 12 000 „ ...	58	3,6	.	.	.	.	0,9
12 000 „ „ 16 000 „ ...	23	5,1	.	.	.	.	1,5

Es ist sehr bemerkenswert, daß die Fehlergrenzen für die Gliederung nach Einkommensgruppen wesentlich enger sind. Für Nordrhein-Westfalen liegen die Standardfehler der angegebenen Gruppen zwischen 2 und 5 vH.

Die einfache ungeschichtete Zufallsauswahl hat — wie zu erwarten war — durchweg größere Standardfehler ergeben als die geschichtete Auswahl. Auf die Wiedergabe der einzelnen Ergebnisse wird hier verzichtet. Es sei nur darauf hingewiesen, daß der Standardfehler der landwirtschaftlichen Einkünfte ohne Schichtung bei etwa 30 vH liegt. Die Schichtung war weiterhin vor allem bei den Einkünften aus nichtselbständiger Tätigkeit und bei der ganzen Einkommensgliederung wirksam. Die geschichtete Auswahl mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Zahl der Steuerpflichtigen ist also der entsprechenden ungeschichteten Auswahl überlegen. Diese Überlegenheit gilt auch, wie nicht näher ausgeführt werden soll, gegenüber der Auswahl mit gleichen Wahrscheinlichkeiten für alle Kreise.

Wesentlich günstigere Ergebnisse können erwartet werden, wenn die freie Hochrechnung durch die der Verhältnisschätzung ersetzt wird. Um den Genauigkeitsgewinn, der mit diesem Verfahren zu erwarten ist, grob abzuschätzen, mußte auf Kreisergebnisse der Einkommensteuerstatistiken aus den Vorkriegsjahren zurückgegriffen werden, weil für diesen Zweck verwendbare Regionalergebnisse aus zwei verschiedenen Jahren nach dem Kriege zur Zeit der Untersuchungen noch nicht verfügbar waren.

Für zwei Merkmale wurde der Genauigkeitsgewinn ermittelt, der sich bei Anhängen einer auf Kreisbasis erstellten repräsentativen Einkommensteuerstatistik 1938 an die Einkommensteuerstatistik 1937, 1936 bzw. 1929 in der Provinz Westfalen ergeben hätte. Die bei dieser Untersuchung gefundenen Reduktionsfaktoren sind in der Übersicht II.33.3 zusammengestellt; dabei ist der Reduktionsfaktor wie folgt definiert worden:

$$\text{Reduktionsfaktor} = \frac{\text{Standardfehler bei Verhältnisschätzung}}{\text{Standardfehler bei freier Hochrechnung}}$$

Von den in den Vorkriegsjahren für Kreisauswahlen geltenden Verhältnissen kann selbstverständlich nicht zwingend auf den Genauigkeitsgewinn geschlossen werden, der sich bei Anwendung der Verhältnisschätzung für eine Finanzamtsauswahl im Jahre 1957 ergeben würde. Die gefundenen Zahlen zeigen aber, daß die Anwendung der gebundenen Hochrechnung erhebliche Vorteile bringt, wenn die Zeit zwischen der Stich-

Übersicht II.33.3

Merkmal	Reduktionsfaktor bei Bindung der Einkommensteuerstatistik 1938 an die Einkommensteuerstatistik		
	1929	1936	1937
Steuerpflichtige mit Einkünften aus			
Land- und Forstwirtschaft .....	0,75	0,56	0,10
Gewerbebetrieb .....	0,83	0,58	0,04

probenstatistik und der Statistik, an die sie gebunden werden soll, nur wenige Jahre einer stetigen Wirtschaftsentwicklung umfaßt (Beispiel 1937/38). Wesentlich kleiner wird dagegen der Genauigkeitsgewinn ausfallen, wenn die Zeit zwischen den beiden Statistiken größer ist oder wenn in dieser Zeit weitgehende wirtschaftliche Umschichtungen, wie etwa in den Jahren 1929 bis 1938 im westfälischen Industriebezirk, stattfinden. Schon von 1936 auf 1938 ist der Genauigkeitsgewinn erheblich kleiner und reduziert sich noch stärker, wenn ein ganzes Jahrzehnt überbrückt werden soll. Es wurde daher geschätzt, daß die Fehlersenkung durch Bindung der Statistik 1957 an die Statistik 1954 etwa 50 vH betragen würde. Für das Auswahlverfahren F10v (Finanzamtswahl mit Verhältnisschätzung) dürften danach etwa halb so große Fehlerwerte wie für das Verfahren F10f gelten.

**3.3 Die Genauigkeit einer Zufallsauswahl von Finanzamtsbezirken mit Unterauswahl von Steuerpflichtigen** in den ausgewählten Finanzamtsbezirken wurde ebenfalls am Material von Kreisen untersucht. Die Standardfehler wurden für das Land Nordrhein-Westfalen für folgende zweistufige Stichprobenverfahren geschätzt:

F10U50f: Geschichtete 10 vH-Auswahl von Finanzamtsbezirken,  
50 vH-Unterauswahl von Steuerpflichtigen,  
freie Hochrechnung;

F20U25f: Geschichtete 20 vH-Auswahl von Finanzamtsbezirken,  
25 vH-Unterauswahl von Steuerpflichtigen,  
freie Hochrechnung.

In beiden Verfahren wurde in der ersten Stufe mit Auswahlwahrscheinlichkeiten proportional zur Zahl der Steuerpflichtigen in den Kreisen gearbeitet. In Übersicht II.33.2 werden die nach Formel III.5.1 (4), S. 569, in Kombination mit Formel III.4 (9), S. 558, berechneten relativen Standardfehler für die beiden Auswahlverfahren F10U50f und F20U25f zusammengestellt und mit den Fehlerwerten für das einstufige Auswahlverfahren

F5f: Geschichtete 5 vH-Auswahl von Finanzamtsbezirken  
ohne Unterauswahl,  
freie Hochrechnung,

verglichen. Bei dem einstufigen Auswahlverfahren, das ebenfalls proportionale Auswahlwahrscheinlichkeiten verwendet, würden etwa ebensoviel Steuerpflichtige (rund 10 vH) in die Stichprobe fallen und dementsprechend etwa ebenso hohe Kosten entstehen, wie bei den beiden zweistufigen Auswahlverfahren. Der Vergleich der relativen Standardfehler zeigt, daß im Durchschnitt die Standardfehler bei Verfahren F10U50f etwa 75 vH und bei Verfahren F20U25f etwa 60 vH der Fehler des Verfahrens F5f betragen. Die Unterauswahl von Steuerpflichtigen innerhalb repräsentativ erfaßter Finanzamtsbezirke ermöglicht also eine wesentliche Verbesserung gegenüber der einstufigen Auswahl einer entsprechend kleineren Zahl von Finanzamtsbezirken mit vollständiger Erfassung der Steuerpflichtigen dieser Bezirke.

Die Standardfehler für die zweistufigen Auswahlverfahren bei Anwendung der Verhältnisschätzung dürften ebenfalls etwa die Hälfte der in Übersicht II.33.2 genannten Werte ausmachen.

## II.33

**3.4** Für die Untersuchungen zur **Steuerbezirk-Auswahl** wurden die Steuerbezirk-Ergebnisse der Einkommensteuerstatistik 1950 im Regierungsbezirk Darmstadt maschinell erstellt. Diese Sonderaufbereitung ergab, daß die 60 300 Steuerpflichtigen mit einem Einkommen bis unter 16 000 DM auf 947 Steuerbezirke verteilt waren. Im Durchschnitt umfaßte ein Steuerbezirk also rund 65 Steuerpflichtige. Die Streuung der Größe der Steuerbezirke um diesen Wert ist verhältnismäßig groß, wie die Gliederung der Steuerbezirke nach der Anzahl der Steuerpflichtigen in Übersicht II.33.4 zeigt.

Übersicht II.33.4

Zahl der Steuerpflichtigen	Zahl der Steuerbezirke
bis 10	313
11 „ 20	161
21 „ 30	97
31 „ 50	107
51 „ 100	115
101 „ 200	77
201 „ 500	60
501 und mehr	17
Zusammen	947

Die große Häufigkeit von sehr kleinen Steuerbezirken beeinträchtigt grundsätzlich die Güte der Stichprobenverfahren, die auf einer Auswahl von Steuerbezirken aufbauen. Der Einfluß der Größe der Steuerbezirke läßt sich jedoch zu einem Teil durch passende Wahl des Stichprobenplans ausschalten: Bei einer ungeschichteten Auswahl der Steuerbezirke mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Anzahl der Steuerpflichtigen in den Bezirken würden die Stichprobenfehler etwa um ein Drittel

geringer sein als bei einer ungeschichteten Auswahl mit gleichen Wahrscheinlichkeiten. Eine weitere Verbesserung läßt sich erzielen durch eine Schichtung der Steuerbezirke nach dem Anteil der Steuerpflichtigen mit Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft sowie dem Anteil der Steuerpflichtigen mit Einkommen bis unter 3000 DM. Auf Grund der Ergebnisse der 947 Steuerbezirke im Regierungsbezirk Darmstadt wurden maschinell die Stichprobenfehler für eine geschichtete Auswahl von 4 vH der Steuerbezirke bei freier Hochrechnung ermittelt (im folgenden als Stichprobenverfahren S4 bezeichnet). Die Auswahl von 4 vH der Steuerbezirke mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Größe der Bezirke führte zu einer Erfassung von etwa 10 vH der Steuerpflichtigen.

Die für den Regierungsbezirk Darmstadt gefundenen Standardfehler wurden, um den Vergleich mit den Ergebnissen der anderen Auswahlverfahren zu ermöglichen, näherungsweise auf das Land Nordrhein-Westfalen umgerechnet. Weil die Anzahl der Steuerbezirke in diesem Land nicht genau bekannt war, mußte bei der Umrechnung von der entsprechenden Zahl der Steuerpflichtigen ausgegangen werden. Die so für das Land Nordrhein-Westfalen gefundenen Standardfehler dürften aber der Größenordnung nach ein richtiges Bild über die Genauigkeit bei der Auswahl von Steuerbezirken geben.

Die relativen Standardfehler für das Verfahren S4 sind in der Übersicht II.33.2, S. 476, (Spalte 6) zusammengestellt. Es zeigt sich, daß die Fehler bei einer Steuerbezirk-Auswahl höchstens ein Drittel der Werte betragen, die sich bei einer Auswahl von Finanzamtsbezirken nach dem Verfahren F5f ergeben würden, mit der etwa gleichviele Steuerpflichtige in die Stichprobe kämen.

Untersuchungen darüber, ob die Auswahl von Steuerbezirken durch Anwendung einer anderen Schichtung oder durch Zusammenlegen von Bezirken zur Erzielung einer einheitlichen Größe oder auf andere Weise verbessert werden kann, wurden nicht durchgeführt. Die besonders wichtige Verbesserung der Genauigkeit mit Hilfe der Verhältnisschätzung ist auch bei der Steuerbezirksauswahl grundsätzlich möglich; wegen der fehlenden festen Abgrenzung der Steuerbezirke dürfte diese Verbesserung jedoch praktisch schwer durchführbar sein.

**3.5** Das untersuchte Verfahren der **Einzelauswahl von Steuerbelegen** sah vor, daß die Gesamtheit aller Einkommensteuerbelege mit Einkommen bis unter 16 000 DM nach der Art der Steuerbelastung (steuerbelastet — nicht steuerbelastet) geschichtet wurde

und daß dann aus den beiden Schichten jeweils 10 vH der Belege nach dem Zufallsprinzip ausgewählt wurden; die Belege mit höherem Einkommen sollten hier wie bei allen anderen Stichprobenverfahren total aufbereitet werden.

Die Standardfehler für dieses Stichprobenverfahren E10 wurden nach geschätzten Besetzungszahlen auf Grund der Formel III.1.3 (4), S. 526, ermittelt; sie sind in Übersicht II.33.2, S. 476 (Spalte 7), zusammengestellt. Man erkennt, daß sich die Standardfehler in verhältnismäßig engen Grenzen halten und wesentlich kleiner als bei den übrigen Stichprobenverfahren sind.

**3.6 Zum Vergleich der Stichprobenverfahren** wurde ein Maß für ihre Genauigkeit eingeführt. Da bei der Einkommensteuerstatistik die Einzelauswahl von 10 vH der Steuerbelege Standardfehler ergibt, deren Innehaltung etwa gefordert werden könnte, wurden die Standardfehler dieses Verfahrens E10 als Maßstab gewählt und der „Genauigkeitsgrad“ eines Stichprobenverfahrens A in folgender Weise definiert:

$$\text{Genauigkeitsgrad} = \frac{\text{Durchschnittsfehler bei Stichprobenverfahren E10}}{\text{Durchschnittsfehler bei Stichprobenverfahren A}}$$

Die Maßzahl „Genauigkeitsgrad“ gibt also an, wie genau das betrachtete Stichprobenverfahren A im Vergleich zur Einzelauswahl von Steuerbelegen aus der Gesamtheit ist. Die Fehler der Spalte 7 in Übersicht II.33.2, S. 476, haben somit den Genauigkeitsgrad 1; je schlechter die Verfahren stichprobenmethodisch sind, desto geringer ist ihr Genauigkeitsgrad.

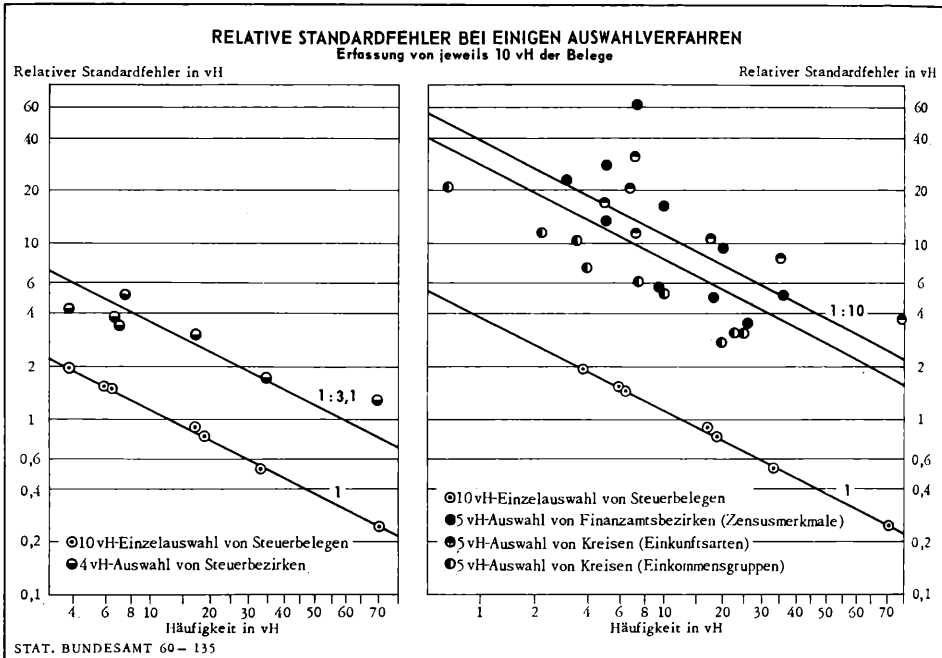
Zur praktischen Ermittlung der Genauigkeitsgrade wurden für die drei Typen von Auswahlverfahren die relativen Standardfehler der einzelnen Merkmale logarithmisch gegen eine Skala für die Häufigkeit  $p$  aufgetragen, mit der die Merkmale auftraten. Es wurde eine Skala  $\log 1/(1-p)$  gewählt, so daß die Punkte für die ungeschichtete Einzelauswahl auf einer Geraden liegen.

In der Abbildung II.33.1 werden die relativen Standardfehler der Stichprobenverfahren F5f und S4, die auf eine Erfassung von rund 10 vH der Steuerpflichtigen führen, jeweils mit dem Verfahren E10 verglichen. Die Darstellung zeigt anschaulich, daß die relativen Standardfehler für jedes Verfahren in einem mehr oder weniger geschlossenen Bereich liegen und sich von denen der anderen deutlich absetzen. Die unterste Punktreihe beider Bildteile bilden die Fehler der Einzelauswahl von 10 vH der Einkommensteuerbelege. Auf der linken Seite sind außerdem die Fehler für die Steuerbezirksauswahl S4 angegeben, bei der mit 4 vH der Bezirke ebenfalls 10 vH der Steuerpflichtigen erfaßt werden. Infolge des Klumpeneffektes der Steuerbezirke liegen die Fehlergrenzen höher als bei der Einzelauswahl. Da der Klumpeneffekt für die einzelnen Merkmale verschieden ist, ergibt sich nicht eine gerade Linie, sondern die Punkte streuen um eine mittlere Gerade. Relativ günstig, d. h. unterhalb der Geraden, liegt z. B. der Standardfehler für Einkünfte aus selbständiger Arbeit, ungünstiger, also oberhalb der Geraden, liegen die Fehler für Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft sowie aus Gewerbebetrieb.

Auf der rechten Seite werden die Standardfehler des Verfahrens F5f dargestellt und mit der Einzelauswahl E10 verglichen. Bei der Kreisauswahl zeigt sich, daß die Einkommensgruppen relativ günstiger liegen als die Einkunftsarten. Die mittlere Linie gibt wiederum die Möglichkeit, günstigere und weniger günstige Merkmale zu unterscheiden. So liegen z. B. die Punkte für Einkünfte aus der Land- und Forstwirtschaft sowie aus Gewerbebetrieb relativ ungünstig. Es zeigt sich also der gleiche Effekt, der auch bei den Untersuchungen über Steuerbezirke gefunden wurde.

Die Standardfehler der Zensusmerkmale, die bei den Finanzamtsbezirken untersucht wurden, sind hier besonders in der Untergliederung der Erwerbstätigen nach Wirtschaftsabteilungen und nach der Stellung im Beruf wichtig, weil diese Merkmale mit den Einkunftsarten der Steuerstatistik einigermaßen vergleichbar sind. Die Merkmale sind — unter Fortlassung der anderen Zensusmerkmale — als Kreisflächen einge-

Abbildung II. 33.1



zeichnet. Die Standardfehler für diese Merkmale liegen in derselben Größenordnung wie die für die Einkunftsarten und werden durch die gleiche mittlere Linie gekennzeichnet. Hieraus ergibt sich die Bestätigung des methodischen Grundsatzes, Volks- und Berufszählungsmerkmale überhaupt zur Vorbereitung der Steuerstatistik heranzuziehen. Auch die Abweichungen von der mittleren Linie zeigen Ähnlichkeiten; so ist z. B. der Anteil der Erwerbstätigen in der Landwirtschaft ein Merkmal mit überdurchschnittlich hohem Standardfehler. Der größere Klumpeneffekt für dieses Merkmal ist verständlich, weil in Nordrhein-Westfalen besonders starke regionale Unterschiede im Anteil der Landwirtschaft vorliegen.

Auf Grund der durch den Punkteschwarm gelegten Ausgleichsgeraden ergeben sich näherungsweise folgende Beziehungen für die durchschnittlichen Stichprobenfehler:

$$\frac{\text{Durchschnittsfehler bei Stichprobenverfahren E10}}{\text{Durchschnittsfehler bei Stichprobenverfahren F5f}} = \frac{1}{10} = 0,10$$

$$\frac{\text{Durchschnittsfehler bei Stichprobenverfahren E10}}{\text{Durchschnittsfehler bei Stichprobenverfahren S4}} = \frac{1}{3,1} = 0,32$$

Danach hat das Stichprobenverfahren F5f den Genauigkeitsgrad 0,10 und das Stichprobenverfahren S4 den Genauigkeitsgrad 0,32. Das Stichprobenverfahren E10 hat nach der Definition den Genauigkeitsgrad 1,00.

Aus diesen Werten wurden die Genauigkeitsgrade der übrigen Stichprobenverfahren anhand der für die einzelnen Verfahren gefundenen Fehlerrelationen ermittelt. In Übersicht II.33.5 sind die so gefundenen Genauigkeitsgrade der untersuchten Stichprobenverfahren zusammengestellt.

Übersicht II.33.5

Stichprobenverfahren	Kurzbezeichnung des Verfahrens	Anteil der erfaßten Steuerpflichtigen in vH	Genauigkeitsgrad	Kosten nach der überschlägigen Vorkalkulation in DM
Finanzamts-Auswahl ohne Unterauswahl				
Freie Hochrechnung				
Geschichtete Auswahl von 10 vH der Finanzämter ..	F10f	20	0,14	510 000
Geschichtete Auswahl von 5 vH der Finanzämter ..	F5f	10	0,10	390 000
Verhältnisschätzung				
Geschichtete Auswahl von 10 vH der Finanzämter ..	F10v	20	0,28	510 000
Geschichtete Auswahl von 5 vH der Finanzämter ..	F5v	10	0,20	390 000
Finanzamts-Auswahl mit Unterauswahl				
Freie Hochrechnung				
Geschichtete Auswahl von 10 vH der Finanzämter, Unterauswahl von 50 vH der Steuerpflichtigen .....	F10U50f	10	0,13	420 000
Geschichtete Auswahl von 20 vH der Finanzämter, Unterauswahl von 25 vH der Steuerpflichtigen .....	F20U25f	10	0,16	420 000
Verhältnisschätzung				
Geschichtete Auswahl von 10 vH der Finanzämter, Unterauswahl von 50 vH der Steuerpflichtigen .....	F10U50v	10	0,26	420 000
Geschichtete Auswahl von 20 vH der Finanzämter, Unterauswahl von 25 vH der Steuerpflichtigen .....	F20U25v	10	0,32	420 000
Steuerbezirks-Auswahl ohne Unterauswahl				
Geschichtete Auswahl von 4 vH der Steuerbezirke, freie Hochrechnung .....	S4	10	0,32	390 000
Auswahl von Steuerpflichtigen aus der Gesamtheit				
Geschichtete Auswahl von 10 vH der Steuerpflichtigen, freie Hochrechnung .....	E10	10	1,00	420 000

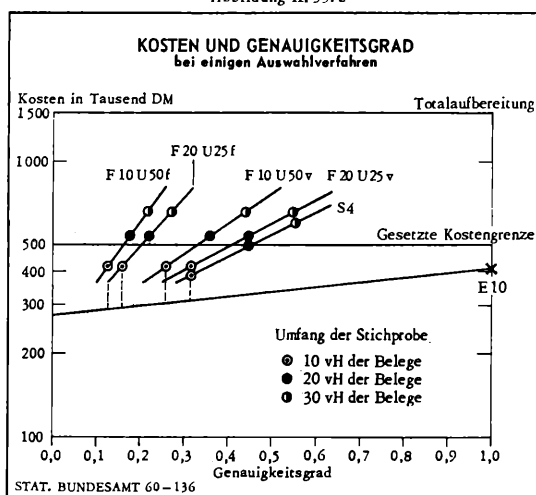
Aus der Tabelle geht deutlich hervor, daß die unmittelbare Einzelauswahl von Steuerbelegen das Verfahren ist, das eine besonders hohe Genauigkeit liefert.

**3.7** Der endgültige Vergleich der Stichprobenverfahren ist erst dann möglich, wenn die **Kosten** der Verfahren in den Vergleich einbezogen werden. Die Kosten nach einer ersten überschlägigen Vorkalkulation sind in der Übersicht II.33.5 mitaufgeführt. Die Beziehung zwischen Genauigkeit und Kosten wird in Abbildung II.33.2 verdeutlicht.

In der Darstellung sind die Werte aus der Übersicht II.33.5 mit einem Kreisring eingetragen; darüber hinaus wird für einige wichtige Stichprobenverfahren die Entwicklung von Genauigkeitsgrad und Kosten bei ständiger Vergrößerung des Auswahlatzes schematisch angegeben. Die Kosten und die Genauigkeitsgrade bei Erfassung von 20 vH und von 30 vH der Steuerpflichtigen sind auf den Linien besonders gekennzeichnet.

Aus dieser Darstellung ist folgendes abzulesen: Die Kreisringe zeigen deutlich, daß bei etwa gleichen Kosten (in der Darstellung: gleiche Höhe über der waagerechten Achse) das Verfahren E 10 (Auswahl von Steuerbelegen)

Abbildung II. 33. 2



## II.33

stichprobentechnisch weitaus die größte Genauigkeit liefert (Genauigkeitsgrad 1,00). Als Konkurrenten dieses einfachen Verfahrens kommen vor allem die verhältnismäßig komplizierten Verfahren F10U50v und F20U25v in Betracht, die einen Genauigkeitsgrad von 0,26 bzw. 0,32 haben. Das Stichprobenverfahren S4 (geschichtete Auswahl von Steuerbezirken) hat einen Genauigkeitsgrad von 0,32 und liefert damit die gleiche Genauigkeit wie das Verfahren F20U25v.

Durch die von den Kreisen ausgehenden Lote auf die Linie für das Stichprobenverfahren E10 wird gezeigt, daß die bei den anderen vergleichbaren Stichprobenverfahren erzielte Genauigkeit durch das Auswahlverfahren E10 mit wesentlich geringeren Kosten zu erreichen ist. Andererseits können die Verfahren F..U..v selbst bei Erhöhung der Auswahlätze auf 20 vH und 30 vH der Steuerpflichtigen nicht die Genauigkeit der geschichteten Auswahl von Steuerpflichtigen erreichen.

Zwischen der Linie für F20U25v und der für E10 liegt noch ein weiterer Bereich zweistufiger Stichprobenpläne. Wenn man nämlich mit der Zahl der zu erfassenden Finanzamtsbezirke immer höher geht und entsprechend die Auswahl von Steuerbelegen senkt, so nähert man sich allmählich E10. Die zwischen F20U25v und E10 liegenden Stichprobenpläne wurden nicht weiter untersucht, weil sie praktisch keine wesentlichen Vorteile vor der Einzelauswahl aus allen Steuerbelegen geboten hätten.

**3.8** Die Voruntersuchungen haben somit zu folgendem **Ergebnis** geführt: Die Einzelauswahl von Belegen aus dem Gesamtmaterial würde die Ergebnisse mit genügend kleinen Stichprobenfehlern liefern. Bei allen übrigen Verfahren würden dagegen die Ergebnisse bei gleichen Kosten weniger genau — teilweise sogar sehr viel schlechter — sein als bei der Einzelauswahl; bei gleicher Genauigkeit würden dementsprechend diese Verfahren erheblich teurer sein als die Einzelauswahl.

Es wurde daher die Entscheidung getroffen, für die Einkommensteuerstatistik 1957 ein Verfahren der Einzelauswahl anzuwenden, obwohl dabei gewisse organisatorische Vorteile ungenutzt bleiben, die z. B. eine Auswahl von Finanzamtsbezirken bieten könnte. Diese Vorteile waren jedoch nicht so groß, wie ursprünglich angenommen, weil auch bei diesem Verfahren die Steuerbelege, die sich auf Steuerpflichtige mit hohem Einkommen beziehen, von allen Finanzämtern erstellt werden mußten. Für diese Entscheidung sprach ferner auch der folgende Umstand: Das endgültige Tabellenprogramm (vgl. 2.1, S. 472) sah in Tabelle 2 eine wesentlich tiefere Gliederung vor als das fiktive Tabellenprogramm, das für die Voruntersuchungen zugrunde gelegt wurde. Diese Gliederung kann nur durch eine geschichtete Einzelauswahl mit ausreichender Genauigkeit erstellt werden.

### 4. Endgültiger Stichprobenplan

**4.1** Die in das endgültige Tabellenprogramm zusätzlich aufgenommenen **Tabellen 4 bis 7** können nicht auf Stichprobenbasis erstellt werden, weil sie nur verhältnismäßig kleine Gruppen von Steuerpflichtigen umfassen, so daß selbst mit einem hohen Auswahlatz keine hinreichend genauen Ergebnisse zu erwarten sind. Die Planung des Stichprobenverfahrens wurde aus diesem Grunde auf die Erstellung der Tabellen 1 bis 3 ausgerichtet.

**4.2** Die **Grenze für Totalaufbereitung** wurde im Stichprobenplan nicht von vornherein festgelegt; sie wurde vielmehr von den genauen Besetzungszahlen abhängig gemacht, die erst während der Aufbereitung ermittelt werden sollten (vgl. 4.5, S. 483).

Die Grenze muß mit dem Tabellenprogramm in Einklang gebracht werden; praktisch kommen daher nur folgende Möglichkeiten in Betracht:

Variante A: Totalaufbereitung ab 16 000 DM;

Variante B: Totalaufbereitung ab 25 000 DM.

In den größeren Ländern ist die Variante B vorteilhaft, in den kleineren Ländern wird dagegen die Variante A günstiger sein.



**4.3** Tabelle 2 sieht eine kombinierte Gliederung der Steuerpflichtigen, ihres Einkommens und ihrer Steuerschuld nach 13 Einkommensgruppen und nach 6 Steuerklassen vor. Um diese Zweifachgliederung, die zu einigen sehr schwach besetzten Tabellenfeldern führt, mit ausreichender Genauigkeit repräsentativ erstellen zu können, ist eine **Schichtung** der Belege nach Einkommensgruppen und Steuerklassen notwendig. Zu diesem Zweck müssen die Steuerbelege nach den 6 Steuerklassen und

bei Variante A nach 6 Einkommensgruppen,

bei Variante B nach 7 Einkommensgruppen

manuell sortiert werden.

**4.4** In der Tabelle 3 soll die Gruppe der veranlagten Lohnsteuerpflichtigen dargestellt werden. Der Anteil dieser Gruppe an den Schichten ist nicht genau bekannt, er dürfte jedoch sehr unterschiedlich und z. T. auch recht klein sein. Es bedarf deshalb besonderer Vorkehrungen, um für die Ergebnisse der Tabelle 3 eine angemessene Genauigkeit zu sichern. Aus diesem Grunde wurde eine **Anordnung** der Belege jeder Schicht nach veranlagten Lohnsteuerpflichtigen und nach den übrigen Einkommensteuerpflichtigen vorgesehen. Sie war praktisch leicht durch Heraussortieren der veranlagten Lohnsteuerpflichtigen zu erreichen.

**4.5** Für das Ziehen der Stichprobe soll das **systematische Auswahlverfahren** angewandt werden. Zur Vorbereitung der Auswahl werden die Belege innerhalb jeder Schicht unter Berücksichtigung der Anordnung laufend paginiert. Diese Arbeitstechnik, die bei der Lohnsteuerstatistik 1955 (vgl. II.31) erprobt wurde, hat den Vorteil, daß die Anzahl der Steuerpflichtigen in den Feldern der Tabelle 2 bereits vor dem Ziehen der Stichproben ohne Zufallsfehler ermittelt werden kann.

**4.6** Die **Besetzungszahlen** der Schichten wurden auf Grund der Einkommensteuerstatistik 1954 grob geschätzt. Bei der Vorschätzung der Einkommenspyramiden wurde unterstellt, daß die Einkommen von 1954 bis 1957 um durchschnittlich 20 vH zugenommen haben und daß der Anteil der Einkommensteuerpflichtigen in den einzelnen Steuerklassen konstant geblieben ist.

**4.7** Auf Grund dieser Besetzungszahlen wurden vorläufige **Auswahlsätze** nach dem Zuordnungsschema in Übersicht II.33.6 bestimmt.

In Übersicht II.33.7 sind die grob geschätzten Besetzungszahlen der Schichten und die nach Übersicht II.33.6 bestimmten vorläufigen Auswahlsätze für das Land Hessen zusammengestellt.

Übersicht II.33.6

Auswahlsatz in vH	Schichten mit .... Steuerpflichtigen
100	unter 500
50	500 bis 2 500
20	2 500 „ 10 000
10	10 000 „ 25 000
5	25 000 „ 80 000
2	80 000 und mehr

Die endgültigen Auswahlsätze werden — ebenso wie bei der Lohnsteuerstatistik 1955 (vgl. II.31, S. 449) — erst nach Vorliegen der genauen Besetzungszahlen festgelegt.

**4.8** Die **Anzahl der aufzubereitenden Belege**, die für die Länder auf Grund der grob geschätzten Besetzungszahlen ermittelt wurden, sind in Übersicht II.33.8 zusammengestellt.

In den kleineren Ländern unterscheiden sich die Stichprobenumfänge der Varianten A und B nicht wesentlich voneinander; dagegen würde die Variante B in den größeren Ländern eine wesentliche Verkleinerung des Stichprobenumfanges und damit auch der Kosten ermöglichen.

II.33

Übersicht II.33.7

Vorläufiger Stichprobenplan für die repräsentative Aufbereitung  
der Einkommensteuerbelege 1957 in Hessen

a = Geschätzte Zahl der Steuerpflichtigen,  
b = Auswahlatz in vH,  
c = Geschätzter Stichprobenumfang

Einkommensgruppe		Steuerklasse						Zu- sammen
		I	II	III/1	III/2	III/3	III/4	
unter 1 500 DM	a	3 400	3 600	1 000	900	100	0	9 000
	b	20	20	50	50	100	100	(27,2)
	c	680	720	500	450	100	0	2 450
1 500 bis unter 3 000 DM	a	6 400	26 900	9 800	5 300	1 300	400	50 100
	b	20	5	20	20	50	100	(13,4)
	c	1 280	1 345	1 960	1 060	650	400	6 695
3 000 bis unter 5 000 DM	a	5 200	33 800	17 300	11 200	3 300	2 600	73 400
	b	20	5	10	10	20	20	(9,2)
	c	1 040	1 690	1 730	1 120	660	520	6 760
5 000 bis unter 8 000 DM	a	3 400	23 700	15 300	11 000	3 600	2 400	59 400
	b	20	10	10	10	20	50	(12,8)
	c	680	2 370	1 530	1 100	720	1 200	7 600
8 000 bis unter 12 000 DM	a	1 700	12 800	8 300	6 400	2 300	1 000	32 500
	b	50	10	20	20	50	50	(20,7)
	c	850	1 280	1 660	1 280	1 150	500	6 720
12 000 bis unter 16 000 DM	a	700	5 700	3 300	2 800	1 100	500	14 100
	b	50	20	20	20	50	50	(24,9)
	c	350	1 140	660	560	550	250	3 510
unter 16 000 DM	a	20 800	106 500	55 000	37 600	11 700	6 900	238 500
	b	(23,5)	(8,0)	(14,6)	(14,8)	(32,7)	(41,6)	(14,1)
	c	4 880	8 545	8 040	5 570	3 830	2 870	33 735
16 000 bis unter 25 000 DM	a	600	4 900	2 900	2 600	1 100	500	12 600
	b	50	20	20	20	50	50	(25,2)
	c	300	980	580	520	550	250	3 180
25 000 und mehr DM	a	600	5 600	3 100	2 800	1 200	600	13 900
	b	100	100	100	100	100	100	(100)
	c	600	5 600	3 100	2 800	1 200	600	13 900
Zusammen .....	a	22 000	117 000	61 000	43 000	14 000	8 000	265 000
	b	(26,3)	(12,9)	(19,2)	(20,7)	(39,9)	(46,5)	(19,2)
	c	5 780	15 125	11 720	8 890	5 580	3 720	50 815

Übersicht II.33.8

Land	Geschätzte Zahl der Steuerbelege für 1957		
	insgesamt	darunter in der Stichprobe bei	
		Variante A	Variante B
Schleswig-Holstein .....	140 000	38 000	36 000
Hamburg .....	110 000	40 000	35 000
Niedersachsen .....	370 000	76 000	62 000
Bremen .....	40 000	21 000	20 000
Nordrhein-Westfalen .....	760 000	148 000	112 000
Hessen .....	265 000	60 000	50 000
Rheinland-Pfalz .....	215 000	49 000	45 000
Baden-Württemberg .....	505 000	95 000	78 000
Bayern .....	610 000	93 000	77 000
Berlin (West) .....	130 000	40 000	35 000
Bundesgebiet einschl. Berlin (West) .....	3 145 000	660 000	550 000

Die Rahmenvorschriften der Rechtsverordnung sind — wie Übersicht II.33.9 zeigt — für beide Varianten erfüllt:

Übersicht II.33.9

Einkommen	Geschätzte Zahl der Steuerbelege 1957 im Bundesgebiet		Mittlerer Auswahlsatz in vH
	insgesamt	darunter in der Stichprobe	
Variante A			
bis unter 16 000 DM .....	2 830 000	345 000	12,2
16 000 DM und mehr .....	315 000	315 000	100
Zusammen .....	3 145 000	660 000	(20,9)
Variante B			
bis unter 16 000 DM .....	2 830 000	345 000	12,2
16 000 DM und mehr .....	315 000	205 000	65,1
Zusammen .....	3 145 000	550 000	(17,5)

4.9 Die Stichprobenwerte sollen **frei hochgerechnet** werden. Für die **Fehlerrechnung** sind die Formeln III.1.3 (4) und III.1.4 (4), S. 526, anzuwenden. Diese Arbeitsgänge sind verhältnismäßig einfach bei den Tabellen 1 und 2; dagegen erfordern sie bei der Tabelle 3 einige arbeitstechnische Vorbereitungen, weil diese Tabelle nicht nach dem Einkommen, sondern nach dem Bruttolohn gegliedert ist.

## **Allgemeine Verbrauchs- und Einkommenserhebung in privaten Haushalten**

R. Deininger<sup>1)</sup> und K.-A. Schäffer<sup>2)</sup>

### **1. Einleitung**

Seit 1949 werden laufende Erhebungen über „Wirtschaftsrechnungen“ privater Haushalte durchgeführt. Sie sind wegen des großen Aufwandes an Arbeitskraft und Kosten auf zwei Typen von Haushalten beschränkt, nämlich auf 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalte der mittleren Verbrauchergruppe sowie auf Rentnerhaushalte mit zwei und drei Personen unterhalb gewisser Einkommensgrenzen. Die Ergebnisse dieser Erhebungen, die insbesondere als Grundlage für den Preisindex der Lebenshaltung dienen, ermöglichen wichtige Einblicke in die Verbrauchsgewohnheit dieser Haushaltstypen; sie lassen jedoch keinen Schluß auf andere Haushaltsgruppen oder auf die Gesamtbevölkerung zu.

Während die amtliche Statistik von jeher die Produktion im weitesten Sinne, d. h. das Angebot, sehr genau erfaßt hat, wurde die Nachfrage der Gesamtheit aller Haushalte bislang nicht im einzelnen statistisch durchleuchtet. In der Marktwirtschaft entscheidet aber auch die Nachfrage über Ausmaß und Richtung der wirtschaftlichen Entwicklung. Vom gesamten Sozialprodukt sind in den letzten Jahren etwa zwei Drittel unmittelbar von den privaten Haushalten aufgenommen worden, eine ausreichende Gliederung dieses Verbrauchs war jedoch bislang nicht möglich. Diese empfindliche Lücke im Gesamtbild der Statistik soll durch die geplante Verbrauchs- und Einkommenserhebung geschlossen werden. Darüber hinaus soll diese Statistik auch Unterlagen über die Einkommen der Haushalte liefern.

Die Ergebnisse der geplanten Erhebung können wichtige Aufschlüsse geben für die allgemeine Wirtschaftspolitik (z. B. Analyse der Wirtschaftslage), für die Preis- und Lohnpolitik (z. B. Berechnung von Preisindizes für verschiedene Bevölkerungsgruppen, Reallohnvergleiche) sowie für die Sozial- und Steuerpolitik (z. B. Festlegung von Renten, Berechnung der Steuerbelastung). Weiter sollen die Ergebnisse Kaufkraft- und Lebenshaltungsvergleiche ermöglichen und Unterlagen für die betriebliche Marktforschung liefern. Es sind also außerordentlich weitgesetzte Ziele, die mit der Einführung einer derartigen Erhebung erreicht werden sollen.

Eine solche Statistik wird zweifellos sehr aufwendig sein. Sie wird einen längeren Erhebungszeitraum erfordern und muß außerdem in mehrjährigen Abständen wiederholt werden. Aus diesen Gründen kommt von vornherein nur eine Repräsentativerhebung mit verhältnismäßig kleinem Auswahlssatz in Frage.

Die gesetzliche Grundlage für diese Statistik ist zur Zeit in Vorbereitung. Im folgenden kann daher nur auf die Grundzüge des Stichprobenplans eingegangen werden.

### **2. Grundlagen des Stichprobenplans**

**2.1 Das Tabellenprogramm** kann erst dann endgültig festgelegt werden, wenn die Unterlagen aus der Erhebung vorliegen. Es ist vorgesehen, die Haushalte zu gliedern nach der Stellung des Haushaltsvorstandes im Erwerbsleben, seiner Stellung im Beruf, der Haushaltsgröße und der Zahl der Einkommensbezieher (etwa 30 Haushaltgruppen);

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

<sup>2)</sup> Reg.-Rat Dr. Karl-August Schäffer, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

nach rund 30 Haushaltstypen unter Berücksichtigung der Zusammensetzung der Haushalte und des Alters des Haushaltsvorstandes;

nach der Stellung des Haushaltsvorstandes im Erwerbsleben, seiner Stellung im Beruf sowie nach Einkommensgrößenklassen (etwa 30 Haushaltsgruppen).

Für jede dieser Haushaltsgruppen sollen die Einnahmen und die Ausgaben in möglichst tiefer Gliederung nachgewiesen werden. So ist z. B. der private Verbrauch in zehn Hauptgruppen zu gliedern (Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren, Wohnung, Hausrat, Heizung und Beleuchtung, Bekleidung, Reinigung und Körperpflege, Bildung und Unterhaltung, Aufwendungen für häusliches Dienstpersonal, Verschiedenes). In jeder Gruppe sind überdies wichtige Untergruppen und Positionen gesondert auszuweisen.

**2.2 Als Erhebungseinheit** kommt nur der Haushalt in Frage, diejenige Einheit, innerhalb derer Menschen normalerweise gemeinsam wirtschaften. Erfahrungen mit anderen Statistiken haben gezeigt, daß jede Haushaltsabgrenzung praktisch schwierig ist. Dies ist gerade für diese Statistik von besonderer Bedeutung, da der Haushalt gleichzeitig Darstellungseinheit sein muß.

Es wird notwendig sein, daß außer Interviewer-Feststellungen von den ausgewählten Haushalten jeweils für einen kurzen Zeitraum auch Wirtschaftsbücher geführt werden. Wegen des nicht unbeträchtlichen Arbeitsaufwandes und wegen der Fragen, die stark in die persönliche Sphäre eingreifen müssen, kann die Erhebung nur auf freiwilliger Basis durchgeführt werden. Das Verweigerungsproblem bedarf deshalb besonderer Beachtung (vgl. 3.4, S. 491).

**2.3** Wegen der saisonalen Unterschiede im privaten Verbrauch wird sich die Erhebung auf ein gesamtes Jahr erstrecken müssen, wobei jedoch bei der Erfassung auf Monatsergebnisse nicht verzichtet werden kann. Da zudem die verschiedenen Waren- und Dienstleistungsarten mit ganz unterschiedlicher Häufigkeit vorkommen, ist folgende **Erhebungstechnik** vorgesehen: Die Ausgaben im Einzelbetrag von mindestens 25 DM sowie die Einnahmen und die Ersparnisse werden für das gesamte Jahr bei allen in die Stichprobe gekommenen Haushalten erfaßt. Dagegen werden die viel häufigeren Kleinausgaben (Wert unter 25 DM) in jedem Monat von einem anderen repräsentativen Zwölftel der Stichprobenhaushalte aufgezeichnet, so daß innerhalb des Jahres jeder Haushalt nur für genau einen Monat die Kleinausgaben zu notieren hat. Auf diese Weise soll erreicht werden, daß die Haushalte durch die Erhebung nicht übermäßig beansprucht werden und daher ihre Mitarbeit nicht aus diesem Grund verweigern.

Es ist vorgesehen, daß die Angaben jeweils am Monatsende von besonderen Beauftragten eingesammelt und an Ort und Stelle einer ersten Prüfung unterzogen werden. Die Interviews, mit denen die größeren Käufe ermittelt werden, sollen im Abstand von etwa 3 bis 4 Monaten durchgeführt werden.

**2.4** Aus Kostengründen kann der **Stichprobenumfang** 50 000 Haushalte (0,3 vH aller Haushalte in der Bundesrepublik) nicht überschreiten. Das bedeutet, daß monatlich etwa 4 000 Haushalte ihre Kleinausgaben aufschreiben, während bei allen 50 000 Haushalten die gesamten Großausgaben während des ganzen Jahres erfragt werden. Aus diesen Zahlen ist zu erkennen, daß diese Masse auch nicht unterschritten werden kann: Die laufenden Wirtschaftsrechnungen, die sich auf zwei Haushaltsgruppen konzentrieren, umfassen schon 500 Haushalte.

Bei der vorgesehenen Gliederung wird eine Stichprobe dieses Umfangs im allgemeinen nur Strukturzahlen mit genügender Genauigkeit liefern. Soweit möglich, sollen jedoch auch Totalwerte ermittelt werden.

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Die Erhebung soll weniger Ergebnisse über die Gesamtbevölkerung als über die einzelnen Teile liefern. Es interessieren also mehr die Daten über gewisse Haushaltstypen und deren Unterschiede als Gesamtergebnisse. Aus diesem Grund muß darauf geachtet werden, daß auch für Haushaltsgruppen (vgl. 2.1) geringeren Umfangs genügend genaue Ergebnisse erreichbar sind. Damit entsteht die Frage nach einer zweckmäßigen **Schichtung** und der Anwendung unterschiedlicher Auswahlsätze. Allerdings kommt der Schichtung nicht ganz die Bedeutung zu, die ihr zu geben ist, wenn in erster Linie Totalwerte ermittelt werden sollen (vgl. I.3.4.1, S. 101). Immerhin wird eine Schichtung nach den wichtigsten Gliederungsmerkmalen der Haushalte zu erwägen sein, z. B. nach der Berufsstellung des Haushaltsvorstandes, Haushaltsgröße und Einkommen.

**3.2** Die Art und Tiefe der Schichtung hängt wesentlich von der **Auswahlgrundlage** ab. Sofern die Erhebung 1961, also noch vor der neuen Volkszählung, durchgeführt wird, bestehen nur drei Möglichkeiten: Auswahl aus

dem Material der totalen Wohnungszählung 1956,

dem Material der Mikrozensus-erhebungen,

dem Material der 1 vH-Zusatzerhebung zur Wohnungsstatistik 1960.

Die Unterlagen der totalen Wohnungszählung 1956 sind weitgehend veraltet; sie lassen überdies praktisch keine Schichtung nach wichtigen Merkmalen zu. Der einzige Vorzug gegenüber den beiden anderen Grundlagen besteht darin, daß hier das gesamte Material ohne Einschränkung durch eine Vorauswahl verfügbar ist. Der Mikrozensus (vgl. II.3, S. 135) und die 1 vH-Zusatzerhebung zur Wohnungsstatistik (vgl. II.20, S. 334) sind als Auswahlgrundlage etwa gleichwertig, da beide auf demselben Stichprobenplan beruhen. Der Wohnungsstichprobe kommt nur deshalb ein gewisser Vorzug zu, weil dort das Einkommen erfragt wird und somit eine Schichtung nach diesem Merkmal möglich ist. Beide Unterlagen haben jedoch den Nachteil, daß die Haushalte schon früher einmal für Stichprobenerhebungen herangezogen wurden und deswegen vielleicht weniger geneigt sind, sich für die neue Erhebung zur Verfügung zu stellen. Das könnte insbesondere dann gelten, wenn die Mikrozensus- oder Wohnungserhebung nicht lange zurückliegen. Andererseits kommt es aber gerade auf die Aktualität der Auswahlgrundlage an, so daß es insofern zweckmäßig ist, die Stichprobe aus möglichst neuem Material auszuwählen. Beide Grundlagen lassen in jeder Schicht nur einen Auswahlatz von höchstens 1 vH (d. h. dem Dreifachen des durchschnittlichen Auswahlatzes) zu. Andererseits ist aber auf Grund des gemeinsamen Stichprobenplans eine regionale Konzentration der Haushalte in der Weise erreicht, daß für die Befragung der Haushalte der gut ausgebildete Interviewerstab des Mikrozensus eingesetzt werden kann.

Bei der Auswahl muß berücksichtigt werden, daß wegen der Freiwilligkeit der Beantwortung und der Art der Fragen ein merklicher Anteil der Haushalte die Auskunft verweigern wird. Die dadurch bedingten Ausfälle müssen durch die Auswahl und Befragung einer angemessenen Zahl von gleichartigen Ersatzhaushalten aufgefangen werden (vgl. auch 3.4, S. 491).

**3.3** Im ersten Stadium der Voruntersuchungen kann die Größe der **Zufallsfehler** nur ganz grob abgeschätzt werden. Neben dem Stichprobenumfang ist die Variabilität der Merkmale für die Größenordnung der Zufallsfehler maßgebend. Die Variabilität kann aus Sonderuntersuchungen zu den Wirtschaftsrechnungen bei 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalten geschätzt werden. In Übersicht II.34.1 sind die ermittelten Variationskoeffizienten aufgeführt.

Die Verhältnisse in der genannten Gruppe von Haushalten dürfen selbstverständlich nicht unmittelbar auf andere Haushaltsarten übertragen werden. Immerhin ver-

Übersicht II.34.1

mitteln die Zahlen gewisse Grundvorstellungen; insbesondere zeigen sie die großen Unterschiede zwischen den einzelnen Merkmalen. Im allgemeinen liegen die Variationskoeffizienten unter 100 vH; Ausnahmen machen nur selten nachgewiesene Positionen, wie z. B. „fertige Mahlzeiten“.

Weil die Schichtung der Haushalte nicht die Tiefe der vorgesehenen Gruppierung erreichen kann, spielt außerdem der Untergruppeneffekt eine gewisse Rolle. Infolge dieses Effektes haben Ergebnisse, die für eine Untergruppe,

d. h. einen bestimmten Teil aller Haushalte einer Schicht, auszuweisen sind, größere Zufallsfehler als die Ergebnisse einer entsprechenden Gruppe von Haushalten, die vor der Auswahl durch Schichtung aus der Gesamtheit ausgesondert worden ist. Die Bedeutung dieses Effektes ist für Strukturzahlen ganz erheblich kleiner als für Totalwerte (vgl. I.3.4.1, S. 101).

Wenn der Mikrozensus oder eine 1 vH-Zusatzerhebung zur Wohnungsstatistik als Auswahlgrundlage herangezogen werden, ist für beide Arten von Ergebnissen infolge des Stufungseffektes mit einem gewissen Zuschlag zu den ohne Berücksichtigung dieser Einflüsse ermittelten Standardfehlern zu rechnen, der jedoch im allgemeinen nicht mehr als ein Viertel des jeweils errechneten Wertes ausmachen dürfte.

In Übersicht II.34.2 sind die Standardfehler von Mittelwerten und Totalwerten für einige Modellbeispiele angegeben: Für fünf Variationskoeffizienten, die über die Spanne der praktisch vorkommenden Werte (vgl. Übersicht II.34.1) verteilt sind, wird jeweils der Fehler ohne und mit Untergruppeneffekt aufgeführt. In die Standardfehler ist bereits ein Zuschlag von 25 vH für den Stufungseffekt eingerechnet.

Die Übersicht zeigt einmal die großen Unterschiede, die zwischen der Genauigkeit von Mittelwerten und von Totalwerten in Untergruppen bestehen. Weiter läßt die Übersicht auch die starke Abhängigkeit der Fehler von der Anzahl der Haushalte erkennen. Ausreichend genaue Mittelwerte können danach in der Regel noch gerade für solche Haushaltsgruppen berechnet werden, in denen mindestens 100 Haushalte statistisch erfaßt werden. Dagegen lassen sich Totalwerte für Untergruppen nur dann mit sinnvoller Genauigkeit ermitteln, wenn dem Ergebnis mindestens 500 Haushalte zugrunde liegen.

Da Kleinausgaben jeweils nur bei einem Zwölftel der ausgewählten Haushalte erhoben werden sollen, ergeben sich für diese Gruppe von Ausgaben — unter sonst gleichen Voraussetzungen — größere Standardfehler als für Großausgaben. Zu berücksichtigen ist jedoch, daß die Großausgaben in der Regel eine größere Variabilität besitzen als Kleinausgaben und daß auch nicht alle Haushalte einer Gruppe Groß-

Merkmal	Geschätzter Variationskoeffizient in vH
Arbeitseinkommen .....	18
Ausgaben für .....	
Nahrungsmittel insgesamt .....	14
Milch .....	34
Butter .....	31
Eier .....	42
Fleisch und Fleischwaren .....	24
Brot und Backwaren .....	25
Nährmittel .....	38
Öle und pflanzliche Fette .....	80
Kartoffeln .....	48
Gemüse .....	38
Obst .....	47
Zucker .....	31
Alkoholfreie Getränke .....	106
Fertige Mahlzeiten .....	253
Genußmittel .....	53
Wohnung .....	34
Hausrat .....	91
Heizung und Beleuchtung .....	31
Bekleidung .....	40
Reinigung und Körperpflege .....	32
Bildung und Unterhaltung .....	40
Verkehr .....	90
Steuern und Versicherung .....	29
Kapitalanlagen und Schuldentilgung .....	81

## II.34

Übersicht II.34.2

Zahl der erfaßten Haushalte	Relativer Standardfehler von		
	Mittelwerten und Totalwerten in Schichten	Mittelwerten in Untergruppen von Schichten <sup>1)</sup>	Totalwerten in Untergruppen von Schichten <sup>1)</sup>
	in vH		
Variationskoeffizient 25 vH			
500	1,4	1,4	4,2
250	2,0	2,0	7,1
100	3,1	3,1	12,3
50	4,4	4,5	17,8
25	6,3	6,4	25,5
Variationskoeffizient 50 vH			
500	2,8	2,8	4,8
250	4,0	4,0	7,9
100	6,3	6,3	13,4
50	8,8	8,9	19,4
25	12,5	12,7	27,7
Variationskoeffizient 75 vH			
500	4,2	4,2	5,8
250	5,9	5,9	9,1
100	9,4	9,4	15,1
50	13,3	13,4	21,7
25	18,8	19,1	31,0
Variationskoeffizient 100 vH			
500	5,6	5,6	6,9
250	7,9	7,9	10,5
100	12,5	12,6	17,2
50	17,7	17,9	24,7
25	25,0	25,5	35,1
Variationskoeffizient 200 vH			
500	11,2	11,2	11,9
250	15,8	15,8	17,2
100	25,0	25,1	27,7
50	35,4	35,7	39,3
25	50,0	51,0	55,8

<sup>1)</sup> Annahme: Aus der Schicht werden insgesamt 1000 Haushalte ausgewählt.

ausgaben der jeweils interessierenden Art zu verzeichnen haben. So ist z. B. zwar anzunehmen, daß in jedem Haushalt mindestens einmal jährlich Schuhe für mehr als 25 DM gekauft werden, nicht aber auch Kühlschränke oder Radiogeräte. Im folgenden Vergleich wird eine Haushaltsgruppe zugrunde gelegt, aus der 500 Haushalte ausgewählt sind. Etwa 40 Haushalte dieser Gruppe werden jeweils nach Kleinausgaben befragt. Wenn jeder dieser Haushalte Kleinausgaben einer bestimmten Kategorie nachweist, deren Variationskoeffizient 25 vH beträgt, dann ergibt sich für den Mittelwert ein relativer Standardfehler von 5,0 vH (einschließlich des Zuschlags für den Stufungseffekt). In Übersicht II.34.3 werden die Standardfehler der Ergebnisse für Großausgaben mit dem Standardfehler der obengenannten Kleinausgabenkategorie verglichen.

Aus dieser Tabelle geht hervor, daß das Verhältnis der Standardfehler bei vorgegebenem Variabilitätsverhältnis (Zahlen einer Spalte) wesentlich vom Anteil der Haushalte abhängt, die bestimmte Großausgaben zu verzeichnen haben. Werden die Großausgaben in sehr tiefer Gliederung ausgewiesen, dann sinkt der Anteilswert und die Ergebnisse über Großausgaben sind trotz des zwölffachen Stichprobenumfanges



weniger genau als die Ergebnisse über Kleinausgaben. In dem betrachteten Beispiel gilt das für alle Fälle, deren Fehlerverhältnis in Übersicht II.34.3 über 1,0 liegt (oberhalb der Trennlinie).

Übersicht II.34.3

Anteil der Haushalte mit Großausgaben einer bestimmten Art in vH	Standardfehler für Großausgaben <sup>1)</sup> Standardfehler für Kleinausgaben bei ...facher Variabilität für Großausgaben		
	2-fach	3-fach	4-fach
5	2,5	3,8	5,1
10	1,8	2,7	3,6
20	1,3	1,9	2,5
50	0,8	1,2	1,6
100	0,6	0,8	1,1

<sup>1)</sup> Jeweils für Mittelwerte in Untergruppen.

**3.4** Bei der Beurteilung der Genauigkeit der Ergebnisse dürfen die **systematischen Fehler** nicht außer acht gelassen werden. Diese sind bei einer Erhebung wie der vorliegenden sicher nicht unbeachtlich. Eine wesentliche Komponente des systematischen Fehlers besteht darin, daß eine Reihe von Haushalten die Antwort verweigern wird, die keineswegs für die Gesamtheit der Haushalte repräsentativ ist. Damit die systematischen Fehler vermindert werden, wird es eine besondere Aufgabe sein, einen Teil der sich zunächst weigernden Haushalte doch noch zur Beantwortung zu bewegen und aus diesem Teil auf die Verhältnisse bei den wirklichen Verweigerungen zu schließen (Abschätzung des non-response-Effektes durch eine zweiphasige Auswahl; vgl. I.2.2.6, S. 43).

**3.5** Auf Grund der hier dargestellten Voruntersuchungen wird der eigentliche Stichprobenplan in der nächsten Zeit entwickelt. Dafür stehen vor allem die Unterlagen aus den laufenden Wirtschaftsrechnungen zur Verfügung, aus denen viele wichtige Erfahrungen — insbesondere zur Erhebungstechnik — gewonnen werden können. Maßgebend für die Ausgestaltung des Plans ist die Entscheidung darüber, welche Auswahlgrundlage anzuwenden ist.

## Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52

H. Bahlert<sup>1)</sup> — R. Deininger<sup>2)</sup>

### 1. Einleitung

Zur Beurteilung der sozialen Verhältnisse in der Bundesrepublik und der Beziehungen zwischen Preisen und Löhnen sowie für Verhandlungen der Tarifpartner über Tarifänderungen und für Diskussionen mit den ausländischen Partnern hinsichtlich der europäischen Integrationspläne waren zuverlässige Unterlagen über die Lohn- und Gehaltsverhältnisse dringend erforderlich. Die Ergebnisse der vierteljährlich durchgeführten Lohnsummenstatistik (jetzt laufende Verdienststatistik genannt) waren jedoch für diese Zwecke wenig geeignet, da sich diese Statistik früher völlig auf die Arbeitsverdienste in der Industrie beschränkte und daher über die Verdienstverhältnisse der Arbeiter außerhalb der Industrie und über die Verdienstverhältnisse der Angestellten überhaupt nichts auszusagen vermochte. Da sie außerdem in erster Linie auf den Nachweis der Lohnentwicklung der Industriearbeiter abgestellt war, konnte sie nicht den benötigten Aufschluß über das innere Gefüge der Arbeiter- und Angestelltenverdienste vermitteln.

Diese Lücke in der amtlichen Statistik muß in mehrjährigen Abständen durch Gehalts- und Lohnstrukturerhebungen geschlossen werden. Deren Aufgabe ist es also, einen Einblick in das gegenseitige Verhältnis der Gehälter und Löhne in den verschiedenen gewerblichen Tätigkeitsbereichen, bei den einzelnen Arbeitnehmergruppen und in den verschiedenen Ländern der Bundesrepublik zu vermitteln;

die Unterschiede der Verdienste und der Arbeitszeit nach Zeit- und Leistungslohn und nach sozialen Differenzierungen der Arbeiter sowie die Streuung der Verdienste aufzuzeigen;

einen Vergleich der Verdienste derjenigen Arbeitnehmer, die auf Grund eines Tarifvertrages bezahlt werden, mit den tariflichen Gehalts- und Lohnsätzen zu ermöglichen; die Überstundenarbeit und die Überstundenverdienste sowie die bezahlten und unbezahlten Fehlstunden der Arbeiter nachzuweisen und

den Unterschied zwischen den Brutto- und Nettoverdiensten und die Höhe der den Arbeitern und Angestellten gewährten Jahressonderzuwendungen erkennen zu lassen.

Die erste Gehalts- und Lohnstrukturerhebung der Nachkriegszeit wurde im Jahre 1951/52 durchgeführt; als Erhebungszeitraum wurde der Monat November 1951 bestimmt. Die gesetzliche Grundlage der Statistik bildete das „Gesetz über Lohnstatistik“ vom 22. August 1949 und eine hierzu erlassene Rechtsverordnung vom 22. Dezember 1951. Danach sollte eine Stichprobenerhebung durchgeführt werden, deren Auswahlatz 20 vH nicht übersteigen durfte.

Die Ergebnisse der Statistik sind in Band 90 und 91 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

2.1 Entsprechend dem Zweck der Statistik sah das **Tabellenprogramm** grundsätzlich nur Gliederungen der erfaßten Arbeiter und Angestellten vor, d. h., es wurde von vornherein darauf verzichtet, die durch die Erhebung gewonnenen Personenzahlen auf die Auswahlgesamtheit (vgl. 3.1) hochzurechnen.

<sup>1)</sup> Dr. Hans Bahlert, Statistisches Landesamt, Hamburg.

<sup>2)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Im einzelnen enthielt das Tabellenprogramm Übersichten, in denen die erfaßten Arbeiter und Angestellten sowie ihre Verdienste und Arbeitszeiten jeweils in ziemlich tiefer sachlicher Gliederung nach den auf den Erhebungslisten angegebenen Merkmalen (vgl. 2.3) und teilweise nach Ländern, 5 Gemeindegrößenklassen, Wirtschaftsgruppen und 4 Betriebsgrößenklassen aufgegliedert waren. Die Gliederungstiefe war bei den einzelnen Tabellen recht unterschiedlich.

In einer Sondertabelle sollte die Anzahl der in den erfaßten Betrieben beschäftigten Arbeitnehmer nach Wirtschaftsbereichen ausgewiesen werden.

**2.2** Nach den gesetzlichen Bestimmungen umfaßte die **Erhebung** nur Betriebe folgender Wirtschaftsabteilungen:

- Wirtschaftsabteilung 1: Bergbau, Steine und Erden; Energiewirtschaft,
- Wirtschaftsabteilung 2: Eisen- und Metallerzeugung und -verarbeitung,
- Wirtschaftsabteilung 3/4: Verarbeitende Gewerbe (ohne Eisen- und Metallverarbeitung),
- Wirtschaftsabteilung 5: Bau-, Ausbau- und Bauhilfsgewerbe,
- Wirtschaftsabteilung 6: Handel, Geld- und Versicherungswesen,
- Wirtschaftsabteilung 7: Dienstleistungen, hier jedoch nur die Wirtschaftsgruppe Friseurgewerbe und Schönheitssalons sowie der Wirtschaftszweig Wäscherei, Färberei und chemische Reinigung,
- Wirtschaftsabteilung 8: Verkehrswesen, jedoch ohne die Wirtschaftsgruppen Bundespost, Bundesbahn und — teilweise — Schifffahrt.

Von der Erhebung ausgenommen waren also die Betriebe der Wirtschaftsabteilungen 0 und 9 (Land- und Forstwirtschaft sowie Öffentlicher Dienst). Die Ausklammerung der Abteilung 0 war deshalb sinnvoll, weil die Struktur der Land- und Forstwirtschaft von derjenigen der übrigen Wirtschaftsabteilungen ohnehin sehr stark abweicht, so daß die Erfassung besondere Probleme bietet. In der Forstwirtschaft wurde daher 1952/53 und in der Landwirtschaft 1953 eine gesonderte Erhebung durchgeführt (vgl. II.36 und II.37). Von der Erfassung des Öffentlichen Dienstes wurde abgesehen, weil eine entsprechende Erhebung vom September 1950 vorlag und zudem eine große Besoldungsreform bevorstand, so daß die Ergebnisse bald überholt gewesen wären.

**2.3** Im Gegensatz zur laufenden Verdienststatistik, bei der Summen von Einzelmerkmalen (z. B. Lohnsummen und Gesamtzahl der Beschäftigten eines Betriebes) erhoben werden, muß für Strukturuntersuchungen das **Individualverfahren** angewandt werden, d. h., es müssen Angaben über die in abhängiger Stellung Beschäftigten mit einer verhältnismäßig großen Zahl von Merkmalen einzeln eingeholt werden.

Die Erhebung nach dem Individualverfahren sowie die Aufbereitung des erhobenen Materials erfordern einen erheblich größeren Zeitaufwand als das bei der laufenden Verdiensterhebung angewandte kollektive Verfahren. Dieser Zeitaufwand ist bei Strukturuntersuchungen jedoch tragbar, weil Strukturzahlen im allgemeinen weniger zeitabhängig sind als Bestandszahlen.

Für die Gehalts- und Lohnstrukturserhebung 1951/52 wurde dementsprechend folgendes Erhebungsverfahren angewandt: Die für die Erhebung vorgesehenen Betriebe hatten einen sogenannten Betriebsbogen und zwei Erhebungslisten (je eine für die Arbeiter und die Angestellten) auszufüllen. Erhebungseinheit war also der Betrieb, Aufbereitungseinheit dagegen der Arbeitnehmer bzw. Tätigkeitsfall.

Im Betriebsbogen waren Angaben über den Betrieb (Art des Betriebs, Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer, gegliedert nach Geschlecht und Beschäftigtengruppe, Tarifregelung im Betrieb, Arbeitszeit) zu machen. In den Erhebungslisten wurden für die einzelnen Arbeiter bzw. Angestellten folgende Merkmale erfragt:

## II.35

spezielle Tarifregelung,  
tarifliche Lohn-(Gehalts-)Gruppe,  
tarifmäßige Altersstufe,  
Qualifikationsstufe,  
Bezeichnung der Berufstätigkeit,  
Geschlecht,  
Geburtsjahr,  
Familienstand,  
Kinderzahl,

Lohnart,  
Fehlstunden im Erhebungszeitraum,  
Arbeitszeit,  
Bruttolohn bzw. Bruttogehalt,  
gesetzliche Abzüge,  
Arbeitgeberbeitrag zur Sozialversicherung,  
gezahlte Gratifikationen.

Die Erhebungspapiere wurden im November 1951 an die zu erfassenden Betriebe ausgegeben. Sie mußten bis zum Februar des folgenden Jahres an die Statistischen Landesämter zurückgegeben werden. Auskunftspflichtig war der Betrieb (örtliche Einheit). Soweit dieser keine selbständige Buchführung hatte, mußte der Stammbetrieb die Angaben machen, die von den betrieblichen Arbeitnehmervertretungen gegenzeichnen waren.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** dienten die Fragebogen der Arbeitsstättenzählung vom 13. September 1950, die außer der Adresse der Arbeitsstätte u. a. auch die Wirtschaftsabteilung und die Zahl der Beschäftigten enthielten. Somit war die Möglichkeit gegeben, die Auswahlgesamtheit nach diesen beiden Merkmalen zu schichten.

**2.5 Mit Rücksicht auf die Kosten und den Zeitaufwand für die Durchführung der Statistik mußte der Stichprobenumfang** auf etwa 15 vH der Arbeitnehmer (das sind etwa 1,2 Millionen) in den untersuchten Wirtschaftsabteilungen beschränkt werden.

### 3. Stichprobenplan

**3.1 Für das Ziehen der Stichprobe wurde ein zweistufiges geschichtetes Auswahlverfahren** benutzt.

Die Auswahlseinheiten erster Stufe bildeten Betriebe. Aus der Gesamtheit aller Betriebe in den untersuchten Wirtschaftsabteilungen wurden grundsätzlich alle 1-Mann-Betriebe ausgeschieden, da in diesen nur ganz selten ein Arbeitnehmer beschäftigt sein dürfte. Betriebe mit weniger als 10 Beschäftigten wurden außerdem nur in den Wirtschaftsabteilungen „Bauwirtschaft“, „Dienstleistungen“ und „Verkehrswesen“ und in den Industriegruppen berücksichtigt, in denen sie eine größere Bedeutung hatten.

Die Betriebe der Auswahlmasse wurden nach der Beschäftigtenzahl in zwei Schichten getrennt: Die Schicht 1 umfaßte alle Arbeitsstätten mit weniger als 10 Beschäftigten, soweit sie nicht ausgesondert waren, die Schicht 2 alle Betriebe mit mindestens 10 Beschäftigten. In der Schicht 1 wurden die Betriebe auf Grund der Angaben bei der Arbeitsstättenzählung nach Wirtschaftsgruppen angeordnet und danach jeder siebente systematisch ausgewählt. Bei Schicht 2 hingegen wurden alle Betriebe in die Stichprobe einbezogen. Die Betriebsauswahl wurde von den Statistischen Landesämtern durchgeführt.

Die Auswahlseinheiten zweiter Stufe bildeten die Arbeitnehmer in Stichprobenbetrieben. In der Schicht 1 waren sämtliche Arbeitnehmer eines ausgewählten Betriebes in den Erhebungslisten aufzuführen. Dagegen sollten die Stichprobenbetriebe der Schicht 2 nur einen Teil ihrer Arbeitnehmer angeben, und zwar diejenigen, deren Nachname mit einem der Buchstaben D, L, R oder T begann.

Das Auswahlverfahren ist in der Übersicht II.35.1 zusammengefaßt.

Übersicht II.35.1

Stufe	Auswahlseinheit	Auswahltechnik	Auswahlsätze in	
			Schicht 1	Schicht 2
1	Betrieb Arbeitnehmer <sup>1)</sup>	systematische Auswahl Buchstabenauswahl	1:7	1:1
2			1:1	etwa 1:7

<sup>1)</sup> Bzw. Tätigkeitsfall.

Durch dieses Verfahren sollte gewährleistet werden, daß der Auswahlatz in beiden Schichten etwa 15 vH betrug (vgl. I.2.3, S. 45). Ferner sollten die Großbetriebe nicht allzusehr belastet werden, und es sollte gleichzeitig bei dieser Betriebskategorie kein allzu starker Klumpeneffekt entstehen. Die Buchstabenauswahl in Schicht 2 wurde vorgesehen, um den Betrieben das Ziehen der Personenstichprobe zu erleichtern.

**3.2** Das Tabellenprogramm (vgl. 2.1, S. 492) sollte — mit Ausnahme der Sondertabelle — nur die wirklich erfaßten und normal beschäftigten Arbeitnehmer ausweisen. Nach der Überprüfung der Erhebungslisten waren deswegen sämtliche angegebenen Arbeitnehmer aus der **Aufbereitung** herauszunehmen, die nicht während der gesamten Erhebungsperiode voll entlohnt worden sind (z. B. wegen Krankheit oder Arbeitsplatzwechsel). Damit sollte sichergestellt werden, daß die Statistik Aussagen über die normalen Beschäftigungsfälle und über den einzelnen Arbeiter bzw. Angestellten lieferte, also ein Strukturbild der Normalfälle gab. Da ein Arbeitnehmer in der Regel nicht in zwei oder mehreren Betrieben vollbeschäftigt sein konnte und der Kurzarbeit — wie festgestellt wurde — keine Bedeutung zukam, verhinderte dieses Verfahren auch praktisch vollkommen, daß ein Arbeitnehmer die Chance hatte, an mehreren Stellen in die Statistik zu kommen. Einzelne Ausnahmen waren jedoch möglich, da auch produktionsfremd beschäftigte Personen mit geringerer als der betriebsüblichen Arbeitszeit gemeldet werden mußten. Diese wurden nicht aus der Aufbereitung herausgenommen, wenn sie längere Zeit gleichmäßig beschäftigt worden waren (hierunter fielen z. B. Reinmachefrauen).

**3.3** Auf eine **Hochrechnung** konnte verzichtet werden, weil einerseits — nach der Anlage des Stichprobenplans — jeder Arbeitnehmer in den untersuchten Wirtschaftsabteilungen (soweit die Betriebe in den Auswahlrahmen einbezogen wurden) etwa die gleiche Auswahlchance hatte und weil andererseits für ein Strukturbild keine Gesamtzahlen erforderlich waren.

Die oben genannte Sondertabelle sollte einmal die Zahl der in den Betrieben der untersuchten Wirtschaftsabteilungen insgesamt beschäftigten Arbeiter und Angestellten nachweisen — ohne Rücksicht darauf, ob sie normal beschäftigt waren oder nicht (in Wirklichkeit handelte es sich hier also um die Zahl der Beschäftigungsfälle). Zum anderen sollte diese Tabelle in derselben Gliederung die Zahl der in der Statistik wirklich erfaßten Personen enthalten. Die Gesamtzahl der Beschäftigten wurde dabei aus den Angaben in den Betriebsbogen errechnet. In Schicht 1 wurde entsprechend dem Auswahlatz 1:7 in der ersten Stufe mit dem Faktor 7 multipliziert, d. h. frei hochgerechnet.

**3.4** Eine **Fehlerrechnung** war bei der Aufbereitung der Gehalts- und Lohnstruktur-erhebung 1951/52 zunächst nicht vorgesehen. Nach dem Zusammenstellen der Ergebnisse entstand aber das Bedürfnis, Anhaltspunkte über die Größenordnung der Zufallsfehler bei einem der wichtigsten Merkmale, nämlich dem durchschnittlichen Bruttogehalt bzw. dem Bruttowochenverdienst, in verschiedenen Wirtschaftsabteilungen zu erhalten (vgl. 4.4, S. 498).

## 4. Durchführung des Stichprobenplans

**4.1** Bei der praktischen Durchführung haben sich einige **methodische Schwierigkeiten** ergeben: Der Stichtag der Arbeitsstättenzählung (13. 9. 1950), deren Erhebungsbogen die Auswahlgrundlage bildeten, lag über ein Jahr vor dem Berichtszeitraum der Gehalts- und Lohnstruktur-erhebung (November 1951). Da in diesem Zeitraum eine merkliche Bewegung und Umschichtung in der deutschen Wirtschaft vor sich gingen, machte sich diese Zeitdifferenz bei der Erhebung unangenehm bemerkbar: Das

## II.35

Adressenmaterial war teilweise überholt, so daß die Erfassung der ausgewählten Betriebe einige Schwierigkeiten bereitete. Zudem waren inzwischen neue Betriebe entstanden, andere erloschen. So konnten nur etwa 80 bis 90 vH der ausgewählten Betriebe in die Aufbereitung einbezogen werden. Im einzelnen war über die Ursache dieser Untererfassung nichts bekannt. Einerseits handelte es sich wohl um echte Betriebsauflösungen, andererseits dürfte aber Nichterreichen des Betriebes infolge Betriebsverlegung, unbrauchbarer Angaben und Verweigerungen eine große Rolle gespielt haben.

4.2 Theoretisch hätte die Erhebung etwa 15 vH der in abhängiger Stellung normal Beschäftigten aus allen Betrieben der Auswahlmasse bringen müssen. Inwieweit das erreicht wurde, konnte nicht genau nachgeprüft werden, da über die Ausfälle ganzer Betriebe und deren Ursachen keine Unterlagen vorlagen. Außerdem wurde auch die Zahl der von den Betrieben einzeln gemeldeten Personen nicht gesondert ausgewiesen (vgl. 3.2, S. 495), also die Größe, die für einen schlüssigen Vergleich mit der Gesamtzahl der Beschäftigten notwendig gewesen wäre.

Anhaltspunkte über die **Erfassungsquote** in den Wirtschaftsabteilungen und den einzelnen Ländern konnten daher nur aus der schon genannten Sondertabelle gewonnen werden, wobei die unterschiedliche Definition der Zählseinheit im Auge behalten werden mußte. Wegen dieser verschiedenen Abgrenzungen hätten die Quotienten in der Übersicht II.35.2 weniger als 15 vH betragen müssen. In Wirklichkeit ergaben sich jedoch ganz andere Verhältnisse (vgl. Übersicht II.35.2).

Übersicht II.35.2

Bundesgebiet — ausgewählte Länder	Arbeitnehmer- gruppe	Anteil der in die Aufbereitung einbezogenen Beschäftigten an der (geschätzten) Gesamtzahl der Teil- und Vollbeschäftigten in vH							
		zu- sammen	davon in Wirtschaftsabteilung						
			1	2	3/4	5	6	7	8
Bundesgebiet .....	Angestellte	19,4	18,3	17,6	21,4	26,0	18,7	25,0	19,0
	Arbeiter	15,9	15,5	14,6	15,9	17,4	19,9	16,5	15,9
Hamburg .....	Angestellte	23,9	16,7	19,2	22,4	35,6	26,0	29,2	20,7
	Arbeiter	19,3	16,5	16,9	19,0	23,5	24,9	25,5	17,0
Niedersachsen .....	Angestellte	27,7	20,7	18,9	23,8	37,3	35,0	23,6	23,6
	Arbeiter	19,1	15,4	15,5	18,4	25,8	32,9	39,5	21,2
Nordrhein-Westfalen ...	Angestellte	23,0	17,4	18,0	22,3	37,1	28,4	30,0	22,2
	Arbeiter	16,6	15,3	14,4	16,0	22,9	30,6	35,6	18,5
Baden-Württemberg ...	Angestellte	18,5	17,2	15,3	17,1	22,6	22,7	22,1	19,3
	Arbeiter	15,1	15,1	13,3	14,3	21,8	22,8	27,9	15,6
Bayern .....	Angestellte	16,6	16,9	16,0	17,3	16,4	16,5	18,8	17,9
	Arbeiter	15,1	14,7	14,5	14,9	15,3	16,9	15,6	19,8

Es zeigt sich im allgemeinen eine erheblich höhere Erfassungsquote, als theoretisch zu erwarten ist. Dabei sind merkliche Unterschiede sowohl in der Gliederung nach Angestellten und Arbeitern als auch nach Wirtschaftsabteilungen und nach Ländern festzustellen. Diese Unterschiede können nicht mehr als zufallsbedingt angesprochen werden, obwohl sich gerade die starken Abweichungen nach oben bei den Angestellten in der Wirtschaftsabteilung 5 und in der Wirtschaftsabteilung 7 in schwach besetzten Gruppen (Größenordnung 1 000) ergeben. Inwieweit regionale Verschiedenheiten in der Häufigkeit des Auftretens bestimmter Anfangsbuchstaben eine wesentliche Rolle spielen, kann nicht nachgeprüft werden. Für diesen Sachverhalt sprechen allerdings die starken Unterschiede zwischen den Ländern. Ebenso gut können aber die regional abweichenden Erfassungsquoten auf unterschiedliche Erhebungspraktiken zurückzuführen sein. Auch wäre es denkbar, daß sich einzelne Betriebe die Mühe der Auswahl nicht machen wollten und dafür lieber zu viele Personen einzeln angaben. Vermut-

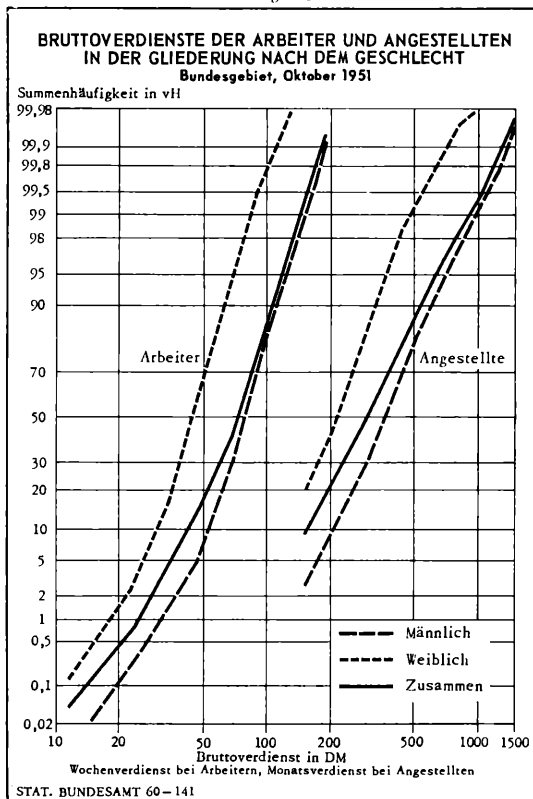
lich sind, insgesamt gesehen, gewisse systematische Fehler durch die Auswahl entstanden. Statistisch gesicherte Erkenntnisse sind allerdings nicht möglich, da die hierfür erforderlichen Auszählungen aus Ersparnisgründen und Zeitmangel nicht vorgenommen worden sind.

**4.3 Die Erhebung lieferte umfangreiches Material für Untersuchungen über die Verteilung der Bruttoverdienste von Arbeitern und Angestellten.** Sie stellte eine wertvolle Ergänzung zu entsprechenden Analysen auf Grund der Lohnsteuerstatistiken dar, weil bei der Lohn- und Gehaltsstrukturhebung wegen des Ausschlusses der nicht normal beschäftigten Arbeitnehmer (vgl. 3.2, S. 495) praktisch nicht auf den Tätigkeitsfall, sondern auf den voll tätigen Arbeitnehmer abgestellt wurde. Wie aus der Abbildung II.35.1 hervorgeht, zeigt sich, daß die Bruttoverdienste in erster Näherung log-normal verteilt sind (die im logarithmisch geteilten Wahrscheinlichkeitsnetz aufgetragenen Summenhäufigkeiten bilden annähernd eine Gerade; vgl. I.3.1.2, S. 64). Das gilt sowohl für die Arbeiter als auch für die Angestellten, jeweils in der Gliederung nach dem Geschlecht. Die weitere Untergliederung nach Wirtschaftsabteilungen liefert das gleiche Bild.

Gewisse Abweichungen vom log-normalen Verlauf sind bei den Arbeitern in den unteren Lohngruppen zu erkennen. Diese Gruppen sind stärker vertreten, als bei einer log-normal verteilten Gesamtheit zu erwarten wäre. Die Abweichungen sind zweifellos signifikant, obwohl die Werte auf relativ kleinen Fallzahlen beruhen (Größenordnung 100 bzw. 1000). Untersuchungen haben aber deutlich gezeigt, daß diese Überhöhung in den unteren Gruppen zu einem großen Teil darauf zurückzuführen ist, daß doch eine merkliche Zahl von Personen mit einer Arbeitszeit von weniger als 36 Arbeitsstunden in die Statistik einbezogen worden ist. Hier handelt es sich zu einem großen Teil um die unter Ziffer 3.2 genannten produktionsfremd Beschäftigten. Stellt man nämlich — ins Extrem gehend — die Verteilung nur für die Arbeitnehmer auf, deren wöchentliche Arbeitszeit 48 Stunden beträgt, so ist die Abweichung wesentlich geringer (auf die Wiedergabe dieser Abbildungen wird aus Raumgründen verzichtet).

Weitere Untersuchungen haben gezeigt, daß eine logistische Verteilung den Verhältnissen beim Merkmal Bruttoverdienst normal beschäftigter Arbeitnehmer jedenfalls weniger gut entspricht als die Log-Normalverteilung. Für Voruntersuchungen zu Stichprobenplänen wird man daher zweckmäßigerweise von der Log-Normalverteilung ausgehen.

Abbildung II. 35. 1



II.35

4.4 Als Grundlage für die Fehlerrechnung wurden die **Variationskoeffizienten** für den Durchschnittsverdienst in den einzelnen Untergruppen nach Formel III.1.0 (18), S. 522, errechnet. Die rechnerisch ermittelten Werte (vgl. Übersicht II.35.3) stimmen gut mit den Werten überein, die unmittelbar aus der Häufigkeitsverteilung der Verdienste abgeleitet werden können.

Übersicht II.35.3

Wirtschaftsabteilung	Variationskoeffizient in vH			
	Arbeiter		Angestellte	
	männlich	weiblich	männlich	weiblich
1	27	25	44	34
2	25	24	39	33
3/4	30	27	44	39
5	24	38	33	40
6	28	31	49	39
7	37	27	37	42
8	26	22	36	35
Zusammen	28	28	45	38

4.5 Die nachträglich durchgeführte **Fehlerrechnung** sollte eine Vorstellung über die Größenordnung der Zufallsfehler des durchschnittlichen Bruttoverdienstes einzelner Beschäftigtengruppen geben.

In Übersicht II.35.4 sind die Fallzahlen  $n$  in der Stichprobe und die errechneten relativen Standardfehler  $v_x$  in vH der durchschnittlichen Bruttoverdienste gewisser Arbeitnehmergruppen zusammengestellt. Der Berechnung war die Formel für die Schätzung des relativen Standardfehlers für Mittelwerte in Untergruppen (vgl. III.1.8 (4), S. 528) zugrunde zu legen. Die Vergrößerung der Fehler durch den Stufungseffekt und die Verkleinerung durch die Schichtung nach Betriebsgrößenklassen blieben ebenso unberücksichtigt wie die Anordnung des Materials bei der Betriebsauswahl, da es sich jeweils nur um Effekte geringen Ausmaßes handeln konnte.

Übersicht II.35.4

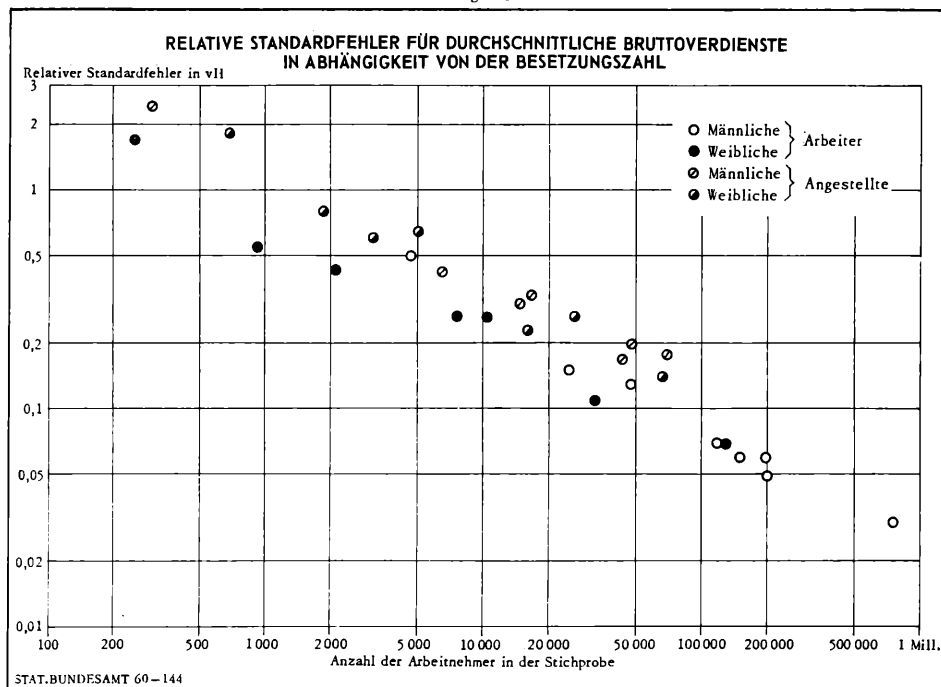
Wirtschafts- abteilung	Arbeiter				Angestellte			
	männlich		weiblich		männlich		weiblich	
	n	$v_x$ in vH	n	$v_x$ in vH	n	$v_x$ in vH	n	$v_x$ in vH
1	122 655	0,07	2 115	0,43	16 694	0,33	3 122	0,60
2	203 032	0,05	32 013	0,11	43 154	0,17	16 043	0,25
3/4	196 196	0,06	125 287	0,07	46 699	0,20	26 111	0,26
5	151 237	0,06	252	1,7	14 600	0,31	5 073	0,65
6	47 297	0,13	10 461	0,26	69 778	0,18	68 176	0,14
7	4 656	0,50	7 646	0,27	301	2,4	691	1,8
8	24 879	0,15	926	0,55	6 547	0,43	1 862	0,81
Zusammen	749 952	0,03	178 700	0,06	197 773	0,10	121 078	0,11

Trägt man die relativen Standardfehler für den Bruttoverdienst in Abhängigkeit von der Besetzung der Tabellenfelder auf, so ergibt sich das in Abbildung II.35.2 wiedergegebene Bild. Man erkennt deutlich, daß nur bei den relativ gering besetzten Feldern (Wirtschaftsabteilungen 5, 7 und 8) mit einem höheren Zufallsfehler gerech-



net werden muß. In allen anderen Fällen sind die Zufallsfehler für den Bruttoverdienst so gering, daß sie den Aussagewert der Ergebnisse überhaupt nicht stören. Die systematischen Fehler liegen möglicherweise beträchtlich höher.

Abbildung II. 35. 2



Auch in den Länderergebnissen der Statistik ist der Zufallsfehler noch so gering, daß er nicht ins Gewicht fällt. Er beträgt selbst bei den kleineren Ländern höchstens etwa das Vierfache des entsprechenden Fehlers im Bundesergebnis.

# Lohnstrukturerhebung in der Forstwirtschaft 1952/53

H. Pudill<sup>1)</sup> und R. Deininger<sup>2)</sup>

## 1. Einleitung

Das Hauptziel dieser Erhebung, mit der die Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 (vgl. II.35) ergänzt werden sollte, war die Ermittlung der Lohnverhältnisse und Arbeitszeiten der Forstarbeiter. Daneben sollte auch eine Reihe von sozialen und betrieblichen Strukturdaten gewonnen werden, wie z. B. die Aufgliederung der Forstarbeiter nach Alter, Familienstand, Kinderzahl, nach der Dauer der Betriebszugehörigkeit und der Art der Tätigkeit. Konsumenten dieser Statistik waren in erster Linie die staatlichen Verwaltungen sowie die Arbeitnehmer- und Arbeitgeberverbände.

Die Rechtsgrundlage der Statistik bildete — wie bei der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1951/52 — das Gesetz über die Lohnstatistik vom 22. August 1949 in Verbindung mit der Verordnung zur Durchführung einer Statistik der Gehalts- und Lohnverhältnisse vom 22. Dezember 1951. Darin war vorgeschrieben, daß die Erhebung auf Stichprobenbasis durchzuführen war.

Die Ergebnisse der Statistik sind in Band 92, Heft 1, der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ erschienen.

## 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** umfaßte 10 Tabellen, die jeweils für Bund und Länder aufzustellen waren. Sie sollten über die Arbeits- und Verdienstverhältnisse in der Forstwirtschaft sowie über die soziale Lage der in der Forstwirtschaft tätigen Arbeiter Auskunft geben. In sachlicher Hinsicht waren die Tabellen sehr tief gegliedert, so daß namentlich bei den Länderübersichten zahlreiche Tabellenfelder nur schwach besetzt sein konnten. Die Tabellen enthielten in der Regel in der Vorspalte die Arbeitergruppen und in der Kopfspalte die übrigen Merkmale.

**2.2 Die Erhebungsgesamtheit** bildeten die staatlichen und kommunalen Forstbetriebe der Bundesrepublik ohne Hamburg und Bremen, soweit sie in der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 als Betriebe mit mindestens 100 ha Forstfläche ausgewiesen wurden. Land- und forstwirtschaftliche Mischbetriebe wurden ebenfalls einbezogen, sofern bei ihnen die Bedeutung der Forstwirtschaft die der Landwirtschaft überwog. Die Beschränkung auf staatliche und kommunale Betriebe war — ebenso wie die auf Betriebe mit mindestens 100 ha Forstfläche — nicht so einschneidend, wie es zunächst scheinen mochte: Die privaten Forstbetriebe und die Betriebe unter 100 ha Forstfläche hatten zumeist nur wenige Forstarbeiter bzw. waren mit einem Landwirtschaftsbetrieb gekoppelt, der von so großer Bedeutung war, daß nur selten Arbeiter ausschließlich in der Forstwirtschaft beschäftigt wurden. Außerdem waren Fachleute der Ansicht, daß die Entlohnung der Forstarbeiter in Privatbetrieben nicht wesentlich von der in staatlichen Betrieben abwich.

Erfaßt werden sollte ein repräsentativer Teil der Arbeiter in diesen Betrieben. Lehrlinge und Waldarbeitergehilfen blieben außer Betracht.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Heinrich Pudill, Hessisches Statistisches Landesamt, Wiesbaden.

<sup>2)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Infolge der starken Differenzierung der Forstarbeiter nach ihrer Vorbildung und der Zeitdauer ihrer Beschäftigung mußten mehrere Gruppen gebildet und getrennt ausgewiesen werden. Danach wurden unterschieden:

Haumeister (aufsichtsführende Vorarbeiter),  
 Waldfacharbeiter,  
 Ständige Waldarbeiter,  
 Regelmäßig beschäftigte Waldarbeiter,  
 Unständige Waldarbeiter,  
 Waldarbeiterinnen.

Eine besonders wichtige, aber kleine Gruppe stellten hierbei die Haumeister dar.

**2.3** Da mit starken saisonalen Schwankungen in der Zahl der in der Forstwirtschaft Tätigen gerechnet wurde, sollte sich die Erhebung über ein ganzes Jahr erstrecken. Aus dem gleichen Grund wurden auch monatliche Zahlen gewünscht. Als **Berichtszeitraum** wurde das Forstwirtschaftsjahr 1952/53 (1. Oktober 1952 bis 30. September 1953) gewählt.

**2.4** Die Forstämter bzw. Forstverwaltungen bildeten die **Erhebungseinheiten**. Sie hatten in jedem Vierteljahr zwei Fragebogen auszufüllen, den „Betriebsbogen“ und den „Erhebungsbogen für Forstarbeiter“, die ihnen auf dem Postwege zugestellt wurden.

Im Betriebsbogen waren die für die Auswertung wichtigen Betriebsdaten anzugeben. Dazu gehörte u. a. die Zahl der im Betrieb als Forstarbeiter beschäftigten Personen. Im Erhebungsbogen für Forstarbeiter waren monatlich Angaben über die einzelnen Forstarbeiter zu machen, die im wesentlichen den Merkmalen entsprachen, die auch bei der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 erhoben wurden (vgl. II.35, S. 494). Neu hinzu kam nur die Trennung der Verdienste in Barverdienste und Sachleistungen. — **Aufbereitungseinheit** war im allgemeinen der Forstarbeiter.

### 3. Stichprobenplan

**3.1** Trotz der nicht sehr großen Zahl von Forstarbeitern in den genannten Betrieben lohnte sich die Anwendung des Stichprobenverfahrens. Im Gegensatz zu der Auswahl für die Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft wurde jedoch nur eine einstufige geschichtete Zufallsstichprobe vorgesehen. **Auswahlseinheit** bildete der Forstarbeiter (bzw. der Beschäftigungsfall), sofern es sich nicht um einen Lehrling oder einen Waldarbeitergehilfen handelte. Eine zweistufige Auswahl anzuwenden, wäre unzweckmäßig gewesen, weil der Stufungseffekt bei gleicher Ergebnissenauigkeit einen um so viel höheren Gesamtauswahlsatz bedingt hätte, daß die Kosten nicht niedriger geworden wären.

Zwei Schichten wurden gebildet: Haumeister und übrige Forstarbeiter. Die zahlenmäßig kleine Gruppe der Haumeister (rund 6 600) wurde total erfaßt. Unter den übrigen wurde etwa jeder vierte Arbeiter ausgewählt. Der Auswahlsatz betrug also in der zweiten Schicht 25 vH.

Die Auswahl wurde in den Betrieben selbst nach Namensanfängen durchgeführt: Über alle Arbeiter, deren Nachname mit einem der Buchstaben D, G, L, R, T oder W begann, war zu berichten.

Dieser Weg wurde gewählt, weil bei den Statistischen Landesämtern selbst keine Unterlagen für eine Personenauswahl vorhanden waren und weil die Buchstabenauswahl so einfach ist, daß sie auch von Stellen, die keine Vorstellung von Stichprobentechniken haben, leicht durchgeführt werden konnte. Insgesamt wurden rund 40 000 Arbeiter in die Stichprobe einbezogen.

**3.2** Eine **Hochrechnung** der Ergebnisse war nicht geplant; es sollten vielmehr nur die direkt ermittelten Zahlen veröffentlicht werden. Soweit eine Zusammenfassung der

Schichten erforderlich war, wurde der unterschiedliche Auswahlsatz dadurch eliminiert, daß die Ergebnisse über Haumeister (Schicht mit Totalerfassung) nur mit einem Viertel ihres Gewichts berücksichtigt wurden.

4. Durchführung des Stichprobenplans

4.1 Die vierteljährlich anfallenden Angaben über die einzelnen Forstarbeiter wurden bei den Statistischen Landesämtern in Karteien erfaßt. Nach Ablauf des Erhebungsjahres, d. h. nach Eingang aller Meldungen, wurden die Unterlagen maschinell aufbereitet.

4.2 In einer Sonderauszählung wurden die Zahlen der in den erfaßten Betrieben als beschäftigt gemeldeten Forstarbeiter ohne Haumeister denen der einzeln erfaßten Arbeiter gegenübergestellt. Anhand dieser Zahlen konnte der **effektive Auswahlsatz** ermittelt werden, wenn man unterstellte, daß sämtliche der zu erfassenden Betriebe wirklich in die Erhebung einbezogen wurden. In Übersicht II.36.1 sind diese Auswahl-sätze, nach staatlichen und kommunalen Betrieben getrennt, länderweise zusammen-

Übersicht II.36.1

Land	Effektiver Auswahlsatz in vH	
	Staatliche Betriebe	Kommunale Betriebe
Schleswig-Holstein...	32,1	31,5
Niedersachsen.....	29,5	25,0
Nordrhein-Westfalen	24,5	22,9
Hessen.....	27,8	25,9
Rheinland-Pfalz....	25,7	25,2
Baden-Württemberg	32,0	25,6
Bayern.....	27,9	29,9
Zusammen.....	28,7	25,7

Zunächst ist festzustellen, daß der effektive Auswahlsatz nur wenig über dem theoretisch zu erwartenden (25vH) liegt. Jedenfalls ist der Unterschied merklich geringer als bei den entsprechenden Ergebnissen aus der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1951/52 (vgl. Übersicht II.35.2, S. 496). Dies deutet darauf hin, daß dort tatsächlich eine gewisse Überhöhung in der Erfassung vorgekommen ist, wenngleich auch dieser Hinweis nicht ganz stichhaltig ist, weil es sich

um ganz verschiedene Personenkreise handelt, von denen der eine praktisch ausschließlich Personen in ländlichen Gebieten umfaßt.

Auffallend sind fernerhin die verhältnismäßig hohen effektiven Auswahlsätze in Schleswig-Holstein und in den staatlichen Betrieben Baden-Württembergs. Während die hohe Quote sowohl bei den staatlichen als auch bei den kommunalen Betrieben in Schleswig-Holstein auf ein häufigeres Vorkommen der gewählten Anfangsbuchstaben hindeutet (außerdem ist hier die Zahl der erfaßten Personen — rund 850 — sehr klein und daher mit einem verhältnismäßig hohen Zufallsfehler zu rechnen), besteht in Baden-Württemberg ein starker Unterschied zwischen den Quoten bei staatlichen und bei kommunalen Betrieben. Dieser Unterschied ist wohl kaum durch den Zufall verursacht, da er auf einer relativ breiten Basis beruht. In allen Ländern (ausgenommen Bayern) ist der effektive Auswahlsatz in staatlichen Betrieben höher als in kommunalen. Auch dies wird wahrscheinlich von einer unterschiedlichen Behandlung bei der Erhebung herrühren, so daß in den Ergebnissen für staatliche Betriebe möglicherweise ein gewisser systematischer Fehler enthalten ist. Es ist jedoch nicht anzunehmen, daß er die Aussagekraft der Ergebnisse merklich mindert.

4.3 Bei den repräsentativen Lohnstatistiken wurden bislang Ergebnisse, die auf weniger als 20 Informationen beruhten, nicht oder nur mit besonderer Anmerkung veröffentlicht. Dieser Weg wurde auch bei der vorliegenden Statistik beschritten. Vom methodischen Standpunkt ist er äußerst unbefriedigend, da er eine pauschale „Lösung“ darstellt, die den zugrunde liegenden Stichprobenplan und die Varianzverhältnisse nicht berücksichtigt, obwohl diese für die Genauigkeit der Ergebnisse von größter Bedeutung sind. Der einzige Vorteil des Verfahrens besteht darin, daß es wenig Arbeit verursacht.

Um über den Stichprobenfehler bei Buchstabenauswahl einige Unterlagen zu bekommen, wurde beim Hessischen Statistischen Landesamt nachträglich eine **Schattenaufbereitung** am Material der Totalerhebung über die Haumeister in Hessen vorgenommen.

Gleichzeitig wurden für einige Gruppen diejenigen Standardfehler ermittelt, die bei der Anwendung einer einfachen Zufallsstichprobe gültig gewesen wären. Die Standardfehler der Anteilswerte wurden dementsprechend nach Formel III.1.9 (3), S. 529, berechnet; für die Fehler der Mittelwerte in Untergruppen war Formel III.1.8 (3), S. 528, anzuwenden. In den Übersichten II.36.2 und II.36.3 sind einige Ergebnisse der Schattenaufbereitung und der anschließenden Fehlerrechnung für einfache Zufallsauswahl zusammengestellt.

Übersicht II.36.2

Gruppe	Forstarbeiter nach		Anteil der Forstarbeitergruppe in der		Absolutwert der Abweichung Sp.3–Sp.4	Standardfehler bei einfacher Zufallsstichprobe <sup>1)</sup>	Fehlerquotient $\frac{\text{Sp. 5}}{\text{Sp. 6}}$
	Vollzählung	Stichprobe	Vollzählung	Stichprobe			
	1	2	3	4	5	6	7
Haumeister bei staatlichen und kommunalen Betrieben insg.	1 157	346	1	1	—	—	—
davon ledig .....	33	11	0,029	0,032	0,003	—	—
nicht ledig, mit 0 Kindern .....	609	171	0,526	0,494	0,032	0,023	1,4
mit 1 Kind .....	283	92	0,245	0,266	0,021	0,019	1,1
mit 2 Kindern .....	146	48	0,126	0,139	0,013	0,015	0,9
mit 3 Kindern u. m. ....	86	24	0,074	0,069	0,005	0,012	0,4
davon mit Arbeitsstunden							
unter 480 .....	136	37	0,118	0,107	0,011	0,015	0,8
480 bis unter 1 600 .....	396	109	0,342	0,315	0,027	0,021	1,3
1 600 und mehr .....	625	200	0,540	0,578	0,038	0,022	1,7
davon mit Lohn							
unter 600 DM .....	77	24	0,067	0,069	0,002	0,011	0,2
600 bis unter 1 000 DM .....	100	20	0,086	0,058	0,028	0,013	2,2
1 000 bis unter 1 400 DM .....	77	25	0,067	0,072	0,005	0,011	0,4
1 400 bis unter 1 800 DM .....	67	19	0,058	0,055	0,003	0,011	0,3
1 800 bis unter 2 400 DM .....	82	26	0,071	0,075	0,004	0,012	0,3
2 400 bis unter 3 000 DM .....	110	29	0,095	0,084	0,011	0,013	0,8
3 000 bis unter 3 600 DM .....	174	49	0,150	0,142	0,008	0,016	0,5
3 600 DM und mehr .....	470	154	0,406	0,445	0,039	0,022	1,8

<sup>1)</sup> Die Fehlerwerte wurden nur für die Gruppen berechnet, für die in der Stichprobe mehr als 15 Fälle enthalten waren.

Übersicht II.36.3.

Gruppe	Durchschnittlicher Jahresbruttoverdienst nach der		Absolutwert der Abweichung Sp.1–Sp.2	Standardfehler bei einfacher Zufallsstichprobe <sup>1)</sup>	Fehlerquotient $\frac{\text{Sp. 3}}{\text{Sp. 4}}$
	Vollzählung	Stichprobe			
	1	2	3	4	5
Haumeister in staatlichen und kommunalen Betrieben .....	2 966	3 049	83	67	1,2
davon ledig .....	2 176	1 791	385	—	—
nicht ledig, mit 0 Kindern .....	2 661	2 849	188	54	3,5
mit 1 Kind .....	3 282	3 304	22	124	0,2
mit 2 Kindern .....	3 314	3 359	45	180	0,3
mit 3 Kindern und mehr .....	3 817	4 343	526	205	2,6
davon mit Arbeitsstunden					
unter 480 .....	566	514	52	32	1,6
480 bis unter 1 600 .....	2 008	2 033	25	63	0,4
1 600 und mehr .....	4 096	4 073	23	47	0,5

<sup>1)</sup> Die Fehlerwerte wurden nur für die Gruppen berechnet, für die in der Stichprobe mehr als 15 Fälle enthalten waren.

**II.36**

Jeweils in der letzten Spalte dieser Übersichten sind die Fehlerquotienten angegeben, die aus den Abweichungen und den Standardfehlern berechnet worden sind; sie wurden für 49 — allerdings nicht völlig unabhängige — Merkmalswerte ganz verschiedener Art ermittelt. Wenn die Buchstabenauswahl ebenso gute Ergebnisse wie eine einfache Zufallsstichprobe liefern würde, so müßten diese Quotienten eine Verteilung aufweisen,

wie sie in Spalte (1) der Übersicht II.36.4 angegeben ist. Die wirkliche Verteilung ist aus Spalte (2) zu ersehen.

Übersicht II.36.4

Vielfaches des Standardfehlers	Anzahl der Fehlerquotienten	
	bei einfacher Zufalls- stichprobe zu erwarten	bei der Schatten- aufbereitung festgestellt
	1	2
bis 1,0 .....	33	29
bis 2,0 .....	47	45
bis 3,0 .....	49	47

Die Unterschiede sind verhältnismäßig gering. Dabei ist allerdings zu beachten, daß der geringe Materialumfang keinen sicheren Schluß zuläßt.

Immerhin gibt die Untersuchung Anhaltspunkte, daß man bei der Planung einer Buchstabenauswahl in erster Näherung die Fehlergesetze benutzen kann, die bei einer einfachen Zufallsstichprobe gültig sind.

## Gehalts- und Lohnstrukturhebung in der Landwirtschaft 1953

R. Deininger<sup>1)</sup>

### 1. Einleitung

Die Gehalts- und Lohnstrukturhebung in der Landwirtschaft 1953 hatte grundsätzlich die gleichen Aufgaben wie die Gehalts- und Lohnstrukturhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 (vgl. II.35). Bei der Planung der Statistik mußte jedoch auf die besonderen Verhältnisse in diesem Wirtschaftsbereich — insbesondere auf die stark ausgeprägte saisonale Entwicklung — Rücksicht genommen werden. Aus diesem Grunde wurde die Erhebung in der Landwirtschaft von der Strukturhebung in der gewerblichen Wirtschaft abgetrennt.

In die Erhebung sollten nur familienfremde Angestellte und Arbeiter einbezogen werden, da die Verdienstverhältnisse der familieneigenen Arbeitskräfte ganz anders geartet waren und keinen echten Vergleich mit der Lohnstruktur in anderen Wirtschaftsbereichen zuließen. Wegen der starken jahreszeitlichen Schwankung der Beschäftigtenzahl in der Landwirtschaft mußte sich die Erhebung über ein ganzes Jahr erstrecken.

Die Statistik hatte dieselbe Rechtsgrundlage wie die vorangegangene Gehalts- und Lohnstrukturhebung. Damit war die Anwendung der Repräsentativmethode vorgeschrieben. Der Auswahlsatz durfte 20 vH nicht übersteigen.

Die Ergebnisse der Statistik sind in Band 92, Heft 2, der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

### 2. Grundlagen des Stichprobenplans

**2.1 Das Tabellenprogramm** enthielt 17 Tabellen. Diese sollten die Gliederung der erfaßten Arbeitnehmer (Arbeiter bzw. Angestellte) nach demographischen Merkmalen (Geschlecht, 5 Altersklassen, Familienstand, Kinderzahl), nach regionalen Gesichtspunkten (Länder), nach betrieblichen Gesichtspunkten (4 Betriebsgruppen) sowie nach Beschäftigungsart, Beschäftigungsdauer, Verdienstart und -klasse der Arbeitnehmer zeigen. Einige Tabellen sollten die Durchschnittsverdienste und die Arbeitszeiten in verschiedener Gliederung ausweisen. Der Bezugszeitraum war in den meisten Fällen ein Monat, und zwar der September 1953. Zwei Tabellen wurden für verschiedene Monate (Februar, Mai, September und November) aufgestellt, 4 Tabellen bezogen sich auf das ganze Jahr bzw. auf den Jahresdurchschnitt (vgl. 2.3, S. 506).

**2.2** Von wesentlicher Bedeutung für den Verdienst eines Landarbeiters ist neben der Art der Lohnbemessung auch die Dauer seiner Erwerbstätigkeit in der Landwirtschaft und seine Vorbildung. Demgemäß wurden verschiedene Arbeitnehmergruppen unterschieden, nämlich

- A: Dauerarbeitskräfte (Arbeiter) im Monatslohn (ohne Gruppe C)
- B: Dauerarbeitskräfte (Arbeiter) im Stundenlohn (ohne Gruppe C)
- C: Facharbeiter mit Spezialausbildung
- D: Saisonarbeiter
- E: Aushilfskräfte (Arbeiter) im Stundenlohn
- F: Angestellte

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

## II.37

Diese Gruppen haben für Betriebe verschiedener Größe ganz unterschiedliche Bedeutung: In kleineren landwirtschaftlichen Betrieben wird z. B. fast kein familienfremder Facharbeiter mit Spezialausbildung beschäftigt sein. Daher — und wegen des grundsätzlich verschiedenen Gewichts der Betriebe unterschiedlicher Größe für die vorliegenden Erkenntnisziele — wurden die Betriebe der Erhebungsgesamtheit nach Art und Größe gruppiert und diese Gruppen bei der Erhebung unterschiedlich behandelt. Folgende Betriebsgruppen wurden gebildet:

Betriebsgruppe 1: Betriebe mit 5 bis unter 20 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche;

Betriebsgruppe 2: Betriebe mit 20 bis unter 50 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche, soweit sie im Jahre 1952 keine Arbeiter der Gruppen B, C und D länger als 2 Monate beschäftigten;

Betriebsgruppe 3: Betriebe mit 20 bis unter 50 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche, soweit sie nicht zu Betriebsgruppe 2 zählten;

Betriebsgruppe 4: Betriebe mit mindestens 50 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche.

In den Betrieben der Gruppe 1 und 2 wurden nur die Arbeiter der Gruppen A und E erfaßt, da die anderen keine wesentliche Rolle spielten. Die Betriebe der Gruppe 3 und diejenigen der Gruppe 4 hatten über alle ihre Arbeiter zu berichten. Da Angestellte praktisch nur bei den Großbetrieben (über 50 ha landwirtschaftliche Nutzfläche) beschäftigt sind, wurden diese grundsätzlich nur in Gruppe 4 erfaßt.

**2.3 Erhebungseinheit war der Betrieb.** Folgende **Erhebungstechnik** wurde angewandt: Jeder ausgewählte Betrieb hatte einen Betriebsbogen und ferner für jede familienfremde Arbeitskraft, die nach 2.2 zu erfassen war, einen sogenannten Erhebungsbogen auszufüllen. Die Erhebungsbogen waren für einzelne der obengenannten Arbeitnehmergruppen unterschiedlich, da für sie teilweise verschiedene Merkmale von Bedeutung waren. Im wesentlichen entsprachen die erfragten Merkmale denen bei den früher durchgeführten Gehalts- und Lohnstrukturerhebungen (vgl. II.35 und II.36), doch waren sie noch besonders auf die Verhältnisse in der Landwirtschaft abgestellt. Es wurden Angaben über die Person, über den Barlohn und über die Sachleistungen erfragt.

Erhebungszeitraum war die Zeit vom 1. Februar 1953 bis zum 31. Januar 1954. Wegen der starken jahreszeitlichen Unterschiede der Beschäftigungslage in der Landwirtschaft war teilweise eine monatliche Erfassung notwendig. Bei einigen Arbeitnehmergruppen und Betriebsgruppen konnte die Erhebung allerdings auf einen Monat je Vierteljahr beschränkt werden; bei den Kategorien D und E genügte die Erfassung während der Saisonmonate.

Die Periodizität der Erfassung kann im einzelnen der Übersicht II.37.1 entnommen werden.

Übersicht II.37.1

Betriebs-Gruppe	Arbeitnehmer-Gruppe	Erhebungsmonat
1	A E	Februar, Mai, September, November Mai, September
2	A E	Februar, Mai, September, November Mai, September
3	A, B, C D E	alle 12 Monate Mai bis November, monatlich Mai und September
4	A, B, C, F D E	alle 12 Monate Mai bis November, monatlich Mai und September



Der vierteljährliche Erhebungsturnus bei den Betriebsgruppen 1 und 2 wurde nicht genau eingehalten: Mit Rücksicht auf die Arbeitsspitze in der Landwirtschaft, die im September liegt und ganz besonders für kurzfristig beschäftigte Aushilfskräfte ausgeprägt ist, wurde an Stelle des August der September als Erhebungsmonat gewählt.

Die Trennung zwischen Betriebsgruppe 2 und 3 (vgl. 2.2) wurde im Einzelfall auf Grund einer besonderen Frage bei der ersten Erhebung im Februar 1953 getroffen: Die Betriebe mit 20 bis unter 50 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche hatten anzugeben, ob sie im Jahre 1952 Arbeiter der Gruppen B, C oder D länger als 2 Monate beschäftigt hatten.

Die Erhebung wurde im wesentlichen von den Statistischen Landesämtern, teilweise unter Einschaltung der Gemeindebehörden, durchgeführt.

**2.4 Als Auswahlgrundlage** kam allein die Auflistung der landwirtschaftlichen Betriebe aus der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 in Frage. Neuere Unterlagen standen nicht zur Verfügung.

Die Auswahlgesamtheit wurde auf diejenigen landwirtschaftlichen Betriebe in der Bundesrepublik ohne Hamburg und Bremen beschränkt, die bei der Landwirtschaftlichen Betriebszählung mindestens 5 ha landwirtschaftliche Nutzfläche sowie ständig beschäftigte familienfremde Arbeitskräfte aufwiesen. Die letztgenannte Einschränkung wurde vorgenommen, weil 1949 mehr als die Hälfte der landwirtschaftlichen Betriebe mit mindestens 5 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche ohne ständig beschäftigte familienfremde Arbeitskräfte waren. Die Regelung brachte allerdings den Nachteil, daß sich die Beschränkung auf die ständig beschäftigten Arbeitskräfte bezog, während bei der Erhebung auch nichtständig beschäftigte Arbeitskräfte erfaßt werden sollten. Das verursachte einen systematischen Fehler, der aber als unwesentlich erachtet wurde.

Viel schwerer wog, daß der Stand der Auswahlgrundlage rund 4 Jahre vor dem Erhebungszeitraum lag. In der Zwischenzeit waren Betriebe neu entstanden, andere erloschen; zum Teil hatten sich Betriebe in ihrer Größe und in ihrem Betriebsaufbau (Art und Zahl der Beschäftigten) so verändert, daß sie 1953 nicht mehr in den vorgegebenen Rahmen paßten. Diese Mängel mußten in Kauf genommen werden, weil ohne erheblichen Mehraufwand keine andere Lösung möglich war. Es war jedoch damit zu rechnen, daß der allgemeine Schrumpfungsprozeß in der Landwirtschaft, der in den Jahren zwischen 1949 und 1953 vor sich ging, im wesentlichen zutreffend erfaßt werden konnte.

### 3. Voruntersuchungen zum Stichprobenplan

**3.1** Für einen Teil der Tabellenfelder konnten die **Besetzungszahlen** aus den Ergebnissen der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 geschätzt werden. Dabei war die Abnahme der Zahl der Landarbeiter zwischen 1949 und 1953 zu berücksichtigen. Auf eine Abschätzung der Variabilität einzelner Merkmale wurde verzichtet.

**3.2** Der **Stichprobenumfang** wurde unter Berücksichtigung der Kosten und der gesetzlichen Vorschriften so festgelegt, daß die Statistik imstande war, noch aussagefähige Ergebnisse zu liefern. Danach sollten rund 22 000 Betriebe in die Erhebung einbezogen werden. Das entsprach, da 1949 insgesamt etwa 350 000 Betriebe mit mindestens 5 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche und ständig beschäftigten familienfremden Arbeitskräften existierten, einem Gesamtauswahlsatz von 6,3 vH der Betriebe.

**3.3** Die Inhomogenität der Erhebungseinheiten bezüglich der Arbeitnehmergruppen legte nahe, zumindest eine **Schichtung** nach Betriebsgrößenklassen mit unterschiedlichen Auswahlätzen in den einzelnen Schichten vorzusehen. Eine derartige Schichtung war bei der vorliegenden Auswahlgrundlage ohne Schwierigkeiten möglich. Der vorgegebene Stichprobenumfang von 22 000 Betrieben wurde auf die einzelnen

## II.37

Schichten so aufgeteilt, daß die Statistik auch für die wichtigen Arbeitnehmergruppen innerhalb der Betriebsgrößenklassen noch Ergebnisse liefern konnte. Die Übersicht II.37.2 zeigt die Aufgliederung der Betriebe nach Größenklassen gemäß der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949, den vorgesehenen Stichprobenumfang und den Auswahlatz je Schicht.

Übersicht II.37.2

Betriebsgrößenklasse	Zahl der Betriebe mit ständigen familienfremden Arbeitskräften	Durchschnittliche Besetzung mit ständigen familienfremden Arbeitskräften	Zahl der auszuwählenden Betriebe	Auswahl- satz in vH	Zu erwartende Zahl der ständigen Arbeitskräfte in den Stich- probenbetrieben
5 ha bis unter 20 ha	237 500	1,53	11 175	4,7	17 000
20 ha bis unter 50 ha	97 900	2,85	7 000	7,2	20 000
50 ha und mehr . . . . .	15 300	12,37 <sup>1)</sup>	3 825	25,0	47 400 <sup>1)</sup>
Zusammen . . . . .	350 700	2,37	22 000	(6,3)	84 400 <sup>1)</sup>

<sup>1)</sup> Einschl. Angestellte.

### 4. Stichprobenplan

**4.1** Wegen der Inhomogenität und wegen der weiten regionalen Streuung der Betriebe war eine **zweistufige geschichtete** Auswahl vorgesehen.

In der ersten Stufe mußten Gemeinden ausgewählt werden. Dazu waren die Gemeinden jedes Bundeslandes in zwei Schichten (Stadtkreisgemeinden — Landkreisgemeinden) einzuteilen. Die Stadtkreisgemeinden wurden vollzählig in die Gemeinde-stichprobe einbezogen; die Landkreisgemeinden sollten dagegen in den einzelnen Bundesländern nach alphabetischer Anordnung mit festem Auswahlabstand systematisch ausgewählt werden. Eine Besonderheit bei dieser Gemeindeauswahl lag darin, daß für die Erfassung der Betriebsgruppen 1 bis 3 jede achte Gemeinde, für die Erfassung der Betriebsgruppe 4 dagegen jede vierte Gemeinde (also doppelt so viele) auszuwählen waren. Diese Auswahlmethode, die nicht ganz in das übliche System der Auswahlverfahren einzuordnen ist, weil innerhalb einer Schicht verschiedene Auswahlsätze verwendet werden, sollte eine besondere Anpassung der Auswahl an die Verhältnisse in den verschiedenen Betriebsgruppen liefern.

In der zweiten Stufe waren die landwirtschaftlichen Betriebe mit mindestens 5 ha landwirtschaftlicher Nutzfläche und mit ständig beschäftigten familienfremden Arbeitskräften im Jahre 1949 nach den obengenannten Betriebsgruppen zu schichten. Auch bei der Betriebsauswahl sollte das systematische Auswahlverfahren verwendet werden, wobei die Anordnung durch die Listen der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 bestimmt war.

Der Auswahlplan ist in der Übersicht II.37.3 zusammenfassend dargestellt.

Übersicht II.37.3

Auswahl- stufe	Auswahleinheit	Auswahlsätze in					
		Stadtkreisgemeinden			Landkreisgemeinden		
		Betriebsgruppe			Betriebsgruppe		
		1	2 und 3	4	1	2 und 3	4
1	Gemeinde . . . . .	1:1	1:1	1:1	1:8	1:8	1:4
2	Betrieb . . . . .	1:21	1:14	1:4	1:3	1:2	1:1

**4.2 Eine Hochrechnung** der Stichprobenwerte war nicht vorgesehen. Sie wäre auch weder auf den Stand 1953 noch auf den Stand 1949 korrekt durchführbar gewesen, da die Statistik Ergebnisse über Arbeitnehmer aus Betrieben, die 1949 die obengenannten Kriterien erfüllten, nach dem Stand 1953 brachte (vgl. 2.4, S. 507). Infolge der starken Verschiebungen bei der Landwirtschaft in den dazwischen liegenden Jahren mußte sich diese Diskrepanz erheblich bemerkbar machen.

Erfahrungsgemäß wirken sich derartige Verschiebungen auf Strukturzahlen wesentlich weniger als auf Totalzahlen aus. Aus diesem Grund wurden in den Tabellen im allgemeinen nur die effektiv erfaßten Fälle ausgewiesen. Das war möglich, weil meist keine Zusammenfassungen von verschiedenen Betriebsgruppen (Schichten) vorgenommen wurden. Für die wenigen Tabellen, deren Zahlen aus mehreren Betriebsgruppen zusammengesetzt waren, ließ sich allerdings wegen der unterschiedlichen Auswahlsätze eine Gewichtung (Umrechnung) nicht umgehen. Dabei wurde von den in der Übersicht II.37.3 angegebenen Auswahlätzen ausgegangen. Diese Rechnung hatte jedoch nur Näherungscharakter, da sie einmal die Zweistufigkeit der Auswahl und zum anderen die Mängel der Auswahlgrundlage sowie die Struktur der Ausfälle nicht berücksichtigte.

**4.3 Eine besondere Fehlerrechnung** war nicht vorgesehen, da mit einem systematischen Fehler gerechnet werden mußte, der merklich über dem Stichprobenfehler lag.

## 5. Durchführung der Stichprobenerhebung

**5.1** Die Verwendung einer veralteten Auswahlgrundlage hatte, wie schon in 2.4 (S. 507) erwähnt, gewisse Konsequenzen bezüglich des Aussagewertes der Stichprobe: Weil nicht alle 1953 vorhandenen Arbeitnehmer der zu erfassenden Gruppen eine Auswahlchance hatten, konnte die Statistik kein ganz genaues Bild der Verhältnisse im Jahre 1953 liefern. Das mußte sich umso stärker auswirken, je größer die Strukturveränderungen zwischen 1949 und 1953 waren. Um sich hierüber ein ungefähres Bild zu verschaffen, wurde eine methodische Tabelle erstellt, in der — nach Betriebsgruppen getrennt — die Zahl der ausgewählten Betriebe und die Zahl der erfaßten Betriebe mit zu erfassenden Arbeitnehmern (vgl. 2.2, S. 505) einander gegenübergestellt wurden. Die zweite Zahl mußte dabei — auch ohne Berücksichtigung des Landarbeiterschwunds — etwas kleiner als die erste sein, weil nicht alle ständig beschäftigten Arbeitnehmergruppen in allen Betriebsgruppen zu erfassen waren (in den Betriebsgruppen 1 und 2 z. B. nicht die Arbeitnehmergruppen B, C und F). Doch konnte es sich hier nur um eine geringe Zahl handeln. Übersicht II.37.4 zeigt die Ergebnisse.

Übersicht II.37.4

Betriebsgruppe	Ausgewählte Betriebe	Ausgewählte Betriebe, die 1953 keine zu erfassenden Arbeitnehmer aufwiesen	
		Anzahl	vH aller ausgewählten Betriebe
1	11 072	4 947	45
2	4 889	869	18
3	2 072	149	7
4	3 635	224	6
Zusammen	21 668	6 189	29

Ein ganz erheblicher Teil der Betriebe (rund 30 vH) war also entweder ganz aufgelöst worden oder hatte keine Arbeitskräfte mehr, die zu erfassen gewesen wären. Der Schwund ist nach Betriebsgruppen merklich verschieden, eine Erscheinung, die zu erwarten war: Der Abbau in größeren Betrieben führt nur selten so weit, daß der Betrieb überhaupt keine zu erfassenden Arbeitskräfte hat.

Bei diesen Zahlen ist zu berücksichtigen, daß unter der Rubrik „Betriebe ohne zu erfassende Arbeitnehmer“ nur solche Betriebe enthalten sind, in denen auch keine zu erfassenden, nicht ständigen Arbeitnehmer beschäftigt waren. Stellt man nur auf die ständigen Arbeitnehmer ab, so wird der Schwund in der Stichprobenmasse noch größer.

Ein ähnliches Bild zeigte sich bei der Zahl der Arbeitnehmer: Nach der Landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949 gab es in den Betrieben der Auswahlgesamtheit rund 850 000 ständige familienfremde Arbeitskräfte. Hätten sich in den 4 Jahren bis zur Erhebung keine Veränderungen ergeben, so wäre mit rund 85 000 derartigen Arbeitskräften in der Erhebung zu rechnen gewesen. Im September 1953, also in einem Monat mit Spitzenbedarf in der Landwirtschaft, wurden dagegen nur rund 49 000 familienfremde Arbeitskräfte überhaupt erfaßt, also weniger als 60 vH der ständigen Arbeitskräfte im Mai 1949.

Aus diesen Zahlen kann jedoch nicht auf die Größe des Landarbeiterschwundes geschlossen werden, weil einmal in der Zahl der erfaßten Arbeitnehmer nur diejenigen Arbeitskräfte enthalten sind, von denen wirklich auswertbare Angaben vorlagen und weil zum anderen sicherlich eine Reihe von Betrieben 1953 diese Bedingung erfüllten, obwohl sie 1949 keine ständigen familienfremden Arbeitskräfte hatten. Insbesondere werden auf Grund der mangelhaften Auswahlgrundlage viele nicht ständige Arbeitskräfte keine Erfassungschance gehabt haben. Bei künftigen Erhebungen ähnlicher Art wird man danach trachten müssen, daß die Auswahlgrundlage einen näher am Erhebungszeitraum liegenden Stand aufweist. Sollte das nicht möglich sein, so müßte man entweder eine Vorerhebung durchführen, um die Gesamtmasse der Betriebe mit familienfremden Arbeitskräften zu einem näherliegenden Zeitpunkt zu erhalten, oder wenigstens durch eine kleinere unabhängige Stichprobe in den übrigen Betrieben Anhaltspunkte über deren Struktur zu gewinnen suchen.

**5.2 Von den Konsumenten der Statistik wurde die Berechnung von durchschnittlichen Jahresverdiensten** der normal beschäftigten Arbeitnehmer aus den Gruppen A, B, C, D, F gewünscht. Eine derartige Auswertung der für kleinere Zeiträume gültigen, insgesamt gesehen aber unvollständigen Erhebungsergebnisse wirft eine Reihe von grundsätzlichen Problemen auf, die mit der Frage der Addierbarkeit von Teilergebnissen, die jeweils eine andere Grundgesamtheit und Situation beschreiben, zusammenhängen (vgl. *G. Fürst* [23]). Auf sie soll hier nicht näher eingegangen werden. Bei der vorliegenden Statistik wurden die Jahresverdienste durch Addition der Monatsverdienste ermittelt. Dabei mußte in weitem Maße von Materialergänzungen Gebrauch gemacht werden. Das war einmal deswegen erforderlich, weil die Verdienste nicht bei allen Arbeitnehmern sämtlicher Betriebsgruppen für alle Monate erhoben worden waren, zum anderen aber auch deswegen, weil jeweils ein Teil der erfaßten Arbeitnehmer nicht normal beschäftigt und damit auch nicht normal entlohnt wurde (Verdienstausfall infolge Krankheit, Kurzarbeit usw.).

Im ersten Fall wurden die Lücken durch Informationsübertragung aus entsprechenden, das ganze Jahr erfaßten Gruppen geschlossen. So wurde z. B. der durchschnittliche Jahresverdienst der Arbeitnehmergruppe A in den Betriebsgruppen 1 und 2 durch Hochrechnung der aus der Erhebung gewonnenen vier Monatsergebnisse mit dem Faktor ermittelt, der sich aus dem Verhältnis Jahresverdienst zum Verdienst in den Monaten Februar, Mai, September und November derselben Arbeitnehmergruppe in der Betriebsgruppe 3 ergab (vgl. 2.3, S. 506).

Die Unvollständigkeiten zweiter Art versuchte man im Prinzip wie folgt zu eliminieren: Wenn Verdienstangaben für den einzelnen Arbeitnehmer im betreffenden Monat vorlagen, die einen einigermaßen sicheren Schluß auf den Monatsverdienst bei normaler Beschäftigung zuließen, wurden diese Angaben der Ergänzung zugrunde gelegt. Dabei mußte die Grenze der Ergänzungsfähigkeit in Abhängigkeit von der Arbeitnehmergruppe festgelegt und außerdem beachtet werden, ob die Ergänzung im Einzelfall auch sachlich gerechtfertigt war. Fehlte die Angabe eines Monatsverdienstes gänzlich oder lag dem Verdienst eine so geringe Arbeitszeit zugrunde, daß eine Ergän-

zung auf den Verdienst bei normaler Beschäftigung unmöglich war, so wurde versucht, auf Grund der zeitlich nächstgelegenen Monatsangabe zu ergänzen. Wenn das Ausmaß der Ergänzung im Einzelfall eine gewisse Grenze überstiegen hätte, so wurde der betreffende Fall aus der Auswertung ausgeschieden. Damit sollte sichergestellt werden, daß die Ergänzung keine untragbaren Ausmaße annahm. Auch diese Ergänzungsgrenze mußte unterschiedlich festgelegt werden. Im einzelnen ist das angewandte Verfahren in der Quellenveröffentlichung (vgl. S. 505) auf Seite 7 beschrieben.

Die bei der praktischen Arbeit entstandenen Schwierigkeiten, die eine Fülle von Einzellösungen erforderten, waren sehr groß und beeinträchtigten selbstverständlich den Aussagewert dieser Ergebnisse. Es wird Aufgabe weiterer Untersuchungen sein festzustellen, ob künftig bessere Lösungen möglich sind und nach welchem Verfahren sie gegebenenfalls gewonnen werden können.

## **Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1957**

R. Deininger <sup>1)</sup>

### **1. Einleitung**

Der Wirtschaftsaufschwung und die damit verbundenen Strukturveränderungen in der deutschen Wirtschaft bewirkten, daß die Ergebnisse der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 (vgl. II.35) verhältnismäßig schnell veralteten. Da die laufende Verdiensterhebung nicht alle gewünschten Erkenntnisse vermitteln kann, wurde im Jahre 1957 eine neue Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft durchgeführt.

In der Zielsetzung stimmte diese Erhebung grundsätzlich mit der aus den Jahren 1951/52 überein, jedoch wurde der Erfassungsbereich etwas anders abgegrenzt (vgl. Ziffer 2.2). Außerdem wurde die Aufgabenstellung dadurch erweitert, daß — erstmals im Rahmen einer amtlichen Statistik — die sozialen Nebenleistungen der Unternehmen erfaßt wurden. Das verlangte eine Trennung der Erhebung in zwei Teile:

Teil 1: Erhebung der Arbeitsverdienste und Arbeitszeiten der voll beschäftigten Arbeitnehmer (Stand: Oktober 1957);

Teil 2: Erhebung über die Aufwendungen der Unternehmen für ihre Arbeitnehmer im Jahre 1957.

Die rechtliche Grundlage der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung lieferten das „Gesetz über die Lohnstatistik“ vom 18. Mai 1956 und die „Erste Verordnung über die Durchführung einer Sondererhebung zur Lohnstatistik“ vom 7. Februar 1957. Zur Einschränkung der Kosten sollte für beide Teile der Erhebung ein Repräsentativverfahren angewandt werden.

Die Ergebnisse sind in Band 246 der Reihe „Statistik der Bundesrepublik Deutschland“ veröffentlicht.

### **2. Grundlagen des Stichprobenplans**

**2.1 Das Tabellenprogramm** zum ersten Teil der Erhebung sah länderspezifisch eine tiefe sachliche Gliederung der erfaßten Arbeitnehmer nach Geschlecht, Arbeitnehmergruppe, Lohnform, Leistungsgruppe, Wirtschaftsgruppe, Arbeitsverdienst und Arbeitszeit vor. Gliederungsart und -tiefe wurden gegenüber der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 nicht geändert (vgl. II.35, S. 492). Drei aus dem zweiten Erhebungsteil gewonnene Tabellen sollten u. a. die erfaßten Unternehmen nach Größenklassen und Gewerbegruppen ausweisen und über die Aufwendungen der Unternehmen in der Gliederung nach Aufwendungsarten, Gewerbegruppen, Unternehmensgrößenklassen und Ländern Auskunft geben.

**2.2 Teil 1 der Erhebung** erstreckte sich auf die Betriebe (Erhebungseinheiten) der Wirtschaftsabteilungen 1 bis 6. Gegenüber der Erhebung 1951/52 entfiel somit die Erfassung in den Wirtschaftsabteilungen 7 und 8 (Dienstleistungen und Verkehrswesen). Dagegen waren zusätzlich aus der Wirtschaftsabteilung 9 die folgenden Wirtschaftszweige bzw. -klassen einzubeziehen:

- 9 41 Rechtsberatung,
- 9 45 Wirtschaftsberatung,
- 9 921 Ärzte und Heilkundige,
- 9 924 Zahnärzte,
- 9 935 Tierärzte und andere freie Berufe des Veterinärwesens.

<sup>1)</sup> Dipl.-Math. Rolf Deininger, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Für die Abgrenzung der Betriebe war wiederum die Systematik der Arbeitsstättenzählung aus dem Jahre 1950 maßgebend. In den Wirtschaftsabteilungen 1 bis 5 sollten alle Betriebe mit weniger als 10 Beschäftigten und in der Wirtschaftsabteilung 6 — mit Ausnahme der Wirtschaftsgruppe 67 (Handelsvertretung, Vermittlung, Werbung und Verleih) — alle Betriebe mit weniger als fünf Beschäftigten aus der Erhebung ausgeschlossen werden. In der Wirtschaftsgruppe 67 konnte man, ebenso wie in den aus Wirtschaftsabteilung 9 ausgewählten Wirtschaftszweigen, nur die 1-Mann-Betriebe unberücksichtigt lassen. Die Angestellten waren in allen genannten Bereichen zu erfassen, die Arbeiter dagegen nur in den Betrieben der Wirtschaftsabteilungen 1 bis 5, da sie nur dort eine zahlenmäßig größere Bedeutung hatten.

Durch diese starke Differenzierung der Abgrenzung war es möglich, die für die Erfassung der Verdienst- und Arbeitsverhältnisse in der jeweiligen Wirtschaftsabteilung bzw. im jeweiligen Wirtschaftszweig unwesentlichen Betriebe auszuklammern. Methodisch gesehen, wurde damit ein Abschneideverfahren (vgl. I.2.2.2, S. 29) angewandt.

Im Teil 1 konnte die Erhebungstechnik weitgehend dem bei der Erhebung in den Jahren 1951/52 angewandten Verfahren entsprechen. Die Stichprobenbetriebe sollten einen sogenannten Betriebsbogen erhalten, auf dem die Angaben über den Betrieb einzutragen waren (u. a. Anzahl der im Betrieb beschäftigten Arbeitnehmer, angewandte Tarifregelungen, betriebliche Arbeitszeit). Ferner war an jeden ausgewählten Betrieb (vgl. 3.1, S. 514) je eine Erhebungsliste für Arbeiter und eine für Angestellte auszugeben. Auf diesen Listen mußten für die ausgewählten Arbeitnehmer u. a. Alter und Geschlecht, Art der Tätigkeit, Arbeitszeit, tatsächlicher Arbeitsverdienst, Steuerabzüge sowie Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung angegeben werden. Als Erhebungszeitraum war der Oktober 1957 vorgesehen, doch konnten sich die einzelnen Angaben nur nach der jeweils gegebenen Lohnabrechnungsperiode richten. Betrug diese weniger als vier Wochen, so mußten mehrere Lohnperioden zusammengefaßt werden.

**2.3 Teil 2 der Erhebung** sollte auf die Unternehmen in den Wirtschaftsabteilungen 1 bis 6 beschränkt werden. Hier waren also die Unternehmen Erhebungseinheiten, d. h. es wurde von der örtlichen Einheit als Norm abgegangen. Dies war erforderlich, weil häufig nur bei den Unternehmen, nicht aber bei den einzelnen Betrieben über die gesamten Aufwendungen Buch geführt wird. Erfragt werden sollten

- die Aufwendungen des Betriebes für sämtliche Arbeitnehmer im Rahmen der gesetzlich festgelegten sozialen Schutz- und Versorgungsmaßnahmen;
- die Aufwendungen gesetzlicher, tariflicher und zusätzlicher Art für Urlaub und sonstige Ausfallzeiten;
- die Aufwendungen für Gratifikationen, Gewinn- und Ertragsbeteiligungen und weitere direkte Zuwendungen aus besonderen Anlässen;
- die Aufwendungen für die zusätzliche wirtschaftliche Sicherung der Arbeitnehmer und die Aufwendungen für weitere Belegschaftseinrichtungen.

Soweit möglich, sollte jeweils eine Trennung der Aufwendungen für Angestellte und Arbeiter erfolgen.

Als Erhebungszeitraum kam das Jahr 1957 oder dasjenige Wirtschaftsjahr in Frage, das im Kalenderjahr 1957 endete.

**2.4** Da eine Gehalts- und Lohnstrukturerhebung der geplanten Art sehr aufwendig ist, wurde auch 1957 ein Stichprobenverfahren angewandt. Der **Auswahlsatz** sollte 15 vH betragen; dieser Satz war schon bei der Erhebung der Jahre 1951/52 mit Erfolg verwendet worden.

**2.5** Als **Auswahlgrundlage** für die Industriebetriebe diente die Jahreserhebung zum Industriebericht 1955 und für die Betriebe im Baugewerbe die Totalerhebung 1955. Dagegen mußte zur Betriebsauswahl in den Wirtschaftsabteilungen 6 und 9 zum Teil auf die Arbeitsstättenzählung 1950 und auf Adreßbücher zurückgegriffen werden.

3. Stichprobenplan

3.1 Bei der **Auswahl** für Teil 1 der Erhebung wurde ein geschichtetes zweistufiges Auswahlverfahren angewandt, dessen Grundzüge dem Verfahren bei der Erhebung 1951/52 entsprachen (vgl. II.35, S. 494).

Die Betriebe (Auswahleinheiten erster Stufe), die zur Erhebungsgesamtheit gehörten (vgl. 2.2), wurden lnderweise nach der Zahl der Beschftigten in drei Schichten eingeteilt (vgl. bersicht II.38.1).

bersicht II.38.1

Schicht	Betriebe mit .... Beschftigten
1	bis 19
2	20 bis 99
3	100 und mehr

In den ausgewhlten Betrieben der Schichten 2 und 3 waren in der zweiten Stufe Arbeitnehmer (bzw. Ttigkeitstlle) auszuwhlen. Ebenso wie bei der Erhebung 1951/52 wurde dazu ein Auswahlverfahren nach Namensanfngen verwandt, jedoch wurden die Anfangsbuchstaben diesmal nicht starr festgelegt, sondern nach einem Rotationssystem

bersicht II.38.2

Auswahlnummer des Betriebes	Anfangsbuchstaben des Nachnamens
<b>Schicht 2</b>	
1, 8, 15 .....	A, B, C, S
2, 9, 16 .....	D, E, F, M, N, O, P, Q, R
3, 10, 17 .....	I, J, K, L, T, U, V, W, X, Y, Z
4, 11, 18 .....	G, N, K, L
5, 12, 19 .....	F, G, H, I, J, U, V, W
6, 13, 20 .....	A, B, C, D, E, M, N, O
7, 14, 21 .....	P, Q, R, S, T, X, Y, Z
<b>Schicht 3</b>	
1, 8, 15 .....	A, B, I, J
2, 9, 16 .....	L, N, T, U
3, 10, 17 .....	N, O, P, Q, R, X, Y, Z
4, 11, 18 .....	G, R
5, 12, 19 .....	C, D, K
6, 13, 20 .....	S
7, 14, 21 .....	E, F, V, W

In jeder Schicht wurden die Betriebe nach Wirtschaftsgruppen geordnet. Danach wurde in Schicht 1 jeder siebte, in Schicht 2 jeder zweite Betrieb systematisch ausgewhlt; die Betriebe der Schicht 3 wurden vollzhlig in die Betriebsstichprobe genommen. Die Betriebsauswahl oblag den Statistischen Landesmtern.

auf die Stichprobenbetriebe verteilt. Im ersten Stichprobenbetrieb wurden Arbeitnehmer mit anderen Anfangsbuchstaben in die Erhebung einbezogen als im zweiten usw.; in jedem siebten Stichprobenbetrieb waren jeweils wieder dieselben Buchstaben magebend. Im einzelnen wurden die in bersicht II.38.2 genannten Buchstabenkombinationen verwendet.

Diese Kombinationen wurden so zusammengestellt, da jede von ihnen im Bundesdurchschnitt etwa die gleiche Hufigkeit hat (vgl. I.2.2.2, S. 35) und da das gesamte Alphabet durch die Kombinationen fr Schicht 2 zweimal, durch die fr Schicht 3 einmal berdeckt ist; der

durchschnittliche Auswahlatz betrug somit 28,6 bzw. 14,3 vH. Mit der Rotation sollte erreicht werden, da regionale Hufungen bestimmter Namensanfnge keinen oder doch nur einen mglichst geringen systematischen Fehler verursachten.

Das gesamte Auswahlverfahren ist in bersicht II.38.3 zusammengestellt.

bersicht II.38.3

Stufe	Auswahleinheit	Auswahlverfahren	Auswahlatz in Schicht		
			1	2	3
1	Betrieb .....	Systematische Auswahl .....	1:7	1:2	1:1
2	Arbeitnehmer bzw. Ttigkeitstlle .....	Buchstabenauswahl mit Rotation	1:1	etwa 30 vH	etwa 15 vH

Die Abstufung der Auswahlsttze in den einzelnen Schichten und Stufen wurde so gewhlt, da die Grobetriebe bei der Erhebung nicht ber Gebhr in Anspruch ge-



nommen wurden und der Stufungseffekt tragbar blieb, daß aber andererseits auch der Aufwand für die Erhebung nicht durch eine große Zahl von Stichprobenbetrieben unnötig vergrößert wurde. Die Auswahlssätze in den Stufen wurden so aneinander angepaßt, daß im Erwartungswert aus jeder Schicht insgesamt etwa 15 vH der Arbeitnehmer auszuwählen waren.

Für Teil 2 der Erhebung wurde keine besondere Auswahl durchgeführt: Erfaßt wurden alle diejenigen Unternehmen, von denen mindestens ein Betrieb aus Schicht 2 oder 3 (mindestens 20 Beschäftigte) für die Stichprobe des ersten Teils ausgewählt worden war. Das hatte neben einer beträchtlichen Arbeitersparnis den Vorteil, daß die beiden Erhebungsteile direkt vergleichbar waren.

**3.2** Eine **Hochrechnung** war nicht notwendig, da die Erhebung in erster Linie der Gewinnung von Strukturzahlen diene. Wegen des einheitlichen Auswahlssatzes konnte die erfaßte Masse in Teil 1 der Erhebung unmittelbar, d. h. ohne Umrechnung, ausgewertet werden.

Die Auswertung des zweiten Erhebungsteils erforderte allerdings eine Umrechnung, da die eigentlichen Auswahlseinheiten (Betriebe) Teile der Erhebungseinheiten (Unternehmen) waren und daher nicht allen Unternehmen die gleiche Auswahlwahrscheinlichkeit zukam (vgl. I.2.2.1, S. 28); diese hing vielmehr von der Zahl der Betriebe und deren Zuordnung zu den Schichten ab. Aus diesem Grund wurde bei der Zusammenstellung der Ergebnisse eine entsprechende Gewichtung vorgesehen.

**3.3** Nach Abschluß der eigentlichen Aufbereitung sollen Untersuchungen zur **Fehlerrechnung** vorgenommen werden. Desgleichen soll die Wirksamkeit einer Buchstabenauswahl mit wechselnden Kombinationen geprüft werden.

## 4. Durchführung des Stichprobenplans

**4.1** Bei einem Vergleich der Ergebnisse mit denen aus der analogen Erhebung 1951/52 fällt auf, daß der effektive **Stichprobenumfang** erheblich kleiner geworden ist. Selbst wenn man beachtet, daß durch die Änderung der Auswahlgesamtheiten eine Einschränkung gegeben war (meist nur Betriebe über 10 Beschäftigte) und daß bei der Erhebung 1951/52 eine merkbliche Übererfassung vorlag (vgl. II.35, S. 496), überraschte doch das Ausmaß des Rückganges. Hierbei handelte es sich selbstverständlich nicht um einen echten Schwund an Beschäftigten; die Ursache war vielmehr ein exogenes Ereignis: eine Grippewelle. Durch diese Epidemie waren sehr viele Arbeiter im Berichtszeitraum nicht normal beschäftigt. Sie mußten aus dem Aufbereitungsmaterial herausgenommen werden, weil sich sonst verzerrte Ergebnisse eingestellt hätten. Obwohl dieser Effekt ein beträchtliches Ausmaß erreichte — schätzungsweise ein Viertel der Arbeiter fiel aus —, ist doch nicht damit zu rechnen, daß die Aussagekraft der Statistik dadurch wesentliche Einbußen erlitten hat.

**4.2** Die vorliegenden Ergebnisse selbst lassen erkennen, daß die **Häufigkeitsverteilung der Bruttoverdienste** ebenso wie bei der früheren Erhebung in erster Näherung log-normal ist (vgl. Abbildung II.38.1, S. 516). Die Abweichungen vom theoretischen Verlauf sind hier geringer als bei der entsprechenden Verteilung aus dem Jahre 1951 (vgl. Abbildung II.35.1, S. 497).

Für die erfaßten Arbeiter wurde — getrennt nach dem Geschlecht — die Verteilung nach bezahlten Arbeitsstunden im Berichtsmonat untersucht. Auch hierbei ergab sich, wie Abbildung II.38.2 (S. 516) zeigt, in erster Näherung eine log-normale Verteilung.

Abbildung II. 38. 1

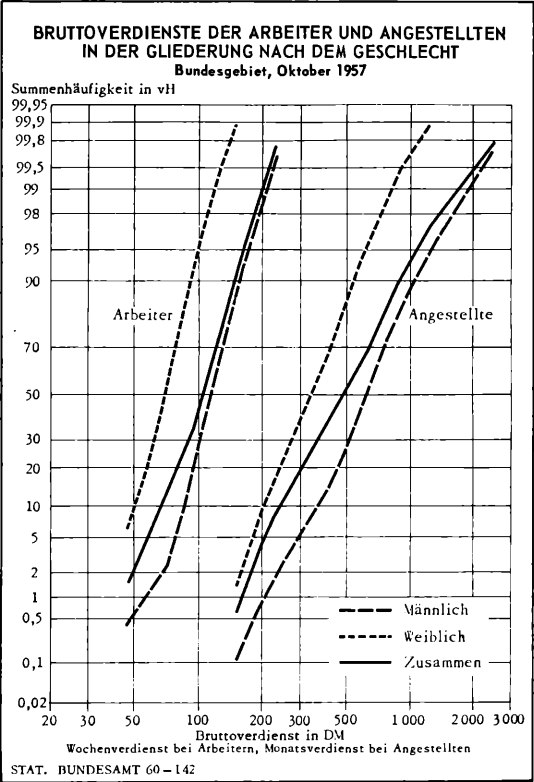
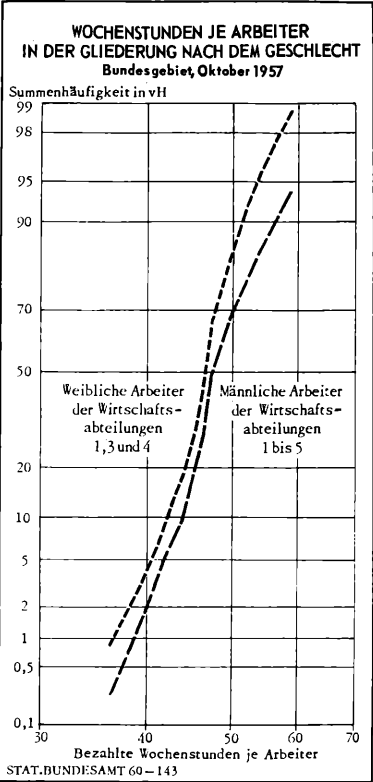


Abbildung II. 38. 2



### **III. Technischer Anhang**

#### **Formelsammlung und Graphiken**

## Inhalt des Technischen Anhanges

	Seite
Vorbemerkung . . . . .	520
<b>1. Einfache Zufallsauswahl . . . . .</b>	<b>521</b>
1.0 Allgemeine Grundlagen . . . . .	521
1.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung . . . . .	525
1.2 Schätzfunktion $x'_g$ für den Totalwert $X_g$ in der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung . . . . .	526
1.3 Schätzfunktion $n'_g$ für die Anzahl $N_g$ der Einheiten der Untergruppe $g$ . . . . .	526
1.4 Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	526
1.5 Differenzschätzung $x''_{\text{Diff}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	527
1.6 Lineare Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	527
1.7 Schätzfunktion $\bar{x}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit . . . . .	528
1.8 Schätzfunktion $\bar{x}_g$ für den Mittelwert $\bar{X}_g$ in der Untergruppe $g$ . . . . .	528
1.9 Schätzfunktion $p$ für den Anteil $P$ der Einheiten der Untergruppe $g$ . . . . .	529
1.10 Schätzfunktion $t$ für den Verhältniswert $T$ in der Grundgesamtheit . . . . .	529
1.11 Vergleich der Standardfehler von Schätzfunktionen für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	530
1.12 Bestimmung des Stichprobenumfangs nach Genauigkeitsforderungen . . . . .	530
<b>2. Einfache systematische Auswahl . . . . .</b>	<b>532</b>
2.0 Allgemeine Grundlagen . . . . .	532
2.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung . . . . .	532
<b>3. Geschichtete einfache Zufallsauswahl . . . . .</b>	<b>534</b>
3.0 Allgemeine Grundlagen . . . . .	534
3.1 Aufteilung des Stichprobenumfangs $n$ auf vorgegebene Schichten . . . . .	538
3.2 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung . . . . .	540
3.3 Schätzfunktion $x'_g$ für den Totalwert $X_g$ in der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung . . . . .	541
3.4 Schätzfunktion $n'_g$ für die Anzahl $N_g$ der Einheiten in der Untergruppe $g$ . . . . .	542
3.5 Kombinierte Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot (komb)}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	543
3.6 Separate Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot (sep)}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	545
3.7 Differenzschätzung $x''_{\text{Diff}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	547
3.8 Kombinierte Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr (komb)}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	548
3.9 Separate Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr (sep)}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit . . . . .	549
3.10 Schätzfunktion $\bar{x}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit . . . . .	550
3.11 Schätzfunktion $\bar{x}_g$ für den Mittelwert $\bar{X}_g$ in der Untergruppe $g$ . . . . .	550
3.12 Schätzfunktion $p$ für den Anteil $P$ der Einheiten der Untergruppe $g$ . . . . .	551
3.13 Schätzfunktion $t$ für den Verhältniswert $T$ in der Grundgesamtheit . . . . .	551

	Seite
3.14 Gruppierung nach der Auswahl . . . . .	552
3.15 Vergleich der Genauigkeit von Schätzfunktionen für den Totalwert X in der Grundgesamtheit . . . . .	552
3.16 Bestimmung des Stichprobenumfangs nach Genauigkeitsforderungen . .	556
4. Einfache Zufallsauswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten . . . . .	557
4.0 Allgemeine Grundlagen . . . . .	557
4.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung . . . . .	560
4.2 Schätzfunktion $x'_g$ für den Totalwert $X_g$ in der Untergruppe g bei freier Hochrechnung . . . . .	560
4.3 Schätzfunktion $n'_g$ für die Anzahl $N_g$ der Einheiten der Untergruppe g .	561
4.4 Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit	561
4.5 Differenzschätzung $x''_{\text{Diff}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit	562
4.6 Lineare Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr}}$ für den Totalwert X in der Grundge- samtheit . . . . .	562
4.7 Schätzfunktion $\bar{x}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit . . . .	563
4.8 Schätzfunktion $\bar{x}_g$ für den Mittelwert $\bar{X}_g$ in der Untergruppe g . . . .	563
4.9 Schätzfunktion $\bar{p}$ für den Anteil P der Einheiten der Untergruppe g . .	564
4.10 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit . . .	564
5. Einfache Klumpen- und zweistufige Zufallsauswahl . . . . .	565
5.0 Allgemeine Grundlagen . . . . .	565
5.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung . . . . .	569
5.2 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit . . .	571
5.3 Optimalwerte für einfache zweistufige Zufallsauswahl . . . . .	572
6. Geschichtete Klumpen- und zweistufige Zufallsauswahl . . . . .	573
6.0 Allgemeine Grundlagen . . . . .	573
6.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung . . . . .	577
6.2 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit . . .	579
6.3 Optimalwerte für geschichtete zweistufige Zufallsauswahl . . . . .	581
7. Zweiphasige Zufallsauswahl . . . . .	583
7.0 Allgemeine Grundlagen . . . . .	583
7.1 Regressionsschätzung $\bar{x}''_{\text{Regr}}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit bei ungeschichteter Zufallsauswahl . . . . .	584
7.2 Verhältnisschätzung $\bar{x}''_{\text{Quot}}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit bei ungeschichteter Zufallsauswahl . . . . .	585
7.3 Schätzfunktion $\bar{x}''$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit bei ge- schichteter Zufallsauswahl und freier Hochrechnung . . . . .	585
8. Graphische Tafeln zur Vereinfachung der Planung . . . . .	588
8.1 Abschätzung der Varianz bei modifizierter Poissonverteilung . . . . .	588
8.2 Abschätzung der Varianz aus Intervallbreite und Mittelwert . . . . .	590
8.3 Optimale Schichtgrenzen bei logarithmischer Normalverteilung . . . .	592
8.4 Bestimmung von Auswahlätzen nach einer Genauigkeitsabstufung . . . .	594

## Vorbemerkung

Bei der Ausarbeitung der Formelsammlung wurden folgende Lehrbücher zugrunde gelegt:

	Kurzbezeichnung
<i>Hansen-Hurwitz-Madow</i> [28], Band I	H I
<i>Hansen-Hurwitz-Madow</i> [28], Band II	H II
<i>Cochran</i> , W. G. [7]	C
<i>Sukhatme</i> , P. V. [71]	S

Um das Nachschlagen von Erläuterungen und Beweisen zu erleichtern, werden zu den Formeln jeweils die Fundstellen in diesen Lehrbüchern angegeben. Die Verweise bestehen aus den oben angegebenen Kurzbezeichnungen der Lehrbücher und der Angabe von Kapitel, Abschnitt und Nummer der Formel bzw. der Seitenzahl im Lehrbuch.

Die in den Formeln verwandten Symbole entsprechen im wesentlichen dem umfassenden Lehrbuch von *Hansen-Hurwitz-Madow*. Die Ausnahmen von dieser allgemeinen Regelung, die durch neue, international vereinbarte Empfehlungen nahegelegt werden, sind in der untenstehenden Übersicht zusammengestellt (die Angaben beziehen

sich auf die einfache Zufallsauswahl, sie gelten entsprechend für die übrigen Auswahlverfahren).

Bezeichnung	Symbol	
	in der vorliegenden Formelsammlung	im Lehrbuch von <i>Hansen-Hurwitz-Madow</i>
Korrelationskoeffizient in der Grundgesamtheit . . . . . in der Stichprobe . . . . .	$\rho$ $r$	$\rho$ $\rho'$
Verhältnis von Totalwerten in der Grundgesamtheit . . . . . in der Stichprobe . . . . .	$T$ $t$	$R$ $r$

Mehrere Symbole, die im genannten Lehrbuch verwandt werden, wurden durch Indizes ergänzt, um den sonst erforderlichen Text in der Formel-

sammlung möglichst einsparen zu können. Ferner werden einige neue Symbole zur Vereinfachung von Formeln eingeführt. In Gleichungen, die nicht exakt, sondern nur näherungsweise gelten, wird statt = das Zeichen  $\approx$  (lies: ungefähr gleich) gesetzt.

Zu jeder aus Stichprobenwerten errechneten Schätzfunktion werden grundsätzlich zwei Kenngrößen angegeben: Der „Erwartungswert“ und die „Fehlervarianz“ bzw. der daraus abgeleitete „Standardfehler“. Die Formeln für diese Größen werden abgeleitet, indem theoretisch die Menge aller möglichen Stichproben eines bestimmten Umfanges betrachtet wird, die mit dem angewandten Auswahlverfahren aus einer vorgegebenen Grundgesamtheit gezogen werden können. Wenn mit  $u$  die — aus den Stichprobenwerten gebildete — Schätzfunktion und mit  $u_1, u_2, \dots, u_K$  die  $K$  möglichen Werte dieser Schätzfunktion bezeichnet werden, die mit den Wahrscheinlichkeiten  $P_1, P_2, \dots, P_K$  angenommen werden, so ist

$$E\{u\} = \sum_{i=1}^K P_i u_i \quad \text{der Erwartungswert von } u$$

$$\sigma_u^2 = \sum_{i=1}^K P_i \left[ u_i - E\{u\} \right]^2 \quad \text{die Fehlervarianz von } u$$

$$\sigma_u = \sqrt{\sum_{i=1}^K P_i \left[ u_i - E\{u\} \right]^2} \quad \text{der Standardfehler von } u$$

Falls der Erwartungswert  $E\{u\}$  gleich dem Wert  $U$  ist, der sich bei einer gleichartigen Totalstatistik ergeben hätte, so heißt die Schätzfunktion „nicht-verzerrend“; anderenfalls heißt  $E\{u\} - U$  der „systematische Fehler“ (bias) der Schätzfunktion  $u$ . Die Größen  $\sigma_u^2$  und  $\sigma_u$  sind Maße für die bei der Schätzung auftretenden Zufallsfehler  $u_i - E\{u\}$ . Um dies hervorzuheben, werden die Größen  $\sigma_u^2$  bzw.  $\sigma_u$  als Fehlervarianz bzw. als Standardfehler bezeichnet.

## 1. Einfache Zufallsauswahl (Simple Random Sampling)

### 1.0 Allgemeine Grundlagen

- (1)  $N$  = Gesamtzahl der Einheiten in der Grundgesamtheit, Umfang der Gesamtheit
- (2)  $n$  = Gesamtzahl der Einheiten in der Stichprobe, Umfang der Stichprobe  
 $n \leq N$   
 $f$  = Auswahlatz
- (3)  $f = \frac{n}{N}$  ;  $f \leq 1$  H: I.4(3.14)  
 $\varphi$  = Auswahlfaktor; eingeführt zur Vereinfachung zahlreicher Formeln
- (4)  $\varphi = \begin{cases} \frac{N-n}{n} = \frac{1-f}{f} & \text{bei Auswahl ohne Zurücklegen} \\ \frac{N-1}{n} \cdot \frac{1}{f} & \text{bei Auswahl mit Zurücklegen} \end{cases}$
- $X_i$  = Merkmalswert der i-ten Einheit in der Grundgesamtheit ( $i = 1, 2, \dots, N$ )
- $x_i$  = Merkmalswert der i-ten Einheit in der Stichprobe ( $i = 1, 2, \dots, n$ )

Anmerkung: Die Stichprobenwerte und die aus ihnen berechneten Funktionen werden stets mit kleinen Buchstaben gekennzeichnet; die zugehörigen Werte für die Grundgesamtheit werden mit entsprechenden großen Buchstaben oder mit den entsprechenden griechischen Buchstaben bezeichnet.

Zur Kennzeichnung der Werte gleichzeitig betrachteter anderer Merkmale werden die Buchstaben  $Y_i, Z_i$  bzw.  $y_i, z_i$  angewandt; die im folgenden beschriebenen Definitionen gelten für diese Merkmale entsprechend.

$X, x$  = Totalwert

$$(5) \quad X = \sum_{i=1}^N X_i \quad \begin{array}{l} \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.4 (3.1)} \\ \text{C: 2.2 (2.1)} \end{array}$$

$$(6) \quad x = \sum_{i=1}^n x_i \quad \begin{array}{l} \text{in der Stichprobe} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.4 (3.2)} \\ \text{C: 2.2 (2.1)} \end{array}$$

$\bar{X}, \bar{x}$  = (Arithmetischer) Mittelwert

$$(7) \quad \bar{X} = \frac{X}{N} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \quad \begin{array}{l} \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.4 (3.3)} \\ \text{C: 2.2 (2.2)} \end{array}$$

### III.1

- (8)  $\bar{x} = \frac{x}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$  in der Stichprobe H: I.4 (3.4)  
C: 2.2 (2.2)  
 $\bar{x}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$  H: II.4.1  
C: 2.3 (2.4)
- T, t = Verhältnis der Totalwerte
- (9)  $T = X/Y = \bar{X}/\bar{Y}$  in der Grund- H: I, S. 163  
gesamtheit C: 6.3
- (10)  $t = x/y = \bar{x}/\bar{y}$  in der Stichprobe; H: I, S. 163  
Schätzfunktion für T
- $S_x^2, s_x^2$  = Varianz der Einzelwerte
- (11)  $S_x^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2$  in der Grund- H: I.4 (3.10)  
gesamtheit<sup>1)</sup> C: 2.4 (2.7)
- (12)  $s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$  in der Stichprobe H: I.4 (3.12)  
C: 2.6  
 $s_x^2$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $S_x^2$  H: II.4.4  
C: 2.6 (2.17)
- $S_x, s_x$  = Standardabweichung der Einzelwerte
- (13)  $S_x = +\sqrt{S_x^2}$  in der Grund- H: I.4 (3.11)  
gesamtheit
- (14)  $s_x = +\sqrt{s_x^2}$  in der Stichprobe; H: I.4 (3.13)  
Schätzfunktion  
für  $S_x$
- $V_x^2, v_x^2$  = Relative Varianz der Einzelwerte
- (15)  $V_x^2 = S_x^2/\bar{X}^2$  in der Grund- H: I.4 (10.1)  
gesamtheit
- (16)  $v_x^2 = s_x^2/\bar{x}^2$  in der Stichprobe; H: I.4 (12.3)  
Schätzfunktion  
für  $V_x^2$
- $V_x, v_x$  = Variationskoeffizient der Einzelwerte
- (17)  $V_x = S_x/\bar{X}$  in der Grund-  
gesamtheit
- (18)  $v_x = s_x/\bar{x}$  in der Stichprobe;  
Schätzfunktion für  $V_x$

Anmerkung: Falls nur ein Merkmal betrachtet wird, kann der Index X weggelassen werden.

<sup>1)</sup> Als Maß für die Varianz der Einzelwerte wird gelegentlich auch die Größe

$$\sigma_x^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2 \text{ benutzt (vgl. H:I.4 (3.9) und C:2.4 (2.6)).}$$



$S_{XY}, s_{XY} = \text{Kovarianz}$

$$(19) \quad S_{XY} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: II.4 (3.2)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(20) \quad s_{XY} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_{XY}$$

$V_{XY}, v_{XY} = \text{Relative Kovarianz}$

$$(21) \quad V_{XY} = S_{XY} / \bar{X} \bar{Y} \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(22) \quad v_{XY} = s_{XY} / \bar{x} \bar{y} \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{XY}$$

$\varrho_{XY}, r_{XY} = \text{Korrelationskoeffizient}$

$$(23) \quad \varrho_{XY} = S_{XY} / S_X S_Y \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.4 (18.3)} \\ \text{gesamtheit} \quad \text{C: 6.3}$$

$$(24) \quad r_{XY} = s_{XY} / s_X s_Y \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion für } \varrho_{XY}$$

$N_g, n_g = \text{Anzahl der Einheiten der Untergruppe } g \\ \text{(d. h. Einheiten mit einer bestimmten Eigenschaft)}$

$$(25) \quad N_g \text{ in der Grundgesamtheit; } N_g \leq N \quad \text{H: I, S. 121} \\ \text{C: 3.2 (3.1)}$$

$$(26) \quad n_g \text{ in der Stichprobe; } n_g \leq n \quad \text{H: I, S. 120} \\ \text{C: 3.1}$$

$X_g, x_g = \text{Totalwert der Einzelwerte der Untergruppe } g$

$$(27) \quad X_g = \sum_g X_i \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(28) \quad x_g = \sum_g x_i \quad \text{in der Stichprobe}$$

Anmerkung: Der Buchstaben  $g$  unter den Summenzeichen bedeutet, daß nur die Einzelwerte derjenigen Einheiten addiert werden sollen, die zur Untergruppe  $g$  gehören (d. h., die eine bestimmte Eigenschaft haben).

$\bar{X}_g, \bar{x}_g = \text{Mittelwert der Einzelwerte der Untergruppe } g$

$$(29) \quad \bar{X}_g = \frac{1}{N_g} \sum_g X_i \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: II.4.17} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(30) \quad \bar{x}_g = \frac{1}{n_g} \sum_g x_i \quad \text{in der Stichprobe} \\ \bar{x}_g \text{ ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von } \bar{X}_g$$

### III.1

$S_g^2, s_g^2$  = Varianz der Einzelwerte der Untergruppe g

$$(31) \quad S_g^2 = \frac{1}{N_g - 1} \sum_g (X_i - \bar{X}_g)^2 \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: II.4.17}$$

gesamtheit

$$(32) \quad s_g^2 = \frac{1}{n_g - 1} \sum_g (x_i - \bar{x}_g)^2 \quad \text{in der Stichprobe;}$$

Schätzfunktion für  $S_g^2$

$V_g^2, v_g^2$  = Relative Varianz der Einzelwerte der Untergruppe g

$$(33) \quad V_g^2 = S_g^2 / (\bar{X}_g)^2 \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: II.4.17}$$

gesamtheit

$$(34) \quad v_g^2 = s_g^2 / (\bar{x}_g)^2 \quad \text{in der Stichprobe;}$$

Schätzfunktion für  $V_g^2$

P, p = Anteil der Einheiten der Untergruppe g

$$(35) \quad P = N_g / N, \quad Q = 1 - P \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.4 (3.7)}$$

gesamtheit C: 3.2 (3.2)

$$(36) \quad p = n_g / n, \quad q = 1 - p \quad \text{in der Stichprobe} \quad \text{H: I.4 (3.8)}$$

p und q sind nicht-verzerrende Schätzfunktionen C: 3.2 (3.3)

von P bzw. Q

Anmerkung: Der eigentlich notwendige Index g bei den Anteilswerten wird der Einfachheit halber meist weggelassen.

$S_B^2, s_B^2$  = Varianz der Einheiten der Untergruppe g  
(der Index B soll auf Binomialverteilung hinweisen)

$$(37) \quad S_B^2 = \frac{N}{N-1} P Q \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.4 (9.4a)}$$

gesamtheit C: 3.2 (3.4)

$$(38) \quad s_B^2 = \frac{n}{n-1} p q \quad \text{in der Stichprobe}$$

$s_B^2$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $S_B^2$  H: I, S. 130

$S_B, s_B$  = Standardabweichung der Einheiten der Untergruppe g

$$(39) \quad S_B = \sqrt{P Q} \quad \text{in der Grund-}$$

gesamtheit

$$(40) \quad s_B = \sqrt{p q} \quad \text{in der Stichprobe;}$$

Schätzfunktion für  $S_B$

$V_B, v_B$  = Variationskoeffizient der Einheiten der Untergruppe g

$$(41) \quad V_B = + \sqrt{\frac{N Q}{(N-1) P}} + \sqrt{\frac{Q}{P}} \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I, S. 125}$$

gesamtheit

$$(42) \quad v_B = + \sqrt{\frac{n q}{(n-1) p}} + \sqrt{\frac{q}{p}} \quad \text{in der Stichprobe;}$$

Schätzfunktion für  $V_B$

## 1.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung<sup>1)</sup>

(1)	$x' = N \cdot x = \frac{N}{n} \cdot x$		H: I.4 (7.1) C: 2.2
(2)	$E \{ x' \} = X$	Erwartungswert von $x'$	
	$x'$ ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von $X$		H: II.4.1
(3)	$\sigma_{x'}^2 = \varphi \cdot N \cdot S_x^2$	Fehlervarianz von $x'$	H: I.4 (9.3) C: 2.4 (2.13)
(4)	$\sigma_{x'} = + \sqrt{\varphi N} \cdot S_x$	Standardfehler von $x'$	C: 2.4 (2.14)
(5)	$V_{x'}^2 = \frac{\sigma_{x'}^2}{(X)^2} = \frac{\varphi}{N} \cdot V_x^2$	Relative Fehler- varianz von $x'$	H: I.4 (10.3)
(6)	$V_{x'} = \frac{\sigma_{x'}}{X} = + \sqrt{\varphi/N} \cdot V_x$	Relativer Standard- fehler von $x'$	
(7)	$s_{x'}^2 = \varphi N \cdot s_x^2$	Geschätzte Fehler- varianz von $x'$	H: I.4 (12.2) C: 2.6 (2.19)
	$s_{x'}^2$ ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von $\sigma_{x'}^2$		H: I.4 (12) C: 2.6
(8)	$s_{x'} = + \sqrt{\varphi N} \cdot s_x$	Geschätzter Stan- dardfehler von $x'$	C: 2.6 (2.20)
(9)	$v_{x'}^2 = \frac{\varphi}{N} \cdot v_x^2$	Geschätzte relative Fehlervarianz von $x'$	
(10)	$v_{x'} = + \sqrt{\varphi/N} \cdot v_x$	Geschätzter relativer Standardfehler von $x'$	

Anmerkung: Im folgenden werden nur noch die Formeln für die Fehlervarianz und die relative Fehlervarianz der Schätzfunktionen gegeben, weil sich die Formeln für die absoluten und die relativen Standardfehler unmittelbar aus den Varianzformeln ergeben. Ferner werden auch die Formeln für die Fehlervarianz und relative Fehlervarianz weggelassen, falls sie mit den entsprechenden Formeln für die geschätzten Werte formal übereinstimmen.

<sup>1)</sup> Vgl. I.7, S. 528.

### III.1

#### 1.2 Schätzfunktion $x'_g$ für den Totalwert $X_g$ in der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung<sup>1)</sup>

$$(1) \quad x'_g = \frac{N}{n} x_g \quad \text{H: I, S. 120}$$

$$(2) \quad E \{ x'_g \} = X_g \quad \text{Erwartungswert von } x'_g$$

$x'_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X_g$

$$(3) \quad s_{x'_g}^2 = \varphi N \left[ \frac{n}{n-1} pq \bar{x}_g^2 + \frac{n_g-1}{n-1} s_g^2 \right] \quad \text{Geschätzte Fehler-  
varianz von } x'_g$$

$$\cdot \varphi N [pq \bar{x}_g^2 + p s_g^2]$$

$$(4) \quad v_{x'_g}^2 = \frac{\varphi}{N} \cdot \frac{v_g^2 + q}{p} \quad \text{Geschätzte relative  
Fehlervarianz  
von } x'_g \quad \text{H: I.4 (10.6)}$$

#### 1.3 Schätzfunktion $n'_g$ für die Anzahl $N_g$ der Einheiten der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung<sup>2)</sup>

$$(1) \quad n'_g = \frac{N}{n} \cdot n_g = Np \quad \text{H: I, S. 120  
C: 3.2}$$

$$(2) \quad E \{ n'_g \} = N_g \quad \text{Erwartungswert  
von } n'_g$$

$n'_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $N_g$

$$(3) \quad s_{n'_g}^2 = \varphi N \frac{n}{n-1} pq = \varphi N pq \quad \text{Geschätzte Fehler-  
varianz von } n'_g \quad \text{C: 3.2 (3.11)}$$

$$(4) \quad v_{n'_g}^2 = \frac{\varphi}{N} \cdot \frac{q}{p} \quad \text{Geschätzte relative  
Fehlervarianz von } n'_g$$

#### 1.4 Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit<sup>3)</sup>

$$(1) \quad x''_{\text{Quot}} = \frac{x}{y} Y = t \cdot Y; \quad \text{der Totalwert } Y \quad \text{H: I.4 (19.1)  
wird als bekannt} \quad \text{C: 6.2 (6.1)  
vorausgesetzt}$$

$$(2) \quad E \{ x''_{\text{Quot}} \} = X + B_{x''_{\text{Quot}}} \quad \text{Erwartungswert  
von } x''_{\text{Quot}}$$

$x''_{\text{Quot}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von  $X$

<sup>1)</sup> Vgl. 1.8, S. 528, sowie die Abbildung I.3.18, S. 102

<sup>2)</sup> Vgl. 1.9, S. 529. — <sup>3)</sup> Vgl. 1.10, S. 529

- (3)  $B_{x''_{\text{Quot}}} = \frac{\varphi}{N} (V_Y^2 - V_{XY}) \cdot X$  Systematischer Fehler von  $x''_{\text{Quot}}$  H: II.4 (14.4)
- $B_{x''_{\text{Quot}}} = 0$  falls  $V_{XY} = V_Y^2$  (Regressionsgerade durch Nullpunkt) H: II.4.14
- $B_{x''_{\text{Quot}}} / \sigma_{x''_{\text{Quot}}} \rightarrow 0$  mit  $n \rightarrow N$  (bei Auswahl ohne Zurücklegen) H: II.4.15
- (4)  $s_{x''_{\text{Quot}}}^2 = \varphi N (s_X^2 + t^2 s_Y^2 - 2 t s_{XY})$  Geschätzte Fehlervarianz von  $x''_{\text{Quot}}$  H: I.4 (18.11)  
 $= \varphi N (s_X^2 + t^2 s_Y^2 - 2 t r_{XY} s_X s_Y)$  C: 6.3 (6.5)
- (5)  $v_{x''_{\text{Quot}}}^2 = \frac{\varphi}{N} (v_X^2 + v_Y^2 - 2 v_{XY})$  Geschätzte relative Fehlervarianz von  $x''_{\text{Quot}}$  H: I.4 (18.2)  
 $= \frac{\varphi}{N} (v_X^2 + v_Y^2 - 2 r_{XY} v_X v_Y)$  C: 6.3 (6.7)
- Formel (5) ist anwendbar  
 falls  $\sqrt{\frac{\varphi}{N}} v_Y \leq 0,05$   
 oder falls  $\sqrt{\frac{\varphi}{N}} v_Y \leq 0,15$  und  $v_{XY} \cdot v_Y^2$

### 1.5 Differenzenschätzung $x''_{\text{Diff}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit

- (1)  $x''_{\text{Diff}} = Y + N(\bar{x} - \bar{y}) = Y + \frac{N}{n}(x - y)$ ; der Totalwert Y wird als bekannt vorausgesetzt H: I.11 (2.11)
- (2)  $E\{x''_{\text{Diff}}\} = X$  Erwartungswert von  $x''_{\text{Diff}}$   
 $x''_{\text{Diff}}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von X H: II.11.1
- (3)  $s_{x''_{\text{Diff}}}^2 = \varphi N [s_X^2 + s_Y^2 - 2 s_{XY}]$  Geschätzte Fehlervarianz von  $x''_{\text{Diff}}$  H: I.11 (2.7)  
 $= \varphi N s_{(X-Y)}^2$
- (4)  $v_{x''_{\text{Diff}}}^2 = \frac{\varphi}{N} \left[ v_X^2 + \frac{v_Y^2}{t^2} - \frac{2 v_{XY}}{t} \right]$  Geschätzte relative Fehlervarianz von  $x''_{\text{Diff}}$   
 $= \frac{\varphi}{N} \cdot \frac{1}{x^2} \left[ s_X^2 + s_Y^2 - 2 s_{XY} \right]$

### 1.6 Lineare Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit

- (1)  $x''_{\text{Regr}} = \frac{N}{n} x + b \left( Y - \frac{N}{n} y \right)$ ; der Totalwert Y wird als bekannt vorausgesetzt H: I.11 (2.2)  
 C: 7.1
- wobei  $b = s_{XY}/s_Y^2$  der aus der Stichprobe geschätzte lineare Regressionskoeffizient ist H: I.11 (2.6)  
 C: 7.1

### III.1

- (2)  $E \{ x''_{\text{Regr}} \} = X + B_{\text{Regr}}''$  Erwartungswert von  $x''_{\text{Regr}}$   
 $x''_{\text{Regr}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von  $X$
- (3)  $B_{\text{Regr}}'' \rightarrow 0$  mit  $n \rightarrow N$  (bei Auswahl ohne Zurücklegen) H: II.11.1
- (4)  $s_{x''_{\text{Regr}}}^2 = \frac{\varphi}{N} \cdot s_X^2 (1 - r_{XY}^2)$  Geschätzte Fehlervarianz von  $x''_{\text{Regr}}$  H: II.11 (1.6) C: 7.5
- (5)  $v_{x''_{\text{Regr}}}^2 = \frac{\varphi}{N} \cdot v_X^2 (1 - r_{XY}^2)$  Geschätzte relative Fehlervarianz von  $x''_{\text{Regr}}$

#### 1.7 Schätzfunktion $\bar{x}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit<sup>1)</sup>

- (1)  $\bar{x} = \frac{x}{n}$  H: I.4 (3.4)
- (2)  $E \{ \bar{x} \} = \bar{X}$  Erwartungswert von  $\bar{x}$   
 $\bar{x}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$  H: II.4.1
- (3)  $s_{\bar{x}}^2 = \frac{\varphi}{N} \cdot s_X^2$  Geschätzte Fehlervarianz von  $\bar{x}$  H: I.4 (12.1)
- (4)  $v_{\bar{x}}^2 = \frac{\varphi}{N} \cdot v_X^2$  Geschätzte relative Fehlervarianz von  $\bar{x}$  H: I.4 (10.2)

#### 1.8 Schätzfunktion $\bar{x}_g$ für den Mittelwert $\bar{X}_g$ in der Untergruppe $g$ <sup>2)</sup>

- (1)  $\bar{x}_g = \frac{x_g}{n_g} = \frac{1}{n_g} \sum_i x_i$
- (2)  $E \{ \bar{x}_g \} = \frac{X_g}{N_g} = \frac{1}{N_g} \sum_i X_i = \bar{X}_g$  Erwartungswert von  $\bar{x}_g$   
 $\bar{x}_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}_g$  H: II.4.(17.3)
- (3)  $s_{x_g}^2 = \left( 1 - f + v_{n_g}^2 \right) \frac{s_g^2}{f N_g}$  Geschätzte Fehlervarianz von  $x_g$  H: II.4 (17.1)
- (4)  $v_{x_g}^2 = \left( 1 - f + v_{n_g}^2 \right) \frac{v_g^2}{f N_g}$  Geschätzte relative Fehlervarianz von  $x_g$

<sup>1)</sup> Vgl. I.1, S. 525 — <sup>2)</sup> Vgl. I.2, S. 526. sowie die Abbildung I.3.19, Seite 102

## 1.9 Schätzfunktion p für den Anteil P der Einheiten der Untergruppe g<sup>1)</sup>

- (1)  $p = \frac{n_g}{n}$  C : 3.2 (3.3)
- (2)  $E \{ p \} = P = N_g/N$  Erwartungswert  
von p  
p ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von P
- (3)  $s_p^2 = \frac{\varphi}{N} \frac{n}{n-1} pq + \frac{\varphi}{N} pq$  Geschätzte Fehler-  
varianz von p H : I.4 (12.4)  
C : 3.2 (3.10)
- (4)  $v_p^2 = \frac{\varphi}{N} \frac{q}{p}$  Geschätzte relative  
Fehlervarianz von p

## 1.10 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit<sup>2)</sup>

- (1)  $t = x/y = \bar{x}/\bar{y}$  H : I.4, S. 163  
C : 6.2
- (2)  $E \{ t \} = T + B_t$  Erwartungswert  
von t  
t ist verzerrende Schätzfunktion von T
- (3)  $B_t = \frac{\varphi}{N} (V_Y^2 - V_{XY}) T$  Systematischer H : II.4.14  
Fehler von t  
 $B_t = 0$  falls  $V_{XY} = V_Y^2$  (Regressionsgerade  
durch Nullpunkt)  
 $B_t/\sigma_t \rightarrow 0$  mit  $n \rightarrow N$  (bei Auswahl ohne  
Zurücklegen)
- (4)  $s_t^2 = \frac{\varphi}{N} (v_X^2 + v_Y^2 - 2 v_{XY}) t^2$  Geschätzte Fehler- H : I.4 (21.3)  
varianz von t C : 6.3 (6.8)  
 $+ \frac{\varphi}{N} (v_X^2 + v_Y^2 - 2 r_{XY} v_X v_Y) t^2$
- (5)  $v_t^2 = \frac{\varphi}{N} (v_X^2 + v_Y^2 - 2 v_{XY})$  Geschätzte relative  
Fehlervarianz von t  
 $+ \frac{\varphi}{N} (v_X^2 + v_Y^2 - 2 r_{XY} v_X v_Y)$

Formel (5) ist anwendbar

$$\text{falls } \sqrt{\frac{\varphi}{N}} v_Y \leq 0,05$$

$$\text{oder falls } \sqrt{\frac{\varphi}{N}} v_Y \leq 0,15 \text{ und } v_{XY} \doteq v_Y^2$$

<sup>1)</sup> Vgl. I.3, S. 526 — <sup>2)</sup> Vgl. I.4, S. 526

### III.1

#### 1.11 Vergleich der Standardfehler von Schätzfunktionen für den Totalwert X in der Grundgesamtheit

$$(1) \quad \sigma_{x'} \begin{matrix} < \\ \cong \\ > \end{matrix} \sigma_{x''}^{\text{Quot}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} \begin{matrix} < \\ \cong \\ > \end{matrix} \frac{\sigma_y}{2\sigma_x} T = \frac{V_y}{2V_x}$$

$$(2) \quad \sigma_{x'} \begin{matrix} < \\ \cong \\ > \end{matrix} \sigma_{x''}^{\text{Diff}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} \begin{matrix} < \\ \cong \\ > \end{matrix} \frac{\sigma_y}{2\sigma_x}$$

$$(3a) \quad \sigma_{x''}^{\text{Quot}} \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} \sigma_{x''}^{\text{Diff}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} \frac{\sigma_y}{2\sigma_x} (1 + T) \text{ und } T < 1$$

$$b) \quad \sigma_{x''}^{\text{Quot}} \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} \sigma_{x''}^{\text{Diff}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} \frac{\sigma_y}{2\sigma_x} (1 + T) \text{ und } T > 1$$

$$c) \quad \sigma_{x''}^{\text{Quot}} = \sigma_{x''}^{\text{Diff}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} = \frac{\sigma_y}{2\sigma_x} (1 + T) \text{ oder } T = 1$$

$$(4) \quad \sigma_{x'} \geq \sigma_{x''}^{\text{Regr}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} \neq 0$$

$$(5) \quad \sigma_{x''}^{\text{Quot}} \geq \sigma_{x''}^{\text{Regr}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} \neq \frac{\sigma_y}{\sigma_x} T$$

$$(6) \quad \sigma_{x''}^{\text{Diff}} \geq \sigma_{x''}^{\text{Regr}} \quad \text{falls } \varrho_{xy} \neq \frac{\sigma_y}{\sigma_x}$$

Es gelten zugleich jeweils beide obere (mittlere, untere) Zeichen.

#### 1.12 Bestimmung des Stichprobenumfangs nach Genauigkeitsforderungen

Es sei

$e$  = zulässiger Standardfehler des Ergebnisses

$\varepsilon$  = zulässiger relativer Standardfehler des Ergebnisses

Zu bestimmen ist der kleinste Stichprobenumfang  $n_e$  bzw.  $n_\varepsilon$ , bei dem die Genauigkeitsanforderungen erfüllt werden. Die leichter zu berechnenden Größen  $n'_e$  bzw.  $n'_\varepsilon$  sind bei kleinen Auswahlätzen ( $f < 10\%$ ) ausreichende Näherungen; für größere Auswahlsätze ( $f \geq 10\%$ ) müssen sie nach den Formeln

$$(1) \quad n_e = \frac{n'_e}{1 + \frac{n'_e}{N}}; \quad n_\varepsilon = \frac{n'_\varepsilon}{1 + \frac{n'_\varepsilon}{N}} \quad \text{C : 4.4 (4.3)}$$

umgerechnet werden.



Kleinsten Stichprobenumfang bei

Schätzfunktion  $x'$  für Totalwert  $X$  (freie Hochrechnung, vgl. 1.1)

$$(2) \quad n'_e = \frac{s_x^2}{(e/N)^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{v_x^2}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $x''_{\text{quot}}$  für Totalwert  $X$  (Verhältnisschätzung, vgl. 1.4)

$$(3) \quad n'_e = \frac{s_x^2 + t^2 s_y^2 - 2t s_{xy}}{(e/N)^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{v_x^2 + v_y^2 - 2v_{xy}}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $x''_{\text{diff}}$  für Totalwert  $X$  (Differenzschätzung, vgl. 1.5)

$$(4) \quad n'_e = \frac{s_x^2 + s_y^2 - 2s_{xy}}{(e/N)^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{v_x^2 + v_y^2/t^2 - 2v_{xy}/t}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $x''_{\text{reg}}$  für Totalwert  $X$  (Regressionsschätzung, vgl. 1.6)

$$(5) \quad n'_e = \frac{s_x^2 (1 - r_{xy}^2)}{(e/N)^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{v_x^2 (1 - r_{xy}^2)}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $x'_g$  für Totalwert  $X_g$  in der Untergruppe  $g$  (vgl. 1.2)

$$(6) \quad n'_e = \frac{ps_g^2 + pq\bar{x}_g^2}{(e/N)^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{(v_g^2 + q)/p}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $n'_g$  für Anzahl  $N_g$  der Elemente in der Untergruppe  $g$  (vgl. 1.3)

$$(7) \quad n'_e = \frac{pq}{(e/N)^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{q/p}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $\bar{x}$  für Mittelwert  $\bar{X}$  (vgl. 1.7)

$$(8) \quad n'_e = \frac{s_x^2}{e^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{v_x^2}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $\bar{x}_g$  für Mittelwert  $\bar{X}_g$  (vgl. 1.8)

$$(9) \quad n'_e = \frac{1}{e^2} [pq\bar{x}_g^2 + ps_g^2]; \quad n'_\epsilon = \frac{1}{\epsilon^2} \frac{v_g^2 + q}{p}$$

Schätzfunktion  $p$  für Anteil  $P$  (vgl. 1.9)

$$(10) \quad n'_e = \frac{pq}{e^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{q/p}{\epsilon^2}$$

Schätzfunktion  $t$  für Verhältniswert  $T$  (vgl. 1.10)

$$(11) \quad n'_e = \frac{t^2 (v_x^2 + v_y^2 - 2v_{xy})}{e^2}; \quad n'_\epsilon = \frac{v_x^2 + v_y^2 - 2v_{xy}}{\epsilon^2}$$

## III.2

### 2. Einfache systematische Auswahl (Simple Systematic Sampling)

#### 2.0 Allgemeine Grundlagen

(1)  $N$  = Umfang der Grundgesamtheit

(2)  $a$  = Auswahlabstand

(3)  $n$  = Umfang der Stichprobe

Annahme:  $N = n \cdot a$

(4)  $f = 1/a$  ; Auswahlatz

(5)  $\varphi = \frac{1-f}{f}$  ; Auswahlfaktor

(6)  $X_\nu$  = Merkmalswert der  $\nu$ -ten Einheit in der Grundgesamtheit bei einer bestimmten Anordnung  
( $\nu = 1, 2, \dots, N$ )

$x_{ij}$  = Merkmalswert der  $j$ -ten Einheit der  $i$ -ten systematischen Stichprobe C: 8.2  
( $j = 1, 2, \dots, n$ ;  $i = 1, 2, \dots, a$ )

(7)  $x_{ij} = X_{1+(j-1)a} = X_\nu$

$\bar{x}_i$  = Mittelwert in der  $i$ -ten systematischen Stichprobe  
( $i = 1, 2, \dots, a$ )

(8)  $\bar{x}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij}$

$s_{ix}^2$  = Varianz der Einzelwerte in der  $i$ -ten systematischen Stichprobe ( $i = 1, 2, \dots, a$ )

(9)  $s_{ix}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$

#### 2.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung

(1)  $x' = \frac{N}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij}$

bei Verwendung der  $i$ -ten systematischen Stichprobe  
(vgl. 1.1 (1), S. 525).

(2)  $E\{x'\} = X$  Erwartungswert von  $x'$  C: 8.3

Die Schätzfunktion ist nur dann nicht-verzerrend, falls die Einheiten in der Gesamtheit in zufälliger Reihenfolge liegen.

$$(3) \quad \sigma_{x'}^2 = N [(N-1) S_x^2 - a(n-1) S_{wx}^2] \text{ Fehlervarianz von } x' \quad C: 8.3 (8.1)$$

wobei

$$(4) \quad S_{wx}^2 = \frac{1}{a(n-1)} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$$

$$(5) \quad s_{x'}^2 = \varphi N \cdot s_{ix}^2$$

Aus den Einzelwerten der i-ten systematischen Stichprobe geschätzte Fehlervarianz von  $x'$ ; vgl. 1.1 (7), S. 525

Anmerkung: Diese Formel ist nur dann anwendbar, falls die Einheiten in der Gesamtheit in zufälliger Reihenfolge liegen.

Bei bewußter Anordnung der Einheiten gilt Formel (10)

Annahme: Aufteilung der i-ten systematischen Stichprobe auf  $t$  Unterstichproben zu je  $k$  Einheiten (systematische Unterauswahl):

H: II.10.4

$$(6) \quad n = t \cdot k$$

$$(7) \quad x_g = [x_{i;g} + x_{i;g+t} + x_{i;g+2t} + \dots + x_{i;g+(k-1)t}]$$

Totalwert der g-ten Unterstichprobe;  
 $g = 1, 2, \dots, t$

Dabei ist  $x_{i;g}$  der Merkmalswert der g-ten Einheit der i-ten systematischen Stichprobe

$$(8) \quad \bar{x}' = \frac{1}{t} \sum_{g=1}^t x_g$$

Mittelwert der Totalwerte  $x_g$

$$(9) \quad s_t^2 = \frac{1}{k(t-1)} \sum_{g=1}^t (x_g - \bar{x}')^2$$

Varianz zwischen den Totalwerten  $x_g$  H: II.10 (4.1)

$$(10) \quad s_{x'}^2 = \varphi N \cdot s_t^2$$

Aus  $t$  Unterstichproben der i-ten systematischen Stichprobe geschätzte Fehlervarianz von  $x'$

### III.3

#### 3. Geschichtete einfache Zufallsauswahl (Stratified Simple Random Sampling)

##### 3.0 Allgemeine Grundlagen<sup>1)</sup>

(1)  $L$  = Anzahl der Schichten

(2)  $h$  = Nummer der Schicht;  $h = 1, 2, 3, \dots, L$

(3)  $N_h$  = Anzahl der Einheiten in der  $h$ -ten Schicht der Grundgesamtheit C : 5.2

(4)  $n_h$  = Anzahl der Einheiten in der  $h$ -ten Schicht der Stichprobe C : 5.2  
 $n_h \leq N_h$

$N, n$  = Gesamtzahl der Einheiten (Auswahleinheiten)

(5)  $N = \sum_{h=1}^L N_h$  in der Gesamtheit; H: I.5, S. 179  
Umfang der C : 5.1  
Grundgesamtheit

(6)  $n = \sum_{h=1}^L n_h$  in der Stichprobe; H: I.5, S.179  
Umfang der  
Stichprobe

$W_h, w_h$  = Anteil der Einheiten in der  $h$ -ten Schicht

(7)  $W_h = N_h/N$  in der Gesamtheit

(8)  $w_h = n_h/n$  in der Stichprobe

(9)  $f_h$  = Auswahlatz in der  $h$ -ten Schicht

$$f_h = \frac{n_h}{N_h} ; f_h \leq 1$$

(10)  $\varphi_h$  = Auswahlfaktor in der  $h$ -ten Schicht

$$\varphi_h = \begin{cases} \frac{N_h - n_h}{n_h} = \frac{1 - f_h}{f_h} & \text{bei Auswahl ohne} \\ & \text{Zurücklegen} \\ \frac{N_h - 1}{n_h} \cdot \frac{1}{f_h} & \text{bei Auswahl mit} \\ & \text{Zurücklegen} \end{cases}$$

$X_{hi}$  = Merkmalswert der  $i$ -ten Einheit in der  $h$ -ten Schicht der Grundgesamtheit ( $i = 1, 2, 3, \dots, N_h$ ) C : 5.2

$x_{hi}$  = Merkmalswert der  $i$ -ten Einheit in der  $h$ -ten Schicht der Stichprobe ( $i = 1, 2, 3, \dots, n_h$ ) C : 5.2

---

<sup>1)</sup> Vgl. dazu auch I.0, S. 521

$X_h, x_h = \text{Totalwert}$

$$(11) \quad X_h = \sum_{i=1}^{N_h} X_{hi} \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5, S.181} \\ \text{der Grundgesamt-} \\ \text{heit}$$

$$(12) \quad x_h = \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi} \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5, S.181} \\ \text{der Stichprobe}$$

$X, x = \text{Totalwert}$

$$(13) \quad X = \sum_{h=1}^L X_h = \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{N_h} X_{hi} \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.5, S.181} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(14) \quad x = \sum_{h=1}^L x_h = \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi} \quad \text{in der Stichprobe} \quad \text{H: I.5, S.181}$$

$\bar{X}_h, \bar{x}_h = (\text{Arithmetischer}) \text{ Mittelwert}$

$$(15) \quad \bar{X}_h = \frac{X_h}{N_h} \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5, S.181} \\ \text{der Grundgesamt-} \quad \text{C: 5.2} \\ \text{heit}$$

$$(16) \quad \bar{x}_h = \frac{x_h}{n_h} \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5, S.182} \\ \text{der Stichprobe} \quad \text{C: 5.2} \\ \bar{x}_h \text{ ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von } X_h \quad \text{H: I.5, S.185}$$

$\bar{X}, \bar{x} = (\text{Arithmetischer}) \text{ Mittelwert}$

$$(17) \quad \bar{X} = \frac{X}{N} = \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{N} \bar{X}_h \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.5, S.181} \\ \text{gesamtheit} \quad \text{C: 5.3}$$

$$(18) \quad \bar{x} = \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{N} \bar{x}_h \quad \text{in der Stichprobe} \quad \text{H: I.5 (3.2)} \\ \text{C: 5.3 (5.1)} \\ \bar{x} \text{ ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von } \bar{X} \quad \text{H: II.5 (1.1)} \\ \text{C: 5.3}$$

$T_h, t_h = \text{Verhältnis der Totalwerte (bzw. Mittelwerte)}$

$$(19) \quad T_h = X_h/Y_h = \bar{X}_h/\bar{Y}_h \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5, S.192} \\ \text{der Grundgesamt-} \\ \text{heit}$$

$$(20) \quad t_h = x_h/y_h = \bar{x}_h/\bar{y}_h \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5 (14.4)} \\ \text{der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } T_h$$

### III.3

$T, t$  = Verhältnis der Gesamt-Totalwerte (bzw. Mittelwerte)

$$(21) \quad T = X/Y = \bar{X}/\bar{Y} \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.5, S.189} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(22) \quad t = \bar{x}/\bar{y} \quad \text{in der Stichprobe; H: I.5 (4.1)} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } T$$

$S_{hX}^2, s_{hX}^2$  = Varianz der Einzelwerte

$$(23) \quad S_{hX}^2 = \frac{1}{N_h - 1} \sum_{i=1}^{N_h} (X_{hi} - \bar{X}_h)^2 \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5 (1.2)} \\ \text{der Grund-} \quad \text{C: 5.2} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(24) \quad s_{hX}^2 = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (x_{hi} - \bar{x}_h)^2 \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5 (14.1)} \\ \text{der Stichprobe} \quad \text{C: 5.4 (5.10)} \\ s_{hX}^2 \text{ ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von } S_{hX}^2 \quad \text{H: II.5 (12.1)}$$

$V_{hX}^2, v_{hX}^2$  = Relative Varianz der Einzelwerte

$$(25) \quad V_{hX}^2 = S_{hX}^2 / (\bar{X}_h^2) \quad \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(26) \quad v_{hX}^2 = s_{hX}^2 / (\bar{x}_h^2) \quad \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{hX}^2$$

$S_{hXY}, s_{hXY}$  = Kovarianz

$$(27) \quad S_{hXY} = \frac{1}{N_h - 1} \sum_{i=1}^{N_h} (X_{hi} - \bar{X}_h)(Y_{hi} - \bar{Y}_h) \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5, S.191} \\ \text{der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(28) \quad s_{hXY} = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (x_{hi} - \bar{x}_h)(y_{hi} - \bar{y}_h) \quad \text{in der h-ten Schicht H: I.5 (14.5)} \\ \text{der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_{hXY}$$

$V_{hXY}, v_{hXY}$  = Relative Kovarianz

$$(29) \quad V_{hXY} = S_{hXY} / \bar{X}_h \bar{Y}_h \quad \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(30) \quad v_{hXY} = s_{hXY} / \bar{x}_h \bar{y}_h \quad \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{hXY}$$

$\varrho_{hXY}, r_{hXY} =$  Korrelationskoeffizient

$$(31) \quad \varrho_{hXY} = \frac{S_{hXY}}{S_{hx} S_{hy}} \quad \begin{array}{l} \text{in der h-ten Schicht} \quad \text{H: I.5, S.191} \\ \text{der Grund-} \\ \text{gesamtheit} \end{array}$$

$$(32) \quad r_{hXY} = \frac{s_{hXY}}{s_{hx} s_{hy}} \quad \begin{array}{l} \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } \varrho_{hXY} \end{array}$$

$N_{gh}, n_{gh} =$  Anzahl der Einheiten der Untergruppe g  
(d. h. Einheiten mit einer bestimmten Eigenschaft)

$$(33) \quad N_{gh} \text{ in der h-ten Schicht der Grundgesamtheit}$$

$$(34) \quad n_{gh} \text{ in der h-ten Schicht der Stichprobe}$$

$N_g, n_g =$  Anzahl der Einheiten der Untergruppe g

$$(35) \quad N_g = \sum_{h=1}^L N_{gh} \quad \begin{array}{l} \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit} \end{array}$$

$$(36) \quad n_g = \sum_{h=1}^L n_{gh} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$X_{gh}, x_{gh} =$  Totalwert der Einzelwerte der Untergruppe g

$$(37) \quad X_{gh} = \sum_g X_{hi} \quad \begin{array}{l} \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Grund-} \\ \text{gesamtheit} \end{array}$$

$$(38) \quad x_{gh} = \sum_g x_{hi} \quad \begin{array}{l} \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Stichprobe} \end{array}$$

Anmerkung: Der Buchstabe g unter dem Summenzeichen bedeutet, daß nur die Einzelwerte derjenigen Elemente der h-ten Schicht addiert werden sollen, die zur Untergruppe g gehören (d. h. eine bestimmte Eigenschaft haben).

$X_g, x_g =$  Totalwert der Einzelwerte der Untergruppe g

$$(39) \quad X_g = \sum_{h=1}^L X_{gh} \quad \begin{array}{l} \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit} \end{array}$$

$$(40) \quad x_g = \sum_{h=1}^L x_{gh} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$\bar{X}_{gh}, \bar{x}_{gh} =$  Mittelwert der Einzelwerte der Untergruppe g

$$(41) \quad \bar{X}_{gh} = \frac{1}{N_{gh}} X_{gh} \quad \begin{array}{l} \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Grund-} \\ \text{gesamtheit} \end{array}$$

$$(42) \quad \bar{x}_{gh} = \frac{1}{n_{gh}} x_{gh} \quad \begin{array}{l} \text{in der h-ten Schicht} \\ \text{der Stichprobe} \end{array}$$

### III.3

$S_{gh}^2, s_{gh}^2$  = Varianz der Einzelwerte der Untergruppe g

$$(43) \quad S_{gh}^2 = \frac{1}{N_{gh} - 1} \sum_g (X_{hi} - X_{gh})^2 \quad \text{in der h-ten Schicht der Grundgesamtheit}$$

$$(44) \quad s_{gh}^2 = \frac{1}{n_{gh} - 1} \sum_g (x_{hi} - \bar{x}_{gh})^2 \quad \text{in der h-ten Schicht der Stichprobe}$$

$P_h, p_h$  = Anteil der Einheiten der Untergruppe g

$$(45) \quad P_h = N_{gh}/N_h, \quad Q_h = 1 - P_h \quad \text{in der h-ten Schicht C : 5.14, S. 90 der Grundgesamtheit}$$

$$(46) \quad p_h = n_{gh}/n_h, \quad q_h = 1 - p_h \quad \text{in der h-ten Schicht der Stichprobe}$$

$p_h$  und  $q_h$  sind nicht-verzerrende Schätzfunktionen von  $P_h$  bzw.  $Q_h$

$S_{Bh}^2, s_{Bh}^2$  = Varianz der Einheiten der Untergruppe g

$$(47) \quad S_{Bh}^2 = \frac{N_h}{N_h - 1} P_h Q_h = P_h Q_h \quad \text{in der h-ten Schicht H : I.5 (3.11) der Grundgesamtheit}$$

$$(48) \quad s_{Bh}^2 = \frac{n_h}{n_h - 1} p_h q_h = p_h q_h \quad \text{in der h-ten Schicht H : I.5 (3.12) der Stichprobe}$$

$s_{Bh}^2$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $S_{Bh}^2$

#### 3.1 Aufteilung des Stichprobenumfanges n auf vorgegebene Schichten

*Proportionale Aufteilung*

$$(1) \quad n_h^* = \frac{N_h}{N} \cdot n \quad \text{für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L \quad \text{H : I.5, S.186}$$

Bei proportionaler Aufteilung ist die Wahrscheinlichkeit, in die Stichprobe zu kommen, für alle Einheiten gleich ( $n_h^*/N_h = n/N$  für  $h = 1, 2, \dots, L$ ). Bei der Hochrechnung können die Einzelwerte ohne Gewichtung addiert werden, d. h. die Stichprobe ist „selbstgewichtend“.

*Neyman-Tschuprow'sche Aufteilung*

ergibt minimale Fehlervarianz für die Schätzung des Totalwertes X (bzw. Mittelwertes  $\bar{X}$ ) bei vorgegebenem Gesamtumfang n der Stichprobe bzw. vorgegebenen Gesamtkosten C und einheitlichen Kosten c je Einheit in allen Schichten.

$$(2) \quad n_h^* = \frac{N_h \cdot \sqrt{s_h}}{\sum_{h=1}^L N_h \cdot \sqrt{s_h}} \cdot n \quad \text{für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L \quad \begin{array}{l} \text{H : I.5 (8.1)} \\ \text{C : 5.10 (5.35)} \end{array}$$



dabei ist

$$(3) \quad \tilde{s}_h = \text{Schätzwert für die Standardabweichung; abhängig von der Art der Schätzfunktion (vgl. 3.2 bis 3.9)}$$

$$(4) \quad n = C/c \text{ bei Vorgabe der Gesamtkosten } C$$

Nebenbedingung:

$$(5) \quad n_h^* \leq N_h \text{ für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L$$

Falls die Nebenbedingung verletzt ist, muß der Gesamtumfang  $n$  erneut aufgeteilt werden. Falls z. B.  $n_L^* > N_L$  ist, wird

$$(6) \quad n_h^* = \frac{N_h \cdot \tilde{s}_h}{\sum_{h=1}^{L-1} N_h \tilde{s}_h} (n - N_L) \text{ für alle } h = 1, 2, 3, \dots, (L-1)$$

und

$$(7) \quad n_L^* = N_L$$

gesetzt; notfalls muß das Verfahren mehrmals wiederholt werden.

#### *Yates-Zacapanay'sche Aufteilung*

ergibt minimale Fehlervarianz für die Schätzung des Totalwertes  $X$  (bzw. Mittelwertes  $\bar{X}$ ) bei vorgegebenen Gesamtkosten  $C$ , aber schichtweise verschiedenen Kosten  $c_h$  je Einheit.

$$(8) \quad n_h^* = \frac{N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h}}{\sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h}} \cdot n \text{ für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L \quad \begin{array}{l} H: 1.5 \text{ (12.1)} \\ C: 5.6 \text{ (5.25)} \end{array}$$

dabei ist

$$(9) \quad \tilde{s}_h = \text{Schätzwert für die Standardabweichung; abhängig von der Art der Schätzfunktion (vgl. 3.2 bis 3.9)}$$

$$(10) \quad n = \frac{C}{\sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \sqrt{c_h}} \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \text{ bei Vorgabe der Gesamtkosten } C \quad \begin{array}{l} H: 1.5 \text{ (12.2)} \\ C: 5.6 \end{array}$$

Nebenbedingung:

$$(11) \quad n_h^* \leq N_h \text{ für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L$$

Bei Verletzung der Nebenbedingung gilt das unter 3.1 (5) Gesagte entsprechend.

#### *Aufteilung nach dem Totalwert der Schicht („value allocation“)*

$$(12) \quad n_h^* = \frac{Y_h}{Y} \cdot n \text{ für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L \quad H: 1.5.10$$

kann näherungsweise als Ersatz für die Neyman-Tschuprow'sche Aufteilung herangezogen werden, wenn die Standardabweichungen  $\tilde{s}_h$

### III.3

unbekannt sind. Die Aufteilung ist auf der Annahme

$$(13) \quad \tilde{s}_h / \bar{Y}_h \doteq \text{konstant für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L \quad \text{H: I.5, S.217}$$

aufgebaut, die vielfach in guter Näherung erfüllt ist.

Eine Modifikation der Aufteilungsformel ist notwendig, wenn für eine (etwa die erste) Schicht das Verhältnis  $\tilde{s}_1 / \bar{Y}_1$  wesentlich größer als für die übrigen Schichten ist:

$$(14) \quad n_h^* = \frac{G_h}{\sum_{h=1}^L G_h} \cdot n \quad \text{für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L$$

dabei ist

$$(15) \quad G_h = \begin{cases} a Y_1 & \text{für } h = 1 \\ Y_h & \text{für } h = 2, 3, \dots, L \end{cases}$$

und  $a$  eine passend gewählte Konstante (etwa  $a = 10$ ).

Als Ersatz für die Yates-Zacapanay'sche Aufteilung kann unter den oben genannten Voraussetzungen die folgende Vorschrift angewandt werden:

$$(16) \quad n_h^* = \frac{G_h / \sqrt{c_h}}{\sum_{h=1}^L G_h / \sqrt{c_h}} \cdot n \quad \text{für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L$$

Diese Aufteilungen müssen ebenfalls der Nebenbedingung

$$(17) \quad n_h^* \leq N_h \quad \text{für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L$$

genügen; falls die Bedingung verletzt ist, gilt das unter 3.1 (5), S. 539 Gesagte entsprechend.

### 3.2 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung<sup>1)</sup>

*Allgemeingültige Formeln*

$$(1) \quad x' = \sum_{h=1}^L N_h \bar{x}_h = \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi} \quad \text{H: I.5 (3.3)}$$

$$(2) \quad E\{x'\} = X \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x' \end{array}$$

$x'$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X$  H: II.5.1

$$(3) \quad s_{x'}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \cdot s_{hx}^2 \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x' \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.5 (3.6)} \\ \text{C: 5.3 (5.9)} \end{array}$$

*Formeln bei proportionaler Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)*

$$(4) \quad x' = \frac{N}{n} \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}$$

$$(5) \quad s_{x'}^2(\text{prop}) = \varphi N \cdot s_{wx}^2 \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x' \end{array} \quad \text{H: I.5 (3.7)}$$

<sup>1)</sup> Vgl. 3.10, S. 550

$$(6) \quad s_{wX}^2 = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h \cdot s_{hX}^2 \quad H: I.5 (3.8)$$

Formeln bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)

$$(7) \quad \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (2), S. 538}$$

= Schätzwert für  $S_{hX}$ ; vgl. Formel 3.0 (23), S. 536

$$(8) \quad s_{x'}^2 \text{ (Neyman)}$$

$$= \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2 - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2 \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x' \text{ bei} \\ \text{Neyman'scher} \\ \text{Aufteilung} \end{array} \quad \begin{array}{l} H: I.5 (8.5) \\ C: 5.5 (5.20) \end{array}$$

Anmerkung: Die Formel 3.2 (8) gilt streng nur unter der Voraussetzung, daß

a) bei der Aufteilung der Stichprobe nach 3.1 (2), S. 538, und zur Berechnung der Fehlervarianz nach 3.2 (8) die gleichen Standardabweichungen verwandt werden;

b) die Stichprobenumfänge in den Schichten gleich  $n_h^*$  nach Formel 3.1 (2), S. 538, sind;

c) in die Summation nur Schichten mit  $n_h^* < N_h$  aufgenommen werden und daß  $n$  gleich der Summe dieser  $n_h^*$  gesetzt wird.

Formel 3.2 (3), S. 540, gilt dagegen ohne diese Einschränkungen und ist für viele praktische Zwecke vorteilhafter.

Formeln bei Yates-Zacopanay'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 539)

$$(9) \quad \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (8), S. 539}$$

= Schätzwert für  $S_{hX}$ ; vgl. Formel 3.0 (23), S. 536

$$(10) \quad s_{x'}^2 \text{ (Yates)}$$

$$= \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2 \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x' \\ \text{bei Yates'scher} \\ \text{Aufteilung} \end{array}$$

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8)

## 3.3 Schätzfunktion $x'_g$ für den Totalwert $X_g$ in der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung<sup>1)</sup>

Allgemeingültige Formeln

$$(1) \quad x'_g = \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} x_{gh}$$

$$(2) \quad E \{ x'_g \} = X_g \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x'_g \end{array}$$

$x'_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X_g$

<sup>1)</sup> Vgl. 3.11, S. 550

### III.3

$$(3) \quad s_{x'_g}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \left[ p_h q_h \bar{x}_{gh}^2 + p_h s_{gh}^2 \right] \quad \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x'_g$$

*Formeln bei proportionaler Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)*

$$(4) \quad x'_g = \frac{N}{n} \sum_{h=1}^L x_{gh}$$

$$(5) \quad s_{x'_g}^2 = \varphi \cdot \sum_{h=1}^L N_h \left[ p_h q_h \bar{x}_{gh}^2 + p_h s_{gh}^2 \right] \quad \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x'_g \text{ bei} \\ \text{proportionaler} \\ \text{Aufteilung}$$

*Formeln bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)*

$$(6) \quad \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (2), S. 538} \\ = \text{Schätzwert für } P_h Q_h \bar{X}_{gh}^2 + P_h S_{gh}^2; \text{ vgl. Formel 3.3 (3)}$$

$$(7) \quad s_{x'_g}^2 \text{ (Neyman)} \\ = \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2 - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2 \quad \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x'_g \text{ bei} \\ \text{Neyman'scher Auf-} \\ \text{teilung}$$

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

*Formeln bei Yates-Zacapanay'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 539)*

$$(8) \quad \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (8), S. 539} \\ = \text{Schätzwert für } P_h Q_h \bar{X}_{gh}^2 + P_h S_{gh}^2; \text{ vgl. Formel 3.3 (3)}$$

$$(9) \quad s_{x'_g}^2 \text{ (Yates)} \\ = \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \sqrt{c_h} \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

#### 3.4 Schätzfunktion $n'_g$ für die Anzahl $N_g$ der Einheiten der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung<sup>1)</sup>

*Allgemeingültige Formeln*

$$(1) \quad n'_g = \sum_{h=1}^L N_h \cdot p_h = \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} n_{gh}$$

$$(2) \quad E \{ n'_g \} = N_g \quad \text{Erwartungswert} \\ \text{von } n'_g$$

$n'_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $N_g$

$$(3) \quad s_{n'_g}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \cdot p_h q_h \quad \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } n'_g$$

<sup>1)</sup> Vgl. 3.12, S. 551

Formeln bei proportionaler Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)

$$(4) \quad n'_g = \frac{N}{n} \sum_{h=1}^L n_{gh}$$

$$(5) \quad s_{n'_g}^2(\text{prop}) = \varphi N \cdot s_w^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $n'_g$  bei  
proportionaler  
Aufteilung

Dabei ist

$$(6) \quad s_w^2 = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h p_h q_h$$

Formeln bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)

(7)  $\tilde{s}_h$  in Aufteilungsformel 3.1 (2), S. 538

$\because$  Schätzwert für  $\sqrt{P_h Q_h}$ ; vgl. Formel 3.0 (48), S. 538

$$(8) \quad s_{n'_g}^2(\text{Neyman}) = \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2 - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $n'_g$  bei  
Neyman'scher  
Aufteilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

Formeln bei Yates-Zacapanay'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 539)

(9)  $\tilde{s}_h$  in Aufteilungsformel 3.1 (8), S. 539

$\because$  Schätzwert für  $\sqrt{P_h Q_h}$ ; vgl. Formel 3.0 (48), S. 538

$$(10) \quad s_{n'_g}^2(\text{Yates}) = \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \sqrt{c_h} \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $n'_g$  bei  
Yates'scher Auf-  
teilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

### 3.5 Kombinierte Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot (komb)}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit<sup>1)</sup>

Allgemeingültige Formeln

$$(1) \quad x''_{\text{Quot (komb)}} = \frac{\sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}}{\sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}} \cdot Y;$$

der Gesamt-Total-  
wert Y wird als  
bekannt voraus-  
gesetzt

H: I.5 (4.1)  
C: 6.12

<sup>1)</sup> Vgl. 3.6, S. 545, und 3.13, S. 551

### III.3

$$(2) E \{ x''_{\text{Quot (komb)}} \} = X + B_{x''_{\text{Quot (komb)}}} \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x''_{\text{Quot (komb)}} \end{array}$$

$$(3) B_{x''_{\text{Quot (komb)}}} = \frac{T}{N \bar{Y}} \cdot \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \bar{Y}_h^2 \left( V_{hY}^2 - \frac{T_h}{T} V_{hXY} \right)$$

Systematischer Fehler von  $x''_{\text{Quot (komb)}}$

$x''_{\text{Quot (komb)}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von  $X$ ; sie sollte nur dann verwandt werden, wenn

$$\frac{\sqrt{\sum \varphi_h N_h s_{hY}^2}}{N \bar{Y}} < 0,1 \text{ ist.}$$

$$(4) s_{x''_{\text{Quot (komb)}}}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \cdot s_{hZ'}^2$$

Geschätzte Fehler- H: I.5 (4.5)  
varianz von C: 6.12 (6.22)  
 $x''_{\text{Quot (komb)}}$

Voraussetzungen:

$$n \sim 50; \frac{\sqrt{\sum \varphi_h N_h s_{hX}^2}}{N \bar{X}} < 0,1 \text{ und } \frac{\sqrt{\sum \varphi_h N_h s_{hY}^2}}{N \bar{Y}} < 0,1$$

Dabei ist

$$(5) s_{hZ'}^2 = s_{hX}^2 + t^2 s_{hY}^2 - 2 t s_{hXY}$$

Geschätzte Varianz H: I.5 (4.6)  
von  
 $Z'_{hi} = X_{hi} - T Y_{hi}$   
in der h-ten  
Schicht

*Formeln bei proportionaler Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)*

$$(6) x''_{\text{Quot (komb)}} = \frac{X}{Y} Y$$

$$(7) s_{x''_{\text{Quot (komb)}}}^2 = \varphi \sum_{h=1}^L N_h s_{hZ'}^2$$

Geschätzte Fehler- H: I.5 (4.5)  
varianz von  
 $x''_{\text{Quot (komb)}}$

$$= \varphi N \cdot (s_{wX}^2 + t^2 s_{wY}^2 - 2 t s_{wXY}) \quad \text{H: I.5 (4.7)}$$

Dabei ist

$$(8) s_{wXY} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h s_{hXY} \quad \text{H: I.5 (4.8)}$$

Formeln bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)

(9)  $\tilde{s}_h$  in Aufteilungsformel 3.1 (2), S. 538

= Schätzwert für  $S_{hZ'}$ ; vgl. Formel 3.5 (5), S. 544

(10)  $s_{x''_{\text{Quot (komb)}}}^2$  (Neyman)

$$= \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2 - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  
 $x''_{\text{Quot (komb)}}$  bei  
Neyman'scher  
Aufteilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

Formeln bei Yates-Zacapanay'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 539)

(11)  $\tilde{s}_h$  in Aufteilungsformel 3.1 (8), S. 539

= Schätzwert für  $S_{hZ'}$ ; vgl. Formel 3.5 (5), S. 544

(12)  $s_{x''_{\text{Quot (komb)}}}^2$  (Yates)

$$= \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  
 $x''_{\text{Quot (komb)}}$  bei Yates'  
scher Aufteilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

### 3.6 Separate Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot (sep)}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit <sup>1)</sup>

Allgemeingültige Formeln

$$(1) x''_{\text{Quot (sep)}} = \sum_{h=1}^L \frac{x_h}{Y_h} Y_h$$

die Totalwerte  $Y_h$  werden als bekannt vorausgesetzt

$$(2) E\{x''_{\text{Quot (sep)}}\} = X + B_{x''_{\text{Quot (sep)}}}$$

Erwartungswert  
von  $x''_{\text{Quot (sep)}}$

$$(3) B_{x''_{\text{Quot (sep)}}} = \sum_{h=1}^L \frac{\varphi_h}{N_h} (V_{hY}^2 - V_{hXY}) X_h$$

Systematischer Fehler von  $x''_{\text{Quot (sep)}}$  <sup>2)</sup>

Anmerkung:  $x''_{\text{Quot (sep)}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von X; sie sollte nur dann verwandt werden, wenn

$$\sqrt{L} \cdot \sqrt{\frac{\varphi_h}{N_h}} v_{hY} < 0,2 \quad \text{für alle } h = 1, 2, 3, \dots, L$$

gilt.

<sup>1)</sup> Vgl. 3.5, S. 543, und 3.13, S. 551 — <sup>2)</sup> Vgl. 1.4 (3), S. 527

### III.3

$$(4) s_{\text{Quot (sep)}}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \cdot s_{hz}^2$$

Geschätzte Fehler- H: I.5 (4.12)  
varianz C: 6.11 (6.21)  
von  $x''_{\text{Quot (sep)}}$

Voraussetzung:

Für alle Schichten ist  $n_h > 30$ ,  $\sqrt{\frac{\varphi_h}{N_h}} V_{hx} < 0,1$  und  $\sqrt{\frac{\varphi_h}{N_h}} V_{hy} < 0,1$

Dabei ist

$$(5) s_{hz}^2 = s_{hx}^2 + t_h^2 s_{hy}^2 - 2 t_h s_{hxy}$$

Geschätzte Varianz H: I.5 (4.13)  
von  
 $Z_{hi} = X_{hi} - T_h Y_{hi}$   
in der h-ten  
Schicht

Anmerkung:  $Z_h$  unterscheidet sich von  $Z'_h$  (Formel 3.5 (5)) dadurch, daß im Abzugsglied  $T_h$  an die Stelle von  $T$  tritt.

Formeln bei proportionaler Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)

$$(6) s_{\text{Quot (sep)}}^2 = \varphi \cdot \sum_{h=1}^L N_h \cdot s_{hz}^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  
 $x''_{\text{Quot (sep)}}$

Formeln bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)

$$(7) \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (2), S. 538}$$

= Schätzwert für  $S_{hz}$ ; vgl. Formel 3.6 (5)

$$(8) s_{\text{Quot (sep)}}^2 \text{ (Neyman)} = \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2 - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler- H: I.5 (8.5)  
varianz von  
 $x''_{\text{Quot (sep)}}$  bei  
Neyman'scher  
Aufteilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

Formeln bei Yates-Zacapanay'scher Aufteilung (vgl. 3.1), S. 539

$$(9) \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (8), S. 539}$$

= Schätzwert für  $S_{hz}$ ; vgl. Formel 3.6 (5)

$$(10) s_{\text{Quot (sep)}}^2 \text{ (Yates)} = \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  
 $x''_{\text{Quot (sep)}}$  bei  
Yates'scher  
Aufteilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541



**3.7 Differenzenschätzung  $x''_{\text{Diff}}$  für den Totalwert  $X$  in der Grundgesamtheit**

*Allgemeingültige Formeln*

$$(1) \quad x''_{\text{Diff}} = Y + \sum_{h=1}^L N_h (\bar{x}_h - \bar{y}_h); \quad \text{der Gesamt-Totalwert } Y \text{ wird als bekannt vorausgesetzt}$$

$$= Y + \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} (x_h - y_h)$$

$$(2) \quad E\{x''_{\text{Diff}}\} = X \quad \text{Erwartungswert von } x''_{\text{Diff}}$$

$x''_{\text{Diff}}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X$  H: I.11, S.460

$$(3) \quad s_{x''_{\text{Diff}}}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h s_{h(X-Y)}^2 \quad \text{Geschätzte Fehlervarianz von } x''_{\text{Diff}}$$

Dabei ist

$$(4) \quad s_{h(X-Y)}^2 = s_{hX}^2 + s_{hY}^2 - 2 s_{hXY} \quad \text{Geschätzte Varianz von } (X_{hi} - Y_{hi}) \text{ in der } h\text{-ten Schicht}$$

*Formeln bei proportionaler Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)*

$$(5) \quad x''_{\text{Diff}} = Y + \frac{N}{n} (x - y)$$

$$(6) \quad s_{x''_{\text{Diff}}}^2 = \varphi \sum_{h=1}^L N_h s_{h(X-Y)}^2 \quad \text{Geschätzte Fehlervarianz von } x''_{\text{Diff}} \text{ bei proportionaler Aufteilung}$$

*Formeln bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)*

$$(7) \quad \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (2), S. 538}$$

= Schätzwert für  $S_{h(X-Y)}$ ; vgl. Formel 3.7 (4)

$$(8) \quad s_{x''_{\text{Diff}}}^2 \text{ (Neyman)} = \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2 - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2 \quad \text{Geschätzte Fehlervarianz von } x''_{\text{Diff}} \text{ bei Neyman'scher Aufteilung}$$

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

### III.3

Formeln bei Yates-Zacapanay'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 539)

(9)  $\tilde{s}_h$  in Aufteilungsformel 3.1 (8), S. 539

= Schätzwert für  $S_{h(X-Y)}$ ; vgl. Formel 3.7 (4), S. 547

(10)  $s_{\text{Diff}}^2$  (Yates)

$$= \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / c_h \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / c_h \right) - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $x''_{\text{Diff}}$   
bei Yates'scher  
Aufteilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541

#### 3.8 Kombinierte Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr (komb)}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit<sup>1)</sup>

Allgemeingültige Formeln

$$(1) x''_{\text{Regr (komb)}} = \sum_{h=1}^L N_h \bar{x}_h + b \left( Y - \sum_{h=1}^L N_h \bar{y}_h \right)$$

der Gesamt-Total-  
wert Y wird als  
bekannt voraus-  
gesetzt

H: I.11 (2.2)  
C: 7.7

dabei ist

$$b = \frac{\sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{n_h} (x_{hi} - \bar{x}_h) (y_{hi} - \bar{y}_h)}{\sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h)^2}$$

Linearer Regres-  
sionskoeffizient

C: 7.7 (7.25)

$$(2) E \{ x''_{\text{Regr (komb)}} \} = X + B_{\text{Regr (komb)}}''$$

Erwartungswert  
von  $x''_{\text{Regr (komb)}}$

$x''_{\text{Regr (komb)}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von X

$$(3) s_{\text{Regr (komb)}}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h s_{hX}^2 (1 - r_{hXY}^2)$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  
 $x''_{\text{Regr (komb)}}$

H: I.11 (2.7)  
(2.8)

Voraussetzung:  $\min n_h \geq 30$  und  $\beta_h = \beta$  für alle h

Dabei ist

$$(4) \beta = \frac{\sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{N_h} (X_{hi} - X) (Y_{hi} - \bar{Y})}{\sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{N_h} (Y_{hi} - \bar{Y})^2}$$

Linearer Regressions-  
koeffizient in der  
Gesamtheit

<sup>1)</sup> Vgl. 3.9, S. 549

$$(5) \quad \beta_h = \frac{\sum_{i=1}^{N_h} (X_{hi} - \bar{X}_h) (Y_{hi} - \bar{Y}_h)}{\sum_{i=1}^{N_h} (Y_{hi} - \bar{Y}_h)^2}$$

Linearer Regressions-  
koeffizient in der  
h-ten Schicht

*Formeln bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 538)*

$$(6) \quad \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (2), S. 538}$$

$$= \text{Schätzwert für } S_{hX} \sqrt{1 - \varrho_{hXY}^2}$$

$$(7) \quad s_{x''_{\text{Regr (komb)}}}^2 \text{ (Neyman)}$$

$$= \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2 - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  
 $x''_{\text{Regr (komb)}}$  bei  
Neyman'scher  
Aufteilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541; es wird ferner unterstellt, daß die Voraussetzungen für die Gültigkeit von Formel 3.8 (3), S. 548, erfüllt sind.

*Formeln bei Yates-Zacapanay'scher Aufteilung (vgl. 3.1, S. 539)*

$$(8) \quad \tilde{s}_h \text{ in Aufteilungsformel 3.1 (8), S. 539}$$

$$= \text{Schätzwert für } S_{hX} \sqrt{1 - \varrho_{hXY}^2}$$

$$(9) \quad s_{x''_{\text{Regr (komb)}}}^2 \text{ (Yates)}$$

$$= \frac{1}{n} \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \sqrt{c_h} \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right) - \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  
 $x''_{\text{Regr (komb)}}$  bei  
Yates'scher Auf-  
teilung

Voraussetzungen: vgl. Anmerkung unter 3.2 (8), S. 541; es wird ferner unterstellt, daß die Voraussetzungen für die Gültigkeit von Formel 3.8 (3), S. 548 erfüllt sind.

### 3.9 Separate Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr (sep)}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit<sup>1)</sup>

$$(1) \quad x''_{\text{Regr (sep)}} = \sum_{h=1}^L [N_h \bar{x}_h + b_h (Y_h - N_h \bar{y}_h)]$$

die Totalwerte  $Y_h$   
werden als bekannt  
vorausgesetzt

dabei ist

$$b_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (x_{hi} - \bar{x}_h) (y_{hi} - \bar{y}_h)}{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h)^2}$$

Linearer Regressions-  
koeffizient in der  
h-ten Schicht

<sup>1)</sup> Vgl. 3.8, S. 548

### III.3

$$(2) \quad E \left\{ x''_{\text{Regr (sep)}} \right\} = \bar{X} + B_{x''_{\text{Regr (sep)}}} \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x''_{\text{Regr (sep)}} \end{array}$$

$x''_{\text{Regr (sep)}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$

$$(3) \quad s_{x''_{\text{Regr (sep)}}}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h s_{hx}^2 (1 - r_{hXY}^2) \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x''_{\text{Regr (sep)}} \end{array} \quad \begin{array}{l} C: 7.6 \end{array}$$

Voraussetzung:  $\min n_h > 30$

Anmerkung: Für die Neyman-Tschuprow'sche und die Yates-Zacapanay'sche Aufteilung bei separater Regressionsschätzung gelten die in Ziffer 3.8, S. 549, zusammengestellten Formeln; die Bedingung  $\beta_h = \beta$  für alle  $h$  entfällt für die separate Regressionsschätzung.

#### 3.10 Schätzfunktion $\bar{x}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit<sup>1)</sup>

$$(1) \quad \bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h \bar{x}_h \quad \begin{array}{l} H: I.5 \text{ (3.2)} \\ C: 5.3 \text{ (5.1)} \end{array}$$

$$(2) \quad E \{ \bar{x} \} =: \bar{X} \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } \bar{x} \end{array} \quad \begin{array}{l} H: II.5.1 \\ C: 5.3 \end{array}$$

$\bar{x}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$

$$(3) \quad s_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h s_{hx}^2 \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } \bar{x} \end{array} \quad \begin{array}{l} H: I.5 \text{ (3.9)} \\ C: 5.3 \text{ (5.11)} \end{array}$$

Die geschätzten Fehlervarianzen von  $\bar{x}$  für spezielle Aufteilungen ergeben sich aus den entsprechenden Formeln 3.2 (3), S. 540, für  $x'$  nach der Relation

$$(4) \quad s_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{N^2} \cdot s_{x'}^2$$

#### 3.11 Schätzfunktion $\bar{x}_g$ für den Mittelwert $\bar{X}_g$ in der Untergruppe $g$ <sup>2)</sup>

$$(1) \quad \bar{x}_g = \frac{1}{N_g} \sum_{h=1}^L N_{gh} \bar{x}_{gh} = \frac{1}{N_g} \sum_{h=1}^L \frac{N_{gh}}{n_{gh}} x_{gh}$$

$$(2) \quad E \{ \bar{x}_g \} = \frac{1}{N_g} \sum_{h=1}^L N_{gh} \bar{X}_{gh} = \frac{1}{N_g} \sum_{h=1}^L X_{gh} = \frac{X_g}{N_g} = \bar{X}_g$$

Erwartungswert  
von  $\bar{x}_g$

$\bar{x}_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}_g$

$$(3) \quad s_{\bar{x}_g}^2 = \frac{1}{N_g^2} \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h [p_h q_h x_{gh}^2 + p_h s_{gh}^2]$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $\bar{x}_g$

<sup>1)</sup> Vgl. 3.2, S. 540 — <sup>2)</sup> Vgl. 3.3, S. 541

**3.12 Schätzfunktion p für den Anteil P der Einheiten der Untergruppe g<sup>1)</sup>**

$$(1) \quad p = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h p_h \quad C: 5.13 \quad (5.48)$$

$$(2) \quad E\{p\} = \frac{N_g}{N} = P \quad \text{Erwartungswert von } p$$

p ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von P

$$(3) \quad s_p^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h p_h q_h \quad \text{Geschätzte Fehler- C: 5.13 (5.49) varianz von } p$$

**3.13 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit<sup>2)</sup>**

*Kombinierte Verhältnisschätzung t<sub>komb</sub> (vgl. 3.5, S. 543)*

$$(1) \quad t_{\text{komb}} = \frac{\sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}}{\sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}} \quad \begin{array}{l} H: I.5 \quad (4.1) \\ C: 6.12 \end{array}$$

$$(2) \quad E\{t_{\text{komb}}\} = T + B_{t_{\text{komb}}} \quad \text{Erwartungswert von } t_{\text{komb}}$$

t<sub>komb</sub> ist verzerrende Schätzfunktion von T

$$(3) \quad B_{t_{\text{komb}}} = \frac{T}{Y^2} \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h Y_h^2 \left( V_{hy}^2 - \frac{T_h}{T} V_{hxy} \right) \quad H: II.5 \quad (4.1)$$

Systematischer Fehler von t<sub>komb</sub>

$$(4) \quad s_{t_{\text{komb}}}^2 = \frac{1}{Y^2} \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h s_{hy}^2 \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler- H: I.5 (4.5) varianz von } t_{\text{komb}} \\ \text{(der Gesamt-Total- C: 6.12 (6.22) wert } Y \text{ wird als} \\ \text{bekannt voraus-} \\ \text{gesetzt)} \end{array}$$

*Separate Verhältnisschätzung t<sub>sep</sub> (vgl. 3.6, S. 545)*

$$(5) \quad t_{\text{sep}} = \frac{1}{Y} \sum_{h=1}^L \frac{x_h}{y_h} \cdot Y_h \quad \begin{array}{l} \text{die Totalwerte } Y_h \text{ H: I.5 (4.11)} \\ \text{werden als bekannt C: 6.11 (6.20)} \\ \text{vorausgesetzt} \end{array}$$

$$(6) \quad E\{t_{\text{sep}}\} = T + B_{t_{\text{sep}}} \quad \text{Erwartungswert von } t_{\text{sep}}$$

t<sub>sep</sub> ist verzerrende Schätzfunktion von T

$$(7) \quad B_{t_{\text{sep}}} = \frac{1}{Y} \sum_{h=1}^L \frac{\varphi_h}{N_h} (V_{hy}^2 - V_{hxy}) X_h \quad \begin{array}{l} \text{Systematischer} \\ \text{Fehler von } t_{\text{sep}} \end{array} \quad (3)$$

<sup>1)</sup> Vgl. 3.4, S. 542 — <sup>2)</sup> Vgl. 3.5, S. 543, und 3.6, S. 545 — <sup>3)</sup> Vgl. 1.4 (3), S. 527, und 1.10 (3), S. 529

### III.3

$$(8) \quad s_{\text{sep}}^2 = \frac{1}{Y^2} \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h s_{hZ}^2 \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } t_{\text{sep}} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.5 (4.12)} \\ \text{C: 6.11} \end{array}$$

Die geschätzten Fehlervarianzen von  $t_{\text{komb}}$  und  $t_{\text{sep}}$  für spezielle Aufteilungen ergeben sich aus den entsprechenden Formeln für  $x''_{\text{Quot (komb)}}$  (vgl. 3.5, S. 545) und  $x''_{\text{Quot (sep)}}$  (vgl. 3.6, S. 546).

#### 3.14 Gruppierung nach der Auswahl (Stratification after Sampling)

Die  $n$  Stichprobeneinheiten aus einer einfachen Zufallsstichprobe werden in  $L$  Gruppen aufgeteilt. Unter der Voraussetzung, daß die Anzahl  $N_h$  der Einheiten in der  $h$ -ten Schicht der Grundgesamtheit bekannt ist, kann die Schätzfunktion

$$(1) \quad x' = \sum_{h=1}^L \frac{N_h}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}$$

berechnet werden.

$$(2) \quad E \{ x' \} = X \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x' \end{array}$$

$x'$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X$ , falls H: II.5.13 alle Stichproben ausgeschlossen werden, in denen mindestens ein  $n_h$  Null wird.

$$(3) \quad s_{x'}^2 \text{ (nachtr.)} = \varphi N \left[ s_{wX}^2 + \frac{1}{n} \cdot \frac{\sum_{h=1}^L (1 - W_h) s_{hX}^2}{L} \right] \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x'^{1)} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.5 (16.1)} \end{array}$$

Dabei ist

$$(4) \quad s_{wX}^2 = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h s_{hX}^2 \quad \text{H: I.5.3 (8)}$$

$$(5) \quad \bar{n} = n/L \quad \begin{array}{l} \text{mittlerer Stich-} \\ \text{probenumfang} \\ \text{je Schicht} \end{array} \quad \text{H: I.5.16}$$

#### 3.15 Vergleich der Genauigkeit von Schätzfunktionen für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit

*Genauigkeitsgewinn durch Schichtung und Neyman-Tschuprow'sche Aufteilung<sup>2)</sup>*

$$(1) \quad \sigma_{x'}^2 \text{ (einfach)} - \sigma_{x'}^2 \text{ (prop)} = \frac{\varphi N}{N-1} \left[ \sum_{h=1}^L N_h (\bar{X}_h - \bar{X})^2 - \sum_{h=1}^L \left( 1 - \frac{N_h}{N} \right) S_{hX}^2 \right] \quad \begin{array}{l} \text{H: II.5.7} \\ \text{C: 5.7 (5.31)} \end{array}$$

<sup>1)</sup> Vgl. 3.2 (5), S. 540 — <sup>2)</sup> Vgl. 1.1 (3), S. 525; 3.2 (5), S. 540, und 3.2 (8), S. 541

$$(2) \sigma_{x'}^2(\text{prop}) - \sigma_{x'}^2(\text{Neyman}) \\ = \frac{N^2}{n} \sigma_{s_{hx}}^2; \text{vgl. } ^1)$$

H: II.5.10  
C: 5.7 (5.29)

$$(3) \sigma_{x'}^2(\text{einfach}) - \sigma_{x'}^2(\text{Neyman}) \\ = \frac{N^2}{n} \sigma_{s_{hx}}^2 + \frac{\varphi N}{N-1} \sum_h N_h (\bar{X}_h - \bar{X})^2 - \frac{\varphi N}{N-1} \sum_{h=1}^L \left(1 - \frac{N_h}{N}\right) S_{hx}^2$$

Hierbei ist

$$\sigma_{s_{hx}}^2 = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h (S_{hx} - \bar{S})^2 \text{ und } \bar{S} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h S_{hx}$$

Daraus folgt

$$(6) \sigma_{x'}^2(\text{einfach}) \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} \sigma_{x'}^2(\text{prop}) \text{ falls } \sum_{h=1}^L N_h (\bar{X}_h - \bar{X})^2 \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} \sum_{h=1}^L \left(1 - \frac{N_h}{N}\right) S_{hx}^2$$

$$(7) \sigma_{x'}^2(\text{prop}) \geq \sigma_{x'}^2(\text{Neyman}) \text{ falls } S_{hx} \begin{cases} \neq \bar{S} \text{ für mindestens ein } h \\ = \bar{S} \text{ für alle } h \end{cases}$$

$$(8) \sigma_{x'}^2(\text{einfach}) \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} \sigma_{x'}^2(\text{Neyman})$$

$$\text{falls } \frac{N^2}{n} \sigma_{s_{hx}}^2 + \frac{\varphi N}{N-1} \sum_{h=1}^L N_h (\bar{X}_h - \bar{X})^2 \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} \frac{\varphi N}{N-1} \sum_{h=1}^L \left(1 - \frac{N_h}{N}\right) S_{hx}^2$$

Es gelten zugleich jeweils beide obere (mittlere; untere) Zeichen.

*Genauigkeitsverlust durch Anwendung der Schätzfunktionen  $s_{hx}$  von  $S_{hx}$  bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung [vgl. 3.1(2), S. 538, und 3.2(8), S. 541]*

$$(9) s_{x'}^2(\text{Neyman}) - \sigma_{x'}^2(\text{Neyman})$$

$$= \frac{A^2}{n} [(\sum N_h S_{hx})^2 - \sum N_h^2 S_{hx}^2] \quad \text{C: 5.10}$$

**Annahme:** Die relativen Varianzen  $V_{s_h}^2$  der Schätzfunktionen  $s_{hx}$  sind für alle Schichten gleich  $A^2$ .

Bei proportionaler Aufteilung ist die Fehlervarianz geringer als bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung gemäß  $s_{hx}$ , falls

$$(10) \quad A^2 > \frac{N \sum_{h=1}^L N_h S_{hx}^2 - (N\bar{S})^2}{(N\bar{S})^2 - \sum_{h=1}^L (N_h S_{hx})^2} = \frac{\sum_{h=1}^L W_h S_{hx}^2 - (\bar{S})^2}{(\bar{S})^2 - \sum_{h=1}^L (W_h S_{hx})^2}$$

$$\text{Hierbei ist } \bar{S} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h S_{hx}$$

<sup>1)</sup> Formel 3.15 (2) gilt nicht nur für die Schätzfunktion  $x'$  des Totalwertes  $X$  (freie Hochrechnung; vgl. 3.2), sondern auch für die Verhältnisschätzungen  $x''_{\text{Quot}(komb)}$ ;  $x''_{\text{Quot}(sep)}$  (vgl. 3.5 und 3.6), die Differenzschätzung  $x''_{\text{Diff}}$  (vgl. 3.7) und die Regressionsschätzungen  $x''_{\text{Regr}(komb)}$ ;  $x''_{\text{Regr}(sep)}$  (vgl. 3.8 und 3.9); dabei ist jeweils  $S_{hx}$  durch die entsprechenden Werte zu ersetzen.

### III.3

Die Neyman-Tschuprow'sche Aufteilung gemäß  $s_{hx}$  führt auf eine geringere Fehlervarianz als die proportionale Aufteilung, sofern in einer *Vorstichprobe* zur Berechnung von  $s_{hx}$  für den Stichprobenumfang  $m_h$  jeder Schicht

$$(11) \quad m_h > 1 + \frac{\beta_{2h} - 1}{4} \frac{\sum_{h=1}^L W_h S_{hx}^2 - \bar{S}^2}{\bar{S}^2 - \sum_{h=1}^L (W_h S_{hx})^2}$$

gilt. Hierbei ist

$$(12) \quad \beta_{2h} = N_h \sum_{i=1}^{N_h} (X_{hi} - \bar{X}_h)^4 \left/ \left[ \sum_{g=1}^{N_h} (X_{gi} - \bar{X}_h)^2 \right]^2 \right.$$

Anmerkung: Die Formeln 3.15 (9) bis (12) gelten entsprechend für Verhältnisschätzungen (vgl. 3.5 und 3.6), die Differenzschätzung (vgl. 3.7) und Regressionsschätzungen (vgl. 3.8 und 3.9).

Für die Schätzfunktion  $n'_g$  gelten die unter 3.15 (1) bis (3) aufgeführten Formeln, wenn

$$(13) \quad \bar{X}_h = P_h, \quad \bar{X} = P \quad \text{und} \quad \sigma_h^2 = P_h Q_h$$

gesetzt wird. Zu bemerken ist, daß sich  $\sigma_{n'_g}$  (prop) nur dann wesentlich von  $\sigma_{n'_g}$  (Neyman) unterscheidet, falls ein  $P_h$  kleiner als 0,05 ist.

Im allgemeinen sollte hier also die einfachere proportionale Aufteilung angewandt werden.

*Wirkung der Gruppierung nach der Auswahl*

$$(14) \quad \sigma_{x'}^2 \text{ (nachtr.)} - \sigma_{x'}^2 \text{ (prop)}$$

$$= \varphi N \cdot \frac{1}{nL} \sum_{h=1}^L (1 - W_h) \sigma_{hx}^2$$

$$(15) \quad \sigma_{x'}^2 \text{ (einfach)} - \sigma_{x'}^2 \text{ (nachtr.)}$$

$$= \varphi \left[ \sum_{h=1}^L N_h (\bar{X}_h - \bar{X})^2 - \frac{N}{nL} \sum_{h=1}^L (1 - W_h) \sigma_{hx}^2 - \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L (N - N_h) \sigma_{hx}^2 \right]$$

Die nachträgliche Gruppierung kommt der Schichtung (vor der Auswahl) nahezu gleich, wenn  $\bar{n} > 50$  ist. Durch nachträgliche Gruppierung kann dagegen die Fehlervarianz erhöht werden, falls die Gruppen zu klein gemacht werden.

*Vergleich der beiden Verhältnisschätzungen für den Totalwert X*

$$(16) \quad \frac{B_{x''}^{\text{Quot (komb)}}}{B_{x''}^{\text{Quot (sep)}}} = \frac{\sum_{h=1}^L \varphi_h T_h \bar{Y}_h \left[ \frac{T}{T_h} V_{hY}^2 - V_{hXY} \right] \frac{N_h \bar{Y}_h}{N \bar{Y}}}{\sum_{h=1}^L \varphi_h T_h \bar{Y}_h [V_{hY}^2 - V_{hXY}]} = \frac{1}{L}$$



Der systematische Fehler von  $x''_{\text{Quot (sep)}}$  ist näherungsweise  $L$ -mal so groß wie der systematische Fehler von  $x''_{\text{Quot (komb)}}$ , falls  $T_h = T$  und  $\bar{Y}_h = \bar{Y}$  gilt.

$$(17) \sigma_{x''_{\text{Quot (komb)}}}^2 = \sigma_{x''_{\text{Quot (sep)}}}^2 \quad \text{C : 6.12}$$

$$= \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \bar{Y}_h^2 [V_{hY}^2 (T_h - T)^2 - 2 T_h (V_{hY}^2 - V_{hXY}) (T_h - T)]$$

Kombinierte Schätzung ist besser als separate Schätzung, falls  
 die Anzahl  $L$  der Schichten groß und  
 die Stichprobenumfänge  $n_h$  in den Schichten verhältnismäßig klein und  
 die Verhältniswerte  $T_h$  nicht sehr unterschiedlich sind.

Separate Schätzung ist anzuwenden, falls  
 die Verhältniswerte  $T_h$  unterschiedlich sein könnten.

*Vergleich der beiden Regressionsschätzungen für den Totalwert*

$$(18) \frac{B_{x''_{\text{Regr (komb)}}}}{B_{x''_{\text{Regr (sep)}}}} = \frac{1}{L}$$

$$(19) \sigma_{x''_{\text{Regr (komb)}}}^2 = \sigma_{x''_{\text{Regr (sep)}}}^2$$

$$= \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \sigma_{hY}^2 (\beta_h - \beta)^2$$

Kombinierte Schätzung ist vorzuziehen, falls  
 die Anzahl  $L$  der Schichten groß und  
 die Stichprobenumfänge  $n_h$  in den Schichten verhältnismäßig klein und  
 die Regressionskoeffizienten  $\beta_h$  nicht sehr unterschiedlich sind.

Separate Schätzung ist anzuwenden, falls  
 die Regressionskoeffizienten  $\beta_h$  unterschiedlich sein könnten.

*Vergleich der verschiedenen Schätzfunktionen für den Totalwert  $X$  untereinander*

Die in Ziffer 1.11, S. 530 für einfache Zufallsstichproben zusammengestellten Bedingungen gelten im wesentlichen auch für den Genauigkeitsvergleich einzelner Schichten bei geschichteten Zufallsstichproben. Falls eine Bedingung für alle Schichten zugleich erfüllt ist, gilt die entsprechende Aussage auch für die Schätzfunktion bei gewichteten Zufallsstichproben, andernfalls ist es praktisch besser, die Fehlervarianzen zu berechnen und numerisch zu vergleichen.

### III.3

#### 3.16 Bestimmung des Stichprobenumfangs nach Genauigkeitsforderungen

Die Fehlervarianz von Schätzfunktionen des Totalwertes  $X$  (vgl. 3.2, S. 540, und 3.5, S. 544, bis 3.9, S. 550), des Totalwertes  $X_g$  in der Untergruppe  $g$  (vgl. 3.3, S. 542) und der Anzahl  $N_g$  der Einheiten der Untergruppe  $g$  (vgl. 3.4, S. 542) hat die Form

$$(1) \quad \sum_{h=1}^L \varphi_h N_h \cdot \tilde{s}_h^2 = \sum_{h=1}^L \left( \frac{N_h^2}{n_h} - N_h \right) \tilde{s}_h^2$$

wobei  $\tilde{s}_h^2$  eine von der Art der Schätzfunktion abhängige Varianz in der  $h$ -ten Schicht ist; die zugehörigen Standardabweichungen  $\tilde{s}_h$  werden jeweils bei der Neyman-Tschuprow'schen Aufteilung angegeben.

Der zulässige Standardfehler des Ergebnisses sei  $e$ . Der kleinste Gesamt-Stichprobenumfang  $n_e$ , mit dem diese Genauigkeitsforderung erfüllt werden kann, ist

bei Aufteilung  $w_h = n_h/n$  (allgemeiner Fall)

$$(2) \quad n_e = \frac{\sum_{h=1}^L \frac{1}{w_h} \cdot N_h^2 \tilde{s}_h^2}{e^2 + \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2}$$

bei proportionaler Aufteilung  $w_h = N_h/N$

$$(3) \quad n_e' = \frac{N}{e^2} \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2; \quad n_e = \frac{n_e'}{1 + \frac{n_e'}{N}}$$

bei Neyman-Tschuprow'scher Aufteilung  $w_h = N_h \tilde{s}_h / \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h$

$$(4) \quad n_e = \frac{\left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \right)^2}{e^2 + \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2}$$

bei Yates-Zacapanay'scher Aufteilung  $w_h = \frac{N_h \tilde{s}_h}{\sqrt{c_h}} / \sum_{h=1}^L \frac{N_h \tilde{s}_h}{\sqrt{c_h}}$

$$(5) \quad n_e = \frac{\left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h \sqrt{c_h} \right) \left( \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h / \sqrt{c_h} \right)}{e^2 + \sum_{h=1}^L N_h \tilde{s}_h^2}$$

Für den Stichprobenumfang bei Schätzung von Mittelwerten und Verhältniswerten (vgl. Ziffer 3.10, S. 550, bis 3.13, S. 551) ergeben sich entsprechende Formeln, wenn an Stelle von  $\tilde{s}_h$  gesetzt wird:

$\tilde{s}_h / N$  bei Schätzfunktion  $\bar{X}$

$\tilde{s}_h / Y$  bei Schätzfunktion  $t_{\text{komb}}$  und  $t_{\text{sep}}$

## 4. Einfache Zufallsauswahl mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten (Sampling with unequal Probabilities)

### 4.0 Allgemeine Grundlagen

- (1)  $N$  = Gesamtzahl der Einheiten in der Grundgesamtheit, Umfang der Gesamtheit
- (2)  $n$  = Gesamtzahl der Einheiten in der Stichprobe, Umfang der Stichprobe
- $X_i$  = Merkmalswert der  $i$ -ten Einheit in der Grundgesamtheit ( $i = 1, 2, \dots, N$ )
- $x_i$  = Merkmalswert der  $i$ -ten Einheit in der Stichprobe ( $i = 1, 2, \dots, n$ )
- $P_i$  = Auswahlwahrscheinlichkeit der  $i$ -ten Einheit in der Grundgesamtheit
- $p_i$  = Auswahlwahrscheinlichkeit der  $i$ -ten Einheit in der Stichprobe

Anmerkung: Im folgenden wird Zufallsauswahl mit Zurücklegen vorausgesetzt. Alle Formeln gelten näherungsweise auch bei Zufallsauswahl ohne Zurücklegen, wenn  $N$  groß und der Auswahlatz klein ist.

Die Formeln für einfache Zufallsauswahl (vgl. III.1, S. 521) ergeben

sich, wenn  $P_i = \frac{1}{N}$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) gesetzt wird.

Bei Auswahl mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Größe  $A_i$  der  $i$ -ten Einheit in der Grundgesamtheit gilt

$$P_i = A_i / \sum_{i=1}^N A_i \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$X, x$  = Totalwert

$$(3) \quad X = \sum_{i=1}^N X_i \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(4) \quad x = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{Np_i} \quad \text{in der Stichprobe (gewichtet)}$$

Anmerkung: Die Stichprobenwerte  $x_i$  sind hier stets mit  $1/Np_i$  zu gewichten. Der Klammerzusatz „gewichtet“ bei den Formeln für die Stichprobe wird daher künftig weggelassen.

$\bar{X}, \bar{x}$  = Mittelwert

$$(5) \quad \bar{X} = X/N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(6) \quad \bar{x} = x/n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{Np_i} \quad \text{in der Stichprobe} \quad \text{S: II (129)}$$

### III.4

$T, t$  = Verhältnis der Totalwerte

$$(7) \quad T = X/Y = \bar{X}/\bar{Y} \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(8) \quad t = x/y = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{p_i}}{\sum_{i=1}^n \frac{y_i}{p_i}} \quad \text{in der Stichprobe} \quad S: IV B.1$$

$\sigma_x^2, s_x^2$  = Varianz

$$(9) \quad \sigma_x^2 = \sum_{i=1}^N P_i \left( \frac{X_i}{NP_i} - \bar{X} \right)^2 \quad \text{in der Grund-} \quad S: II (137) \\ \text{gesamtheit}$$

$$(10) \quad s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{Np_i} - \bar{x} \right)^2 \quad \text{in der Stichprobe} \quad S: II (139)$$

$s_x^2$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\sigma_x^2$

$V_x^2, v_x^2$  = Relative Varianz

$$(11) \quad V_x^2 = \sigma_x^2 / \bar{X}^2 \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(12) \quad v_x^2 = s_x^2 / \bar{x}^2 \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_x^2$$

$\sigma_{xy}, s_{xy}$  = Kovarianz

$$(13) \quad \sigma_{xy} = \sum_{i=1}^N P_i \left( \frac{X_i}{NP_i} - \bar{X} \right) \left( \frac{Y_i}{NP_i} - \bar{Y} \right) \quad \text{in der Grund-} \quad S: IV B.1 \\ \text{gesamtheit}$$

$$(14) \quad s_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{Np_i} - \bar{x} \right) \left( \frac{y_i}{Np_i} - \bar{y} \right) \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } \sigma_{xy}$$

$V_{xy}, v_{xy}$  = Relative Kovarianz

$$(15) \quad V_{xy} = \sigma_{xy} / \bar{X} \bar{Y} \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(16) \quad v_{xy} = s_{xy} / \bar{x} \bar{y} \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{xy}$$

$\varrho_{xy}, r_{xy}$  = Korrelationskoeffizient

$$(17) \quad \varrho_{xy} = \sigma_{xy} / \sigma_x \sigma_y \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(18) \quad r_{xy} = s_{xy} / s_x s_y \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } \varrho_{xy}$$

$N_g, n_g$  = Anzahl der Einheiten der Untergruppe  $g$  (d. h. Einheiten mit einer bestimmten Eigenschaft)

$$(19) \quad N_g \text{ in der Grundgesamtheit; } N_g \leq N$$

$$(20) \quad n_g \text{ in der Stichprobe; } n_g \leq n$$

$X_g, x_g$  = Totalwert der Einzelwerte der Untergruppe  $g$

$$(21) \quad X_g = \sum_g X_i \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(22) \quad x_g = \sum_g \frac{X_i}{Np_i} \quad \text{in der Stichprobe}$$

Anmerkung: Der Buchstabe  $g$  unter dem Summenzeichen bedeutet, daß nur die Einzelwerte derjenigen Einheiten addiert werden sollen, die zur Untergruppe  $g$  gehören (d. h. eine bestimmte Eigenschaft haben).

$$(23) \quad \bar{X}_g = X_g/N_g = \frac{1}{N_g} \sum_g X_i \quad \text{Mittelwert der Einzelwerte der Untergruppe } g \text{ in der Grundgesamtheit}$$

$$(24) \quad \bar{x}_g = x_g/np = \left( \sum_g \frac{X_i}{p_i} \right) / \sum_g \frac{1}{p_i} \quad \text{Mittelwert der gewichteten Einzelwerte der Untergruppe } g \text{ in der Stichprobe}$$

$\sigma_g^2, s_g^2$  = Varianz der Einzelwerte der Untergruppe  $g$

$$(25) \quad \sigma_g^2 = \sum_g p_i \left( \frac{X_i}{Np_i} - \bar{X}_g \right)^2 / \sum_g p_i \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(26) \quad s_g^2 = \frac{1}{n_g - 1} \sum_g \left( \frac{X_i}{Np_i} - \bar{x}_g \right)^2 \quad \text{in der Stichprobe; Schätzfunktion für } \sigma_g^2$$

$V_g^2, v_g^2$  = Relative Varianz der Einzelwerte der Untergruppe  $g$

$$(27) \quad V_g^2 = \sigma_g^2 / \bar{X}_g^2 \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(28) \quad v_g^2 = s_g^2 / \bar{x}_g^2 \quad \text{in der Stichprobe; Schätzfunktion für } V_g^2$$

$P$  = Anteil der Einheiten der Untergruppe  $g$

$$(29) \quad P = N_g/N \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(30) \quad \tilde{p} = \frac{1}{n} \sum_g \frac{1}{Np_i} \quad \text{in der Stichprobe; Schätzfunktion für } P$$

### III.4

$\sigma_B^2, s_B^2$  = Varianz der Einheiten der Untergruppe  $g$

$$(31) \quad \sigma_B^2 = \frac{1}{N^2} \sum_g \frac{1}{P_i} - P^2 \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(32) \quad s_B^2 = \frac{1}{nN^2} \left( \sum_g \frac{1}{p_i^2} - \frac{1}{n-1} \sum_g \sum_{i \neq j} \frac{1}{p_i p_j} \right) \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } \sigma_B^2$$

$V_B^2, v_B^2$  = Relative Varianz der Einheiten der Untergruppe  $g$

$$(33) \quad V_B^2 = \sigma_B^2 / P^2 = \frac{1}{N^2} \sum_g \frac{1}{P_i} - 1 \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(34) \quad v_B^2 = s_B^2 / \tilde{p}^2 \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_B^2$$

#### 4.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung<sup>1)</sup>

$$(1) \quad x' = \frac{N}{n} x = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{p_i} \quad H: II.8 (1.1)$$

$$(2) \quad E \{x'\} = X \quad \text{Erwartungswert} \quad H: II.8 (1.5) \\ \text{von } x'$$

$x'$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X$

$$(3) \quad s_{x'}^2 = \frac{N^2}{n} s_x^2 \quad \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x'$$

$$(4) \quad v_{x'}^2 = \frac{1}{n} v_x^2 \quad \text{Geschätzte relative} \\ \text{Fehlervarianz} \\ \text{von } x'$$

#### 4.2 Schätzfunktion $x'_g$ für den Totalwert $X_g$ in der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung<sup>2)</sup>

$$(1) \quad x'_g = \frac{N}{n} x_g = \frac{1}{n} \sum_g \frac{x_i}{p_i}$$

$$(2) \quad E \{x'_g\} = X_g \quad \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x'_g$$

$x'_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X_g$

$$(3) \quad \sigma_{x'_g}^2 = \frac{N^2}{n} [(\sigma_g^2 - \bar{X}_g^2) \sum_g P_i + (2 - P) P \bar{X}_g^2] \\ \text{Fehlervarianz von } x'_g$$

<sup>1)</sup> Vgl. 1.1, S. 525, und 4.7, S. 563 — <sup>2)</sup> Vgl. 1.2, S. 526, und 4.8, S. 563

$$(4) \quad s_{x'_g}^2 = \frac{N^2}{n} \left[ (s_g^2 - \bar{x}_g^2) \frac{n_g}{n} + (2 - \tilde{p}) \tilde{p} \bar{x}_g^2 \right]$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $x'_g$

$$(5) \quad V_{x'_g}^2 = \frac{1}{n} \left[ (V_g^2 - 1) \sum_g P_i / P^2 + \frac{2 - P}{P} \right]$$

Relative Fehler-  
varianz von  $x'_g$

$$(6) \quad v_{x'_g}^2 = \frac{1}{n_g} \left[ v_g^2 - 1 + (2 - \tilde{p}) \tilde{p} \frac{n}{n_g} \right]$$

Geschätzte relative  
Fehlervarianz von  $x'_g$

#### 4.3 Schätzfunktion $n'_g$ für die Anzahl $N_g$ der Einheiten der Untergruppe $g$ bei freier Hochrechnung<sup>1)</sup>

$$(1) \quad n'_g = Np = \frac{1}{n} \sum_g \frac{1}{P_i}$$

$$(2) \quad E \{ n'_g \} = N_g$$

Erwartungswert  
von  $n'_g$

$n'_g$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $N_g$

$$(3) \quad s_{n'_g}^2 = \frac{N^2}{n} s_B^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $n'_g$

$$(4) \quad v_{n'_g}^2 = \frac{1}{n} v_B^2$$

Geschätzte relative  
Fehlervarianz von  $n'_g$

#### 4.4 Verhältnisschätzung $x''_{\text{Quot}}$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit<sup>2)</sup>

$$(1) \quad x''_{\text{Quot}} = tY = \left( \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{P_i} / \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{P_i} \right) Y$$

der Totalwert  $Y$  wird S: IV (2)  
als bekannt voraus-  
gesetzt

Anmerkung: Bei Auswahl mit Wahrscheinlichkeiten proportional zu  $Y_i$  gilt  $x''_{\text{Quot}} = x'$ .

$$(2) \quad E \{ x''_{\text{Quot}} \} = X + B_{x''_{\text{Quot}}}$$

Erwartungswert  
von  $x''_{\text{Quot}}$

$x''_{\text{Quot}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von  $X$

$$(3) \quad B_{x''_{\text{Quot}}} = \frac{1}{n} (V_x^2 - V_{xy}) X$$

Systematischer Fehler von  $x''_{\text{Quot}}$  S: IV (122)

$$B_{x''_{\text{Quot}}} = 0, \text{ falls } V_{xy} = V_y^2$$

(Regressionsgerade  
durch Nullpunkt)

$$B_{x''_{\text{Quot}}} / \sigma_{x''_{\text{Quot}}} \rightarrow 0 \text{ für } n \rightarrow \infty$$

(bei Auswahl mit  
Zurücklegen)

<sup>1)</sup> Vgl. 1.3, S. 526, und 4.9, S. 564 — <sup>2)</sup> Vgl. 1.4, S. 526, und 4.10, S. 564

### III.4

$$(4) \quad s_{\text{Quot}}^2 \cdot \frac{N^2}{n} (s_X^2 + t^2 s_Y^2 - 2ts_{XY}) \quad \text{Geschätzte Fehler- S: IV (129)} \\ \text{varianz von } x''_{\text{Quot}}$$

$$(5) \quad v_{x''_{\text{Quot}}}^2 \cdot \frac{1}{n} (v_X^2 + v_Y^2 - 2 v_{XY}) \quad \text{Geschätzte relative} \\ \text{Fehlervarianz} \\ \text{von } x''_{\text{Quot}}$$

#### 4.5 Differenzenschätzung $x''_{\text{Diff}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit<sup>1)</sup>

$$(1) \quad x''_{\text{Diff}} = Y + \frac{N}{n} (x - y) = Y + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i - y_i}{p_i} \quad \text{der Totalwert Y wird} \\ \text{als bekannt voraus-} \\ \text{gesetzt}$$

Anmerkung: Bei Auswahl mit Wahrscheinlichkeiten proportional zu  $Y_i$  gilt  $x''_{\text{Diff}} = x'$ .

$$(2) \quad E \{x''_{\text{Diff}}\} = X \quad \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x''_{\text{Diff}}$$

$x''_{\text{Diff}}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von X

$$(3) \quad s_{x''_{\text{Diff}}}^2 = \frac{N^2}{n} (s_X^2 + s_Y^2 - 2s_{XY}) \quad \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x''_{\text{Diff}}$$

$$(4) \quad v_{x''_{\text{Diff}}}^2 = \frac{1}{n} \left( v_X^2 + \frac{v_Y^2}{t^2} - \frac{2v_{XY}}{t} \right) \quad \text{Geschätzte relative} \\ \text{Fehlervarianz} \\ \text{von } x''_{\text{Diff}}$$

#### 4.6 Lineare Regressionsschätzung $x''_{\text{Regr}}$ für den Totalwert X in der Grundgesamtheit<sup>2)</sup>

$$(1) \quad x''_{\text{Regr}} = \frac{N}{n} x + b \left( Y - \frac{N}{n} y \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{p_i} + b \left( Y - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{p_i} \right) \quad \text{der Totalwert Y wird} \\ \text{als bekannt voraus-} \\ \text{gesetzt}$$

wobei  $b = s_{XY} / s_Y^2$  der aus der Stichprobe geschätzte lineare Regressionskoeffizient ist.

Anmerkung: Bei Auswahl mit Wahrscheinlichkeiten proportional zu  $Y_i$  gilt  $x''_{\text{Regr}} = x'$

$$(2) \quad E \{x''_{\text{Regr}}\} = X + B_{x''_{\text{Regr}}} \quad \text{Erwartungswert} \\ \text{von } x''_{\text{Regr}}$$

$x''_{\text{Regr}}$  ist verzerrende Schätzfunktion von X

$$(3) \quad B_{x''_{\text{Regr}}} / \sigma_{x''_{\text{Regr}}} \rightarrow 0 \text{ mit } n \rightarrow \infty \quad \text{(bei Auswahl mit} \\ \text{Zurücklegen)}$$

<sup>1)</sup> Vgl. 1.5, S. 527 — <sup>2)</sup> Vgl. 1.6, S. 527



$$(4) \quad s_{\text{Regr}}^2 = \frac{N^2}{n} s_X^2 (1 - r_{XY}^2) \quad \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } x''_{\text{Regr}}$$

$$(5) \quad v_{\text{Regr}}^2 = \frac{1}{n} v_X^2 (1 - r_{XY}^2) \quad \text{Geschätzte relative} \\ \text{Fehlervarianz} \\ \text{von } x''_{\text{Regr}}$$

#### 4.7 Schätzfunktion $\bar{x}$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit <sup>1)</sup>

$$(1) \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{N p_i} \quad \text{S: II (129)}$$

$$(2) \quad E\{\bar{x}\} = \bar{X} \quad \text{Erwartungswert} \quad \text{S: II (132)} \\ \text{von } \bar{x} \\ \bar{x} \text{ ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von } \bar{X}$$

$$(3) \quad s_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n} s_X^2 \quad \text{Geschätzte Fehler-} \quad \text{S: II (136)} \\ \text{varianz von } \bar{x}$$

$$(4) \quad v_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n} v_X^2 \quad \text{Geschätzte relative} \\ \text{Fehlervarianz von } \bar{x}$$

#### 4.8 Schätzfunktion $\bar{x}_g$ für den Mittelwert $\bar{X}_g$ in der Untergruppe $g$ <sup>2)</sup>

$$(1) \quad x_g = x_g / n p = \left( \sum_g \frac{x_i}{P_i} \right) / \sum_g \frac{1}{P_i}$$

$$(2) \quad E\{\bar{x}_g\} = \bar{X}_g + B_{\bar{x}_g} \quad \text{Erwartungswert} \\ \text{von } \bar{x}_g \\ \bar{x}_g \text{ ist verzerrende Schätzfunktion von } \bar{X}_g$$

$$(3) \quad B_{\bar{x}_g} = - \frac{1}{n N_g^2} \sum_g \frac{X_i - \bar{X}_g}{P_i} \quad \text{Systematischer} \\ \text{Fehler von } \bar{x}_g$$

$$B_{\bar{x}_g} / \sigma_{\bar{x}_g} \rightarrow 0 \text{ mit } n \rightarrow \infty \quad \text{(Bei Auswahl mit} \\ \text{Zurücklegen)}$$

$$B_{\bar{x}_g} = 0, \text{ wenn } P_i = \frac{1}{N} \text{ [einfache Zufallsauswahl, vgl. 1.8 (2), S. 528]}$$

$$(4) \quad \sigma_{\bar{x}_g}^2 = \frac{1}{n N_g^2} \left[ \sum_g \frac{(X_i - \bar{X}_g)^2}{P_i} - 2 \bar{X}_g \sum_g \frac{X_i - \bar{X}_g}{P_i} \right] \\ \text{Fehlervarianz von } \bar{x}_g$$

<sup>1)</sup> Vgl. 1.7, S. 528, und 4.1, S. 560 — <sup>2)</sup> Vgl. 1.8, S. 528, und 4.2, S. 560

### III.4

$$(5) \quad s_{\bar{x}_g}^2 = \frac{1}{\left(\sum_g \frac{1}{P_i}\right)^2} \left[ \sum_g \frac{(x_i - \bar{x}_g)^2}{P_i^2} - 2 \bar{x}_g \sum_g \frac{x_i - \bar{x}_g}{P_i^2} \right]$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $\bar{x}_g$

$$(6) \quad v_{\bar{x}_g}^2 = s_{\bar{x}_g}^2 / \bar{x}_g^2$$

Geschätzte relative  
Fehlervarianz von  $\bar{x}_g$

#### 4.9 Schätzfunktion $\tilde{p}$ für den Anteil P der Einheiten der Untergruppe g<sup>1)</sup>

$$(1) \quad \tilde{p} = \frac{1}{n} \sum_g \frac{1}{N_{p_i}}$$

$$(2) \quad E \{ \tilde{p} \} = P = \frac{N_g}{N}$$

Erwartungswert  
von  $\tilde{p}$

$\tilde{p}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von P

$$(3) \quad s_{\tilde{p}}^2 = \frac{1}{n} s_B^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $\tilde{p}$

$$(4) \quad v_{\tilde{p}}^2 = \frac{1}{n} v_B^2$$

Geschätzte relative  
Fehlervarianz von  $\tilde{p}$

#### 4.10 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit<sup>2)</sup>

$$(1) \quad t = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{P_i} / \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{P_i}$$

H: I.8. (14.1)  
S: IV B.1

$$(2) \quad E \{ t \} = T + B_t$$

Erwartungswert  
von t

t ist verzerrende Schätzfunktion von T

$$(3) \quad B_t = \frac{1}{n} (V_Y^2 - V_{XY}) T$$

Systematischer Fehler von t S: IV (122)

$$B_t = 0, \text{ falls } V_{XY} = V_Y^2$$

(Regressionsgerade  
durch Nullpunkt)

$$B_t / \sigma_t \rightarrow 0 \text{ für } n \rightarrow \infty$$

(Bei Auswahl mit  
Zurücklegen)

$$(4) \quad s_t^2 = \frac{1}{n} (v_X^2 + v_Y^2 - 2v_{XY}) t^2$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von t S: IV (128)

$$(5) \quad v_t^2 = \frac{1}{n} (v_X^2 + v_Y^2 - 2v_{XY})$$

Geschätzte relative  
Fehlervarianz von t H: II.8 (1.2)

<sup>1)</sup> Vgl. 1.9, S. 529, und 4.3, S. 561 — <sup>2)</sup> Vgl. 1.10, S. 529, und 4.4, S. 561

## 5. Einfache Klumpen- und zweistufige Zufallsauswahl (Simple Cluster- and Two-Stage Sampling)

### 5.0 Allgemeine Grundlagen

- (1)  $M$  = Anzahl der Auswahleinheiten 1. Stufe in der Grund- H: I.6.1  
gesamttheit
- (2)  $m$  = Anzahl der Auswahleinheiten 1. Stufe in der Stich- H: I.6.1  
probe
- (3)  $N_i$  = Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe in der i-ten H: I.6.1  
Auswahleinheit 1. Stufe C: 11.1  
( $i = 1, 2, \dots, M$ )
- $N$  = Gesamtzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe in der  
Grundgesamttheit
- (4)  $N = \sum_{i=1}^M N_i$  H: I.6.1  
C: 11.1
- (5)  $n_i$  = Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe in der Stich- H: I.6.1  
probe aus der i-ten Auswahleinheit 1. Stufe  
( $i = 1, 2, \dots, m$ )
- $n$  = Gesamtzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe in der  
Stichprobe (bzw. der Erwartungswert dieser Ge-  
samtzahl)
- (6)  $n = \sum_{i=1}^m n_i$  H: I.6.1  
C: 11.1
- $\bar{N}$  = Durchschnittliche Anzahl der Auswahleinheiten  
2. Stufe je Auswahleinheit 1. Stufe in der Grund-  
gesamttheit
- (7)  $\bar{N} = N/M$  H: I.6.1
- $\bar{n}$  = Durchschnittliche Anzahl der Auswahleinheiten  
2. Stufe je Auswahleinheit 1. Stufe in der Stich-  
probe (vgl. dagegen den Sonderfall, Formel 5.0 (10))
- (8)  $\bar{n} = n/m$  H: I.6.1
- $f_1$  = Auswahlatz in der 1. Stufe
- (9)  $f_1 = m/M$  H: I.6.1
- $f_{2i}$  = Auswahlatz in der 2. Stufe der i-ten Auswahleinheit  
1. Stufe ( $i = 1, 2, \dots, m$ )
- $f_{2i} = n_i/N_i$  H: II.6

Sonderfall: Bei einfacher zweistufiger Auswahl gilt:

- (10)  $f_{2i} = f_2 = \bar{n}/\bar{N}$  einheitlich für alle  $i = 1, 2, \dots, m$  H: I.6.1

(Hierbei ist  $n$  der Erwartungswert der Anzahl der Auswahleinheiten  
2. Stufe je Auswahleinheit 1. Stufe in der Stichprobe)

### III.5

**Annahme:** In Abschnitt 5 wird einfache zweistufige Auswahl vorausgesetzt.

$f$  = Gesamtauswahlsatz

$$(11) \quad f = f_1 f_2 = n/N$$

(Hierbei ist  $n$  der Erwartungswert der Gesamtzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe in der Stichprobe)

$\varphi_1$  = Auswahlfaktor in der 1. Stufe

$$(12) \quad \varphi_1 = \frac{1 - f_1}{f_1} \quad \text{Bei Auswahl ohne Zurücklegen}$$

$\varphi_2$  = Auswahlfaktor in der 2. Stufe

$$(13) \quad \varphi_2 = \frac{1 - f_2}{f_2} \quad \text{Bei Auswahl ohne Zurücklegen}$$

$\varphi$  = Gesamt-Auswahlfaktor

$$(14) \quad \varphi = \frac{1 - f}{f} \quad \text{Bei Auswahl ohne Zurücklegen}$$

$X_{ij}, x_{ij}$  = Merkmalswert der  $j$ -ten Auswahleinheit 2. Stufe aus der  $i$ -ten Auswahleinheit 1. Stufe H: I.6.1

$$(15) \quad X_{ij} \text{ in der Grundgesamtheit } (i = 1, 2, \dots, M; j = 1, 2, \dots, N_i)$$

$$(16) \quad x_{ij} \text{ in der Stichprobe } (i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n_i)$$

$X_i, x_i$  = Totalwert in der  $i$ -ten Auswahleinheit 1. Stufe

$$(17) \quad X_i = \sum_{j=1}^{N_i} X_{ij} \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(18) \quad x_i = \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$X, x$  = Totalwert

H: I.6.1

C: 11.1

$$(19) \quad X = \sum_{i=1}^M X_i = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^{N_i} X_{ij} \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(20) \quad x = \sum_{i=1}^m x_i = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$T, t$  = Verhältnis der Totalwerte

$$(21) \quad T = X/Y \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(22) \quad t = x/y \quad \text{in der Stichprobe; Schätzfunktion für } T$$

- $\bar{X}, \bar{x}$  = Mittelwert je Auswahleinheit 1. Stufe H: I.6.1
- (23)  $\bar{X} = X/M$  C: 11.1  
in der Grund-  
gesamtheit
- (24)  $\bar{x} = x/m$  in der Stichprobe
- $\bar{\bar{X}}, \bar{\bar{x}}$  = Mittelwert je Auswahleinheit 2. Stufe H: I.6.1
- (25)  $\bar{\bar{X}} = X/N = \bar{X}/N$  C: 11.1  
in der Grund-  
gesamtheit
- (26)  $\bar{\bar{x}} = x/n = \bar{x}/\bar{n}$  in der Stichprobe
- $\bar{\bar{X}}_i, \bar{\bar{x}}_i$  = Mittelwert je Auswahleinheit 2. Stufe in der i-ten Auswahleinheit 1. Stufe H: I.6.1
- (27)  $\bar{\bar{X}}_i = X_i/N_i$  in der Grund-  
gesamtheit
- (28)  $\bar{\bar{x}}_i = x_i/n_i$  in der Stichprobe
- $S^2_{IX}, s^2_{IX}$  = Varianz zwischen den Auswahleinheiten 1. Stufe
- (29)  $S^2_{IX} = \frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M (X_i - \bar{X})^2$  in der Grund-  
gesamtheit H: I.6 (6.5)
- (30)  $s^2_{IX} = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2$  in der Stichprobe;  
keine Schätz-  
funktion für  $S^2_{IX}$
- $V^2_{IX}, v^2_{IX}$  = Relative Varianz zwischen den Auswahleinheiten 1. Stufe
- (31)  $V^2_{IX} = S^2_{IX}/\bar{X}^2$  in der Grund-  
gesamtheit H: I.6 (6.5)
- (32)  $v^2_{IX} = s^2_{IX}/\bar{x}^2$  in der Stichprobe;  
keine Schätz-  
funktion für  $V^2_{IX}$
- $S_{IXY}, s_{IXY}$  = Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 1. Stufe
- (33)  $S_{IXY} = \frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})$  in der Grund-  
gesamtheit H: I.6 (6.8)
- (34)  $s_{IXY} = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$  in der Stichprobe;  
keine Schätz-  
funktion für  $S_{IXY}$
- $V_{IXY}, v_{IXY}$  = Relative Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 1. Stufe
- (35)  $V_{IXY} = S_{IXY}/\bar{X}\bar{Y}$  in der Grund-  
gesamtheit H: I.6 (6.8)
- (36)  $v_{IXY} = s_{IXY}/\bar{x}\bar{y}$  in der Stichprobe;  
keine Schätz-  
funktion für  $V_{IXY}$

### III.5

$S_{2X}^2, s_{2X}^2$  = Varianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe  
innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe

$$(37) \quad S_{2X}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^M \frac{N_i}{N_i - 1} \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.6 (6.6)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(38) \quad s_{2X}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \frac{n_i}{n_i - 1} \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \quad \text{in der Stichprobe} \quad \text{H: I.6 (7.8)}$$

$s_{2X}^2$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $S_{2X}^2$

$V_{2X}^2, v_{2X}^2$  = Relative Varianz zwischen den Auswahleinheiten  
2. Stufe innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe

$$(39) \quad V_{2X}^2 = S_{2X}^2 / \bar{X}^2 \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.6 (6.6)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(40) \quad v_{2X}^2 = s_{2X}^2 / \bar{x}^2 \quad \text{in der Stichprobe; H: I.6 (7.7)} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{2X}^2$$

$S_{2XY}, s_{2XY}$  = Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe  
innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe

$$(41) \quad S_{2XY} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^M \frac{N_i}{N_i - 1} \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ij} - \bar{X}_i) (Y_{ij} - \bar{Y}_i) \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.6 (6.9)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(42) \quad s_{2XY} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^m \frac{n_i}{n_i - 1} \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}_i) (y_{ij} - \bar{y}_i) \quad \text{in der Stichprobe} \quad \text{H: I.6 (7.10)}$$

$s_{2XY}$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $S_{2XY}$

$V_{2XY}, v_{2XY}$  = Relative Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten  
2. Stufe innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe

$$(43) \quad V_{2XY} = S_{2XY} / \bar{X} \bar{Y} \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.6 (6.9)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(44) \quad v_{2XY} = s_{2XY} / \bar{x} \bar{y} \quad \text{in der Stichprobe; H: I.6 (7.9)} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{2XY}$$

$S_X^2, s_X^2$  = Varianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe

$$(45) \quad S_X^2 = \frac{1}{N - 1} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ij} - \bar{X})^2 \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.6 (8.5)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(46) \quad s_X^2 = \frac{1}{n - 1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x})^2 \quad \text{in der Stichprobe; H: I.6. (8.17)} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_X^2$$

$V_x^2, v_x^2$  = Relative Varianz zwischen den Auswahleinheiten  
2. Stufe

$$(47) \quad V_x^2 = S_x^2 / \bar{X}^2 \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.6 (8.8)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(48) \quad v_x^2 = s_x^2 / \bar{x}^2 \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_x^2$$

$S_{xy}, s_{xy}$  = Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe

$$(49) \quad S_{xy} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ij} - \bar{X}) (Y_{ij} - \bar{Y}) \\ \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(50) \quad s_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} (x_{ij} - \bar{x}) (y_{ij} - \bar{y}) \\ \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_{xy}$$

$V_{xy}, v_{xy}$  = Relative Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten  
2. Stufe

$$(51) \quad V_{xy} = S_{xy} / \bar{X} \bar{Y} \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.6 (8.9)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(52) \quad v_{xy} = s_{xy} / \bar{x} \bar{y} \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{xy}$$

### 5.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung

$$(1) \quad x' = \frac{N}{n} x = \frac{N}{n} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij} \quad \text{H: I.6 (6.1)}$$

$$(2) \quad E \{x'\} = X \quad \text{Erwartungswert} \quad \text{H: II.6.1} \\ \text{von } x'$$

$x'$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X$

$$(3) \quad \sigma_{x'}^2 = \varphi_1 M \cdot S_{1x}^2 + \frac{M}{m} \varphi_2 N S_{2x}^2 \quad \text{Fehlervarianz von } x' \quad \text{H: I.6 (6.3)}$$

$$(4) \quad V_{x'}^2 = \frac{\varphi_1}{M} \cdot V_{1x}^2 + \frac{M}{m} \cdot \frac{\varphi_2}{N} \cdot V_{2x}^2 \quad \text{Relative Fehler-} \quad \text{H: I.6 (6.4)} \\ \text{varianz von } x' \\ \text{(aufgebaut aus den} \\ \text{Varianzkomponenten)}$$

$$(5) \quad V_{x'}^2 = \frac{\varphi}{N} V_x^2 \cdot \frac{\hat{V}_x^2}{V_x^2} [1 + \delta (\bar{n} - 1)] \quad \text{Relative Fehler-} \quad \text{H: I.6 (8.6)} \\ \text{varianz von } x' \\ \text{(Vergleich mit ein-} \\ \text{facher Zufallsauswahl)}$$

### III.5

Dabei ist

$$(6) \quad \hat{V}_x^2 = \frac{M-1}{M} V_{1x}^2 + \frac{N-1}{N} V_{2x}^2 \quad \text{H: I.6 (8.10)}$$

$$(7) \quad \delta = \frac{\frac{M-1}{M} V_{1x}^2 - \frac{\hat{V}_x^2}{N}}{(N-1) \hat{V}_x^2 / N} \quad \begin{array}{l} \text{Homogenitätsmaß} \\ \text{(Intraklasskorrela-} \\ \text{tionskoeffizient)} \\ \text{bezüglich des Merk-} \\ \text{mals X} \end{array} \quad \text{H: I.6 (8.11)}$$

größter Wert  $\delta = 1$  gilt, falls  $V_{2x}^2 = 0$   
(vollständige Homo-  
genität innerhalb  
der Auswahleinhei-  
ten 1. Stufe)

kleinster Wert  $\delta = \frac{-1}{N-1}$  gilt, falls  $V_{1x}^2 = 0$   
(vollständige Homo-  
genität zwischen  
den Auswahlein-  
heiten 1. Stufe)

$$(8) \quad v_{x'}^2 = \frac{(1-f)}{m} \cdot \frac{s_{cx}^2}{x^2} \quad \begin{array}{l} \text{Aus der Varianz} \\ \text{zwischen den} \\ \text{Ballen}^1) \text{ geschätzte} \\ \text{relative Fehler-} \\ \text{varianz von } x' \\ \text{(vgl. 5.1 (10))} \end{array} \quad \text{H: I.6 (7.1)}$$

$$(9) \quad v_{x'}^2 = \frac{\varphi_1}{M} V_{1x}^2 + \frac{M}{m} \frac{\varphi_2}{N} \cdot v_{2x}^2 \quad \begin{array}{l} \text{Aus den Varianz-} \\ \text{komponenten}^2) \text{ ge-} \\ \text{schätzte relative} \\ \text{Fehlervarianz von } x' \end{array}$$

Hierbei ist

$$(10) \quad s_{cx}^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2 \quad \begin{array}{l} \text{Varianz zwischen} \\ \text{den Ballen}^1) \\ \text{(„ultimate cluster} \\ \text{variance“)} \end{array} \quad \text{H: I.6 (7.2)}$$

$$(11) \quad v_{1x}^2 = \frac{1}{x^2} [s_{cx}^2 - \bar{n} (1-f_2) s_{2x}^2] \quad \begin{array}{l} \text{Schätzfunktion für} \\ \text{die relative Varianz} \\ \text{zwischen den Aus-} \\ \text{wahleinheiten} \\ \text{1. Stufe} \end{array} \quad \text{H: I.6 (7.12)}$$

<sup>1)</sup> Ein „Ballen“ (ultimate cluster) umfaßt alle Auswahleinheiten 2. Stufe in einer Stichprobe aus einer Auswahleinheit 1. Stufe — <sup>2)</sup> Vgl. Formel 5.1 (11), S. 570, und 5.0 (40), S. 568



**5.2 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit**

$$(1) \quad t = \frac{x}{y} = \frac{x'}{y'} \quad \text{H: I.6 (6.2)}$$

$$(2) \quad E \{ t \} = T + B_t \quad \text{Erwartungswert von } t$$

t ist verzerrende Schätzfunktion von T

$$(3) \quad V_t^2 = \frac{\varphi_1}{M} V_1^2 + \frac{M}{m} \frac{\varphi_2}{N} V_2^2 \quad \text{Relative Fehler-} \quad \text{H: I.6 (6.10)}$$

varianz von t  
(aufgebaut aus den  
Varianzkomponenten)

$$(4) \quad V_t^2 = \frac{\varphi}{N} V^2 \cdot \frac{\hat{V}^2}{V^2} [1 + \delta (\bar{n} - 1)] \quad \text{Relative Fehler-} \quad \text{H: I.6 (8.6)}$$

varianz von t  
(Vergleich mit ein-  
facher Zufallsstich-  
probe)

Dabei ist

$$(5) \quad V_1^2 = V_{1X}^2 + V_{1Y}^2 - 2 V_{1XY} \quad \text{H: I.6 (6.11)}$$

$$(6) \quad V_2^2 = V_{2X}^2 + V_{2Y}^2 - 2 V_{2XY} \quad \text{H: I.6 (6.12)}$$

$$(7) \quad V^2 = V_X^2 + V_Y^2 - 2 V_{XY} \quad \text{H: I.6 (8.7)}$$

$$(8) \quad \hat{V}^2 = \frac{M-1}{M} V_1^2 + \frac{\bar{N}-1}{N} V_2^2 \quad \text{H: I.6 (8.10)}$$

$$(9) \quad \delta = \frac{\frac{M-1}{M} V_1^2 - \frac{\hat{V}^2}{N}}{(\bar{N}-1) \hat{V}^2 / \bar{N}} \quad \text{Homogenitätsmaß} \quad \text{H: I.6 (8.11)}$$

bezüglich der  
Merkmale X  
und Y

$$(10) \quad v_t^2 = \frac{(1-f)}{m} \left( \frac{s_{cX}^2}{x^2} + \frac{s_{cY}^2}{y^2} - \frac{2 s_{cXY}}{x y} \right) \quad \text{Aus der Varianz} \quad \text{H: I.6 (7.3)}$$

zwischen den  
Ballen<sup>1)</sup> geschätzte  
relative Fehler-  
varianz von t

$$(11) \quad v_t^2 = \frac{\varphi_1}{M} \cdot v_1^2 + \frac{M}{m} \cdot \frac{\varphi_2}{N} v_2^2 \quad \text{Aus den Varianz-} \\ \text{komponenten ge-} \\ \text{schätzte relative} \\ \text{Fehlervarianz von } t$$

Dabei ist

$$(12) \quad s_{cXY} = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad \text{Varianz zwischen} \quad \text{H: I.6 (7.5)}$$

den Ballen<sup>1)</sup>

$$(13) \quad v_1^2 = v_{1X}^2 + v_{1Y}^2 - 2 v_{1XY} \quad \text{Schätzfunktion } ^2) \quad \text{H: I.6 (7.11)}$$

für  $V_1^2$

$$(14) \quad v_2^2 = v_{2X}^2 + v_{2Y}^2 - 2 v_{2XY} \quad \text{Schätzfunktion } ^3) \quad \text{H: I.6 (7.6)}$$

für  $V_2^2$

<sup>1)</sup> Vgl. Fußnote 1 auf S. 570 — <sup>2)</sup> Komponenten vgl. Formel 5.1 (11), S. 570, und 5.2 (15), S. 572 — <sup>3)</sup> Kompo-  
nenten vgl. Formel 5.0 (40), und 5.0 (44), S. 568

### III.5

$$(15) \quad v_{1xy} = \frac{1}{x \cdot y} [s_{cxy} - \bar{n} (1 - f_2) s_{2xy}] \quad \begin{array}{l} \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{1xy} \end{array} \quad \text{H: I.6 (7.13)}$$

#### 5.3 Optimalwerte für einfache zweistufige Zufallsauswahl

Bei vorgegebenen Auswahlinheiten und bei vorgegebenen Gesamtkosten  $C$  soll die Durchschnittszahl  $\bar{n}$  von ausgewählten Einheiten 2. Stufe je Einheit 1. Stufe sowie die Zahl  $m$  der Auswahlinheiten 1. Stufe in der Stichprobe so bestimmt werden, daß die Fehlervarianz

$$V_t^2 = \frac{\varphi_1}{M} V_1^2 + \frac{M}{m} \frac{\varphi_2}{N} V_2^2$$

bzw. die entsprechende Fehlervarianz  $V_x^2$  (vgl. Formel 5.1 (4), S. 569) zum Minimum wird.

Für die einfache Kostenfunktion

$$(1) \quad C = c_1 m + c_2 m \bar{n} \quad \text{H: I.6 (10.1)}$$

gelten die Formeln

$$(2) \quad m_{\text{opt}} = \frac{C}{c_1 + c_2 \bar{n}_{\text{opt}}}$$

$$(3) \quad n_{\text{opt}} = \sqrt{\frac{c_1}{c_2} \cdot \frac{V_2^2}{V_1^2 - V_2^2/N}} \cdot \sqrt{\frac{c_1}{c_2} \cdot \frac{1 - \delta}{\delta}} \quad \text{H: I.6 (16.2)}$$

Für die verallgemeinerte Kostenfunktion

$$(4) \quad C = c_0 \sqrt{m} + c_1 m + c_2 m \bar{n} \quad \text{H: I.6 (12.2)}$$

mit vorgegebenen Gesamtkosten  $C$  kann für  $\bar{n}$  der optimale Wert  $\bar{n}_{\text{opt}}$  iterativ aus den Gleichungen

$$(5) \quad \bar{n}_{\text{opt}} = \sqrt{\frac{\frac{c_0}{a} + c_1}{c_2} \cdot \frac{V_2^2}{V_1^2 - V_2^2/N}} \cdot \sqrt{\frac{\frac{c_0}{a} + c_1}{c_2} \cdot \frac{1 - \delta}{\delta}} \quad \text{H: I.6 (18.1)}$$

$$(6) \quad a = \frac{\sqrt{1 + 4 \frac{C}{c_0} \cdot \frac{c_1 + c_2 \bar{n}}{c_0}} - 1}{\frac{c_1 + c_2 \bar{n}}{c_0}} \quad \text{H: I.6 (18.2)}$$

mit einem Anfangswert  $a = a_0$  berechnet werden. Der optimale Wert für  $m$  ergibt sich dann aus

$$(7) \quad m_{\text{opt}} = \frac{a^2}{4} \quad \text{H: I.6 (18.3)}$$

Dabei sind

$c_0/\sqrt{m}$  die durchschnittlichen Reisekosten zwischen zwei Auswahlinheiten 1. Stufe

$c_1$  die Kosten je Auswahlinheit 1. Stufe

$c_2$  die Kosten je Auswahlinheit 2. Stufe

## 6. Geschichtete Klumpen- und zweistufige Zufallsauswahl (Stratified Cluster- and Two-Stage Sampling)

### 6.0 Allgemeine Grundlagen<sup>1)</sup>

(1)  $L$  = Anzahl der Schichten der Auswahleinheiten 1. Stufe

(2)  $h$  = Nummer der Schicht; ( $h = 1, 2, 3, \dots, L$ )

$M_h, m_h$  = Anzahl der Auswahleinheiten 1. Stufe der  $h$ -ten Schicht

(3)  $M_h$  in der Grundgesamtheit

(4)  $m_h$  in der Stichprobe

$f_{1h}$  = Auswahlatz in der  $h$ -ten Schicht der 1. Stufe

(5)  $f_{1h} = m_h/M_h$

$\varphi_{1h}$  = Auswahlfaktor in der  $h$ -ten Schicht der 1. Stufe

(6)  $\varphi_{1h} = \frac{1 - f_{1h}}{f_{1h}} = \frac{M_h - m_h}{m_h}$

$M, m$  = Gesamtzahl der Auswahleinheiten 1. Stufe

(7)  $M = \sum_{h=1}^L M_h$  in der Grund-  
gesamtheit

(8)  $m = \sum_{h=1}^L m_h$  in der Stichprobe

$N_{hi}, n_{hi}$  = Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe in der  $i$ -ten Auswahleinheit 1. Stufe der  $h$ -ten Schicht, im folgenden kurz  $hi$ -te Auswahleinheit 1. Stufe genannt.

(9)  $N_{hi}$  in der Grundgesamtheit ( $i = 1, 2, \dots, M_h$ )

(10)  $n_{hi}$  in der Stichprobe ( $i = 1, 2, \dots, m_h$ )

$f_{2hi}$  = Auswahlatz in der 2. Stufe der  $hi$ -ten Auswahl-  
einheit 1. Stufe

(11)  $f_{2hi} = \frac{n_{hi}}{N_{hi}}$

$\varphi_{2hi}$  = Auswahlfaktor in der 2. Stufe der  $hi$ -ten Auswahl-  
einheit 1. Stufe

(12)  $\varphi_{2hi} = \frac{1 - f_{2hi}}{f_{2hi}} = \frac{N_{hi} - n_{hi}}{n_{hi}}$

$N_h$  = Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe der  $h$ -ten Schicht in der Grundgesamtheit

(13)  $N_h = \sum_{i=1}^{M_h} N_{hi}$

<sup>1)</sup> Vgl. dazu auch 5.0, S. 565

### III.6

$n_h$  = Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe der h-ten Schicht in der Stichprobe (vgl. dagegen den Sonderfall, Formel 6.0 (20))

$$(14) \quad n_h = \sum_{i=1}^{m_h} n_{hi}$$

$\bar{N}_h$  = Durchschnittliche Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe je Auswahleinheit 1. Stufe der h-ten Schicht in der Grundgesamtheit

$$(15) \quad \bar{N}_h = N_h/M_h$$

$\bar{n}_h$  = Durchschnittliche Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe je Auswahleinheit 1. Stufe der h-ten Schicht in der Stichprobe (vgl. dagegen den Sonderfall, Formel 6.0 (19))

$$(16) \quad \bar{n}_h = n_h/m_h$$

Sonderfall: Die Auswahlätze 2. Stufe sind für alle Auswahleinheiten 1. Stufe in der h-ten Schicht gleich.

$$(17) \quad f_{2hi} = n_{hi}/N_{hi} = f_{2h} = \bar{n}_h/\bar{N}_h$$

$$(18) \quad \varphi_{2hi} = \varphi_{2h} = \frac{1 - f_{2h}}{f_{2h}} = \frac{\bar{N}_h - \bar{n}_h}{\bar{n}_h}$$

Dabei ist

$$(19) \quad \bar{n}_h = f_{2h} \bar{N}_h \text{ der Erwartungswert der Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe je Auswahleinheit 1. Stufe der h-ten Schicht in der Stichprobe}$$

$$(20) \quad n_h = m_h \bar{n}_h \text{ der Erwartungswert der Anzahl der Auswahleinheiten 2. Stufe in der h-ten Schicht der Stichprobe}$$

$f_h$  = Gesamtauswahlsatz in der h-ten Schicht

$$(21) \quad f_h = f_{1h} f_{2h} = \frac{m_h}{M_h} \frac{\bar{n}_h}{\bar{N}_h} = \frac{n_h}{N_h}$$

$X_{hij}, x_{hij}$  = Merkmalswert der j-ten Auswahleinheit 2. Stufe in der hi-ten Auswahleinheit 1. Stufe

$$(22) \quad X_{hij} \text{ in der Grundgesamtheit } (i = 1, 2, \dots, M_h; j = 1, 2, \dots, N_{hi})$$

$$(23) \quad x_{hij} \text{ in der Stichprobe } (i = 1, 2, \dots, m_h; j = 1, 2, \dots, n_{hi})$$

$X_{hi}, x_{hi}$  = Totalwert der hi-ten Auswahleinheit 1. Stufe

$$(24) \quad X_{hi} = \sum_{j=1}^{N_{hi}} X_{hij} \quad \text{in der Grundgesamtheit}$$

$$(25) \quad x_{hi} = \sum_{j=1}^{n_{hi}} x_{hij} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$X_h, x_h$  = Totalwert in der h-ten Schicht

$$(26) \quad X_h = \sum_{i=1}^{M_h} X_{hi} = \sum_{i=1}^{M_h} \sum_{j=1}^{N_{hi}} X_{hij} \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(27) \quad x_h = \sum_{i=1}^{m_h} x_{hi} = \sum_{i=1}^{m_h} \sum_{j=1}^{n_{hi}} x_{hij} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$X, x$  = Totalwert

$$(28) \quad X = \sum_{h=1}^L X_h = \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{M_h} \sum_{j=1}^{N_{hi}} X_{hij} \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(29) \quad x = \sum_{h=1}^L x_h = \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{m_h} \sum_{j=1}^{n_{hi}} x_{hij} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$T$  = Verhältnis der Totalwerte in der Grundgesamtheit

$$(30) \quad T = X/Y$$

$\bar{X}_h, \bar{x}_h$  = Mittelwert je  $h$ -ter Auswahleinheit 1. Stufe

$$(31) \quad \bar{X}_h = X_h/M_h \quad \text{in der Grund-} \quad H: I.7 (5.8) \\ \text{gesamtheit}$$

$$(32) \quad \bar{x}_h = x_h/m_h \quad \text{in der Stichprobe}$$

$\bar{\bar{X}}_{hi}, \bar{\bar{x}}_{hi}$  = Mittelwert je Auswahleinheit 2. Stufe in der  $h$ -ten Auswahleinheit 1. Stufe

$$(33) \quad \bar{\bar{X}}_{hi} = X_{hi}/N_{hi} \quad \text{in der Grund-} \quad H: I.7 (5.12) \\ \text{gesamtheit}$$

$$(34) \quad \bar{\bar{x}}_{hi} = x_{hi}/n_{hi} \quad \text{in der Stichprobe}$$

$\bar{\bar{X}}_h, \bar{\bar{x}}_h$  = Mittelwert je Auswahleinheit 2. Stufe in der  $h$ -ten Schicht

$$(35) \quad \bar{\bar{X}}_h = X_h/N_h \quad \text{in der Grund-} \quad H: I.7.5 \\ \text{gesamtheit}$$

$$(36) \quad \bar{\bar{x}}_h = x_h/n_h \quad \text{in der Stichprobe}$$

$S_{1hX}^2, s_{1hX}^2$  = Varianz zwischen den Auswahleinheiten 1. Stufe der  $h$ -ten Schicht

$$(37) \quad S_{1hX}^2 = \frac{1}{M_h - 1} \sum_{i=1}^{M_h} (X_{hi} - \bar{X}_h)^2 \quad \text{in der Grund-} \quad H: I.7 (5.5) \\ \text{gesamtheit}$$

$$(38) \quad s_{1hX}^2 = \frac{1}{m_h - 1} \sum_{i=1}^{m_h} (x_{hi} - \bar{x}_h)^2 \quad \text{in der Stichprobe; } H: I.7 (6.8) \\ \text{keine Schätz-} \\ \text{funktion für } S_{1hX}^2$$

### III.6

$V_{1hX}^2, v_{1hX}^2$  = Relative Varianz zwischen den Auswahleinheiten  
1. Stufe der h-ten Schicht

$$(39) \quad V_{1hX}^2 = S_{1hX}^2 / \bar{X}_h^2 \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(40) \quad v_{1hX}^2 = s_{1hX}^2 / \bar{x}_h^2 \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{keine Schätz-} \\ \text{funktion für } V_{1hX}^2$$

$S_{1hXY}, s_{1hXY}$  = Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 1. Stufe  
der h-ten Schicht

$$(41) \quad S_{1hXY} = \frac{1}{M_h - 1} \sum_{i=1}^{M_h} (X_{hi} - \bar{X}_h) (Y_{hi} - \bar{Y}_h) \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.7 (5.6)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(42) \quad s_{1hXY} = \frac{1}{m_h - 1} \sum_{i=1}^{m_h} (x_{hi} - \bar{x}_h) (y_{hi} - \bar{y}_h) \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{keine Schätz-} \\ \text{funktion für } S_{1hXY}$$

$V_{1hXY}, v_{1hXY}$  = Relative Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten  
1. Stufe der h-ten Schicht

$$(43) \quad V_{1hXY} = S_{1hXY} / \bar{X}_h \bar{Y}_h \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(44) \quad v_{1hXY} = s_{1hXY} / \bar{x}_h \bar{y}_h \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{keine Schätz-} \\ \text{funktion für } V_{1hXY}$$

$S_{2hiX}^2, s_{2hiX}^2$  = Varianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe  
innerhalb der hi-ten Auswahleinheit 1. Stufe

$$(45) \quad S_{2hiX}^2 = \frac{1}{N_{hi} - 1} \sum_{j=1}^{N_{hi}} (X_{hij} - \bar{X}_{hi})^2 \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(46) \quad s_{2hiX}^2 = \frac{1}{n_{hi} - 1} \sum_{j=1}^{n_{hi}} (x_{hij} - \bar{x}_{hi})^2 \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_{2hiX}^2$$

$S_{2hiXY}, s_{2hiXY}$  = Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe  
innerhalb der hi-ten Auswahleinheit 1. Stufe

$$(47) \quad S_{2hiXY} = \frac{1}{N_{hi} - 1} \sum_{j=1}^{N_{hi}} (X_{hij} - \bar{X}_{hi}) (Y_{hij} - \bar{Y}_{hi}) \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(48) \quad s_{2hiXY} = \frac{1}{n_{hi} - 1} \sum_{j=1}^{n_{hi}} (x_{hij} - \bar{x}_{hi}) (y_{hij} - \bar{y}_{hi}) \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_{2hiXY}$$

$S_{2hX}^2, s_{2hX}^2$  = Varianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe der h-ten Schicht

$$(49) \quad S_{2hX}^2 = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{M_h} N_{hi} S_{2hiX}^2 \quad \text{in der Grund-} \quad \text{H: I.7 (5.15)} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(50) \quad s_{2hX}^2 = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{m_h} n_{hi} s_{2hiX}^2 \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_{2hX}^2$$

$V_{2hX}^2, v_{2hX}^2$  = Relative Varianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe der h-ten Schicht

$$(51) \quad V_{2hX}^2 = S_{2hX}^2 / \bar{X}_h^2 \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(52) \quad v_{2hX}^2 = s_{2hX}^2 / \bar{x}_h^2 \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{2hX}^2$$

$S_{2hXY}, s_{2hXY}$  = Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe der h-ten Schicht

$$(53) \quad S_{2hXY} = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{M_h} N_{hi} S_{2hiXY} \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(54) \quad s_{2hXY} = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{m_h} n_{hi} s_{2hiXY} \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } S_{2hXY}$$

$V_{2hXY}^2, v_{2hXY}^2$  = Relative Kovarianz zwischen den Auswahleinheiten 2. Stufe innerhalb der Auswahleinheiten 1. Stufe der h-ten Schicht

$$(55) \quad V_{2hXY}^2 = S_{2hXY} / \bar{X}_h \bar{Y}_h \quad \text{in der Grund-} \\ \text{gesamtheit}$$

$$(56) \quad v_{2hXY}^2 = s_{2hXY} / \bar{x}_h \bar{y}_h \quad \text{in der Stichprobe;} \\ \text{Schätzfunktion} \\ \text{für } V_{2hXY}^2$$

### 6.1 Schätzfunktion $x'$ für den Totalwert $X$ in der Grundgesamtheit bei freier Hochrechnung

$$(1) \quad x' = \sum_{h=1}^L x'_h = \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \sum_{i=1}^{m_h} x'_{hi} = \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \sum_{i=1}^{m_h} \frac{N_{hi}}{n_{hi}} x_{hi} \quad \text{H: I.7 (5.2)} \\ \text{C: 11.13}$$

$$= \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \sum_{i=1}^{m_h} \frac{N_{hi}}{n_{hi}} \sum_{j=1}^{n_{hi}} x_{hij}$$

### III.6

- (2)  $E \{x'\} = X$  Erwartungswert  
von  $x'$   
 $x'$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $X$  H: II.7.1

$$(3) \quad \sigma_{x'}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h S_{1hX}^2 + \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \sum_{i=1}^{M_h} \varphi_{2hi} N_{hi} S_{2hiX}^2$$

Fehlervarianz von  $x'$

$$(4) \quad V_{x'}^2 = \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h S_{1hX}^2 + \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \sum_{i=1}^{M_h} \varphi_{2hi} N_{hi} S_{2hiX}^2$$

relative Fehler-  
varianz von  $x'$   
(aufgebaut aus den  
Varianzkomponenten)

$$(5) \quad v_{x'}^2 = \frac{1}{x'^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h^2}{m_h} s_{c'hX}^2$$

aus der Varianz zwi-  
schen den Ballen<sup>1)</sup>  
einer Unterstich-  
probe der Auswahl-  
einheiten 1. Stufe<sup>2)</sup>  
geschätzte relative  
Fehlervarianz von  $x'$

Dabei ist (vgl. auch Fußnote 2)

$$(6) \quad s_{c'hX}^2 = \frac{1}{m'_h - 1} \sum_{i=1}^{m'_h} (x'_{hi} - \bar{x}'_h)^2$$

Varianz zwischen  
den Ballen<sup>1)</sup> in einer  
Unterstichprobe der  
Auswahleinheiten  
1. Stufe

$$(7) \quad x'_{hi} = \frac{N_{hi}}{n_{hi}} x_{hi}; \quad \bar{x}'_h = \sum_{i=1}^{m'_h} x'_{hi} / m'_h$$

Speziell wird im Fall  $f_{2hi} = n_{hi}/N_{hi} = f_{2h} = \bar{n}_h/\bar{N}_h$  (einheitliche Auswahlsätze 2. Stufe für alle Auswahleinheiten 1. Stufe in der  $h$ -ten Schicht; vgl. Sonderfall, S. 574)

$$(8) \quad \sigma_{x'}^2 = \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h S_{1hX}^2 + \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \varphi_{2h} N_h S_{2hX}^2$$

$$(9) \quad V_{x'}^2 = \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h S_{1hX}^2 + \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \varphi_{2h} N_h S_{2hX}^2$$

$$= \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L X_h^2 \frac{\varphi_{1h}}{M_h} V_{1hX}^2 + \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L X_h^2 \frac{\varphi_{2h}}{N_h m_h} V_{2hX}^2$$

<sup>1)</sup> Ein „Ballen“ (ultimate cluster) umfaßt alle Auswahleinheiten 2. Stufe in einer Stichprobe aus einer Auswahleinheit 1. Stufe. — <sup>2)</sup> Für die Fehlerrechnung kann meist eine Unterstichprobe der Auswahleinheiten 1. Stufe vom Umfang  $m'_h$  ( $< m_h$ ) benutzt werden. Falls dazu jedoch die ganze Stichprobe verwendet wird, ist in den Formeln  $m'_h$  durch  $m_h$  zu ersetzen.



Es gilt der genauere Schätzwert (vgl. 6.1 (5))

$$(10) \quad v_{x'}^2 = \frac{1}{x'^2} \sum_{h=1}^L (1 - f_h) \frac{m_h}{f_h^2} s_{ehx}^2$$

$$(11) \quad v_{x'}^2 = \frac{1}{x'^2} \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h s_{1hx}^2 + \frac{1}{x'^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h^2}{m_h} \hat{s}_{hx}^2$$

aus den Varianzkomponenten<sup>1)</sup> von 6.1 (4) geschätzte relative Fehlervarianz

Dabei ist (vgl. auch Fußnote 2 auf S. 578)

$$(12) \quad s_{ehx}^2 = \frac{1}{m_h' - 1} \sum_{i=1}^{m_h'} (x_{hi} - \bar{x}_h)^2$$

$$(13) \quad \bar{x}_h = \frac{1}{m_h'} \sum_{i=1}^{m_h'} x_{hi}$$

$$(14) \quad \hat{s}_{hx}^2 = \frac{1}{m_h'} \sum_{i=1}^{m_h'} \varphi_{2hi} N_{hi} s_{2hiX}^2$$

$$(15) \quad s_{1hx}^2 = s_{e'hx}^2 - \hat{s}_{hx}^2$$

Schätzfunktion für  $S_{1hx}^2$

## 6.2 Schätzfunktion t für den Verhältniswert T in der Grundgesamtheit

$$(1) \quad t = x'/y' \quad \text{H: I.7 (5.1)}$$

$$(2) \quad E \{ t \} = T + B_t \quad \text{Erwartungswert von T}$$

t ist verzerrende Schätzfunktion von T

$$(3) \quad V_t = \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h s_{1h}^2 + \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \sum_{i=1}^{M_h} \varphi_{2hi} N_{hi} s_{2hi}^2 \quad \text{H: I.7 (5.3)}$$

relative Fehler-  
varianz von t

$$(4) \quad v_t^2 = \frac{1}{x'^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h^2}{m_h} s_{e'h}^2$$

aus der Varianz zwischen den Ballen<sup>2)</sup> einer Unterstichprobe der Auswahleinheiten 1. Stufe<sup>3)</sup> geschätzte relative Fehler-  
varianz von t

<sup>1)</sup> Komponenten vgl. 6.1 (14), und 6.1 (15) — <sup>2)</sup> Vgl. Fußnote 1 auf S. 578 — <sup>3)</sup> Vgl. Fußnote 2 auf S. 578

### III.6

$$(5) \quad v_t^2 = \frac{1}{x'^2} \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h s_{1h}^2 + \frac{1}{x'^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h^2}{m_h} \hat{s}_h^2 \quad \text{H: II.7.3}$$

Aus den Varianzkomponenten<sup>1)</sup> geschätzte relative Fehlervarianz von t

Dabei ist (vgl. auch Fußnote 2 auf S. 578)

$$(6) \quad S_{1h}^2 = S_{1hX}^2 + T^2 S_{1hY}^2 - 2 T S_{1hXY}; \quad V_{1h}^2 = S_{1h}^2 / \bar{X}_h^2 \quad \text{H: I.7 (5.4)}$$

$$(7) \quad S_{2hl}^2 = S_{2hlX}^2 + T^2 S_{2hlY}^2 - 2 T S_{2hlXY} \quad \text{H: I.7 (5.9)}$$

$$(8) \quad S_{2h}^2 = \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} N_{hi} S_{2hi}^2; \quad V_{2h}^2 = S_{2h}^2 / \bar{\bar{X}}_h^2 \quad \text{H: I.7 (5.15)}$$

$$(9) \quad s_{c'h}^2 = s_{c'hX}^2 + t^2 s_{c'hY}^2 - 2 t s_{c'hXY} \quad \text{H: I.7 (6.2)}$$

$$(10) \quad s_{c'hX}^2 = \frac{1}{m_h - 1} \sum_{i=1}^{m_h'} (x'_{hi} - \bar{x}_h')^2 \quad \text{Varianz zwischen den Ballen<sup>2)</sup> einer Unterstichprobe der Auswahleinheiten 1. Stufe} \quad \text{H: I.7 (6.3)}$$

$$(11) \quad s_{c'hXY}^2 = \frac{1}{m_h - 1} \sum_{i=1}^{m_h'} (x'_{hi} - \bar{x}_h') (y'_{hi} - \bar{y}_h') \quad \text{Kovarianz zwischen den Ballen<sup>2)</sup> in einer Unterstichprobe der Auswahleinheiten 1. Stufe} \quad \text{H: I.7 (6.5)}$$

$$(12) \quad x'_{hi} = \frac{N_{hi}}{n_{hi}} x_{hi}; \quad \bar{x}_h' = \sum_{i=1}^{m_h'} x'_{hi} / m_h' \quad \text{H: I.7 (6.4)}$$

$$(13) \quad \hat{s}_h^2 = \frac{1}{m_h'} \sum_{i=1}^{m_h'} \varphi_{2hi} N_{hi} s_{2hi}^2 \quad \text{H: I.7 (7.12)}$$

$$(14) \quad s_{2hi}^2 = s_{2hiX}^2 + t^2 s_{2hiY}^2 - 2 t s_{2hiXY} \quad \text{Schätzfunktion für } S_{2hi}^2 \quad \text{H: II.7 (3.2)}$$

$$(15) \quad s_{1h}^2 = s_{c'h}^2 - \hat{s}_h^2 \quad \text{Schätzfunktion für } S_{1h}^2 \quad \text{H: II.7 (3.4)}$$

Im Sonderfall  $f_{2hi} = n_{hi}/N_{hi} = f_{2h} = n_h/N_h$  (einheitliche Auswahlsätze 2. Stufe für alle Auswahleinheiten 1. Stufe in der h-ten Schicht (vgl. S. 574) gelten die Formeln

<sup>1)</sup> Vgl. Formel 6.2 (13), und 6.2 (15) — <sup>2)</sup> Vgl. Fußnote 1 auf S. 578

$$(16) \quad t = \frac{\sum_{h=1}^L x_h / f_h}{\sum_{h=1}^L y_h / f_h} \quad \text{H: I.7 (5.13)}$$

$$(17) \quad V_t^2 = \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h S_{1h}^2 + \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \varphi_{2h} N_h S_{2h}^2 \quad \text{H: I.7 (5.14)}$$

$$= \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L X_h^2 \frac{\varphi_{1h}}{M_h} V_{1h}^2 + \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L X_h^2 \frac{\varphi_{2h}}{N_h m_h} V_{2h}^2$$

Es gilt der genauere Schätzwert (vgl. 6.2 (4))

$$(18) \quad v_t^2 = \frac{1}{X'^2} \sum_{h=1}^L (1 - f_h) \frac{m_h}{f_h^2} s_{ch}^2 \quad \text{H: I.7 (6.6)}$$

Dabei ist (vgl. auch Fußnote 2 auf S. 578)

$$(19) \quad s_{ch}^2 = s_{chX}^2 + t^2 s_{chY}^2 - 2t s_{chXY} \quad \text{H: I.7 (6.7)}$$

$$(20) \quad s_{chX}^2 = \frac{1}{m_h - 1} \sum_{i=1}^{m'_h} (x_{hi} - \bar{x}_h)^2 \quad \text{H: I.7 (6.8)}$$

$$(21) \quad s_{chXY}^2 = \frac{1}{m_h - 1} \sum_{i=1}^{m'_h} (x_{hi} - \bar{x}_h) (y_{hi} - \bar{y}_h) \quad \text{H: I.7 (6.9)}$$

$$(22) \quad \bar{x}_h = \frac{1}{m'_h} \sum_{i=1}^{m'_h} x_{hi} / m'_h \quad \text{H: I.7.6}$$

### 6.3 Optimalwerte für geschichtete zweistufige Zufallsauswahl

Annahme: Hier wird vorausgesetzt, daß die Auswahleinheiten vorgegeben und die Auswahlssätze 2. Stufe für alle Auswahleinheiten 1. Stufe in der h-ten Schicht gleich sind (vgl. Sonderfall, S. 574):

$$f_{2hi} = f_{2h} = \bar{n}_h / \bar{N}_h$$

Bei vorgegebenen Gesamtkosten C sollen die Zahlen  $m_h$  und  $\bar{n}_h$  so bestimmt werden, daß die relative Fehlervarianz 6.2 (5)

$$(1) \quad V_t^2 = \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \varphi_{1h} M_h S_{1h}^2 + \frac{1}{X^2} \sum_{h=1}^L \frac{M_h}{m_h} \varphi_{2h} N_h S_{2h}^2 \quad \text{H: I.7 (5.14)}$$

[bzw. die entsprechende relative Fehlervarianz 6.1 (6)] zum Minimum wird.

Für die einfache Kostenfunktion

$$(2) \quad C = \sum_{h=1}^L c_{1h} m_h + \sum_{h=1}^L c_{2h} m_h \bar{n}_h \quad \text{H: I.7 (9.1)}$$

gelten die Formeln

### III.6

$$(3) \quad n_{h \text{ opt}} = \bar{N}_h \sqrt{\frac{c_{1h}}{c_{2h}} \frac{S_{2h}^2}{S_{1h}^2 - \bar{N}_h S_{2h}^2}} = \sqrt{\frac{c_{1h}}{c_{2h}} \frac{V_{2h}^2}{V_{1h}^2 - V_{2h}^2 / \bar{N}_h}} \quad \text{H: I.7 (9.2)}$$

$$(4) \quad m_{h \text{ opt}} = \frac{CN_h S_{2h} / \bar{n}_h \sqrt{c_{2h}}}{\sum_{h=1}^L [(c_{1h} + c_{2h} \bar{n}_h) N_h S_{2h} / \bar{n}_h \sqrt{c_{2h}}]} ; (\bar{n}_h = \bar{n}_{h \text{ opt}}) \quad \text{H: I.7 (9.3)}$$

Für die verallgemeinerte Kostenfunktion

$$(5) \quad C = c_o \sqrt{m} + \sum_{h=1}^L c_{1h} m_h + \sum_{h=1}^L c_{2h} m_h \bar{n}_h \quad \text{H: I.7 (11.1)}$$

ergeben sich die optimalen Werte  $m_{h \text{ opt}}$  und  $\bar{n}_{h \text{ opt}}$  aus den Gleichungen

$$(6) \quad n_{h \text{ opt}} = \frac{N_h S_{2h}}{X a_h \sqrt{c_{2h}}} = \frac{X_h V_{2h}}{X a_h \sqrt{c_{2h}}} \quad \text{H: I.7 (11.5)}$$

$$(7) \quad m_{h \text{ opt}} = \frac{c_o^2 a_h}{4d^2 \sum_{h=1}^L a_h} \quad \text{H: I.7 (11.6)}$$

Die Parameter  $a_h$  und  $d$  sind aus den Gleichungen

$$(8) \quad a_h = \frac{M_h \sqrt{S_{1h}^2 - \bar{N}_h S_{2h}^2}}{X \sqrt{d + c_{1h}}} = \frac{X_h \sqrt{V_{1h}^2 - V_{2h}^2 / \bar{N}_h}}{X \sqrt{d + c_{1h}}} \quad \text{H: I.7 (11.2)}$$

$$(9) \quad b = \frac{\sum_{h=1}^L c_{1h} a_h + \sum_{h=1}^L \frac{N_h S_{2h}}{X} \sqrt{c_{2h}}}{\sum_{h=1}^L a_h} \quad \text{H: I.7 (11.3)}$$

$$= \frac{\sum_{h=1}^L c_{1h} a_h + \sum_{h=1}^L \frac{X_h}{X} V_{2h} \sqrt{c_{2h}}}{\sum_{h=1}^L a_h}$$

$$(10) \quad d = \frac{c_o}{2\sqrt{m}} = \frac{b}{\sqrt{1 + \frac{4C}{c_o^2} b - 1}} \quad \text{H: I.7 (11.4)}$$

mit einem Anfangswert  $d = d_o$  iterativ zu berechnen.

Dabei sind

$c_o / \sqrt{m}$  die durchschnittlichen Reisekosten zwischen zwei Auswahl-einheiten 1. Stufe

$c_{1h}$  die Kosten je Auswahlinheit 1. Stufe in der  $h$ -ten Schicht

$c_{2h}$  die Kosten je Auswahlinheit 2. Stufe in der  $h$ -ten Schicht

## 7. Zweiphasige Zufallsauswahl (Two-phase Sampling; Double Sampling)

### 7.0 Allgemeine Grundlagen

- (1)  $N$  = Gesamtzahl der Einheiten in der Grundgesamtheit
- (2)  $n'$  = Gesamtzahl der Einheiten in der ersten Stichprobe H: I.11.3  
(Stichprobe der ersten Phase) C: 12.2

Anmerkung: Die erste Stichprobe wird durch einfache Zufallsauswahl gewonnen.

- (3)  $n$  = Gesamtzahl der Einheiten in der zweiten Stichprobe (Stichprobe der zweiten Phase), die aus den  $n'$  Einheiten der ersten Stichprobe gezogen werden H: I.11.3 C: 12.2
- (4)  $f'$  = Auswahlatz für erste Stichprobe  
 $f' = n'/N$
- (5)  $\varphi'$  = Auswahlfaktor für erste Stichprobe

$$\varphi' = \begin{cases} \frac{N - n'}{n'} = \frac{1 - f'}{f'} & \text{bei Auswahl ohne Zurücklegen} \\ \frac{N - 1}{n'} = \frac{1}{f'} & \text{bei Auswahl mit Zurücklegen} \end{cases}$$

- (6)  $h$  = Nummer der Schicht;  $h = 1, 2, \dots, L$
- (7)  $N_h$  = Anzahl der Einheiten in der  $h$ -ten Schicht der Grundgesamtheit
- (8)  $n'_h$  = Anzahl der Einheiten der ersten — ungeschichteten — Stichprobe, die zur  $h$ -ten Schicht gehören. H: I.11.3 C: 12.2
- (9)  $n_h$  = Anzahl der Einheiten, die in der zweiten Stichprobe aus den  $n'_h$  Einheiten der ersten Stichprobe gezogen werden. H: I.11.3 C: 12.2

$W_h, w_h$  = Anteil der Einheiten der  $h$ -ten Schicht

- (10)  $W_h = N_h/N$  in der Grundgesamtheit C: 12.2
- (11)  $w_h = n'_h/n'$  in der ersten Stichprobe C: 12.2
- (12)  $\bar{x}'$  = Mittelwert in der ersten Stichprobe; vgl. Formel 1.0 (8), S. 522
- (13)  $\bar{x}$  = Mittelwert in der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 1.0 (8), S. 522
- (14)  $\bar{x}'_h$  = Mittelwert in der  $h$ -ten Schicht der ersten Stichprobe; vgl. Formel 3.0 (16), S. 535
- (15)  $\bar{x}_h$  = Mittelwert in der  $h$ -ten Schicht der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 3.0 (16), S. 535 C: 12.2
- (16)  $s_x^2$  = Varianz in der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 1.0 (12), S. 522

### III.7

- (17)  $s_{hX}^2$  = Varianz in der h-ten Schicht der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 3.0 (24), S. 536 C : 12.2
- (18)  $t$  = Verhältnis der Totalwerte in der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 1.0 (10), S. 522
- (19)  $s_{XY}$  = Kovarianz in der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 1.0 (20), S. 523 C : 12.8
- (20)  $r_{XY}$  = Korrelationskoeffizient in der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 1.0 (24), S. 523

#### 7.1 Regressionschätzung $\bar{x}_{\text{Regr}}''$ für den Mittelwert $\bar{X}$ in der Grundgesamtheit bei ungeschichteter Zufallsauswahl

$$(1) \quad \bar{x}_{\text{Regr}}'' = \bar{x} + b(\bar{y}' - \bar{y}) \quad \begin{array}{l} \text{H: I.11 (3.1)} \\ \text{C: 12.5} \end{array}$$

dabei ist

$$(2) \quad b = s_{XY}/s_Y^2 \quad \begin{array}{l} \text{der aus der zweiten} \\ \text{Stichprobe ge-} \\ \text{schätzte lineare} \\ \text{Regressionskoeffizient} \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.11 (3.2)} \\ \text{C: 12.5} \end{array}$$

$$(3) \quad E\{\bar{x}_{\text{Regr}}''\} = \bar{X} + B_{\text{Regr}}'' \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } \bar{x}_{\text{Regr}}'' \end{array}$$

$\bar{x}_{\text{Regr}}''$  ist verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$

$$(4) \quad s_{\bar{x}_{\text{Regr}}''}^2 = \frac{s_X^2}{n} \left[ 1 - r_{XY}^2 \left( 1 - \frac{n}{n'} \right) \right] \quad \begin{array}{l} \text{Geschätzte Fehler-} \\ \text{varianz von } \bar{x}_{\text{Regr}}'' \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.11 (3.3)} \\ \text{C: 12.5 (12.24)} \end{array}$$

Voraussetzung:  $\frac{1}{n}$  ist klein

Optimalwerte für Kostenfunktion  $C = c_1 n' + c_2 n$  H: I.11.3

$$(5) \quad n'_{\text{opt}} = C / \left[ c_1 + c_2 \sqrt{\frac{1 - r_{XY}^2}{r_{XY}^2} \cdot \frac{c_1}{c_2}} \right] \quad \text{H: I.11 (3.4)}$$

$$(6) \quad n_{\text{opt}} = n'_{\text{opt}} \cdot \sqrt{\frac{1 - r_{XY}^2}{r_{XY}^2} \cdot \frac{c_1}{c_2}} \quad \text{H: I.11 (3.5)}$$

$$(7) \quad s_{\bar{x}_{\text{Regr}}''}^2(\text{opt}) = \frac{s_X^2}{C} \left[ r_{XY} \sqrt{c_1} + \sqrt{(1 - r_{XY}^2) c_2} \right]^2 \quad \text{C: 12.6 (12.25)}$$

Genauigkeitsvergleich mit Schätzfunktion  $\bar{x}'$  bei einphasiger Zufallsauswahl mit gleichen Gesamtkosten, d. h. mit Stichprobenumfang

$$n = C/c_2$$

$$(8) \quad s_{\bar{x}_{\text{Regr}}''}^2(\text{opt}) < s_{\bar{x}'}^2 \quad \text{falls} \quad r_{XY}^2 > \frac{4c_1 c_2}{(c_1 + c_2)^2} \quad \begin{array}{l} \text{H: II.11.4} \\ \text{C: 12.6} \\ \text{(12.27, 28)} \end{array}$$

**7.2 Verhältnisschätzung  $\bar{x}_{\text{quot}}''$  für den Mittelwert  $\bar{X}$  in der Grundgesamtheit bei ungeschichteter Zufallsauswahl**

$$(1) \quad \bar{x}_{\text{quot}}'' = \frac{\bar{x}}{y'} \quad \text{C : 12.8(12.30)}$$

$$(2) \quad E\{\bar{x}_{\text{quot}}''\} = \bar{X} + B_{\bar{x}_{\text{quot}}''} \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } \bar{x}_{\text{quot}}'' \end{array}$$

$\bar{x}_{\text{quot}}''$  ist verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$

$$(3) \quad s_{\bar{x}_{\text{quot}}''}^2 = \frac{1}{n'} (s_x^2 + t^2 s_y^2 - 2ts_{xy}) - \frac{1}{n'} (t^2 s_y^2 - 2ts_{xy}) \quad \text{C : 12.8(12.33)}$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $\bar{x}_{\text{quot}}''$

Voraussetzung:  $\frac{n'}{N}$  ist klein

Optimalwerte für Kostenfunktion  $C = c_1 n' + c_2 n$

$$(4) \quad n'_{\text{opt}} = \frac{C}{c_1 + c_2 R_{\bar{x}_{\text{quot}}''}}$$

$$(5) \quad n_{\text{opt}} = n'_{\text{opt}} \cdot R_{\bar{x}_{\text{quot}}''}$$

$$(6) \quad s_{\bar{x}_{\text{quot}}''}^2(\text{opt}) = \frac{1}{C} \left[ \sqrt{c_1 (2t s_{xy} - t^2 s_y^2)} + \sqrt{c_2 (s_x^2 + t^2 s_y^2 - 2t s_{xy})} \right]^2$$

wobei

$$(7) \quad R_{\bar{x}_{\text{quot}}''} = \sqrt{\frac{s_x^2 + t^2 s_y^2 - 2t s_{xy}}{2t s_{xy} - t^2 s_y^2}} \cdot \frac{c_1}{c_2}$$

**7.3 Schätzfunktion  $\bar{x}''$  für den Mittelwert  $\bar{X}$  in der Grundgesamtheit bei geschichteter Zufallsauswahl und freier Hochrechnung**

Vorgegeben:  $n'$  und  $n_h$  ( $h = 1, 2, \dots, L$ )

$$(1) \quad \bar{x}'' = \sum_{h=1}^L w_h \bar{x}_h \quad \text{C : 12.2}$$

$$(2) \quad E\{\bar{x}''\} = \bar{X} \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } \bar{x}'' \end{array} \quad \text{C : 12.2}$$

$\bar{x}''$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$

$$(3) \quad s_{\bar{x}''}^2 = \frac{n'}{n' - 1} \sum_{h=1}^L \left[ \left\{ w_h^2 - \frac{w_h}{n'} \right\} \frac{s_{hx}^2}{n_h} + \frac{w_h}{n'} (\bar{x}_h - \bar{x}'')^2 \right] \quad \text{C : 12.4(12.12)}$$

Geschätzte Fehler-  
varianz von  $\bar{x}''$

Voraussetzung:  $\frac{n'}{N}$  und  $\frac{n_h}{N_h}$  sind klein

### III.7

Optimalwerte für Kostenfunktion  $C = c_1 n' + c_2 n$

$$(4) \quad n_{h\text{opt}} = \frac{w_h s_{hX}}{\sum_{h=1}^L w_h s_{hX}} \cdot n_{\text{opt}} \quad C : 12.3$$

$$(5) \quad n_{\text{opt}} = n'_{\text{opt}} \cdot R_{x''} \quad C : 12.3 (12.9)$$

$$(6) \quad n'_{\text{opt}} = C / [c_1 + c_2 R_{x''}] \quad C : 12.3 (12.9)$$

$$(7) \quad s_{x''}^2 (\text{opt}) = \frac{1}{C} \left[ \sqrt{c_2} \sum_{h=1}^L w_h s_{hX} + \sqrt{c_1} \sum_{h=1}^L w_h (\bar{x}_h - \bar{x}'')^2 \right]^2 \quad C : 12.3 (12.10)$$

wobei

$$(8) \quad R_{x''} = \frac{\sum_{h=1}^L w_h s_{hX}}{\sqrt{\sum_{h=1}^L w_h (\bar{x}_h - \bar{x}'')^2}} \cdot \sqrt{\frac{c_1}{c_2}}$$

Anmerkung: Bei den Formeln für die Optimalwerte wird vorausgesetzt, daß der Stichprobenumfang  $n'$  der ersten Stichprobe so groß ist, daß der Term  $w_h/n'$  in der Fehlervarianz 7.3 (3), S. 585, vernachlässigt werden kann.

Sonderfall

Vorgegeben: Schichtanzahl  $L = 2$ ,  $n_1 = n'_1$ ,  $n_2 = \frac{1}{k} n'_2$

$$(9) \quad \bar{x}'' = \frac{1}{n'} (n'_1 \bar{x}_1 + n'_2 \bar{x}_2) \quad C : 13.3 (13.9)$$

Anmerkung: Diese Schätzfunktion kann angewandt werden, um non-response-Fehler abzuschätzen; Antwortfälle bilden Schicht 1, Antwort-Verweigerungen die Schicht 2; aus dieser Schicht wird einem  $k$ -tel der Fälle weiter nachgegangen.

$$(10) \quad E\{\bar{x}''\} = \bar{X} \quad \begin{array}{l} \text{Erwartungswert} \\ \text{von } \bar{x}'' \end{array}$$

$\bar{x}''$  ist nicht-verzerrende Schätzfunktion von  $\bar{X}$

$$(11) \quad s_{x''}^2 = \frac{\varphi'}{N} s_x^2 + \frac{(k-1) w_2}{n'} s_{2X}^2 \quad \begin{array}{l} \text{Fehlervarianz} \\ \text{von } \bar{x}'' \end{array} \quad C : 13.3 (13.11)$$

Dabei ist

$$(12) \quad \bar{x}_1 = \text{Mittelwert in der ersten Schicht der ersten Stichprobe; vgl. Formel 7.0 (14), S. 583}$$

$$(13) \quad \bar{x}_2 = \text{Mittelwert in der zweiten Schicht der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 7.0 (15), S. 583}$$

$$(14) \quad s_x^2 = \text{Varianz in der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 7.0 (16), S. 583}$$



(15)  $w_2$  = Anteil der Einheiten in der zweiten Schicht in der ersten Stichprobe; vgl. Formel 7.0 (11), S. 583

(16)  $s_{2x}^2$  = Varianz in der zweiten Schicht der zweiten Stichprobe; vgl. Formel 7.0 (17), S. 584

Optimalwerte für Kostenfunktion  $C = c_0 n' + c_1 n'_1 + c_2 n_2$   
bei vorgegebener Fehlervarianz  $e^2$  für die Schätzfunktion  $\bar{x}''$

$$(17) \quad k_{\text{opt}} = \sqrt{\frac{c_2 (s_x^2 - w_2 s_{2x}^2)}{s_{2x}^2 (c_0 + c_1 w_1)}} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.11 (3.13)} \\ \text{C: 13.3 (13.13)} \end{array}$$

$$(18) \quad n'_{\text{opt}} = n_e \left[ 1 + (k - 1) w_2 \cdot \frac{s_{2x}^2}{s_x^2} \right] \quad \begin{array}{l} \text{H: I.11 (3.12)} \\ \text{C: 13.3 (13.15)} \end{array}$$

wobei

$$(19) \quad n_e = \frac{N s_x^2}{e^2 N + s_x^2}; \text{ vgl. Formel 1.12 (1), S. 530,} \quad \begin{array}{l} \text{H: I.11 (3.14)} \\ \text{C: 13.3} \end{array}$$

und 1.12 (8), S. 531

der Stichprobenumfang bei einfacher ungeschichteter Zufallsauswahl ist, bei dem die Genauigkeitsforderung erfüllt ist.

## III.8

### 8. Graphische Tafeln zur Vereinfachung der Planung

#### 8.1 Abschätzung der Varianz bei modifizierter Poisson-Verteilung

Ein Merkmal, das nur ganzzahlige Werte  $x = 0, 1, 2, 3, \dots$  annehmen kann, folgt einer modifizierten Poisson-Verteilung (vgl. I. 3.1.2, S. 60), wenn die Häufigkeiten nur für  $x=0$  wesentlich von der Poisson-Verteilung (vgl. Formel 15, S. 59) abweichen. Die Formel für die modifizierte Poisson-Verteilung lautet somit

$$f(x; \lambda, Q) = \begin{cases} Q & \text{für } x = 0 \\ \frac{\lambda^x}{x!} \cdot \frac{e^{-\lambda}}{1-Q} & \text{für } x = 1, 2, 3, \dots \end{cases}$$

In einer Stichprobe von ganzzahligen Werten sei  $\bar{x}$  der arithmetische Mittelwert und  $q$  der Anteil der Nullklasse (d. h. der Werte  $x = 0$ ). Unter der Voraussetzung, das zugrunde liegende Merkmal folge einer modifizierten Poisson-Verteilung, soll ein Schätzwert  $s^2$  der Varianz der Einzelwerte ohne Quadrieren berechnet werden.

Von H.-J. Zindler [85] wurde das folgende Rechenverfahren angegeben, bei dem der Anteil  $Q$  für die Nullklasse in der modifizierten Poisson-Verteilung durch den beobachteten Wert  $q$  und der Parameter  $\lambda$  aus dem Mittelwert der Verteilung ohne Nullklasse geschätzt wird:

1. Aus dem Mittelwert  $\bar{x}$  und dem Anteil  $q$  wird der Hilfwert

$$x^* = \frac{\bar{x}}{1-q}$$

berechnet (dieser Wert ist gleich dem Mittelwert der nicht zur Nullklasse gehörenden Einzelwerte).

2. In Abbildung III.1 wird dieser Hilfwert  $x^*$  auf der Abszisse aufgesucht und der durch die Kurve zugeordnete Wert der Korrekturgröße  $A$  auf der Ordinate abgelesen (es gilt  $A = 1 - x_0$ , wobei  $x_0$  der Mittelwert ist, der sich bei einer echten Poisson-Verteilung ergeben hätte).

3. Der gesuchte Schätzwert für die Varianz der Einzelwerte ist

$$s^2 = \bar{x} (A - \bar{x})$$

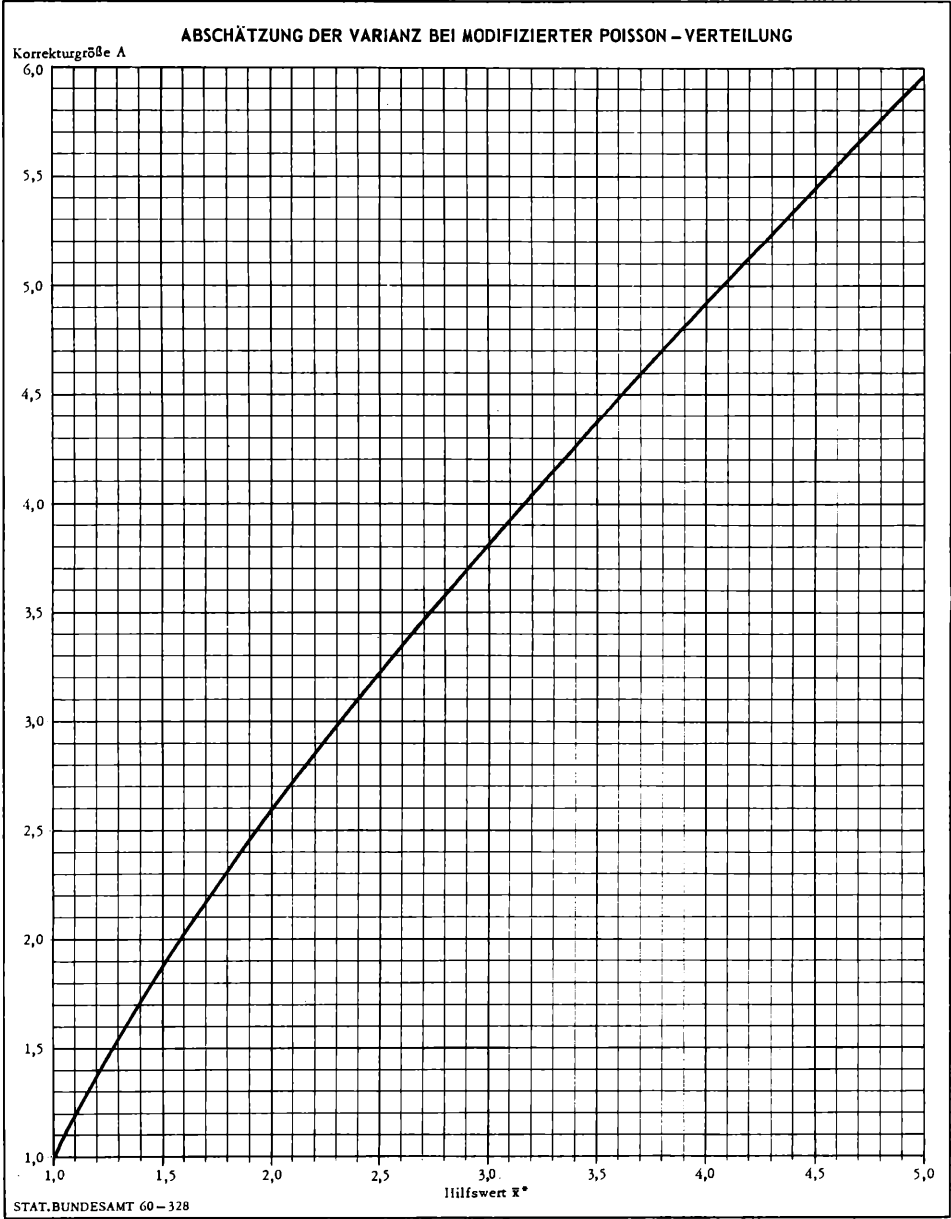
Beispiele: In Abbildung I.3.5 (S. 60) sind die Verteilungen für die Zahl von familieneigenen Arbeitskräften in der Landwirtschaft dargestellt, die 1952 in Rheinland-Pfalz für zwei Betriebsgruppen ermittelt worden sind. Die folgende Übersicht III.1 zeigt die Abschätzung der Varianz für die Zahl der Personen; zum Vergleich ist auch die nach der Formel (9) auf S. 56 berechnete Varianz mit aufgeführt.

Übersicht III.1

Gruppe	Mittelwert $\bar{x}$	Anteil der Nullklasse $q$	Hilfwert $\bar{x}$ $x^* = \frac{\bar{x}}{1-q}$	Korrekturgröße $A$ nach Abb. III.1	Differenz $A - \bar{x}$	Schätzwert der Varianz	
						$\bar{x} (A - \bar{x})$	nach Formel (9)
Personen von 14 bis 21 Jahren in Betrieben mit 20 ha und mehr Nutzfläche	0,30	0,78	1,37	1,65	1,35	0,40	0,40
Personen von 35 bis 65 Jahren in Betrieben mit 10 bis unter 20 ha Nutzfläche	0,96	0,22	1,24	1,42	0,46	0,44	0,48

Die nach der Formel  $\bar{x} (A - \bar{x})$  mit geringem Rechenaufwand gefundenen Schätzwerte stimmen recht gut mit den Werten überein, die sich bei Anwendung der Formel (9) ergeben.

Abbildung III.1



### III.8

#### 8.2 Abschätzung der Varianz aus Intervallbreite und Mittelwert

Betrachtet wird ein Merkmal, dessen Werte in einem endlichen Intervall stetig verteilt sind. Das Intervall habe die Grenzen  $x_1$  und  $x_2$ ; die Intervallbreite ist also  $b = x_2 - x_1$ . Die Häufigkeitsverteilung solcher Merkmale kann meist durch eine der folgenden Verteilungen im Intervall  $x_1 \leq x \leq x_2$  angenähert werden:

Exponentielle Verteilung  $f(x; b, c) = \frac{c}{e^{cb} - 1} e^{c(x - x_1)}$

Lineare Verteilung<sup>1)</sup>  $f(x; a, b) = \frac{1}{b} \left[ \frac{a}{b} (x - x_1) + \left( 1 - \frac{a}{2} \right) \right]$

Quadratische Verteilung  $f(x; a_1, a_2, b) = \frac{1}{b} \left[ \frac{a_2}{b^2} (x - x_1)^2 + \frac{a_1}{b} (x - x_1) + \left( 1 - \frac{a_2}{3} - \frac{a_1}{2} \right) \right]$

Für die exponentielle und die lineare Verteilung kann die Varianz der Einzelwerte geschätzt werden, wenn ihr arithmetischer Mittelwert  $\bar{x}$  bekannt ist; für die quadratische Verteilung wird außerdem noch der Anteil  $p_2 + p_3$  der Werte in den beiden mittleren von vier gleichbreiten Teilintervallen zwischen  $x_1$  und  $x_2$  benötigt.

Das von K.-A. Schäffer und M. Nourney [56] entwickelte Verfahren überträgt die zwischen den theoretischen Größen geltenden Zusammenhänge auf die entsprechenden empirischen Größen. Folgende Rechengänge sind erforderlich:

1. Aus dem arithmetischen Mittelwert  $\bar{x}$ , der Untergrenze  $x_1$  des Intervalls und der Intervallbreite  $b$  wird der normierte Mittelwert  $\mu/b = (\bar{x} - x_1)/b$  berechnet.
2. Für die exponentielle und die lineare Verteilung wird in Abbildung III.2 auf der Abszisse der Wert  $\mu/b$  aufgesucht und an der Kurve die normierte Varianz  $\sigma^2/b^2$  (bzw. die normierte Standardabweichung  $\sigma/b$ ) abgelesen. Der Maximalwert von  $\sigma^2/b^2$  ist  $1/12 = 0,0833$ ; dieser Wert gilt für die Rechteckverteilung.
3. Für die quadratische Verteilung erhält man nach Ziffer 2 die „Hauptkomponente“ der Varianz, die in manchen Fällen negative Werte annimmt. Sie ist um die „Zusatzkomponente“ zu ergänzen, die nach dem Anteilswert  $p_2 + p_3$  an der entsprechenden Geraden zu ermitteln ist. Es gilt

$$\frac{\sigma^2}{b^2} = \begin{cases} \text{Hauptkomponente} + \text{Zusatzkomponente, falls } p_2 + p_3 \leq 0,5 \\ \text{Hauptkomponente} - \text{Zusatzkomponente, falls } p_2 + p_3 > 0,5 \end{cases}$$

4. Zur Berechnung der Varianz (bzw. der Standardabweichung) wird die normierte Varianz  $\sigma^2/b^2$  (bzw. die normierte Standardabweichung  $\sigma/b$ ) mit  $b^2$  (bzw. mit  $b$ ) multipliziert.

Beispiel: Aus der Verteilung der Gehälter von Angestellten im Bundesgebiet nach der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1951/52 (vgl. II.35) werden drei Gehaltsklassen herausgegriffen. Übersicht III.2 zeigt die Abschätzung der Standardabweichung für die exponentielle Verteilung.

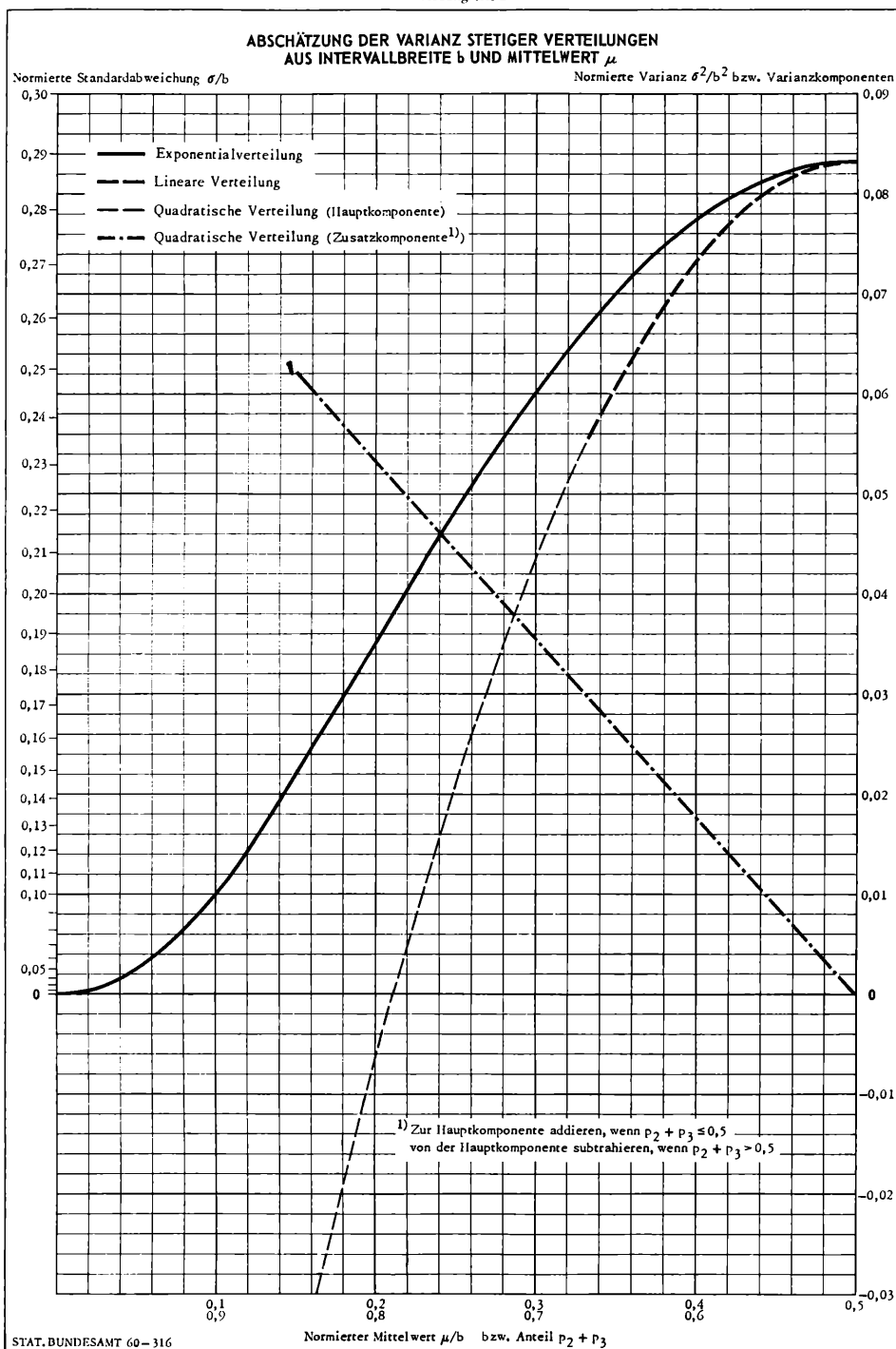
Übersicht III.2

Gehälter in DM	Breite b der Klasse in DM	Mittelwert $\bar{x}$ der Klasse in DM	Differenz $\bar{x} - x_1$ in DM	Normierter Mittelwert $\mu/b$	Normierte Standardabweichung $\sigma/b$	Standardabweichung in DM	
						errechnet aus b und $\bar{x}$	errechnet nach Formel (9) S. 56
200 bis unter 600 .....	400	364	164	0,41	0,281	112	109
600 bis unter 1000 .....	400	720	120	0,30	0,245	98	96
200 bis unter 1000 .....	800	404	204	0,26	0,225	178	152

In den ersten beiden Klassen ist die Übereinstimmung recht gut; in der sehr breiten dritten Klasse macht sich dagegen die Abweichung der exponentiellen Verteilung von der tatsächlichen Verteilung stark bemerkbar. Unter Annahme einer quadratischen Verteilung erhält man für die Standardabweichung in der dritten Klasse mit  $p_2 + p_3 = 0,40$  den genaueren Schätzwert 162 DM.

<sup>1)</sup> Im Sonderfall  $a = 0$  ergibt sich daraus die Rechteckverteilung  $f(x; b) = \frac{1}{b}$  (vgl. I.3.1.2, S. 65).

Abbildung III. 2



## III.8

### 8.3 Optimale Schichtgrenzen bei logarithmischer Normalverteilung

In einer Gesamtheit sollen  $L$  Schichten nach einem vorgegebenen Merkmal so abgegrenzt werden, daß die Gesamtergebnisse für dieses Merkmal möglichst genau ermittelt werden. Für den Fall, daß der Stichprobenumfang verhältnismäßig klein ist und nach dem Verfahren von *Neyman-Tschuprow* auf die Schichten aufgeteilt wird und daß ferner die Ergebnisse je Schicht frei hochgerechnet werden, gilt die in I.3.2.3 (S. 77) angegebene Formel (39) für die optimalen Schichtgrenzen.

Unter der Voraussetzung, daß das Schichtungsmerkmal einer logarithmischen Normalverteilung (vgl. I.3.1.2, S. 63) folgt, können die Summenhäufigkeiten an den optimalen Schichtgrenzen nach dem Ansatz von *T. Dalenius - J. L. Hodges* [12] mit guter Näherung bestimmt werden (unveröffentlichte Arbeit von *K.-A. Schäffer*). Mit Hilfe einer Darstellung der Verteilung des Schichtungsmerkmals im logarithmischen Wahrscheinlichkeitsnetz (vgl. z. B. Abbildung I.3.9, S. 65) können aus den Summenhäufigkeiten auch die optimalen Schichtgrenzen abgeleitet werden. Im einzelnen sind folgende Rechengänge durchzuführen:

1. Die Verteilung des Merkmals wird im logarithmischen Wahrscheinlichkeitsnetz dargestellt und der Parameter  $\sigma^*$  der Log-Normalverteilung aus den Quantilwerten nach Formel (25), S. 65, geschätzt.
2. In Abbildung III.3 wird dieser Schätzwert von  $\sigma^*$  auf der Abszisse aufgesucht. Für die Schicht mit der Nummer  $h$  wird die — für die obere Schichtgrenze geltende — Summenhäufigkeit an der mit  $h/L$  bezeichneten Geraden bestimmt ( $L$  ist die vorgegebene Gesamtzahl der Schichten und  $h = 1, 2, 3, \dots, L-1$ ).
3. In der Darstellung nach Ziffer 1 werden aus den so gefundenen Summenhäufigkeiten (Ordinaten) die oberen Schichtgrenzen (Abszissen) abgelesen. Die Schichtgrenzen sollen für die praktische Arbeit zweckmäßig gerundet werden.

Beispiel: Die Verteilung der Ackerfläche in den Gemeinden des Landes Hessen entspricht näherungsweise einer Log-Normalverteilung. Aus der — hier nicht wiedergegebenen — Darstellung der Verteilung im logarithmischen Wahrscheinlichkeitsnetz ergeben sich die Quantilwerte

$$\begin{aligned} x_{0,93} &= 560 \text{ ha} & \lg x_{0,93} &= 2,748 \\ x_{0,07} &= 66 \text{ ha} & \lg x_{0,07} &= 1,820 \end{aligned}$$

Nach Formel (25), S. 65, gilt somit

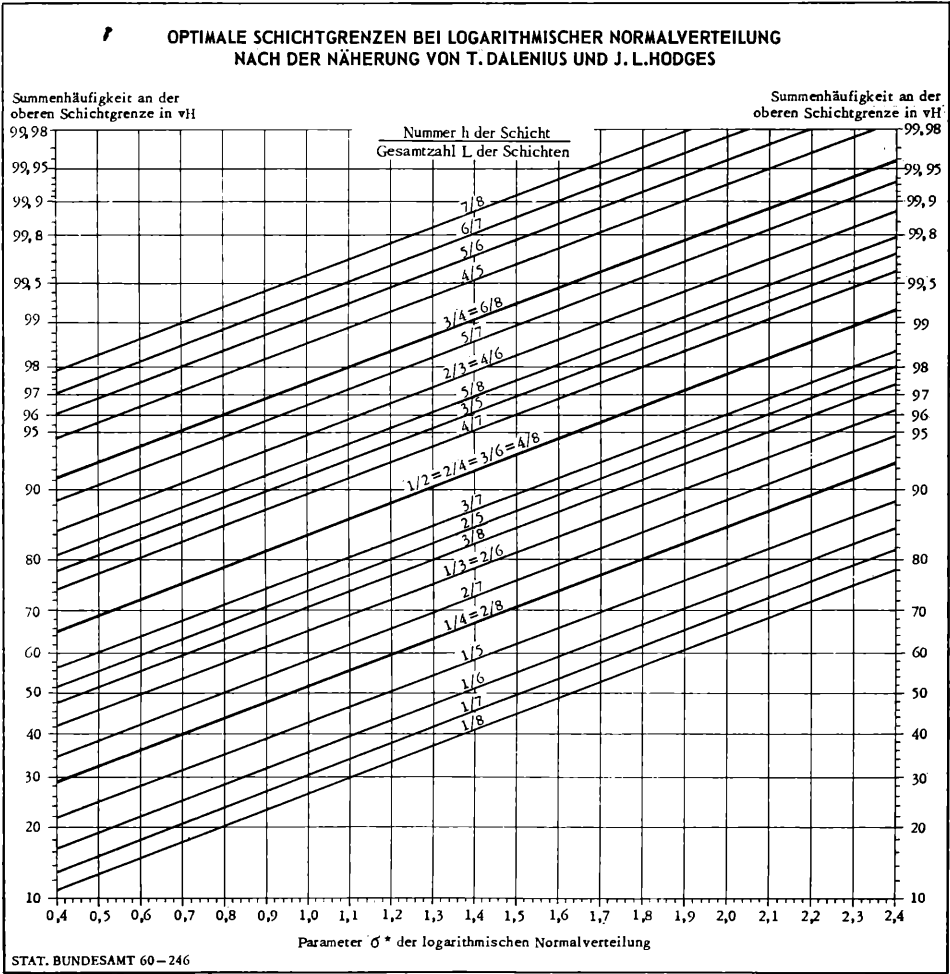
$$\sigma^* = 0,78 (2,748 - 1,820) = 0,72$$

Für  $L = 4$  Schichten erhält man daraus die in Übersicht III.3 zusammengestellten Werte.

Übersicht III.3

Nr. der Schicht $h$	Bezeichnung der Geraden $h/L$	Summenhäufigkeit nach der Abb. III.3 in $vH$	Obere Schichtgrenze in $ha$
1	$\frac{1}{4}$	41	160
2	$\frac{2}{4}$	76	320
3	$\frac{3}{4}$	95,5	650

Abbildung III. 3



### III.8

#### 8.4 Bestimmung von Auswahlätzen nach einer Fehlerabstufung

Eine Gesamtheit ist in  $L$  Schichten aufgeteilt, für die jeweils mit einer Stichprobe Ergebnisse über ein Merkmal, das „Aufteilungsmerkmal“, zu ermitteln sind, dessen Variationskoeffizient  $V_h$  in der  $h$ -ten Schicht ( $h = 1, 2, \dots, L$ ) als bekannt vorausgesetzt wird. Die relativen Standardfehler der Ergebnisse sollen möglichst genau einer Abstufung von der Art

$$\epsilon_h = C/N_h^a$$

genügen; dabei ist  $N_h$  der Umfang der  $h$ -ten Schicht,  $\epsilon_h$  ist der Soll-Wert des relativen Standardfehlers in dieser Schicht und  $a$  eine nach der Sachlage vorzugebende Konstante zwischen 0 und  $1/2$  (vgl. I.3.2.3, S. 80). Wenn die Größe  $C$  bzw. der Soll-Wert  $\epsilon$  für einen bestimmten Schichtumfang (z. B.  $N = 10000$ ) ebenfalls vorgegeben wird, kann der entsprechende Stichprobenumfang je Schicht nach den Formeln in III.1.12, S. 530, ermittelt werden. Wenn jedoch der gesamte Stichprobenumfang  $n$  vorgegeben ist, muß der passende Wert von  $C$  durch systematisches Probieren gefunden werden, indem für verschiedene Probewerte von  $C$  jeweils der gesamte Stichprobenumfang errechnet und mit dem vorgegebenen Umfang  $n$  verglichen wird.

Das Verfahren erfordert verhältnismäßig großen Arbeitsaufwand und führt zu Auswahlätzen, die für die Auswahl der Stichproben meist noch auf praktisch günstige glatte Werte gerundet werden müssen. Nach einer von *K.-A. Schäffer* ausgearbeiteten Methode können unmittelbar glatte Auswahlätze so ermittelt werden, daß die bei einer Rundung unvermeidbaren Abweichungen von der Fehlerabstufung möglichst gering sind. Das Verfahren beruht auf einer Graphik, nach der jeweils unmittelbar eine „Zuordnungstabelle“ zwischen den Schichtumfängen und glatten Auswahlätzen erstellt werden kann. Abbildung III.4 gibt die Graphik für die Fehlerabstufung mit dem Exponenten  $a = 1/4$  und für die glatten Auswahlätze  $0,25 - 0,5 - 1 - 2,5 - 5 - 10 - 25 - 50 - 100$  vH wieder.

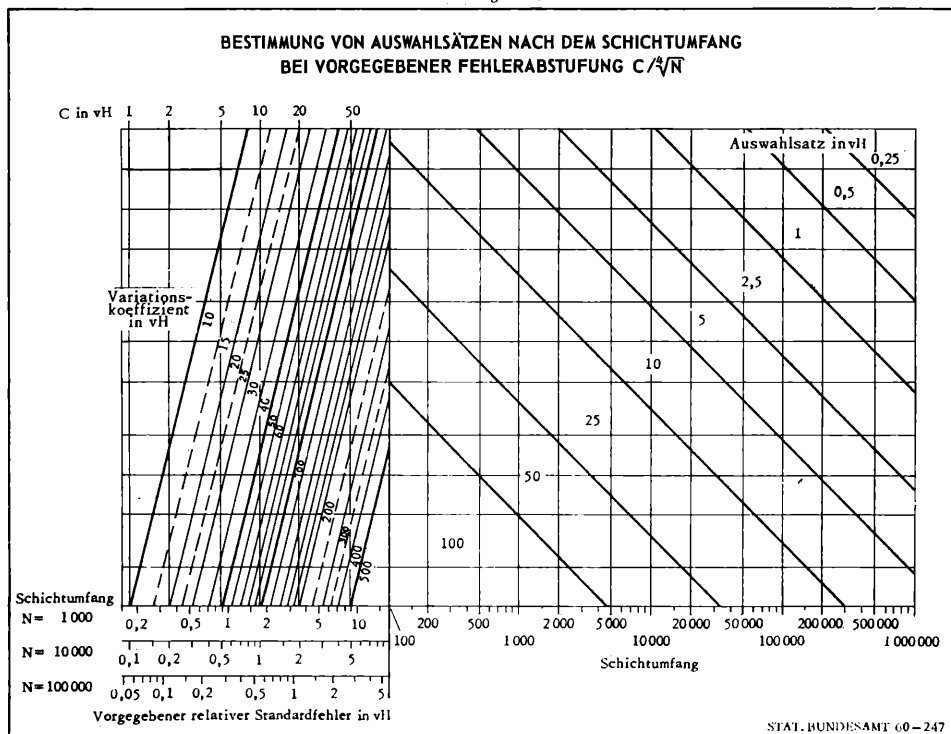
Folgende Arbeitsgänge sind bei Vorgabe der Größe  $C$  bzw. des Soll-Wertes  $\epsilon$  für einen Schichtumfang  $N = 1000$ ,  $N = 10000$  oder  $N = 100000$  erforderlich:

1. Im linken Teil der Abbildung III.4 wird der vorgegebene Wert  $C$  auf der Skala links oben bzw. der vorgegebene Wert  $\epsilon$  auf der entsprechenden Skala links unten aufgesucht und der Schnittpunkt mit der Geraden bestimmt, die durch den Variationskoeffizienten des Aufteilungsmerkmals in der Schicht festgelegt ist.
2. In der Höhe dieses Schnittpunktes wird eine waagrechte Linie im rechten Teil der Abbildung III.4 gezogen. Die Schnittpunkte mit den Geraden für die verschiedenen Auswahlätze bestimmen auf der Abszisse die entsprechenden Grenzen des Schichtumfanges; diese Grenzen werden in der Zuordnungstabelle eingetragen.
3. Für jede Schicht wird aus der Tabelle nach Ziffer 2 der dem Schichtumfang  $N_h$  zugeordnete Auswahlatz  $f_h$  ermittelt und der Stichprobenumfang  $n_h = f_h \cdot N_h$  berechnet; der gesamte Umfang  $n$  der Stichprobe ergibt sich daraus als Summe  $\Sigma n_h$ .

Wenn der gesamte Stichprobenumfang vorgegeben ist, werden diese Arbeitsgänge mit einem Probewert von  $C$  durchgeführt. Falls der dafür ermittelte Wert von  $\Sigma n_h$  größer als die vorgegebene Zahl  $n$  ist, muß das Verfahren mit einem größeren  $C$ -Wert (falls  $\Sigma n_h$  kleiner als  $n$  ist: mit einem kleineren  $C$ -Wert) so lange wiederholt werden, bis ausreichende Übereinstimmung erzielt ist. Sobald für zwei Probewerte von  $C$  die Größe  $\Sigma n_h$  bestimmt ist, wird der dritte Probewert durch graphische Interpolation in einem doppelt-logarithmischen Netz (Abszisse  $\Sigma n_h$ , Ordinate  $C$ ) ermittelt. Dieser Wert ist meist so genau, daß das Verfahren nach dem dritten Schritt beendet werden kann.



Abbildung III. 4



III.8

Beispiel: Eine Gesamtheit von  $N = 200\,000$  Einheiten sei in  $L = 7$  Schichten eingeteilt, aus denen eine Stichprobe von insgesamt  $n = 15\,000$  Einheiten gezogen werden soll. Die Auswahlätze sind nach der Genauigkeitsabstufung mit dem Exponenten  $a = \frac{1}{4}$  festzulegen; das Aufteilungsmerkmal habe in den ersten zwei Schichten den Variationskoeffizienten 80 vH, in den übrigen Schichten betrage er 50 vH. In Übersicht III.4 ist die Zuordnungstabelle dargestellt, die mit Hilfe der Graphik für drei Probewerte von  $C$  ermittelt wurde.

Übersicht III.4

Auswahl- satz in vH	Zahl der Einheiten in der Schicht bei Probewert		
	C = 10 vH	C = 15 vH	C = 13 vH
	Variationskoeffizient $V_h = 80$ vH		
100	unter 2000	unter 400	unter 700
50	2000 bis unter 14 000	400 bis unter 3 000	700 bis unter 5 000
25	14 000 „ „ 120 000	3 000 „ „ 23 000	5 000 „ „ 44 000
10	120 000 „ „ 750 000	23 000 „ „ 150 000	44 000 „ „ 260 000
5	—	150 000 „ „ 650 000	—

Auswahl- satz in vH	Zahl der Einheiten in der Schicht bei Probewert		
	C = 10 vH	C = 15 vH	C = 13 vH
	Variationskoeffizient $V_h = 50$ vH		
100	unter 300	unter 60	unter 100
50	300 bis unter 2 200	60 bis unter 420	100 bis unter 800
25	2 200 „ „ 20 000	420 „ „ 3 800	800 „ „ 7 000
10	20 000 „ „ 120 000	3 800 „ „ 22 000	7 000 „ „ 40 000
5	120 000 „ „ 500 000	22 000 „ „ 100 000	40 000 „ „ 170 000

Die Übersicht III.5 zeigt die Bestimmung der Auswahlätze  $f_h$  und der Stichprobenumfänge  $n_h$  für die drei Probewerte von  $C$ .

Übersicht III.5

Schicht-Nr. h	Umfang der Schicht  N <sub>h</sub>	Variations- koeffiz- ient  V <sub>h</sub> in vH	Probewert C = 10 vH		Probewert C = 15 vH		Probewert C = 13 vH			
							f <sub>h</sub> in vH	n <sub>h</sub>	Rel. Standard- fehler in vH	
			f <sub>h</sub> in vH	n <sub>h</sub>	f <sub>h</sub> in vH	n <sub>h</sub>			Ist- Wert	Soll- Wert
1	400	80	100	400	50	200	100	400	0	2,9
2	2 600	80	50	1 300	50	1 300	50	1 300	1,6	1,8
3	6 000	50	25	1 500	10	600	25	1 500	1,1	1,5
4	11 000	50	25	2 750	10	1 100	10	1 100	1,4	1,3
5	30 000	50	10	3 000	5	1 500	10	3 000	0,9	1,0
6	60 000	50	10	6 000	5	3 000	5	3 000	0,89	0,83
7	90 000	50	10	9 000	5	4 500	5	4 500	0,71	0,75
1 bis 7	200 000	—	(12,0)	23 950	(6,1)	12 200	(7,4)	14 800	.	.

Der dritte Probewert ( $C = 13$  vH), der graphisch ermittelt wurde, führt bereits zu einem Stichprobenumfang, der fast genau mit der vorgegebenen Zahl  $n = 15\,000$  übereinstimmt. Sofern nur glatte Auswahlätze verwandt werden, läßt sich ein vorgegebener Wert ohnehin nur in Ausnahmefällen exakt einhalten. Das gilt insbesondere dann, wenn die Zahl der Schichten verhältnismäßig klein ist.

In den letzten Spalten von Übersicht III.5 sind die relativen Standardfehler, die bei Anwendung der Auswahlätze erreicht wurden (Ist-Werte) und die nach der Abstufung vorgeschrieben wurden (Soll-Werte), zusammenge- stellt. Danach sind die durch die Beschränkung auf glatte Auswahlätze bedingten Abweichungen zwischen Ist- und Soll-Werten meist recht klein.

**Grundzüge der im Besonderen Teil  
behandelten Stichprobenstatistiken**

## Grundzüge der Stichproben

<div style="display: flex; align-items: center;"> <div style="flex: 1; border-bottom: 1px solid black; position: relative;"> <span style="position: absolute; top: -10px; right: -10px; transform: rotate(45deg); font-size: 0.8em;">Statistik</span> </div> <div style="flex: 2; text-align: center;"> <b>Volks- und Berufszählung 1946<sup>1)</sup></b>  — Repräsentative Vorwegaufbereitung — </div> </div>				<b>Volks- Berufszählung</b> — Repräsentativ —
	Bayern	Hessen	Baden- Württemberg	
<b>Grundlagen der Statistik</b> Vorgesehene Ergebnisse Einsatzstelle Erhebungseinheit Erhebungsvordruck Erhebungsverfahren Aufbereitungseinheit	Totalwerte Aufbereitung Haushalt Fragebogen Selbstaussfüllung  Person			Totalwerte Aufbereitung Haushalt Fragebogen Selbstaussfüllung  Person
<b>Auswahlverfahren</b>				
Stufen	einstufig	einstufig	einstufig	einstufig
Phasen	einphasig	einphasig	einphasig	einphasig
Auswahleinheit	künstlicher Klumpen <sup>2)</sup>	künstlicher Klumpen <sup>3)</sup>	Haushalt	Person
Anzahl der Auswahleinheiten	88 000	160 000	1 200 000	50 000 000
Auswahlunterlagen	Fragebogen der Totalzählung	Fragebogen der Totalzählung	Fragebogen der Totalzählung	Lochkarten der Totalzählung
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)	Kreis (191)	—	—	Bundesland (12)
Anzahl der Schichten <sup>4)</sup> Auswahlsätze in den Schichten Anordnungsmerkmale	191 1 vH regional nach Ablage der Zählpapiere	1 1 vH regional nach Ablage der Zählpapiere	1 1 vH regional nach Ablage der Zählpapiere	1 1 vH regional nach Ablage der Lochkarten
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>5)</sup> Auswahltechnik Durchschnittlicher Auswahlsatz <sup>6)</sup> Stichprobenumfang <sup>7)</sup>	— systematisch 1 vH 88 000 Personen	— systematisch 1 vH 42 000 Personen	— systematisch 1 vH 50 000 Personen	— systematisch 1 vH 500 000 Personen
<b>Hochrechnungsverfahren</b>	freie Hochrechnung je Kreis auf die Wohnbevölkerungszahl der Totalzählung	freie Hochrechnung auf die Wohnbevölkerungszahl der Totalzählung	freie Hochrechnung auf die Wohnbevölkerungszahl der Totalzählung	freie Hochrechnung je Bundesland auf die Wohnbevölkerungszahl der Totalzählung
<b>Anmerkungen</b>	Zusätzliche Aufbereitung jeder 100sten Lochkarte (Person).	—	—	—

<sup>1)</sup> Je Bundesland. — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind: Anzahl innerhalb der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß <sup>8)</sup> Etwa 25 Personen. — <sup>9)</sup> Proportional zur Bevölkerungszahl der Gemeinden 1950; Auswahlabstand abhängig von in der Anordnung bei der 1 vH-Auswahl mit gleicher Richtgrößen-Summe). — <sup>12)</sup> Gesamtauswahlsatz.

statistiken II.1 bis II.3

und lung 1950 <sup>5)</sup> tiver Teil —	Repräsentativstatistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens (Mikrozensus) <sup>6)</sup>					
	1 vH-Erhebungen		0,1 vH-Erhebungen			
Totalwerte Aufbereitung Haushalt Fragebogen Selbst- ausfüllung Haushalt	Totalwerte, Anteilswerte Erhebung Haushalt Fragebogen Interview  meist: Person		Totalwerte, Anteilswerte Erhebung Haushalt Fragebogen Interview  Person			
einstufig	zweistufig		zweistufig			
	1. Stufe	2. Stufe	1. Stufe		2. Stufe	
einphasig	einphasig	einphasig	zweiphasig		zweiphasig	
			1. Phase	2. Phase	1. Phase	2. Phase
Haushalt	Gemeinde	Wohnung	Gemeinde (gleich der Aus- wählerster Stufe in der vorangehenden 1 vH-Erhebung)	Gemeinde	Wohnung (gleich der Aus- wahl zweiter Stufe in der vorangehenden 1 vH-Er- hebung)	Wohnung
16 000 000 Fragebogen bzw. Signier- blätter der Totalzählung	24 000 Lochkartei nach den Er- gebnissen der Volks- und Be- rufszählung 1950	13 000 000 Zählpapiere der Wohnungssta- tistik 1956/57 und der Stati- stik der Bau- fertigstellungen		2 800 Auswahllisten der voran- gehenden 1 vH- Erhebung		130 000 Auswahllisten der voran- gehenden 1 vH- Erhebung
Bundesland (12)	Bundesland (11), Gemeinde- größenklasse (10)	—		Bundesland (11), Gemeinde- größenklasse (11)		—
1 1 vH regional nach Ablage der Fragebogen	10 3 bis 100 vH 11 Merkmale der Bevölke- rungs- und Wirtschafts- struktur der Gemeinden; in den Gruppen regional	1 1 bis 30 vH regional nach Ablage der Leitlisten der Wohnungs- zählung vom 25. 9. 1956		11 10 bis 100 vH nach der Folge bei der Aus- wahl für die vorangehende 1 vH-Erhebung		1 10 bis 100 vH nach der Folge bei der Aus- wahl für die vorangehende 1 vH-Erhebung
— systematisch 1 vH 160 000 Haushalte	3 bis 50 systematisch <sup>9)</sup> 12 vH 2 800 Gemeinden	— systematisch <sup>10)</sup> 1 vH <sup>12)</sup> 130 000 Wohnungen		— zufällig <sup>11)</sup> 3 vH 760 Gemeinden		— systematisch <sup>10)</sup> 0,1 vH <sup>12)</sup> 13 000 Wohnungen
freie Hochrech- nung je Bundes- land auf die Gesamtzahl nach der Totalzählung	Bildung von Hochrechnungs- gruppen, Angleichen je Gruppe an 1 vH der Wohnbevölkerung zum Erhebungszeitpunkt durch Doppeln und Streichen auf Zu- fallsbasis		Anpassung an Strukturzahlen der vorangehenden 1 vH-Er- hebung			
—	Seit 1957 jährlich im Oktober durchgeführt. — Auswahl für Erhebung im Oktober 1957 aus dem Material der 10 vH-Er- hebung der Wohnungsstatistik (zweiphasige Auswahl), d. h. gleiche Auswahl wie für 1 vH- Stichprobe der Wohnungssta- tistik 1956/57.		1958 und 1959 jeweils im Januar, April und Juli durchgeführt.			

Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.1, S. 121. — <sup>5)</sup> Vgl. II.2, S. 129. — <sup>6)</sup> Vgl. II.3, S. 135. — <sup>7)</sup> Etwa 100 Personen. —  
Richtgröße (vgl. S. 144). — <sup>10)</sup> Stichprobe ist selbstgewichtigend. — <sup>11)</sup> Innerhalb von Zonen (Gruppen von Gemeinden)

## Grundzüge der Stichproben

Gliederung \ Statistik	Wanderungs- statistik in Berlin (West) im Jahre 1956 <sup>4)</sup>	Statistik der Umsiedlungs- willigkeit in Schleswig- Holstein <sup>5)</sup>	Repräsentative Wahlstatistik <sup>6)</sup>	
			1953	1957
<b>Grundlagen der Statistik</b> Vorgesehene Ergebnisse	Totalwerte	Totalwerte	Anteilswerte	
Einsatzstelle Erhebungseinheit Erhebungsvordruck Erhebungsverfahren	Aufbereitung Person Meldeblatt Selbstaussfüllung	Erhebung Haushalt Fragebogen Selbstaussfüllung	Erhebung Wahlberechtigter bzw. Wähler Wählerlisten bzw. Stimmzettel Ausfüllung durch Wahlbehörden bzw. durch Wähler Wahlberechtigte bzw. Stimm- zettel	
Aufbereitungseinheit	Person	meist: Haushalt		
<b>Auswahlverfahren</b> Stufen	einstufig	einstufig	einstufig	einstufig
Phasen	einphasig	einphasig	einphasig	einphasig
Auswahleinheit Anzahl der Auswahleinheiten Auswahlunterlagen	Person 300 000 Signierlisten der Bezirks- einwohnerämter	Person 550 000 Kartei der Per- sonen mit Ge- burtstag am 5. 5. oder 11. 11. und Wohnsitz in Schleswig- Holstein	Wahlbezirk 47 000 Ergebnisse der Bundestagswahl 1949	Wahlbezirk 48 000 Ergebnisse der Bundestagswahl 1953
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)	Zugezogene — Fortgezogene (2)	—	Bundesland (9), Gemeindegröße (3)	Bundesland (10), Gemeindegröße (7)
Anzahl der Schichten <sup>1)</sup> Auswahlsätze in den Schichten Anordnung(smerkmale)	2 10 vH Geschlecht, innerhalb der Gruppen nach Reihenfolge der Signierung	1 — —	3 1 vH Stimmanteil der CDU/CSU und der SPD im Jahre 1949	7 1 bis 4 vH Stimmanteil der CDU/CSU, der SPD und der DP (bzw. BP) im Jahre 1953
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>2)</sup> Auswahltechnik Durchschnittlicher Auswahlsatz <sup>3)</sup> Stichprobenumfang <sup>3)</sup>	2 systematisch 10 vH 30 000 Personen	— n. d. Geburtstag etwa 1/2 vH 3 000 Haushalte	21 systematisch 1 vH 470 Wahlbezirke	21 bis 63 systematisch <sup>10)</sup> 2,1 vH 1 007 Wahlbezirke
<b>Hochrechnungsverfahren</b>	freie Hochrech- nung	freie Hochrech- nung unter Be- rücksichtigung der ungleichen Auswahlwahr- scheinlichkeiten für Haushalte	freie Hochrech- nung je Anord- nungsgruppe mit effektivem Aus- wahlsatz	freie Hochrech- nung je Land mit effektivem Auswahlsatz
<b>Anmerkungen</b>	Teilweise reprä- sentativ durch- geführt für die Zeit vom 1. 1. bis 25. 9. 1956.	Durchgeführt im April und Mai 1953.	Sonderregelun- gen bei Auswahl, soweit Auswahl- grundlage unzu- reichend; Be- schränkung der Auswahl auf be- stimmte Wahl- bezirke in Ge- meinden unter 3 000 Einwoh- nern.	Austausch von Wahlbezirken in Gemeinden unter 500 Einwohnern gegen Wahl- bezirke in Ge- meinden von 500 bis unter 1 000 Einwohnern.

<sup>1)</sup> Je Bundesland. — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind: Anzahl innerhalb der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß  
<sup>4)</sup> Vgl. II, 8, S. 205. — <sup>5)</sup> Vgl. II, 9, S. 214. — <sup>10)</sup> Auswahl von 4 Bezirken aus je 100 (400) aufeinanderfolgenden

## statistiken II.4 bis II.9

Landwirtschaftliche Betriebszählung 1949 <sup>7)</sup> — Repräsentative Vorwegaufbereitung —	Statistik der familien-eigenen Arbeitskräfte in den land- und forstwirtschaftlichen Betrieben <sup>8)</sup>	Statistik der Arbeitskräfte in landwirtschaftlichen Betrieben 1956/58 <sup>9)</sup>	
		Basiserhebung	Monatserhebungen
Total-, Anteils- und Mittelwerte Aufbereitung landw. Betrieb Fragebogen Selbstausfüllung Betrieb	Totalwerte Erhebung landw. Betrieb Fragebogen Selbstausfüllung Person	Totalwerte Erhebung landw. Betrieb Fragebogen Selbstausfüllung Person	Betriebsbuch Selbstausfüllung Person
einstufig cinphasig  Betrieb 500 000 (Bayern) Fragebogen der Totalzählung	einstufig cinphasig  Betrieb 2 000 000 Fragebogen der Landw. Betriebszählung 1949	einstufig zweiphasig 1. Phase Betrieb 1 850 000 Hilfslisten der Bodennutzungserhebung 1955	2. Phase Betrieb 145 000 Fragebogen der Basiserhebung
Betriebsfläche (3)  3 2 bis 100 vH Kreise, weiter nach Betriebsfläche und nach Ablage der Zählpapiere	Bundesland (7), landw. Nutzfläche (5)  5 5 bis 100 vH regional nach Ablage der Zählpapiere	Bundesland (7), landw. Nutzfläche (11), teilweise Kulturart (2)  14 3 bis 100 vH regional nach Ablage der Zählpapiere	Bundesland (7), landw. Nutzfläche (11), teilweise Kulturart (2)  14 12,5 vH Bodennutzungssysteme, regional nach Ablage der Zählpapiere
— systematisch 2,4 vH 12 000 Betriebe	— systematisch 8 vH 160 000 Betriebe	— systematisch 8 vH 145 000 Betriebe	13 systematisch 1 vH 18 000 Betriebe
für Totalwerte: freie Hochrechnung mit Anpassung an vorläufige Ergebnisse der Totalzählung	freie Hochrechnung unter Berücksichtigung der Veränderung der Betriebszahlen seit 1949	freie Hochrechnung	Differenzenschätzung, gebunden an die Ergebnisse der Basiserhebung
—	Durchgeführt für April und Oktober 1952, für Oktober 1953 und für April 1954.	Durchgeführt für Juli 1956.	Monatlich von August 1956 bis Juni 1958 durchgeführt.

Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.4, S. 176. — <sup>5)</sup> Vgl. II.5, S. 180. — <sup>6)</sup> Vgl. II.6, S. 184. — <sup>7)</sup> Vgl. II.7, S. 195. — Wahlbezirken (Zonen).

# Grundzüge der Stichproben

Gliederung	Statistik	Bodennutzungshaupterhebungen 1956/59 <sup>4)</sup>			
		in Niedersachsen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Bayern			in Nordrhein- Westfalen 1957 bis 1959
		1957	1958 und 1959		
<b>Grundlagen der Statistik</b> Vorgesehene Ergebnisse Einsatzstelle Erhebungseinheit Erhebungsvordruck Erhebungsverfahren Aufbereitungseinheit		Totalwerte Erhebung landw. Betrieb Fragebogen Selbstaussfüllung landw. Betrieb			
<b>Auswahlverfahren</b> Stufen		einstufig	zweistufig		einstufig
Phasen		einphasig	1. Stufe einphasig	2. Stufe einphasig	einphasig
Auswahleinheit Anzahl der Auswahleinheiten Auswahlunterlagen		Gemeinde 17 000 Ergebnisse der Bodennutzungs- erhebung 1956	Gemeinde 17 000 Ergebnisse der Bodennutzungs- erhebung 1956	landw. Betrieb 1 150 000 Hilfslisten der Bodennutzungs- erhebung 1956	landw. Betrieb 260 000 Hilfslisten der Bodennutzungs- erhebung 1956
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)		Bundesland (4), Anbaufläche be- sonderer Frucht- artgruppen (5)	Bundesland (4), Anbaufläche be- sonderer Frucht- artgruppen (4)	Ackerfläche (3), Anbaufläche be- sonderer Frucht- artgruppen (2)	Landwirtschafts- kammerbezirke (2), Anbaufläche besonderer Fruchtartgrup- pen in Gemein- den (2)
Anzahl der Schichten <sup>1)</sup> Auswahlsätze in den Schichten Anordnungsmerkmale)		5 10 bis 100 vH Anbaufläche be- sonderer Frucht- artgruppen	4 20 bis 100 vH Anbaufläche be- sonderer Frucht- artgruppen, re- gional nach übli- cher Anordnung	4 5 bis 100 vH regional nach Ablage der Zählpapiere	4 6 und 20 vH regional nach Ablage der Zählpapiere
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>2)</sup> Auswahltechnik Durchschnittlicher Auswahlsatz <sup>3)</sup> Stichprobenumfang <sup>3)</sup>		etwa 10 bis 20 systematisch 18 vH 3 000 Gemeinden	etwa 10 bis 20 systematisch 31 vH 5 300 Gemeinden	— systematisch 6,5 vH <sup>12)</sup> 75 000 Betriebe	— systematisch 7 vH 19 000 Betriebe
<b>Hochrechnungsverfahren</b>		Differenzen- schätzung, ge- bunden an die Anbaufläche 1956 je Frucht- artgruppe	Kombination von Verhältnis- schätzung (ge- bunden an Ackerfläche 1958 bzw. Betriebs- fläche 1959) und Differenzen- schätzung (ge- bunden an die Anbaufläche 1956 je Frucht- artgruppe)	freie Hochrech- nung	Kombination von Verhältnis- schätzung (ge- bunden an Ackerfläche 1956) und Differenzen- schätzung (ge- bunden an die Anbaufläche 1956 je Frucht- artgruppe)
<b>Anmerkungen</b>		—	—	—	—

<sup>1)</sup> Je Bundesland. — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind, Anzahl innerhalb der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß  
keiten proportional zur Anbaufläche der jeweiligen Fruchtartgruppe im Kreis. — <sup>4)</sup> Je 1000 Betriebe für 25 Frucht  
<sup>10)</sup> In Schleswig-Holstein mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Zahl der Apfelbäume 1951, in Baden-Württem  
Holstein. — <sup>12)</sup> Gesamtauswahlsatz.



statistiken II.10 bis II.12

Bodennutzungshaupterhebungen 1956/59 <sup>4)</sup>		Nachprüfung der Bodennutzungserhebungen <sup>5)</sup>	Obstbaumzählung 1958 <sup>6)</sup>			
in Baden-Württemberg 1956 bis 1959	in Schleswig-Holstein 1959		in Niedersachsen, Nordrhein-Westf., Hessen, Rheinl.-Pfalz und Bayern	in Schleswig-Holstein und Baden-Württemberg		
Totalwerte Erhebung landw. Betrieb Fragebogen Selbstausfüllung landw. Betrieb		Berichtigungsfaktoren Erhebung landw. Betrieb Betriebsbogen Ausfüllung durch Kommission landw. Betrieb	Totalwerte Erhebung Grundstück Zählbezirksliste Ermittlung durch Zähler Obstbaum			
zweistufig 1. Stufe einphasig Gemeinde 3 400 Ergebnisse der Bodennutzungserhebung 1955 Anbaufläche je einer von 25 Fruchtartgruppen (3)  75 10 bis 100 vH Kreise  bis 70 zufällig <sup>7)</sup> fast 100 vH 3 400 Gemeinden		einstufig einphasig Gemeinde 1 400 Ergebnisse der Bodennutzungserhebung 1958 Naturräume (4)  4 33 vH Kreise, weiter nach der üblichen regionalen Anordnung  etwa 6 systematisch 33 vH 470 Gemeinden	zweistufig 1. Stufe einphasig Gemeinde 24 000 Ergebnisse der Landw. Betriebszählung 1949 Bundesland(7), Landkreise (20 bis 140)  20 bis 140 2 bis 9 vH —  — zufällig 4 vH 960 Gemeinden	zweistufig 2. Stufe einphasig landw. Betrieb 1 500 000 Bodennutzungsvorerhebung im Berichtsjahr —  1 1 bis 20 vH —  — zufällig <sup>8)</sup> 0,2 vH <sup>12)</sup> 2 700 Betriebe	einstufig einphasig Gemeinde 19 300 Ergebnisse der Obstbaumzählung 1951 Bundesland(5), Obstbäume insgesamt (9); in NRW: Landesteil (2), Obstbäume je ha Gemeindefläche (5)  9 bzw. 10 1 bis 100 vH Kreise, weiter nach der üblichen regionalen Anordnung  bis 140 systematisch 11 vH 2 000 Gemeinden	einstufig einphasig Zählbezirk 65 000 Zählpapiere der Obstbaumzählung 1951 Bundesland(2), Sonderbetriebe bzw. Sondergemeinden (2)  2 5 bis 100 vH Kreise, Gemeinden, Reihenfolge der Ablage  1 400 bzw. 3 400 systematisch <sup>10)</sup> 5 vH 3 300 Zählbezirke <sup>11)</sup>
separate Verhältnisschätzung, gebunden an die Anbaufläche 1955 je Fruchtartgruppe		separate Verhältnisschätzung, gebunden an die Anbaufläche 1958 je Fruchtartgruppe	kombinierte Verhältnisschätzung von Flächendifferenzen, gebunden an Ackerfläche im Berichtsjahr		kombinierte Verhältnisschätzung (in NRW: Differenzschätzung), gebunden an Zahl der Obstbäume 1951	separate Verhältnisschätzung, gebunden an Zahl der Obstbäume 1951
Stichprobe besteht aus 25 unabhängigen Teilstichproben. Endgültige Ergebnisse durch gewichtete Zusammenfassung der Teilergebnisse.		—	Für die Jahre 1949, 1952 und 1954 bis 1957 sowie für 1960 durchgeführt.		—	—

Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.10, S. 221. — <sup>5)</sup> Vgl. II.11, S. 249. — <sup>6)</sup> Vgl. II.12, S. 256. — <sup>7)</sup> Mit Wahrscheinlichkeitsgruppen. — <sup>8)</sup> Gesteuert auf proportionale Erfassung von Betrieben in 3 Größenklassen der Nutzfläche. — berg mit gleichen Wahrscheinlichkeiten. — <sup>11)</sup> Sowie 3200 Betriebe mit geschlossenen Obstanlagen in Schleswig-

## Grundzüge der Stichproben

Statistik Gliederung	<b>Besondere Ernteermittlung<sup>1)</sup></b> — Probeschnitte und Proberodungen —			
<b>Grundlagen der Statistik</b> Vorgesehene Ergebnisse Einsatzstelle Erhebungseinheit  Erhebungsvordruck Erhebungsverfahren	Verhältniswerte (Erntemenge/Fläche in dz/ha) Erhebung Probestück  Berichtsbogen Probenahme durch Kommission			
<b>Aufbereitungseinheit</b>	Feld			
<b>Auswahlverfahren</b> Stufen	vierstufig			
Phasen	1. Stufe einphasig	2. Stufe einphasig	3. Stufe einphasig	4. Stufe einphasig
Auswahlseinheit	Gemeinde	landw. Betrieb	Feld mit Anbau der Fruchtart	Probestück
Anzahl der Auswahlseinheiten	24 000	1 100 000	Auskunft des Betriebsinhabers	—
Auswahlunterlagen	Ergebnisse der jeweils letzten totalen Boden- nutzungshaupt- erhebung	Hilfslisten der jeweils letzten totalen Boden- nutzungshaupt- erhebung		
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)	Bundesland (7)	—	—	—
Anzahl der Schichten <sup>1)</sup>	1	1	1	1
Auswalsätze in den Schichten Anordnung(smerkmale)	etwa 20 vH Kreise, weiter nach der übli- chen regionalen Anordnung	—	—	—
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>2)</sup>	20 bis 140	—	—	—
Auswahltechnik	systematisch <sup>3)</sup>	zufällig <sup>3)</sup>	zufällig	systematisch
Durchschnittlicher Auswalsatz <sup>3)</sup>				(0,0001 vH der Fläche) <sup>10)</sup>
Stichprobenumfang <sup>3)</sup>	500 bis 1 400 Gemeinden <sup>10)</sup>	1 000 bis 2 800 Betriebe <sup>10)</sup>	1 000 bis 2 800 Felder <sup>10)</sup>	5 000 bis 14 000 Probestücke <sup>10)</sup>
<b>Hochrechnungsverfahren</b>	Berechnung der durchschnittlichen Erträge als ungewichteter Mittel- wert der auf den Probestücken ermittelten Erträge			
<b>Anmerkungen</b>	Jährlich durchgeführt seit 1948. Ermittlungen bisher nur für Winterroggen, Winterweizen und Spät- kartoffeln sowie — in Süddeutschland — für Sommergerste.			

<sup>1)</sup> Je Bundesland. — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind: Anzahl innerhalb der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß  
<sup>4)</sup> Mit Wahrscheinlichkeiten proportional zur Anbaufläche der jeweiligen Fruchtart. — <sup>5)</sup> Mit Ausgleich nach  
Baden-Württemberg. — <sup>12)</sup> In Niedersachsen. — <sup>13)</sup> In Niedersachsen 90.

## statistiken II.13 bis II.16

Besondere Ernteermittlung <sup>4)</sup> — Volltrusche und Vollrodungen —	Viehzwischen- zählungen <sup>5)</sup>	Nachprüfung der Viehzählungen <sup>6)</sup>		Milcherzen- gungs- und -verwendungs- statistik <sup>7)</sup>
		im Dezember	im Juni	
Verhältnismerte von Erträgen Erhebung Feld	Totalwerte Erhebung Viehhaltung	Systematische Fehler der Erhebung Erhebung Viehhaltung		Totalwerte Erhebung kuhhaltender Betrieb
Berichtsbogen Ermittlung durch Kommission	Zählflächenliste Ermittlung durch Zähler	Zählflächenliste Ermittlung durch Prüfer		Fragebogen Interview oder Selbstauf- füllung Betrieb
Feld	Tier, Tierhalter	Tier		
einstufig	einstufig	einstufig	einstufig	einstufig
zweiphasig 1. Phase 2. Phase	einphasig	einphasig	zweiphasig 1. Phase 2. Phase	einphasig
Feld mit Anbau der Fruchtart (entspricht der Auswahl von Feldern für die Probesschnitte und Probe- rodungen)	Feld mit Anbau der Fruchtart 1 000 bis 2 800 Anschriften- listen für Probe- schnitte und Proberodungen	Zählfläche 100 000 Liste oder Kar- tei der Zähl- flächen	Zählfläche (entspricht der Auswahl von Zählflächen für die geprüfte Erhebung)	Betrieb 1 300 000 Zählflächen- listen der Vieh- zählung im De- zember des Vor- jahres
Bundesland (7)	Bundesland (7), Zahl der Zuchtsauen (3), Zahl der Kühe (4 od. 5) <sup>11)</sup> , Zahl der Schafe (6) <sup>12)</sup>	Bundesland (7), Zahl der Zuchtsauen (3)	Bundesland (7), Zahl der Zuchtsauen (3)	Bundesland (7), Zahl der Milchkühe (5)
1 15 vH	3 bis 15 <sup>13)</sup> 5 bis 50 vH Kreise, weiter nach der übli- chen regionalen Anordnung	3 0,3 bis 0,8 vH Kreise, weiter nach der übli- chen regionalen Anordnung	3 0,5 bis 15 vH Kreise, weiter nach der übli- chen regionalen Anordnung	5 0,1 bis 10 vH Kreise, Ge- meinden, weiter nach der An- ordnung der Zählflächenliste
zufällig	20 bis 140 systematisch 12 vH	20 bis 140 systematisch 0,4 vH	20 bis 140 systematisch 0,4 vH	bis 7 000 systematisch 0,4 vH
150 bis 400 Felder <sup>10)</sup>	12 000 Zählflächen	400 Zählflächen	400 Zählflächen	5 000 Betriebe
Berechnung von „Korrektiven“ (Verhältnismerte zur Verbesse- rung der mit Probesschnitten bzw. Proberodungen ermittel- ten Ertragswerte)	Schweine, Schafe: freie Hochrechnung Rindvieh: freie Hochrech- nung <sup>11)</sup> bzw. separate Ver- hältnisschät- zung, gebunden an Rinderzah- len aus der vor- angegangenen Dezember- zählung	Kombinierte Verhältnisschätzung, gebunden an Viehzahlen der geprüften Erhebung		zunächst: freie Hochrechnung (vgl. Anmer- kung)
Vgl. Anmerkungen zu Probe- schnitten und Proberodungen	Laufend durch- geführt im März und Sep- tember seit 1954, seit 1956 auch im Juni	Seit 1956 in jedem zweiten Jahr durchgeführt		Ab Frühjahr 1960 monatl. durchgeführt. Plan wird auf Grund der Er- gebnisse ver- feinert.

Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.13, S. 268. — <sup>5)</sup> Vgl. II.14, S. 282. — <sup>6)</sup> Vgl. II.15, S. 296. — <sup>7)</sup> Vgl. II.16, S. 301. — 2 Betriebsgrößenklassen im Kreis. — <sup>10)</sup> Je Fruchtart. — <sup>11)</sup> In Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Hessen und

## Grundzüge der Stichproben

Statistik Gliederung	Monatlicher Industriebericht <sup>4)</sup> — Untersuchungen in Niedersachsen und Hessen —	Jahreserhebung über die Nettoleistung der Industrie 1954 <sup>5)</sup>	Handwerks- berichterstattung <sup>6)</sup>
<b>Grundlagen der Statistik</b> Vorgesehene Ergebnisse Einsatzstelle Erhebungseinheit Erhebungsvordruck Erhebungsverfahren Aufbereitungseinheit	Totalwerte Erhebung Industriebetrieb Fragebogen Selbstaussfüllung Betrieb	Totalwerte Erhebung Unternehmen Fragebogen Selbstaussfüllung Unternehmen	Verhältnisswerte Erhebung Handwerksbetrieb Fragebogen Selbstaussfüllung Betrieb
<b>Auswahlverfahren</b> Stufen	einstufig	einstufig	einstufig
Phasen	einphasig	einphasig	einphasig
Auswahleinheit Anzahl der Auswahleinheiten Auswahlunterlagen	Betrieb 9 000 Material des — bis- lang total durchge- führten — Industrie- berichts in Nieder- sachsen und Hessen	Unternehmen 45 000 Unternehmenskartei	Betrieb 600 000 Fragebogen der Handwerkszählung 1956, Handwerks- rollen
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)	Bundesland, Industriezweige (rund 100), Zahl der Beschäftigten (4)	Bundesland (9), Industriezweige (62), Anzahl der Beschäftigten (2)	Bundesland (9), Handwerkszweige (35), Zahl der Beschäftigten (6)
Anzahl der Schichten <sup>1)</sup> Auswahlsätze in den Schichten Anordnung(smerkmale)	rund 400 10 bis 100 vH Zahl der Beschäftig- ten	124 10 bis 100 vH Zahl der Beschäftig- ten	210 0,2 bis 100 vH Reihenfolge der Ab- lage der Fragebogen
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>2)</sup> Auswahltechnik Durchschnittlicher Auswahlatz <sup>3)</sup> Stichprobenumfang <sup>3)</sup>	— systematisch etwa 60 vH etwa 6 000 Betriebe	— systematisch 23 vH 10 100 Unternehmen	— systematisch etwa 4,5 vH 26 000 Betriebe
<b>Hochrechnungsverfahren</b>	kombinierte Verhält- nisschätzung, gebun- den an Gesamtum- satz im Basismonat	separate Verhältniss- schätzung, gebunden an Gesamtwert des Materialeingangs aus Haupterhebung	freie Hochrechnung von Zähler und Nen- ner der Verhältnis- werte
<b>Anmerkungen</b>	Untersuchungen zur Anwendung des Stichprobenplans sind noch nicht ab- geschlossen.	Die repräsentative Ergänzungserhebung wurde auf totale Haupterhebung auf- gestockt.	Ab Herbst 1960 vier- teljährlich durchge- führt.

<sup>1)</sup> Je Bundesland. — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind: Anzahl innerhalb der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß  
<sup>8)</sup> Vgl. II.21, S. 355. — <sup>9)</sup> Vgl. II.22, S. 361. — <sup>10)</sup> Je Zählbezirk mit besonderem Startpunkt. — <sup>11)</sup> Nach dem  
bis 5. 7. 1959 ohne Saarland. — <sup>12)</sup> Vgl. Hochrechnungsverfahren. — <sup>13)</sup> Aufbereiteter Anteil nach dem Stande

## statistiken II.17 bis II.22

Wohnungsstatistik 1956/57 <sup>7)</sup>				Handels- und Gaststätten-zählung <sup>8)</sup>	Außenhandels-statistik <sup>9)</sup> — Ausfuhr —
Repräsentative 10 vH-Erhebung 1956	Repräsentative (1 vH-)Zusatzerhebung 1957				
Totalwerte Erhebung Wohnpartei Haushaltungsliste Selbstaussfüllung meist: Wohnpartei	Anteilswerte, Mittelwerte Erhebung Wohnpartei Fragebogen Interview meist: Wohnpartei			Totalwerte Erhebung Unternehmen Fragebogen Selbstaussfüllung Unternehmen	Totalwerte Aufbereitung Ausfuhrmeldung Selbstaussfüllung Außenhandelsfall
einstufig	1. Stufe	zweistufig 2. Stufe		einstufig	einstufig
einphasig		zweiphasig		einphasig	einphasig
		1. Phase	2. Phase		
Wohnung 13 000 000 Leitlisten der Totalzählung	Gemeinde (gleich der Aus- wählerster Stufe für die 1 vH-Er- hebung des Mikrozensus im Oktober 1957)	Wohnung (gleich der Aus- wahl für die 10 vH-Erhebung der Wohnungs- zählung 1956/57)	Wohnung 1 300 000 Leitlisten der Totalzählung	Unternehmen 400 000 Material der totalen Grund- erhebung	Ausfuhrmeldung 900 000
Bundesland (10)			Bundesland (10)	Bundesland (10), Wirtschafts- klassen (200), Umsatz (5)	Ausfuhrwert (3)
1 10 vH regional nach den Leitlisten der Totalzählung			1 10 vH regional nach den Leitlisten der Totalzählung	800 1 bis 100 vH Umsatz	3 <sup>13)</sup> 0 <sup>14)</sup> und 100 vH —
— systematisch <sup>10)</sup> 10 vH 1 300 000 Wohnungen			nach Schlußziffern 1 vH 130 000 Wohnungen	— systematisch 18 vH <sup>11)</sup> <sup>12)</sup> 72 000 <sup>11)</sup> Unternehmen	— — <sup>14)</sup> 55 vH <sup>14)</sup> 500 000 <sup>15)</sup> Ausfuhr- meldungen <sup>11)</sup>
Bildung von Hoch- rechnungsgrup- pen, Angleichen je Gruppe an die Ergebnisse der Totalzählung durch Umsetzen auf Zufallsbasis			unmittelbare Aus- wertung des Mate- rials ohne Anglei- chung	separate Verhält- nisschätzung, ge- bunden an den Gesamtumsatz oder an andere Merkmale	Fälle unter 280 DM werden weg- gelassen, dafür Fälle von 280 bis 500 DM doppelt einbezogen
Erhebung erfolgte im Rahmen der Totalzählung.	Gleiche Auswahl wie für die 1 vH-Mikrozensus-erhebung im Oktober 1957.			Die totale Grund- erhebung wird im Herbst 1960, die repräsentative Ergänzungserhe- bung wird im Frühjahr 1961 durchgeführt.	Das „Dopplungs- verfahren“ wird seit Januar 1958 monatlich ange- wandt.

Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.17, S. 300. — <sup>5)</sup> Vgl. II.18, S. 319. — <sup>6)</sup> Vgl. II.19, S. 327. — <sup>7)</sup> Vgl. II.20, S. 334. —  
vorläufigen Auswahlplan. — <sup>12)</sup> Bezogen auf die Auswahlgesamtheit. — <sup>13)</sup> Im Bundesgebiet einschl. Berlin (West),  
April 1958.

## Grundzüge der Stichproben

Gliederung	Statistik	Repräsentativ- erhebung über den Güterverkehr mit Kraftfahr- zeugen im Juli 1952 <sup>1)</sup>	Statistik der Kosten und Leistung	
			Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen	
			Fahrzeug- erhebung	Unternehmenserhebung
<b>Grundlagen der Statistik</b>				
Vorgesehene Ergebnisse		Totalwerte	Totalwerte	Totalwerte
Einsatzstelle		Erhebung	Erhebung	Erhebung
Erhebungseinheit		Kraftfahrzeug	Fahrzeug	Unternehmen
Erhebungsvordruck		Fragebogen	Fragebogen	Fragebogen
Erhebungsverfahren		Selbstaussfüllung	Selbstaussfüllung	Selbstaussfüllung
Aufbereitungseinheit		Fahrzeug	meist: Fahrzeug	Unternehmen
<b>Auswahlverfahren</b>				
Stufen		einstufig	einstufig	einstufig
Phasen		einphasig	einphasig	zweiphasig
Auswahleinheit		Fahrzeug	Fahrzeug	1. Phase Motorfahrzeug (gleich der Aus- wahl für die Fahrzeug- erhebung) 2. Phase Motorfahrzeug
Anzahl der Auswahleinheiten		500 000	850 000	7 200 <sup>2)</sup>
Auswahlunterlagen		Fahrzeug- bestandskartei, Unterlagen der Zulassungs- stellen für Kraft- fahrzeuge	Fahrzeug- bestandskartei, Fahrgestellkartei	Lochkarten der Stichprobe der ersten Phase
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)		Fahrzeuggruppe (7), Gewerbe- gruppen (29)	Fahrzeuggruppe (12), Gewerbe- zweig (35 bzw. 17)	Fahrzeuggruppe (6), Gewerbe- zweig (2)
Anzahl der Schichten		203 <sup>1)</sup>	312 <sup>1)</sup>	12 <sup>1)</sup>
Auswahlsätze in den Schichten		2 bis 100 vH	2 bis 100 vH	3 bis 100 vH
Anordnungsmerkmale		Zulassungs- stellen, weiter nach Anordnung der Kartei	—	—
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>2)</sup>		—	—	—
Auswahltechnik		systematisch	zufällig	zufällig
Durchschnittlicher Auswahlsatz <sup>3)</sup>		10,5 vH	10 vH	3 vH
Stichprobenumfang <sup>3)</sup>		52 000 Fahrzeuge	85 000 Fahrzeuge	3 300 Fahrzeuge
<b>Hochrechnungsverfahren</b>		freie Hochrech- nung entspre- chend den effek- tiven Auswahl- sätzen	Doppeln der echten Ausfälle, freie Hochrech- nung	freie Hochrech- nung unter Be- rücksichtigung d. unterschiedl. Auswahlwahr- scheinlichkeiten für Unternehmen
<b>Anmerkungen</b>		—	Einteilung der Stichprobe in 26 Unterstich- proben für die 26 Erhebungs- wochen im Jahr 1959.	—

<sup>1)</sup> Im Bundesgebiet (ohne Saarland), einschl. Berlin (West). — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind: Anzahl innerhalb II.25, S. 391. — <sup>3)</sup> Vgl. II.26, S. 400. — <sup>4)</sup> Motorfahrzeuge des gewerblichen Verkehrs. — <sup>5)</sup> Im Bundesgebiet einschl. abstand 3 und 5.

## statistiken II.23 bis II.26

gen im Güterverkehr im Jahre 1959 <sup>5)</sup>			Statistik der Kraftfahrzeug- fahrleistungen im Jahre 1959 <sup>6)</sup>	Statistik des Fernverkehrs mit Kraftfahrzeugen <sup>7)</sup>	
Güterverkehr mit Binnenschiffen		Güterverkehr mit Eisenbahnen		gewerbl. Güter- fernverkehr	Werk- fernverkehr
Unternehmens- erhebung	Fahrzeugerhebung				
Totalwerte Erhebung Unternehmen	Totalwerte Erhebung Fahrzeug	Totalwerte Erhebung Unternehmen	Totalwerte Erhebung Fahrzeug	Totalwerte Aufbereitung Beförderungs- fall Frachtbrief	Totalwerte Aufbereitung Beförderungs- fall Nachweis über Beförderungs- leistung Selbst- ausfüllung Beförderungs- fall
Fragebogen	Fragebogen	Fragebogen	Fragekarte		
Selbst- ausfüllung Unternehmen	Selbstaussfüllung meist: Fahrzeug	Selbst- ausfüllung Unternehmen	Selbst- ausfüllung Fahrzeug	Selbst- ausfüllung Beförderungs- fall	
einstufig	zweistufig 1. Stufe 2. Stufe		einstufig	einstufig	einstufig
einphasig	einphasig	einphasig	einphasig	einphasig	einphasig
Unternehmen 3 700 Unternehmens- kartei	Unternehmen (gleich der Auswahl für die Unternehmens- erhebung)	Binnenschiff 7 300 Schiffskartei	Unternehmen 165 Verzeichnis der Unternehmen	Fahrzeug 9 600 000 Fahrzeug- bestandskartei, Fahrgestell- kartei	Frachtbrief <sup>10)</sup> etwa 550 000 Eingesandte Frachtbriefe
Zahl der Schiffe (4)		Zahl der Schiffe (4), Schiffe im Werkverkehr (1)	Güterverkehrs- leistung (3), Sonder-Unter- nehmen (1)	Fahrzeug- gruppe (24), Beruf bzw. Gewerbe des Fahrzeug- halters (12)	Frachten- prüfstellen
4 <sup>1)</sup> 25 bis 100 vH Besitz von Tankschiffen, Zahl der Schiffe, Zahl der Motor- schiffe		5 <sup>1)</sup> 20 und 25 vH Unternehmens- zugehörigkeit	4 <sup>1)</sup> 20 bis 100 vH Güterverkehrs- leistung	27 <sup>9)</sup> 0,25 bis 100 vH Baujahr- gruppen, Standort, An- triebsart, wei- ter nach der Anordnung der Kartei	27 <sup>9)</sup> 25 vH <sup>10)</sup> Reihenfolge des Einganges der Frachtbriefe
2 systematisch 30 vH 1 100 Unternehmen		— systematisch 23 vH 1 700 Binnenschiffe	— systematisch 51 vH 84 Unternehmen	55 bzw. 110 systematisch 2,1 vH 200 000 Fahrzeuge	— systematisch 25 vH <sup>10)</sup> 140 000 Beförderungs- fälle
freie Hochrechnung	freie Hochrechnung	freie Hochrechnung	Doppeln der echten Ausfälle, freie Hochrechnung	freie Hochrechnung	freie Hochrechnung
Kontrolle der Auswahl.	Kontrolle der Auswahl. — Ein- teilung der Stichprobe in 4 Unter- stichproben für die 4 Erhe- bungsquartale im Jahr 1959.	Angaben über Fahrzeuge wer- den von den Unternehmen auf Grund ihrer Betriebsstatistik zusammen- gestellt.	—	Monatlich durchgeführt seit Januar 1954.	

der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.23. S. 372. — <sup>5)</sup> Vgl. II.24. S. 379. — <sup>6)</sup> Vgl. Saarland und Berlin (West). — <sup>10)</sup> Seit Juli 1957. — <sup>11)</sup> Seit Januar 1958. — <sup>12)</sup> Mit alternierendem Auswahl-

## Grundzüge der Stichproben

Statistik Gliederung	Jährliche Zusatzstatistik über die öffent- liche Fürsorge <sup>4)</sup>	Statistik über die sozialen Verhältnisse der Renten- und Unterstützungsempfänger <sup>5)</sup>		Jährliche Gemeinde- finanzstatistik <sup>6)</sup> — Schattenauf- bereitung 1952 —
		Teil 1	Teil 2	
<b>Grundlagen der Statistik</b> Vorgesehene Ergebnisse	Totalwerte, An- teile, Mittelwerte	Totalwerte, Mittelwerte	Totalwerte, Mittelwerte	Totalwerte
Einsatzstelle	Erhebung	Erhebung	Erhebung	Aufbereitung
Erhebungseinheit	Fürsorge- verband <sup>12)</sup>	Dienststelle der Sozialeinricht.	Erhebung Haushalt	Gemeinde (G.-Verband)
Erhebungsvordruck	Zählblatt	Zählblatt	Fragebogen	Erhebungsbogen
Erhebungsverfahren	Aktenauszug	Aktenauszug	Interview	Selbstaussfüllung
Aufbereitungseinheit	lfd. unterstützte Partei	Sozialleistungs- fälle u. -empf.	Haushalt	Gemeinde (G.-Verband)
<b>Auswahlverfahren</b>				
Stufen	einstufig	einstufig		einstufig
Phasen	einphasig	zweiphasig		einphasig
		1. Phase	2. Phase	
Auswahleinheit	lfd. unterstützte Partei	Sozialleistungs- fall	künstlicher Klumpen <sup>14)</sup>	Gemeinde
Anzahl der Auswahlheiten	etwa 520 000	14 000 000	9 400	6 800 <sup>15)</sup>
Auswahlunterlagen	Unterlagen der Fürsorgever- bände	Unterlagen der Sozialeinrich- tungen	Unterlagen über Sozialleistungs- empfänger aus Teil 1 der Erhebung	Erhebungsbogen der Gemeinde- finanzstatistik 1952 in Bayern
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)	—	—	—	Einwohnerzahl der Gemeinde (3)
Anzahl der Schichten <sup>1)</sup>	1	1	1	3
Auswahlsätze in den Schichten	10 vH	etwa 5 vH	20 vH	20 vH bis 100 vH
Anordnung(smerkmale)	Bundesland, Art d. Fürsorge- Verband., weiter nach regionaler Anordnung der Verbände	—	regionale Anord- nung von Ge- meinden	regionale Anord- nung nach Reg.- Bezirken und Kreisen, weiter alphabetisch
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>2)</sup>	30	—	—	—
Auswahltechnik	nach Namens- anfang <sup>13)</sup>	nach Namens- anfang	systematisch	systematisch
Durchschnittlicher Auswahlatz <sup>3)</sup>	10 vH	etwa 5 vH	20 vH	etwa 40 vH
Stichprobenumfang <sup>3)</sup>	etwa 52 000 lfd. unterstützte Parteien	700 000 Sozialleistungs- empfänger	1 880 Klumpen <sup>14)</sup>	2 800 Gemeinden
<b>Hochrechnungsverfahren</b>	freie Hochrech- nung	freie Hochrech- nung auf die Gesamtzahl der Sozialleistungs- fälle	Doppeln und Streichen von Haushalten auf Zufallsbasis, an- schließend freie Hochrechnung	separate Ver- hältnisschät- zung, gebunden an Einwohner- zahl
<b>Anmerkungen</b>	Jährlich durch- geführt seit 1956 (Ausnahme: 1959).	Bei der Aufbe- reitung wurden die Soziallei- stungsfälle zu Sozialleistungs- empfängern zu- sammengeführt.	—	Erhebung wird weiter total durchgeführt, bei Gemeinden bis unt. 1 000 Einw. mit verkleinertem Erhebungsbogen. Fehlende Informationen werden durch Übertrg. ersetzt.

<sup>1)</sup> Je Bundesland. — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind: Anzahl innerhalb der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß  
<sup>8)</sup> Vgl. II.31, S. 440. — <sup>9)</sup> Vgl. II.32, S. 463. — <sup>10)</sup> Vgl. II.33, S. 472. — <sup>11)</sup> Vgl. II.34, S. 486. — <sup>12)</sup> Auskunftsstellen.  
empfänger in 1 bis 3 benachbarten Gemeinden. — <sup>13)</sup> Gemeinden bis unter 3000 Einwohner in Bayern 1952. —  
wahlstz.



## statistiken II.27 bis II.34

Lohnsteuer-statistik 1950 <sup>7)</sup>	Lohnsteuer-statistik 1955 <sup>8)</sup>	Lohnsteuer-statistik 1957 <sup>9)</sup>	Einkommen-steuerstatistik 1957 <sup>10)</sup>	Allgemeine Verbrauchs- und Einkommenserhebung in privaten Haushalten <sup>11)</sup>	
Totalwerte	Totalwerte	Totalwerte	Totalwerte	Mittelwerte, Totalwerte	
Aufbereitung Lohnsteuerpflichtiger Lohnsteuerbeleg <sup>16)</sup>	Aufbereitung Lohnsteuerpflichtiger Lohnsteuerbeleg <sup>16)</sup>	Aufbereitung Lohnsteuerpflichtiger Lohnsteuerkarte	Aufbereitung Einkommenssteuerpflichtiger Statistisches Blatt	Erhebung Haushalt	
Ausfüllung durch Behörden und Arbeitgeber Lohnsteuerpflichtiger	Ausfüllung durch Behörden und Arbeitgeber Lohnsteuerpflichtiger	Ausfüllung durch Behörden und Arbeitgeber Lohnsteuerpflichtiger	Ausfüllung durch Finanzamt Einkommenssteuerpflichtiger	Fragebogen, Haushaltsbuch	
				Interview, Selbstaussfüllung	
				Haushalt	
einstufig	einstufig	einstufig	einstufig	zweistufig	
einphasig	einphasig	einphasig	einphasig	1. Stufe einphasig	2. Stufe einphasig
Lohnsteuerbeleg	Lohnsteuerbeleg	Lohnsteuerkarte	Stat. Blatt	Gemeinde (ggf. gleich der Auswahl erster Stufef. den Mikrozensus u. für die 1 vH-Zusatzerhebung z. Wohnungsstatistik 1960)	Haushalt
12 100 000 eingesandte Lohnsteuerbelege	16 300 000 eingesandte Lohnsteuerbelege	17 500 000 eingesandte Lohnsteuerkarten	3 100 000 eingesandte Statistische Blätter		17 000 000
Bundesländer (9), Art der Steuerbelastung (3), Steuerklassen (2), Geschlecht (2), Bruttolohn (3 oder 4)	Bundesländer (10), Bruttolohn (10), Art der Steuerbelastung (2), Beschäftigungsdauer (2), Geschlecht (2), Steuerklassen (8)	Bundesland (10), Bruttolohn (5 bzw. 11)	Bundesland (10), Einkommensgruppen (7 bzw. 8), Steuerklassen (6)		u. a. Stellung im Beruf des Haushaltsvorstandes, Haushaltsgröße, ggf. auch Einkommen
12 10 bis 100 vH —	1 bis 160 0,5 bis 100 vH Kreise, weiter nach der Reihenfolge des Materials bei Einsendung	5 bzw. 11 0,5 bis 100 vH Reihenfolge des Materials bei Einsendung	37 bzw. 43 5 bis 100 vH veranlagte Lohnsteuerpflichtige — übrige Einkommenssteuerpflichtige (2)		.
— nach Schlußziffern <sup>17)</sup> etwa 25 vH etwa 3 000 000 Lohnsteuerbelege	1 bis 191 systematisch 17 vH 2 800 000 Lohnsteuerbelege	— systematisch 2,5 vH 460 000 Lohnsteuerkarten	— systematisch 18 vH etwa 550 000 Stat. Blätter		.
freie Hochrechnung auf die Menge der erfaßten Lohnsteuerbelege	freie Hochrechnung auf die Menge der erfaßten Lohnsteuerbelege	freie Hochrechnung auf die Menge der erfaßten Lohnsteuerkarten	freie Hochrechnung	—	.
—	Schätzung der Besetzungszahlen aus dem 1. Materialteil.	—	—	Stichprobenplan noch in Arbeit; seine Ausgestaltung hängt wesentlich von der Grundlage für die Auswahl zweiter Stufe ab (Material der Volkszählung 1961, der Mikrozensus-erhebungen oder der 1 vH-Erhebung zur Wohnungsstatistik 1960).	

Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.27, S. 404. — <sup>5)</sup> Vgl. II.28, S. 407. — <sup>6)</sup> Vgl. II.29, S. 419. — <sup>7)</sup> Vgl. II.30, S. 430. — <sup>13)</sup> Jedem zehnten Fürsorgeverband wird die gleiche Buchstabenkombination zugeteilt. — <sup>14)</sup> Je 50 Sozialleistungs- <sup>16)</sup> Lohnsteuerkarte bzw. Lohnsteuerüberweisungsblatt. — <sup>17)</sup> Der lfd. Nr. der Lohnsteuerkarten. — <sup>18)</sup> Gesamtaus-

## Grundzüge der Stichproben

Gliederung	Statistik	Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52 <sup>1)</sup>		Lohnstruktur- erhebung in der Forstwirtschaft 1952/53 <sup>2)</sup>
<b>Grundlagen der Statistik</b> Vorgesehene Ergebnisse		Gliederung der erfaßten Fälle		Gliederung der erfaßten Fälle
Einsatzstelle Erhebungseinheit Erhebungsvordruck		Erhebung gewerblicher Betrieb Betriebsbogen, Erhebungslisten		Erhebung Forstbetrieb Betriebsbogen, Erhebungsbogen
Erhebungsverfahren Aufbereitungseinheit		Selbstaussfüllung Arbeitnehmer (Tätigkeitsfall)		Selbstaussfüllung Forstarbeiter (Tätigkeitsfall)
<b>Auswahlverfahren</b> Stufen		zweistufig		einstufig
		1. Stufe	2. Stufe	
Phasen		einphasig	einphasig	einphasig
Auswahleinheit Anzahl der Auswahleinheiten Auswahlunterlagen		Betrieb Arbeitsstätten- zählung 1950	Arbeitnehmer etwa 7 400 000 Unterlagen der Betriebe	Forstarbeiter 160 000 Unterlagen der Betriebe
Schichtungsmerkmale (Anzahl der Gruppen)		Bundesland (12), Zahl der Beschäf- tigten (2)	—	Art der Tätigkeit (2)
Anzahl der Schichten <sup>1)</sup> Auswahlsätze in den Schichten Anordnungsmerkmale		2 15 und 100 vH nach Ablage der Zählpapiere der Arbeitsstätten- zählung 1950	1 15 und 100 vH —	2 25 und 100 vH —
Anzahl der Anordnungsgruppen <sup>2)</sup> Auswahltechnik Durchschnittlicher Auswahlsatz <sup>3)</sup> Stichprobenumfang <sup>3)</sup>		— systematisch :	— nach Namensanfang etwa 15 vH <sup>4)</sup> etwa 1 100 000 Arbeitnehmer	— nach Namensanfang etwa 28 vH etwa 45 000 Forstarbeiter
<b>Hochrechnungsverfahren</b>		unmittelbare Auswertung ohne Hoch- rechnung oder Umrechnung		unmittelbare Aus- wertung ohne Hoch- rechnung; nur in wenigen Tabellen Umrechnung der Zahlen aus Schicht 2 auf 25 vH
<b>Anmerkungen</b>		Erhebung für November 1951.		Monatliche Erhebun- gen in der Zeit vom 1. 10. 1952 bis 30. 9. 1953.

<sup>1)</sup> Je Bundesland. — <sup>2)</sup> Wenn Schichten gebildet sind: Anzahl innerhalb der einzelnen Schichten. — <sup>3)</sup> Gemäß Gesamtauswahlsatz

## statistiken II.35 bis II.38

Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der Landwirtschaft 1953 <sup>6)</sup>	Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1957 <sup>7)</sup>		
	Teil 1		Teil 2
Gliederung der erfaßten Fälle  Erhebung landwirtschaftlicher Betrieb Betriebsbogen, Erhebungsbogen  Selbstaussfüllung Arbeitnehmer (Tätigkeitsfall)	Gliederung der erfaßten Fälle  Erhebung gewerblicher Betrieb Betriebsbogen, Erhebungslisten  Selbstaussfüllung Arbeitnehmer (Tätigkeitsfall)		Gliederung d. erfaß- ten Fälle Erhebung Unternehmen Fragebogen  Selbstaussfüllung Unternehmen
<div>1. Stufe</div> <div>zweistufig</div> <div>2. Stufe</div> <div>einphasig</div> <div>Gemeinde 24 000 Liste der Gemeinden</div> <div>Betrieb 350 000 Zählpapiere der land- wirtschaftlichen Be- triebszählung 1949</div> <div>landwirtschaftliche Nutzfläche (4)</div> <div>2 12,5 bis 100 vH meist Anfangsbuch- staben des Namens</div> <div>4 5 bis 100 vH nach Ablage der Zählpapiere der Landwirtschaft- lichen Betriebs- zählung 1949</div> <div>— systematisch etwa 25 vH 6 000 Gemeinden</div> <div>— systematisch etwa 6 vH<sup>8)</sup> 22 000 Betriebe</div>	<div>1. Stufe</div> <div>zweistufig</div> <div>2. Stufe</div> <div>einphasig</div> <div>Betrieb Unterlagen aus Indu- striebericht 1955, Baubericht 1955, Arbeitsstätten- zählung 1950</div> <div>Bundesland (11), Zahl der Beschäftigten (3)</div> <div>3 15 bis 100 vH nach Ablage der Zählpapiere</div> <div>— systematisch .</div>	<div>zweistufig</div> <div>2. Stufe</div> <div>einphasig</div> <div>Arbeitnehmer etwa 8 000 000 Unterlagen der Be- triebe</div> <div>—</div> <div>1 15 bis 100 vH —</div> <div>— nach Namensanfang etwa 15 vH<sup>9)</sup> etwa 1 200 000 Arbeitnehmer</div>	<div>einstufig</div> <div>einphasig</div> <div>Betrieb (gleich der Auswahl erster Stufe für Teil 1 der Erhebung; als ge- wählt gelten alle Un- ternehmen, von denen mindestens ein Betrieb für Teil 1 der Erhebung ausge- wählt wurde)</div>
unmittelbare Auswertung ohne Hochrech- nung; nur in einigen Tabellen Umrech- nungen wegen unterschiedlicher Auswahl- sätze erforderlich	unmittelbare Auswertung ohne Hochrech- nung oder Umrechnung		Ausgleich der erhöh- ten Auswahlwahr- scheinlichkeiten für Unternehmen mit mehreren Betrieben durch Gewichtung
Erhebungen in der Zeit vom 1. 2. 1953 bis 31. 1. 1954 mit unterschiedlicher Periodi- zität.	Erhebung für Oktober 1957.		Erhebung für das Jahr 1957.

Stichprobenplan. — <sup>4)</sup> Vgl. II.35, S. 492. — <sup>5)</sup> Vgl. II.36, S. 500. — <sup>6)</sup> Vgl. II.37, S. 505. — <sup>7)</sup> Vgl. II.38, S. 512. —



## Literaturverzeichnis

- [1] Aitchison, J. u. Brown, J. A. C.: *The Lognormal Distribution with Special Reference to its Uses in Economics*, Cambridge 1957, 176 S.
- [2] Anderson, O.: *Über die repräsentative Methode und deren Anwendung auf die Aufbereitung der Ergebnisse der bulgarischen landwirtschaftlichen Betriebszählung vom 31. Dezember 1926*, München 1949 (Herausgeber: Fachausschuß für Stichprobenverfahren der Dt. Stat. Ges.).
- [3] Anderson, O.: *Probleme der statistischen Methodenlehre in den Sozialwissenschaften*, 3. Aufl., Würzburg 1957 (Einzelschriften der Dt. Stat. Ges., Nr. 6), 358 S.
- [4] Bartels, H., u. Spilker, H.: Die Systematik der Wirtschaftszweige, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 55—65.
- [5] Birkner, H.: Die Erwerbstätigkeit nach Alter und Familienstand, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 542—546.
- [6] Block, E.: Numerical Considerations for the Stratification of Variables Following a Logarithmic Normal Distribution, *Skand. Akt. Tidskrift*, 1958, S. 185—200.
- [7] Cochran, W. G.: *Sampling Techniques*, New York-London 1953, 330 S.
- [8] Dalenius, T.: The Problem of Optimum Stratification, *Skand. Akt. Tidskrift*, 1950, S. 203—213.
- [9] Dalenius, T.: The Problem of Optimum Stratification in a Special Type of Design, *Skand. Akt. Tidskrift*, 1952, S. 61—70.
- [10] Dalenius, T.: *Sampling in Sweden (Contributions to the Methods and Theories of Sample Survey Practice)*, Stockholm 1957, 247 S.
- [11] Dalenius, T., u. Gurney, M.: The Problem of Optimum Stratification II., *Skand. Akt. Tidskrift*, 1951, S. 133—148.
- [12] Dalenius, T., u. Hodges, J. L.: The Choice of Stratification Points, *Skand. Akt. Tidskrift*, 1957, S. 198—203.
- [13] Deming, W. E.: *Some Theory of Sampling*, New York-London 1950, 602 S.
- [14] Deming, W. E.: On Simplifications of Sampling Design through Replication with Equal Probabilities and without Stages, *Journ. Am. Statist. Ass.*, Vol. 51, 1956, S. 24—53.
- [15] Deming, W. E., u. Stephan, F. F.: On a Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table when the Expected Marginal Totals are Known, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 11, 1940, S. 427—444.
- [16] Deming, W. E., u. Stephan, F. F.: On the Interpretation of Censuses as Samples, *Journ. Am. Statist. Ass.*, Vol. 36, 1941, S. 45—49.
- [17] El-Badry, M. A., u. Stephan, F. F.: On Adjusting Sample Tabulations to Census Counts, *Journ. Am. Statist. Ass.*, Vol. 50, 1955, S. 738—762.
- [18] Euler, M.: Die Untermieterhaushalte, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 537—541.
- [19] Fisher, R. A., u. Yates, F.: *Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research*, 4. Aufl., London 1953, 126 S.
- [20] Fisz, M.: *Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik*, Berlin 1958, 528 S.
- [21] Fürst, G.: Gedanken zum Zählungsprogramm 1960, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 8, 1956, S. 617—636.
- [22] Fürst, G.: Unternehmen, fachliche Unternehmensteile und örtliche Einheiten als Grundlage für die statistische Darstellung wirtschaftlicher Tatbestände, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 9, 1957, S. 643—670.

- [23] Fürst, G.: Zur Statistik der Erwerbstätigkeit und der Beschäftigung, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 115—130.
- [24] Fürst, G., u. Horstmann, K.: Die Arbeitnehmer- und Rentnerhaushalte nach der Höhe ihres Haushaltseinkommens, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 405—411.
- [25] Giehl, R.: Die repräsentative Vorwegaufbereitung der landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949, *Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamts*, Jg. 89, 1957, S. 152—167.
- [26] Hage, F.: Die repräsentativen Auszählungen zur Volkszählung 1950, *Grundfragen der Vorbereitungsarbeit eines deutschen Mikrozensus* (Bericht des Statistischen Bundesamtes, Wiesbaden), 1953, S. 37—44.
- [27] Haidmann, M.: Stichproben als kostensparendes Hilfsmittel der Betriebsführung, *Archiv für Eisenbahntechnik*, Folge 11, Juni 1958, S. 1—11.
- [28] Hansen, M. H., Hurwitz, W. N., und Madow, W. G.: *Sample Survey Methods and Theory*, 2. Aufl., New York-London 1956. Vol. I: Methods and Applications, 638 S. Vol. II: Theory, 332 S.
- [29] Hendricks, W. A.: *The Mathematical Theory of Sampling*, New Brunswick, N. J., 1956, 364 S.
- [30] Herberger, L.: Der Mikrozensus als neues Instrument zur Erfassung sozial-ökonomischer Tatbestände, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 9, 1957, S. 209—214.
- [31] Herberger, L.: Krankenversicherung und Altersversorgung der Bevölkerung, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 348—354.
- [32] Herberger, L.: Erwerbstätigkeit und Krankenversicherungsschutz, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 12, 1960, S. 153—158.
- [33] Horn, G.-H.: Ein neuer Bevölkerungsquerschnitt. *Statistische Monatshefte von Schleswig-Holstein*, Jg. 2, 1950, S. 165—166.
- [34] Horn, G.-H., u. Muske, G.: Die Umsiedlungswilligkeit der Heimatvertriebenen, *Statistische Monatshefte von Schleswig-Holstein*, Jg. 6, 1954, S. 2—11.
- [35] Horstmann, K.: Erwerbspersonen oder Labor-Force, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 36, 1952, S. 250—255.
- [36] Horstmann, K., u. Koller, S.: Der Umfang der Erwerbstätigkeit im Oktober 1957, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 173—184.
- [37] Kallmeyer, H.: Über Fehler, Fehlerausgleich und Fehlerfortpflanzung in der Sozialstatistik, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 40, 1956, S. 19—37.
- [38] Kellerer, H.: Die repräsentative Aufbereitung der bayerischen Volks- und Berufszählung 1946, *Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamts*, Jg. 80, 1948, S. 15—34.
- [39] Kellerer, H.: *Theorie und Technik des Stichprobenverfahrens*, München 1953 (Einzelschriften der Dt. Stat. Ges., Nr. 5), 217 S.
- [40] Kellerer, H.: Ergebnisbericht über die stichprobenweise Aufbereitung der Gemeindefinanzstatistik in Bayern 1952, *Statistische Berichte* (Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden), Arb.-Nr. VII/44/3 vom 16. Mai 1956, S. 35—60.
- [41] Kendall, M. G., und Buckland, W. R.: *A Dictionary of Statistical Terms*, Edinburgh-London 1957, 494 S.
- [42] Kendall, M. G., u. Smith, B. B.: *Tables of Random Sampling Numbers* (Tracts for Computers Nr. XXIV), Cambridge 1951, 60 S.
- [43] Koller, S.: *Graphische Tafeln zur Beurteilung statistischer Zahlen*, 3. Aufl., Darmstadt 1953, 73 S.
- [44] Koller, S.: Über einige Stichprobenprobleme bei der Vorbereitung des deutschen Mikrozensus, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 38, 1954, S. 9—16.

- [45] Koller, S.: Untersuchungen über Vereinfachungsverfahren bei Massenaufbereitungen nach quantitativen Merkmalen (erläutert am Beispiel der Ausfuhrstatistik), *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 42, 1958, S. 1—20.
- [46] Koller, S.: On the Problems of Replicated Sampling in German Governmental Statistics, *Bulletin de l'Institut International de Statistique*, Vol. 36, 1958, S. 135—143.
- [47] Koller, S.: The Use of Prior Statistical Information in Problems of Estimation, *Bulletin de l'Institut International de Statistique*, Vol. 37, 1960, S. 230—240.
- [48] Koller, S.: Der Umfang der Erwerbstätigkeit im Oktober 1958, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 12, 1960, S. 19—28.
- [49] Mahalanobis, P. C.: Some Aspects of the Design of Sample Surveys, *Sankhyā*, The Indian Journal of Statistics, Vol. 12, 1952, S. 1—7.
- [50] Morgenstern, O.: *Über die Genauigkeit wirtschaftlicher Beobachtungen*, München 1952 (Einzelschriften der Dt. Stat. Ges. Nr., 4), 129 S.
- [51] Nordbotten, S.: Allocation in Stratified Sampling by Means of Linear Programming, *Skand. Akt. Tidskrift*, 1956, S. 1—6.
- [52] Nordbotten, S.: Linear Programming and Automatic Computers, *Skand. Akt. Tidskrift*, 1960, S. 61—72.
- [53] Raab, J.: Die repräsentative Vorwegaufbereitung der landwirtschaftlichen Betriebszählung 1949, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 34, 1950, S. 226—235.
- [54] Rauterberg, M., u. Legde, H. G.: Die repräsentative Methode bei Viehzählungen, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 6, 1954, S. 503—507.
- [55] Ronge, F.: Die Verhältnisschätzung nach der Methode des „Veränderungsfaktors“ und der „additiven Veränderungsgröße“, *Mitteilungsblatt für Mathematische Statistik*, Jg. 6, 1954, S. 221—232.
- [56] Schäffer, K.-A., u. Nourney, M.: Abschätzung der Varianz stetiger Merkmale aus Intervallbreite und Mittelwert, *Metrika*, Bd 1, 1958, S. 41—56.
- [57] Schmetterer, L.: *Einführung in die mathematische Statistik*, Wien 1956, 405 S.
- [58] Schubnell, H.: Zahl und Struktur der Haushalte und Familien, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 593—601.
- [59] Schubnell, H.: Zahl und Struktur der Haushalte von Einzelpersonen, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 655—659.
- [60] Schubnell, H.: Die Haushalte nach der Größe, Merkmalen des Haushaltsvorstands, Kinderzahl und Zahl der Einkommensbezieher, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 12, 1960, S. 147—153.
- [61] Schweda, R., u. Schulz, R.: Das Programm der Handels- und Gaststättenzählung 1960, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 12, 1960, S. 396—404.
- [62] Sobotschinski, A.: Die 1 vH-Zusatzerhebung der Wohnungsstatistik — Erfahrungen und Schlußfolgerungen — 1956/57, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 43, 1959, S. 264—277.
- [63] Sobotschinski, A.: Zahl und Struktur der Normalwohnungen und ihre Belegung, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 10, 1958, S. 651—656.
- [64] Sobotschinski, A.: Der Wohnungsbedarf aus der Sicht der Haushalte, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 66—71.
- [65] Sobotschinski, A.: Die Zusammenhänge zwischen Miete und Einkommen, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 411—417.
- [66] Sobotschinski, A.: Wohnungsausstattung und Wohnungsmiete, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 533—537.

- [67] Sperling, H.: Fragenkatalog und Tabellenprogramm einer laufenden Repräsentativstatistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens, *Grundfragen der Vorbereitungsarbeit eines deutschen Mikrozensus* (Bericht des Statistischen Bundesamtes, Wiesbaden), 1953, S. 22—31.
- [68] Sperling, H., u. Birkner, H.: Die Veränderung des bisherigen Bildes über die Erwerbstätigkeit durch die Ergebnisse des Mikrozensus, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 11, 1959, S. 469—476.
- [69] Strecker, H.: Repräsentative Vorwegaufbereitung der landwirtschaftlichen Betriebszählung vom 22. Mai 1949, *Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamts*, Jg. 82, 1950, S. 157—167.
- [70] Strecker, H.: *Moderne Methoden in der Agrarstatistik*, Würzburg 1957 (Einzelschriften der Dt. Stat. Ges., Nr. 8), 141 S.
- [71] Sukhatme, P. V.: *Sampling Theory of Surveys with Applications*, New Delhi-Ames, 1954, 491 S.
- [72] Swoboda, W.: Die repräsentativen Auszählungen zu den Volkszählungen 1946 und 1950, *Zeitschrift des Bayerischen Statistischen Landesamts*, Jg. 89, 1957, S. 139—151.
- [73] Szameitat, K., u. Koller, S.: Über den Umfang und die Genauigkeit von Stichproben, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 10, 1958, S. 10—16.
- [74] Szameitat, K., u. Meyrich, C.: Repräsentative Erhebungen und Aufbereitungen in der amtlichen Statistik, *Wirtschaft und Statistik*, N. F. Jg. 4, 1952, S. 141—145.
- [75] Thionet, P.: *Methodes statistiques modernes des administrations fédérales aux états-unis*, Paris 1946, 116 S.
- [76] Thionet, P.: *Considerations théoriques à propos des sondages*, Paris 1955, 82 S.
- [77] Thionet, P.: L'ajustement des résultats des sondages sur ceux des dénombrements, *Revue de l'Institut International de Statistique*, Vol. 27, 1959, S. 8—25.
- [78] *Warenverzeichnis für die Außenhandelsstatistik*, Ausg. 1954, Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden. Stuttgart-Köln 1954, 493 S.
- [79] Weichselberger, K.: Über die Parameterschätzung bei Kontingenztafeln, deren Randsummen vorgegeben sind, *Metrika*, Bd 2, 1959, S. 100—130 und 198—229.
- [80] Wirth, H., u. Vestner, E.: Die repräsentative Bodenbenutzungserhebung in Baden-Württemberg 1956, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 40, 1956, S. 140—153.
- [81] Yates, F.: *Sampling Methods for Censuses and Surveys*, 2. Aufl., London 1953, 401 S.
- [82] Zindler, H.-J.: Über die Anwendung von Stichprobenverfahren zur Kontrolle der Bearbeitung von Kartei- und Erhebungsunterlagen, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd 37, 1953, S. 212—218.
- [83] Zindler, H.-J.: Über Faustregeln zur optimalen Schichtung bei Normalverteilung, *Allgem. Statist. Archiv*, Bd. 40, 1956, S. 168—173.
- [84] Zindler, H.-J.: Über die Genauigkeit von Streuungsschätzungen durch Gruppen-summen, *Mitteilungsblatt für Mathematische Statistik*, Jg. 8, 1956, S. 192—201.
- [85] Zindler, H.-J.: Über einige Aspekte des Demingplanes. *Mitteilungsblatt für Mathematische Statistik*, Jg. 9, 1957, S. 55—72.



## Alphabetisches Sachregister

**Vorbemerkung:** Im Sachregister sind jeweils die Seiten angegeben, auf denen einmalig oder im gleichen Abschnitt erstmals Angaben zu dem betreffenden Stichwort zu finden sind. Kehren Angaben zum gleichen Stichwort auch in anderen Abschnitten der Veröffentlichung wieder, so erscheinen weitere Seitenzahlen.

Seite	Seite
<b>A</b>	<b>Außenhandelsstatistik</b>
Abschätzung	—, Beurteilung der Abweichungen 364
— der Standardfehler ..... 97	—, Dopplungsverfahren ..... 370
— der Varianz ..... 59, 588, 590	—, Fehlerrechnung ..... 366
Abschneideverfahren ..... 29, 311, 513	—, Hochrechnung, pauschale ..... 368
Abweichung	—, Informationsübertragung ..... 369
—, Beurteilung ..... 50, 314, 364, 424	—, Log-Normalverteilung ..... 362
—, signifikante ..... 50	—, Lorenzkurve ..... 362
accuracy s. Treffgenauigkeit	—, optimale Aufteilung ..... 369
Addierbarkeit von Teilergebnissen... 510	—, Schattenaufbereitung ..... 365
Allgemeine Verbrauchs- und Einkommenserhebung in privaten Haushalten	—, Untergruppeneffekt ..... 366, 370
s. Verbrauchs- und Einkommenserhebung in privaten Haushalten	—, Vergleich des Aufbereitungsaufwandes ..... 367
allocation s. Aufteilung	Auswahl ..... 598
Anhängeverfahren s. Hochrechnung, gebundene	—, bewußte ..... 29, 474
Anordnung	—, einstufige ..... 70
— der Auswahlseinheiten 33, 40, 83, 140, 598	—, geschichtete ..... 35, 74, 534, 573
—, Effekt ..... 33, 40, 83, 98, 122, 143, 323	—, Kontrolle ..... 86
Anpassung s. a. Hochrechnung, Doppeln 94, 598	—, mehrphasige ..... 43, 583
Antwort-Ausfälle s. Nichtbeantwortung	—, mehrstufige ..... 41, 71, 72
area sampling s. Flächenauswahl	— mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten 43, 84, 557
Arithmetischer Mittelwert ..... 53	—, willkürliche ..... 29
Aufbereitung mit Stichprobenverfahren 13, 23, 121, 129, 176, 361, 419, 430, 440, 463, 472	— mit Zufallszahlen s. a. Zufallsauswahl 32
Aufbereitungseinheiten ..... 26	— mit Zurücklegen ..... 31
Aufteilung ..... 79	— nach Namensanfang 34, 171, 405, 409, 494, 501, 514
— mit Abstufung der Standardfehler 207, 394	— nach Schlußziffern ..... 33
— nach <i>Neyman-Tschuprow</i> 40, 79, 138, 206, 261, 291, 307, 330, 369, 539, 592	— ohne Zurücklegen ..... 31
— nach Totalwert der Schicht 79, 263, 539	—, selbstgewichtende . 39, 45, 79, 138, 145, 172, 298, 471, 538
— nach wirtschaftlichem Gewicht 381	—, systematische ..... 32, 33, 532
— nach <i>Yates-Zacapanay</i> ..... 79, 539	—, typische ..... 29
—, optimale s. nach <i>Neyman-Tschuprow</i> und <i>Yates-Zacapanay</i>	Auswahlabstand ..... 32, 532
—, proportionale ..... 39, 79, 538	Auswahlseinheiten ..... 26, 70, 598
Ausfälle	— bei mehrstufiger Auswahl ..... 71
—, echte ..... 93, 116	—, künstliche ..... 72
—, Struktur s. a. Nichtbeantwortung 161, 414	—, Stabilität ..... 27
—, unechte ..... 93	Auswahlfaktor .. 31, 521, 532, 534, 566, 573, 583
Auskunftspersonen ..... 26	Auswahlgrundlage ..... 31, 69, 85, 598
Außenhandelsstatistik ..... 361, 607	Auswahlsatz 20, 521, 532, 534, 566, 573, 583
	—, effektiver ..... 87
	—, Festlegung nach Kompromißansatz 262
	—, Festlegung nach Minimalprinzip 445

	Seite
Auswahlsatz, Festlegung nach Zuordnungs-vorschrift	321, 328, 358, 383, 450, 483, 594
—, optimaler	79
—, theoretischer	87
Auswahltechnik	31
Auswahlverfahren	28, 598
—, Kombination	44
—, Vergleich	437

## B

Ballen	106, 570, 578
Befragte	26
Besetzungszahlen	55
—, Genauigkeit	131
—, Schätzung	432, 442, 448, 451, 465
Besondere Erntermittlung	268, 604
—, Fehlerrechnung	274, 278
—, Hochrechnung	272
—, Korrektive	274
—, Nachbarschaftsquotient	275
—, Prüfung auf Widerspruchsfreiheit	276
—, subjektive Ernteschätzungen	279
Bestimmtheitskoeffizient	68
Betriebsbücher landwirtschaftlicher Betriebe	215
Binomialverteilung	57
—, Fehlerschätzung	137, 156
—, Vergleich mit empirischer Verteilung	185, 190
Bodennutzungserhebungen 1956/1959	221, 602
—, Anbauhäufigkeit	224
—, Ausfälle	240
—, Differenzschätzung	236
—, Fehlerrechnung	233, 237, 241
—, Genauigkeitsabstufung	222
—, Luftbildverfahren	246
—, Schattenaufbereitung	230
—, Schwellenwert	235
—, Wirkung der Schichtung	239
—, Zuteilungszahl	227
Buchstabenauswahl s. Auswahl nach Namensanfang	

## C

cell frequency s. Besetzungszahlen
cluster sampling s. Klumpenauswahl
coefficient of determination s. Bestimmtheitskoeffizient
confidence limits s. Konfidenzgrenzen
covariation s. Kovariation
cumulated frequency s. Summenhäufigkeit
cut-off-Verfahren s. Abschneideverfahren

## Seite

## D

Deming-Plan	72, 192
Differenzschätzung	47, 88
—, modifizierte s. a. Hochrechnung	236
dispersion s. Streuung	
distribution s. Häufigkeitsverteilung	
Doppeln und Streichen	94, 165, 398
Dopplungsverfahren	370

## E

Einkommensteuerstatistik 1957	472, 611
—, Auswahl von Finanzamtsbezirken	474
—, bewußte Auswahl	474
—, Fehlerrechnung	485
—, Genauigkeitsgrad	479
—, Kostenvergleich	481
Endlichkeitsfaktor s. a. Auswahlfaktor	31
Ergänzung, gezielte	93, 162
Erhebungen, laufende	114
Erhebungseinheiten	26
Erinnerungsfehler	155
Erntermittlung s. Besondere Erntermittlung	
Ernteschätzung, subjektive	279
Erwartungswert	520
Erwerbspersonenkonzept	136
estimate s. Schätzwert	
estimation s. Schätzung	
estimator s. Schätzfunktion	

## F

Fehler	
—, zufällige s. Zufallsfehler	
—, systematische	
s. systematische Fehler	
s. a. Genauigkeit	
Fehlerfortpflanzungsgesetz	113, 220
Fehlerquotient	50, 126, 131, 194, 202, 504
Fehlerrechnung	
—, Aufgaben	105
—, bei laufenden Erhebungen	118
—, für Differenzen zwischen Anteilswerten	191
—, durch Unterstichproben	106
—, Vereinfachung s. a. Zufallsfehler	105, 219
Fehlervarianz	520
Fehlmasse bei Lohnsteuerstatistik	435,
	440, 470
finite population correction s. Endlichkeitsfaktor	
Flächenauswahl	42, 86, 139, 172, 269,
	287, 291, 293
frame s. Auswahlgrundlage	

	Seite	Seite
frequency s. Häufigkeit		
Fürsorge s. Zusatzstatistik über die öffentliche —		
F-Verteilung .....	174	
<b>G</b>		
Gainful-Worker-Konzept .....	135	
Gauß'sche Normalverteilung .....	60	
Geburtstagsverfahren .....	35, 181	
Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1951/52	492, 612	
—, Auswahl nach Namensanfang ..	494	
—, Log-Normalverteilung .....	497	
Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der gewerblichen Wirtschaft 1957	512, 613	
—, Auswahl nach Namensanfang ..	514	
—, Log-Normalverteilung .....	515	
Gehalts- und Lohnstrukturerhebung in der Landwirtschaft 1953 ..	505, 613	
—, Addierbarkeit von Teilergebnissen	510	
—, Informationsübertragung .....	510	
Gemeindefinanzstatistik (Schattenaufbe- reitung 1952) .....	419, 610	
—, Beurteilung von Abweichungen	424	
—, Gruppierung nach der Auswahl	424	
—, Informationsübertragung	428	
Genauigkeit s. a. Gesamtfehler, systema- tische Fehler, Zufallsfehler .....	19	
—, Beurteilung 49, 97, 124, 314, 324, 364,	479	
Genauigkeitsabstufung .. 22, 38, 80, 222,	284, 357, 381, 392, 594	
Genauigkeitsforderungen 21, 25, 51, 122,	206, 284, 442, 464, 530, 556	
Gesamtfehler .....	20, 51, 112	
—, mittlerer quadratischer .....	112	
Grenzwertsatz, zentraler .....	61	
Gruppierung nach der Auswahl 48, 87,	166, 305, 377, 418, 424, 552	
Güterbewegungsstatistik .....	403	
Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen 372,	379, 400, 608	
<b>H</b>		
Handels- und Gaststättenzählung 355,	607	
—, Fehlerrechnung .....	360	
—, Postbefragung .....	356	
—, Systematik der Wirtschaftszweige	357	
—, Unterstichproben .....	360	
—, Zuordnung der Auswahlätze ..	358	
Handwerksberichterstattung ..	327, 606	
—, optimale Aufteilung .....	330	
—, Schattenaufbereitung .....	328	
Häufigkeit .....	52, 61	
Häufigkeitsverteilung s. a. Verteilungen ..	52	
Hochrechnung .....	45, 117, 598	
— bei Auswahl mit ungleichen Wahr- scheinlichkeiten .....	91	
—, freie .....	46, 87, 117, 272	
—, gebundene ..	47, 88, 90, 98, 115, 117	
—, pauschale s. a. Anpassung .....	368	
Homogenitätsmaß .....	70, 570	
<b>I</b>		
Industriebericht (Untersuchungen zur Anwendung des Stichprobenverfah- rens) .....	309, 606	
—, Abschneideverfahren .....	311	
—, Beurteilung der Abweichungen	314	
—, Schattenaufbereitung .....	312, 315	
Informationsübertragung		
—, Anwendung bei Hochrechnung ..	368	
—, Anwendung zur Schließung von Lük- ken .....	210, 510	
— bei Außenhandelsstatistik .....	370	
— bei Gemeindefinanzstatistik ...	428	
— bei laufenden Erhebungen ....	118	
interpenetrating samples s. Stichproben, ineinandergreifende		
Interviewer 42, 111, 154, 175, 340, 408,	487	
— Bias .....	151, 172	
— Technik .....	148, 163	
<b>J</b>		
Jahreserhebung über die Nettoleistung der Industrie 1954 .....	319, 606	
—, Anordnungseffekt .....	323	
—, Beurteilung der Genauigkeit ..	324	
—, Fehlerrechnung .....	322	
—, Verhältnisschätzung .....	322	
Jährliche Gemeindefinanzstatistik s. Gemeindefinanzstatistik		
Jährliche Zusatzstatistik über die öffent- liche Fürsorge s. Zusatzstatistik über die öffentliche Fürsorge		
<b>K</b>		
Klassenbildung s. Klassierung		
Klassierung .....	54	
Klumpenauswahl .....	41, 70, 98, 123, 565, 573	
Klumpeneffekt ..	42, 70, 98, 121, 127, 147	
Konfidenz-Grenzen .....	16	



## N

Nachbarschaftsquotient s. Besondere Erntermittlung	
Nachprüfung der Bodennutzungserhe- bungen .....	249, 603
—, Berichtigungsverfahren .....	255
—, Fehlerrechnung .....	253
—, Schätzwerte für systematische Fehler	252
—, Signifikanz von systematischen Feh- lern .....	254
Nachprüfung der Viehzählungen ..	296, 605
—, Abschätzung der systematischen Feh- ler .....	298
—, Fehlerrechnung .....	298
—, Zählflächen .....	297
Namensauswahl s. Auswahl nach Namensanfang	
Nettoleistung der Industrie s. Jahreserhebung über die —	
<i>Neyman-Tschuprow</i> s. Aufteilung nach —	
Nichtbeantwortung 21, 43, 93, 182, 240, 310, 375, 392, 487, 491, 586	
—, Quote .....	151, 163, 182, 305
Non-response s. Nichtbeantwortung	
Normalverteilung s. Gauß'sche Normalverteilung und Log-Normalverteilung	

## O

Obstbaumzählung 1958 .....	256, 603
—, Fehlerrechnung .....	266
—, optimale Aufteilung .....	261
—, Probeerhebung .....	258
—, Schattenaufbereitung .....	258
Optimale Aufteilung s. Aufteilung, optimale	
Optimalprinzip der Stichprobenplanung	25
Optimalwerte für Klumpen- und mehr- stufige Auswahl .....	71, 572, 581

## P

Paginierung 402, 440, 442, 447, 459, 467	
Personenkarteien .....	146
Poisson-Verteilung .....	59
—, modifizierte .....	60, 211, 588
Postbefragung 151, 180, 182, 356, 375, 392	
precision s. Wiederholungsgenauigkeit	
Prinzip der großen Zahlen .....	14
Prinzip der kleinsten Quadrate ....	67
Probeerhebung .... 104, 145, 258, 302, 375, 393, 409	
purposive selection s. Auswahl, willkürliche	

## Q

Qualitätskontrolle .....	111, 193
quota-sampling s. Quotenauswahl	
Quotenauswahl .....	30
Quotenmerkmal .....	30

## R

random numbers s. Zufallszahlen	
random sampling s. Zufallsauswahl	
random sampling error s. Zufallsfehler	
random starting point s. Zufallsstart	
random substitution and elimination s. Doppeln und Streichen	
Rechteckverteilung .....	65, 590
Regressionsgerade .....	67
Regressionskoeffizient .....	67
s. a. Regressionsschätzung	
regression line s. Regressionsgerade	
Regressionsschätzung .... 48, 68, 88 527, 548, 555, 562, 584	
—, kombinierte .....	548, 555
—, separate .....	549, 555
Renten- und Unterstützungsempfänger s. Statistik über die sozialen Verhältnisse der —	
reporting unit s. Erhebungseinheit	
Repräsentationsgrad .....	20
Repräsentative Vorwegaufbereitung der Landwirtschaftlichen Betriebszäh- lung 1946 .....	195, 601
—, Fehlerrechnung .....	198
—, Prüfung auf Zufallsauswahl ....	202
—, Unterstichproben .....	200
—, Vergleich mit Ergebnissen der Total- zählung .....	201
Repräsentativerhebung über den Güter- verkehr mit Kraftfahrzeugen im Juli 1952 .....	372, 608
—, Fehlerrechnung .....	375, 377
—, Gruppierung nach der Auswahl	377
—, Non-response-Fälle .....	376
—, Postbefragung .....	375
Repräsentative Vorwegaufbereitung der Volks- und Berufszählung 1946	121, 598
—, Genauigkeit .....	124
—, Klumpenauswahl .....	123
—, Klumpeneffekt .....	121, 127
Repräsentative Wahlstatistik 1953 und 1957 .....	184, 600
—, Binomialverteilung, Vergleich mit em- pirischer Verteilung .....	185, 190
—, Deming-Plan .....	192
—, Fehlerrechnung .....	189, 194

	Seite
Repräsentative Wahlstatistik 1953 u. 1957	
—, Genauigkeit .....	189
—, Kontrolle der Auswahl .....	193
—, Untergruppeneffekt .....	191
—, Unterstichproben .....	193
—, Vorauswahl .....	187
Repräsentativstatistik der Bevölkerung und des Erwerbslebens s. Mikrozensus	
Repräsentativverfahren bei der Volks- und Berufszählung 1950...	129, 598
—, Genauigkeit .....	131
—, Stichprobenumfang und Fehlergröße	133
Rotation .....	44, 114, 152
Rückflußquote von Lohnsteuerkarten	435, 462, 469
Rückschlußaufgabe.....	16

## S

Saisonschwankungen .....	137, 169
sample s. Stichprobe	
sample design s. Stichprobenplan	
sample survey s. Stichprobenstatistik	
sampling	
— fraction s. Auswahlatz	
— interval s. Auswahlabstand	
—, multi-phase s. Auswahl, mehrphasige	
—, multi-stage s. Auswahl, mehrstufige	
—, systematic s. Auswahl, systematische	
— units s. Auswahlseinheiten	
—, without replacement s. Auswahl ohne Zurücklegen	
—, with replacement s. Auswahl mit Zurücklegen	
scatter diagram s. Streubild	
Schattenaufbereitung	50, 86, 97, 207, 230, 258, 284, 294, 312, 314, 328, 365, 402, 419, 503
Schätzfunktion .....	46, 520
Schätzung .....	46
Schätzwert .....	46
Schicht .....	36
—, Bildung s. a. Schichtung.....	37, 77
—, Zahl.....	38, 75
Schichtung .....	35, 72, 74, 116, 534, 573, 592
— bei mehrstufiger Auswahl ..	42, 573
—, kombinierte .....	39
—, simultane .....	39
—, subjektive .....	39, 245
—, Wirkungsweise .....	36
Schichtungseffekt .....	37, 74, 98, 127
Schlußzifferverfahren ....	34, 434, 437

	Seite
Schwellenwert .....	235
self-weighting-sample s. Auswahl, selbst- gewichtende	
size of sample s. Stichprobenumfang	
Sortierung, manuelle.....	111, 433, 445
Sozialleistungsempfänger .....	408
Sozialleistungsfall .....	408
Stabilität der Auswahlseinheiten ....	27
Standardabweichung .....	53, 522
standard deviation s. Standardabweichung	
standard error s. Standardfehler	
Standardfehler.....	15, 50, 97, 520
—, Abstufung s. Genauigkeitsabstufung	
—, Abhängigkeit vom Stichprobenum- fang .....	103, 133
Statistik der Arbeitskräfte in landwirt- schaftlichen Betrieben 1956/58	214, 601
—, Fehlerfortpflanzungsgesetz ....	220
—, Fehlerrechnung .....	218
Statistik der familieneigenen Arbeits- kräfte in land- und forstwirtschaft- lichen Betrieben .....	205, 601
—, Fehlerrechnung .....	210
—, optimale Aufteilung .....	206, 211
—, Schattenaufbereitung .....	207
Statistik des gewerblichen Güterfernver- kehrs und des Werkfernverkehrs mit Kraftfahrzeugen .....	400, 609
—, Fernverkehr .....	400
—, Güterbewegungsstatistik ....	403
—, Paginierung .....	402
—, Schattenaufbereitung zur Fehlerrech- nung .....	402
Statistik der Kosten und Leistungen im Güterverkehr mit Kraftfahrzeugen, mit Binnenschiffen und mit Eisen- bahnen im Jahre 1959 ....	379, 608
—, Antwortquote .....	389
—, Aufteilung nach wirtschaftlichem Ge- wicht .....	381
—, Auswahl mit Zufallszahlen ....	383
—, Fehlerrechnung .....	384, 388
—, Kopplung von Erhebungen	380, 387
—, Unterstichproben .....	380, 384
Statistik der Kraftfahrzeugfahrleistungen im Jahre 1959 .....	391, 609
—, Antwortausfälle.....	392
—, Doppeln .....	398
—, Fehlerrechnung .....	398
—, Genauigkeitsabstufung ...	392, 396
—, Postbefragung .....	392
—, Probeerhebung .....	393

	Seite
Statistik über die sozialen Verhältnisse der Renten- und Unterstützungsempfänger .....	407, 610
—, Auswahl nach dem Namensanfang	409
—, Gruppierung nach der Auswahl.	418
—, Sozialleistungsempfänger .....	408
—, Sozialleistungsfall .....	409
—, Struktur der Ausfälle .....	414
Statistik der Umsiedlungswilligkeit in Schleswig-Holstein 1953 ..	180, 600
—, Abschätzung der systematischen Fehler .....	182
—, Fehlerrechnung .....	182
—, Geburtstagsverfahren .....	181
—, Postbefragung .....	180, 182
Stichproben	
—, Einsatz .....	22, 114
—, ineinandergreifende .....	44, 151
—, selbstgewichtende s. Auswahl	
Stichprobeneinheit .....	26
Stichprobenfehler s. a. Standardfehler ..	14
Stichprobenplan .....	24, 598
Stichprobenstatistik .....	13
Stichprobenumfang ..	19, 20, 21, 25, 598
—, Bestimmung nach Genauigkeitsforderung .....	22, 530, 556
stratification s. Schichtung	
stratification after sampling s. Gruppierung nach der Auswahl	
stratum s. Schicht	
Streubild .....	66
Streuung s. Varianz	
Stufungseffekt .....	42, 71, 98, 489
Summenhäufigkeit .....	61
systematische Fehler ..	16, 20, 49, 97, 110, 520
—, Abschätzung .....	252, 289, 298
—, bei laufenden Erhebungen .....	115
—, Festlegung .....	110
—, Untersuchung über Ursachen ..	345

## T

Tabellenprogramm .....	24
Teilstatistiken s. a. Stichprobenstatistik ..	13
Totalstatistik .....	13
Treffgenauigkeit .....	21
two-way-stratification s. <i>Deming-Plan</i>	

## U

ultimate cluster s. Ballen	
Untergruppeneffekt ....	101, 191, 218, 366, 370, 489

Unterstichprobe(n) ...	44, 109, 156, 193, 200, 217, 219, 303, 322, 360, 380, 384, 398
------------------------	--

## V

value allocation s. Aufteilung nach dem Totalwert der Schicht	
Variabilität .....	25, 52
variance s. Varianz	
Varianz .....	53
— Analyse .....	172
— zwischen Ballen .....	105, 570, 578
Variationskoeffizient .....	53, 100
Verbrauchs- und Einkommenserhebung in privaten Haushalten ...	486, 611
—, Non-Response .....	487
—, Stufungseffekt .....	489
—, Untergruppeneffekt .....	489
Verhältnisschätzung ..	47, 88, 526, 543, 551, 561, 570, 579, 585
—, kombinierte .....	90, 543, 551
—, separate .....	90, 322, 545, 551
Verschiebungsfaktor s. Besondere Erntermittlung	
Verteilungen .....	57
—, Binomial- .....	57
—, lineare .....	65, 590
—, logarithmische Normal- .....	63
—, exponentielle .....	65, 590
—, modifizierte Poisson- .....	60, 588
—, Normal- .....	60
—, Poisson- .....	59
—, quadratische .....	65, 590
—, Rechteck- .....	65, 590
Verweigerungsproblem s. Nichtbeantwortung	
Viehwisenzählungen .....	282, 605
—, Fehlerrechnung .....	288, 293
—, Schattenaufbereitung .....	284, 294
—, Schichtabgrenzung, optimale ...	291
—, Vergleichbarkeit mit Totalzählung	288
—, Zählflächen .....	289

## W

Wahrscheinlichkeitsnetz	
—, logarithmisches .....	64
—, reguläres .....	61
Wanderungsstatistik in Berlin (West)	
— im Jahr 1956 .....	176, 600
—, Genauigkeit .....	179
Widerspruchsfreiheit, Prüfung ....	276
Wiederholungsgenauigkeit .....	21

	Seite		Seite
Wohnungsstatistik 1956/57 . . .	334, 607	Zufallsauswahl	
—, Anpassung . . . . .	339	— mit ungleichen Wahrscheinlichkeiten	84, 557
—, Untersuchungen über Fehlerursachen	345	— mit Zufallszahlen . . . . .	32, 85, 383
		—, Prüfung auf . . . . .	202
<b>Y</b>		—, zweiphasige . . . . .	583
<i>Yates-Zacopanay</i> s. Aufteilung nach —		—, zweistufige s. a. Auswahl . . . . .	565, 573
		Zufallsfehler . . . . .	20, 49, 97
<b>Z</b>		— bei laufenden Stichprobenerhebungen	114
Zähleinheiten s. Aufbereitungseinheiten		Zufallsstart . . . . .	32
Zählfläche . . . . .	289, 297	Zufallszahlen . . . . .	32, 85, 383
Zehntelungsverfahren s. a. Unterstich-	109	Zuordnung der Auswahlsätze s. Auswahlatz	
proben		Zusatzstatistik über die öffentliche Für-	
Zielperson . . . . .	147, 151	sorge . . . . .	404, 610
Zufallsauswahl . . . . .	13	—, Auswahl nach Namensanfang .	405
—, einfache . . . . .	30, 521, 557	Zuteilungszahl . . . . .	228
—, Ersatzverfahren . . . . .	30		
—, geschichtete . . . . .	35, 74, 534, 573		