

# **Zur Zuverlässigkeit von Bevölkerungsstichproben ohne Auskunftspflicht**

**Verfasser: Wolf Bihler  
Kurt Meyer  
Jürgen Schmidt**

**Heft 5 der Schriftenreihe  
Ausgewählte Arbeitsunterlagen  
zur Bundesstatistik**

**Herausgeber: Statistisches Bundesamt Wiesbaden**

Bezugsmöglichkeit:

Bestellungen sind an das Statistische Bundesamt,  
Gustav-Stresemann-Ring 11, 6200 Wiesbaden,  
zu richten. Schutzgebühr: 5,- DM.

Erschienen im September 1988

Nachdruck - auch auszugsweise - nur mit Quellenangabe  
unter Einsendung eines Belegexemplares gestattet.

## Inhalt

	Seite
Vorbemerkung .....	5
1     Untersuchungsgegenstand	
1.1   Zum Begriff der Genauigkeit .....	7
1.2   Wichtige Ursachen für Verzerrungen .....	8
1.3   Zielsetzung .....	8
2     Beschreibung der Schätzmodelle	
2.1   Schätzmodelle für Antwortausfälle .....	9
2.2   Herleitung der Schätzformeln für das Stochastische Antwortmodell .....	10
2.3   Schätzverfahren für den Stichprobenzufallsfehler .....	15
3     Realisierung der Schätzmodelle	
3.1   Festlegung der Grundgesamtheit und der individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten .....	16
3.2   Das Anpassungsverfahren .....	21
3.3   Ermittlung der Standardfehler .....	27
3.4   Festlegung der Tabellen zur Fehleranalyse .....	28
4     Darstellung der Ergebnisse	
4.1   Einführung .....	29
4.2   Fehlertabellen .....	30
4.3   Kurze Zusammenfassung und Fazit .....	37
Anhang	
Gliederung der Berufsgruppen .....	41



## Vorbemerkung

Die Güte von Stichprobenergebnissen, die auf freiwilliger Basis gewonnen werden, ist wesentlich stärker durch systematische Fehler beeinträchtigt als die von Pflichterhebungen. Obwohl dieser Sachverhalt allgemein bekannt ist, fehlt es in der statistischen Fachliteratur an quantitativen Informationen über Ergebnisverzerrungen bei Stichproben ohne Auskunftspflicht.

Für die amtliche Statistik ist die Frage nach der Zuverlässigkeit solcher Stichprobenergebnisse wichtig und aktuell:

- Von 1985 bis 1987 wurden drei Mikrozensus-Testerhebungen durchgeführt, um zu prüfen, ob bei dieser wichtigen jährlichen Bevölkerungsstatistik zukünftig auf die Auskunftspflicht verzichtet werden kann.
- Gemäß § 7 des Gesetzes über die Statistik für Bundeszwecke (BStatG) vom 22. Januar 1987 darf die amtliche Statistik "zur Erfüllung eines kurzfristig auftretenden Datenbedarfs ..." und "zur Klärung wissenschaftlich-methodischer Fragestellungen auf dem Gebiet der Statistik ..." ohne jeweils den Gesetzgeber bemühen zu müssen Stichprobenerhebungen durchführen, und zwar ohne Auskunftspflicht und bei höchstens 10 000 Befragten.

Die vorliegende Studie hat die Aufgabe, anhand empirischer Daten zu ermitteln, welches Ausmaß an Ergebnisverzerrungen aufgrund von Freiwilligkeit der Auskunftserteilung zu erwarten ist, wenn

- Antwortausfälle in realistischer Größenordnung auftreten,
- zur "Verbesserung" der Hochrechnung ungenaue Daten aus anderen Quellen herangezogen werden.

Die Genauigkeitsbeurteilung der Stichprobenergebnisse wird beispielhaft für Bevölkerungsstichproben durchgeführt und stützt sich dabei zum Teil auf ein Simulationsverfahren.

In Kapitel 1 des Berichts wird zunächst der Untersuchungsgegenstand konkretisiert. Die Schätzmodelle werden in Kapitel 2 vorgestellt und die Umsetzung der Modelle in die Praxis in Kapitel 3 beschrieben. Bei der numerischen Auswertung werden Ergebnisse der Mikrozensus-Testerhebung 1985 verwendet. Kapitel 4 enthält die Auswertungstabellen und ein kurzes Fazit.

# 1 Untersuchungsgegenstand

## 1.1 Zum Begriff der Genauigkeit

Die Genauigkeit eines Stichprobenergebnisses wird durch den Stichprobenzufallsfehler und den systematischen Fehler (Bias) des Ergebnisses beschrieben. Das Zusammenwirken der beiden Fehlerarten führt zum Gesamtfehler (Mean-square-error), der als Maß für die Genauigkeit des Stichprobenergebnisses gelten kann.

Während der Stichprobenzufallsfehler sich bei Stichproben, die nach dem Zufallsprinzip gezogen worden sind, größenordnungsmäßig zuverlässig abschätzen läßt, bereitet die Quantifizierung des systematischen Fehlers erheblich mehr Probleme.

Der systematische Fehler setzt sich zusammen aus einer Reihe von Fehlerkomponenten, die meist durch Daten- und Bearbeitungsmängel verursacht werden und in allen Bereichen der statistischen Bearbeitung auftreten können<sup>1)</sup>. Er tritt auch bei Vollerhebungen auf. Der systematische Fehler zeigt sich in Ergebnisverzerrungen, die sich - im Gegensatz zu den Zufallsfehlern - durch eine Vergrößerung der Zahl der einbezogenen Einheiten nicht verringern lassen. Sein Nachweis ist in der Regel nur partiell und auch dann nur durch aufwendige Kontrollerhebungen möglich. Das ist auch der Grund, warum auf einen Nachweis des systematischen Fehlers im allgemeinen verzichtet werden muß. Man kann aber davon ausgehen, daß das Ausmaß des Bias aufgrund von Erhebungs- und Aufbereitungsmängeln bei Stichprobenerhebungen mit Auskunftspflicht durch sorgfältige Bearbeitung im Vergleich zum Stichprobenzufallsfehler im allgemeinen klein gehalten werden kann.

Stichprobenergebnisse, die aus Erhebungen ohne Auskunftspflicht gewonnen werden, müssen dagegen anders bewertet werden. Hier spielen Fehlerquellen für systematische Fehler eine Rolle, die in Pflichterhebungen vernachlässigt werden können oder gar nicht existieren, wie z.B. Antwortverweigerungen.

---

1) Siehe auch Krug/Nourney: Wirtschafts- und Sozialstatistik, Gewinnung von Daten, 2. Aufl. 1987, Oldenbourg-Verlag.

## 1.2 Wichtige Ursachen für Verzerrungen

Eine der Hauptursachen von Ergebnisverzerrungen in Erhebungen ohne Auskunftspflicht sind die Antwortausfälle; charakteristisch für Erhebungen auf freiwilliger Basis ist vor allem eine große Zahl von Antwortverweigerern. In der empirischen Sozialforschung liegt die Antwortquote bei Bevölkerungsumfragen im Mittel bei etwa 60 % bis 70 %. Aus den Mikrozensus-Testerhebungen 1985 und 1986 liegen auch für die amtliche Statistik erstmals Informationen über den Anteil der Antwortausfälle vor: Die Antwortquote betrug 1985 etwa 50 % und 1986 etwa 65 % der Befragten.

Neben den Antwortausfällen wird eine andere wichtige Fehlerquelle oft übersehen; sie hat ihren Ursprung im Hochrechnungsverfahren. Zur Verbesserung der Schätzgenauigkeit von Stichprobenergebnissen ist es nämlich (gerade auch bei Erhebungen auf freiwilliger Basis) üblich, frei hochgerechnete Stichprobenwerte an bekannte Daten (Richtwerte) aus anderen Quellen anzupassen. Als Beispiele seien hier die Anpassung von Mikrozensusergebnissen an Daten der Bevölkerungsfortschreibung sowie die Anpassung von Umfrageergebnissen der Sozial- und Marktforschung an Mikrozensusergebnisse genannt. Ergebnisverzerrungen beachtlichen Ausmaßes können die Folge solcher Anpassungsprozeduren sein, wenn die Richtwerte, an die angepaßt wird, ihrerseits ungenaue Schätzwerte sind und nicht die wahren Verhältnisse der Grundgesamtheit widerspiegeln.

## 1.3 Zielsetzung

Ziel der vorliegenden Studie ist es, für Stichproben ohne Auskunftspflicht im Bevölkerungsbereich den

- Stichprobenezufallsfehler  
und den
- Systematischen Fehler, der durch
  - vollständige Antwortausfälle (unit non-response)
  - und
  - Anpassung an ungenaue Daten bei der Hochrechnung

hervorgerufen wird zu quantifizieren und wenn möglich, Gesetzmäßigkeiten zwischen den abhängigen Größen aufzuzeigen. Der Einfachheit



halber sollen Antwortausfälle, bei denen lediglich zu einigen Erhebungsmerkmalen keine Angaben gemacht werden (item non-response), bei der Untersuchung außer acht gelassen werden. Mit Blick auf § 7 BStatG wird ein Stichprobenumfang von etwa 10 000 Befragten unterstellt.

## 2 Beschreibung der Schätzmodelle

### 2.1 Schätzmodelle für Antwortausfälle

Für die Einbeziehung von Antwortausfällen in die Schätzverfahren stehen nach Bethlehem/Kersten<sup>1)</sup> zwei Modellvarianten zur Verfügung:

- Stochastisches Antwortmodell
- Deterministisches Antwortmodell

Zur Beschreibung der Modellvarianten wird zunächst für jede Person  $k$  der Grundgesamtheit ( $k = 1, \dots, N$ ) eine Antwortvariable  $R_k$  definiert:

$$\text{Antwortvariable } R_k = \begin{cases} 1 & \text{Person } k \text{ der Stichprobe antwortet, wenn} \\ & \text{für die Stichprobe ausgewählt} \\ 0 & \text{Person } k \text{ der Stichprobe antwortet nicht,} \\ & \text{wenn für die Stichprobe ausgewählt} \end{cases}$$

#### A. Stochastisches Antwortmodell

Jeder Person  $k$  der Grundgesamtheit wird eine individuelle Antwortwahrscheinlichkeit  $p_k$  zugeordnet ( $0 \leq p_k \leq 1$ ).

dann gilt

$$w(R_k = 1) = p_k$$

#### B. Deterministisches Antwortmodell

Beim deterministischen Antwortmodell steht a priori fest, ob die Person  $k$  der Grundgesamtheit antwortet oder nicht, d.h. die Grundgesamt-

---

1) Bethlehem/Kersten: Statistische onderzoekingen, werken met non-respons, M30, CBS 's-Gravenhage, 1986.

heit teilt sich in zwei Schichten, und zwar in Antwortende und Nichtantwortende.

Damit gilt

$$w(R_k = 1) = \begin{cases} 1 & \text{falls Person } k \text{ aus der Antwortschicht} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Das Stochastische Antwortmodell wirkt realitätsnäher, weil hier nicht a priori die Grundgesamtheit in Antwortende und Nichtantwortende geteilt wird, sondern individuelle Antwortwahrscheinlichkeiten bei jeder Stichprobe (erneut) die Entscheidung Antwort oder nicht zulassen<sup>1)</sup>. Für die Fehlerschätzung wird deshalb das Stochastische Antwortmodell verwandt.

## 2.2 Herleitung der Schätzformeln für das Stochastische Antwortmodell

Als Hilfsgröße bei der Herleitung der Schätzformeln dient die Auswahlvariable  $A_k$  ( $k = 1, \dots, N$ ):

$$\text{Auswahlvariable } A_k = \begin{cases} 1 & \text{Person } k \text{ der Grundgesamtheit ist für} \\ & \text{die Stichprobe ausgewählt} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Es wird unterstellt, daß  $A_k$  und  $R_k$  stochastisch unabhängig sind. Bei Stichprobenerhebungen mit Auskunftspflicht (d.h. ohne Antwortausfälle), einfacher Zufallsauswahl von Personen und freier Hochrechnung erhält man einen erwartungstreuen (unverzerrten) Schätzwert  $\hat{x}'$  für den Totalwert  $X$  eines qualitativen oder quantitativen Merkmals der Grundgesamtheit nach der Formel

$$(1) \quad \hat{x}' = \frac{1}{f} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{f} \sum_{k=1}^N A_k \cdot x_k$$

mit  $f = \frac{n}{N}$  Auswahlatz der Stichprobe

---

1) Siehe auch Cochran: Sampling Techniques, S. 360, 3rd ed. 1977, Wiley.

$n = \sum_{k=1}^N A_k$  Anzahl der Personen in der Stichprobe

$N =$  Anzahl der Personen in der Grundgesamtheit

$x_i =$  Merkmalswert der Person  $i$

Wird die freie Hochrechnung ergänzt um eine klassenweise Anpassung an unverzerrte Eckzahlen, so bleibt der Schätzwert erwartungstreu (falls  $n_g > 0$  für alle Anpassungsklassen  $g$ ) und kann wie folgt ermittelt werden:

$$(2) \quad \hat{x}^{II} = \frac{1}{f} \sum_{g=1}^L \frac{N_g}{N} \cdot n \cdot \frac{\sum_{k=1}^{N_g} A_{gk} x_{gk}}{\sum_{k=1}^{N_g} A_{gk}}$$

mit  $g =$  Index für die Anpassungsklasse

$L =$  Zahl der Anpassungsklassen

$n_g = \sum_{k=1}^{N_g} A_{gk}$  Anzahl der Personen in der Anpassungsklasse  $g$  der Stichprobe

$N_g =$  Anzahl der Personen in der Anpassungsklasse  $g$  der Grundgesamtheit

$A_{gk} =$  Auswahlvariable der Person  $k$  in der Anpassungsklasse  $g$

$x_{gk} =$  Merkmalswert der Person  $k$  in der Anpassungsklasse  $g$

Treten in Stichprobenerhebungen Antwortausfälle auf, so sind diese in der Schätzformel zu berücksichtigen. Der Schätzwert  $\hat{x}^{III}$  ist dann nicht mehr erwartungstreu sondern verzerrt, sofern die Personen innerhalb

einer Anpassungsklasse unterschiedliche Antwortwahrscheinlichkeiten haben:

$$(3) \quad \hat{x}''' = \frac{1}{f} \sum_{g=1}^L \frac{N_g}{N} \cdot n \cdot \frac{\sum_{k=1}^{N_g} A_{gk} R_{gk} x_{gk}}{N_g}$$

mit  $R_{gk}$  = Antwortvariable der Person k in der Anpassungsklasse g.

Der Bruchterm in Formel (3) gibt im Zähler die Summe der Stichprobenwerte aller antwortenden Personen und im Nenner die Anzahl der antwortenden Personen in der Stichprobe wieder.

Mit der Vorgabe, daß bei der Anpassung anstelle der "wahren" Werte  $N_g$  der Grundgesamtheit lediglich ungenau Schätzwerte für den Anteil der Anpassungsklasse g an der Gesamtheit  $P_g^* = \frac{N_g^*}{N^*}$  zur Verfügung stehen,

nimmt Formel (3) folgende Gestalt an:

$$(4) \quad \hat{x} = N \cdot \sum_{g=1}^L P_g^* \frac{\sum_{k=1}^{N_g} A_{gk} R_{gk} x_{gk}}{N_g}$$

Schätzformel (4) enthält alle Modellvorgaben und ist Ausgangspunkt für die weiteren Ableitungen über die Verzerrung von  $\hat{x}$ .

Um die Verzerrung  $B(\hat{x})$  schätzen zu können, ist zunächst der Erwartungswert  $E(\hat{x})$  zu bestimmen:

$$E(\hat{x}) = N \cdot \sum_{g=1}^L p_g^* E \left( \frac{\sum_{k=1}^{N_g} A_{gk} R_{gk} x_{gk}}{N_g} \right)$$

Folgt aus Eigenschaft des Horvitz-Thompson-Schätzers<sup>1)</sup>

$$\stackrel{\circ}{=} N \sum_{g=1}^L p_g^* \frac{\sum_{k=1}^{N_g} x_{gk} E(A_{gk} R_{gk})}{N_g \sum_{k=1}^{N_g} E(A_{gk} R_{gk})}$$

Wegen

$$E(R_{gk}) = p_{gk}$$

$$E(A_{gk}) = \frac{n}{N}$$

$$= N \sum_{g=1}^L p_g^* \frac{\sum_{k=1}^{N_g} p_{gk} x_{gk}}{\sum_{k=1}^{N_g} p_{gk}}$$

$$E(R_{gk} \cdot A_{gk}) = E(R_{gk}) \cdot E(A_{gk})$$

(da  $R_{gk}$  und  $A_{gk}$  als stoch. unabhängig vorausgesetzt wurden)

Mit

$$p_g = \frac{N_g}{N}$$

Anteil der Anpassungsklasse g an der Gesamtheit ("wahr")

und

$$\bar{p}_g = \frac{1}{N_g} \sum_{k=1}^{N_g} p_{gk}$$

Mittlere Antwortwahrscheinlichkeit in der Anpassungsklasse g

1) Bethlehem/Kersten: Statistische onderzoekingen, werken met non-respons, M30, CBS 's-Gravenhage, 1986.

gilt für den Erwartungswert von  $\hat{x}$ :

$$(5) \quad E(\hat{x}) \doteq \sum_{g=1}^L \frac{N_g}{P_g} \cdot \frac{P_g^*}{\bar{p}_g} \cdot x_{gk}$$

Der Schätzwert  $B(\hat{x})$  für die Verzerrung von  $\hat{x}$  kann unmittelbar aus (5) abgeleitet werden:

$$(6) \quad B(\hat{x}) = E(\hat{x}) - X \doteq \sum_{g=1}^L \frac{N_g}{P_g} \left( \frac{P_g^*}{\bar{p}_g} - 1 \right) \cdot x_{gk}$$

mit  $X$  = Wahrer Totalwert des Merkmals in der Grundgesamtheit

Handelt es sich bei dem zu schätzenden Totalwert  $\hat{x}$  um die Fallzahl  $\hat{N}_u$  für eine nachzuweisende Personengruppe  $u$ , so wird (6) zu<sup>1)</sup>

$$(6)' \quad B(\hat{N}_u) \doteq \sum_{g=1}^L \left( \frac{P_g^*}{P_g} \cdot \frac{\sum_{i \in gnu} p_{gi}}{\bar{p}_g} - N_{gu} \right)$$

$\sum_{i \in gnu}$  : Die Summenbildung erstreckt sich über alle Personen, die sowohl der Gruppe  $u$  als auch der Anpassungsklasse  $g$  angehören.

$$= \sum_{g=1}^L \left( \frac{P_g^*}{P_g} \cdot \frac{\bar{p}_{gu}}{\bar{p}_g} - 1 \right) N_{gu}$$

mit  $N_{gu}$  = Wahre Fallzahl der Personengruppe  $u$  in der Anpassungsklasse  $g$

$\bar{p}_{gu}$  = Durchschnittliche Antwortwahrscheinlichkeit der Personengruppe  $u$  in der Anpassungsklasse  $g$

1) Siehe auch V. Tremblay: Practical Criteria for Definition of Weighting Classes; Survey Methodology, Vol. 12, No. 1, 1986, Statistics Canada.

Gemäß (6') hängt das Ausmaß der Verzerrung von  $\hat{N}_u$  ab von

- dem Grad der Ungenauigkeit  $\frac{p_g^*}{p_g}$  der vorgegebenen

Richtwerte für die Anpassung je Anpassungsklasse  $g$ ,

- der Abweichung zwischen der durchschnittlichen Antwortwahrscheinlichkeit  $\bar{p}_{gu}$  der Personengruppe  $u$  (in der Anpassungsklasse  $g$ ) und der durchschnittlichen Antwortwahrscheinlichkeit  $\bar{p}_g$  der Anpassungsklasse  $g$ ,

gewichtet mit der wahren Fallzahl  $N_{gu}$  der Personengruppe  $u$  in der Anpassungsklasse  $g$ .

Die Verzerrung von Stichprobenergebnissen kann damit unter Berücksichtigung von Antwortausfällen und einer Anpassung an ungenaue Richtwerte anhand der abgeleiteten Formeln geschätzt werden, sofern die wahren Werte aus der Grundgesamtheit bekannt sind. Der Informationsgehalt der Schätzwerte wird letztlich davon abhängen, wie realitätsnah die Annahmen über die Antwortwahrscheinlichkeiten  $p_{gk}$  und über die Unterschiede zwischen  $p_g^*$  und  $p_g$  getroffen werden können.

### 2.3 Schätzverfahren für den Stichprobenzufallsfehler

Das Formelgerüst zur Abschätzung der Genauigkeit von Stichprobenergebnissen ist noch zu komplettieren um ein Schätzverfahren für den Standardfehler als Maß für den Stichprobenzufallsfehler.

Die Ableitung des Schätzverfahrens für den Standardfehler im Rahmen des beschriebenen Schätzmodells führt zu ziemlich unhandlichen Formeldarstellungen. Als Alternative bietet sich das folgende Simulationsverfahren an.

Die Schätzung basiert auf einer mehrfachen Wiederholung der Stichprobe unter gleichen Bedingungen bei Auswahl und Hochrechnung. Auf diese Weise erhält man eine Reihe von Schätzwerten  $\hat{x}_i$  für den Totalwert  $X$  eines Merkmals, deren Streuung als Maß für den relativen Standardfehler  $v_x^{\wedge}$  von  $\hat{x}$  verwendet werden kann:

$$(7) \quad \hat{v}_x = \frac{\sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (\hat{x}_i - \hat{\bar{x}})^2}}{X}$$

$$\text{mit } \hat{\bar{x}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \hat{x}_i$$

$m$  = Anzahl der Stichprobenreplikationen.

Mit Hilfe des Simulationsverfahrens ist auch die Verzerrung  $B(\hat{\bar{x}})$  abschätzbar, wenn die "wahren" Werte der Grundgesamtheit bekannt sind:

$$(8) \quad B(\hat{\bar{x}}) = \hat{\bar{x}} - X$$

Die Schätzung wird umso präziser, je höher die Zahl der Stichprobenreplikationen ist.

### 3 Realisierung der Schätzmodelle

#### 3.1 Festlegung der Grundgesamtheit und der individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten

Die Festlegung der Grundgesamtheit und der individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten orientierte sich an dem Ziel, durch Verwendung empirisch ermittelter Basisdaten einen möglichst hohen Aussagewert für die Untersuchungsergebnisse zu erreichen.

Als Grundgesamtheit für die statistischen Auswertungen wurden die Einzeldaten der in der Mikrozensus-Haupterhebung 1985 erhobenen Personen benutzt<sup>1)</sup>. Für diese Zufallsstichprobe bestand bekanntlich Auskunftspflicht, sie umfaßte 1 % der Wohnbevölkerung. Die Stichproben-

---

1) Ohne Berücksichtigung von Ersatzvornahmen für ausgefallene Haushalte und ohne Berücksichtigung einer Anpassung des Mikrozensus an Eckwerte der Bevölkerungsfortschreibung.



werte sind vor der Verarbeitung maschinell plausibel gemacht und somit von erkennbaren Fehlern und Ungereimtheiten bereinigt worden.

Die für die Festlegung der individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten erforderlichen Informationen über das Antwortverhalten der Bevölkerung der Grundgesamtheit konnten aus der ersten Mikrozensus-Testerhebung 1985 gewonnen werden. Diese erste Teststichprobe ohne Auskunftspflicht fand im November 1985 statt. Sie hatte einen Auswahlatz von 0,25 % der Bevölkerung und umfaßte rund 58 000 Haushalte in etwa 2 200 Auswahlbezirken. Die Testerhebung war in erster Linie darauf ausgerichtet, die Wirkung der Freiwilligkeit bei der Auskunftserteilung zu quantifizieren. Haupterhebung und Testerhebung unterschieden sich praktisch nur um den Faktor "Freiwilligkeit".

Zur Ermittlung von Teilnahmequoten<sup>1)</sup> sind zunächst die Ergebnisse der 1 %-Haupterhebung mit den auf 1 % umgerechneten Ergebnissen der 0,25 %-Testerhebung verglichen worden. Als Vergleichsbasis dienten Bundestabellen in tiefer Gliederung nach personenbezogenen, qualitativen Nachweisungsmerkmalen. Nach gründlicher Analyse dieser Tabellen wurde die Grundgesamtheit in etwa 650 möglichst einfach definierte Personengruppen mit stärker unterschiedlichem Antwortverhalten eingeteilt. Die Abgrenzung der Bevölkerungsgruppen kann den Übersichten 1a bis 1c entnommen werden. Die gruppenspezifischen Teilnahmequoten sind für die Zwecke der Fehlerschätzung als individuelle Antwortwahrscheinlichkeiten interpretiert worden. Damit war für jede Person der Grundgesamtheit eine auf der Basis empirischer Daten ermittelte Antwortwahrscheinlichkeit gegeben. Diese geschätzten Antwortwahrscheinlichkeiten weisen natürlich einen Zufallsfehler auf und hängen von der gewählten Abgrenzung für die Personengruppen ab.

Die Festlegung der gruppenspezifischen Antwortquoten basierte auf einer durchschnittlichen Antwortquote von 60 %. Bei der Mikrozensus-Testerhebung 1985 ist zwar nur eine Beteiligung von etwa 50 % erreicht worden, das Antwortniveau von 60 % erschien aber - im Vergleich mit der Teilnahmequote der Mikrozensus-Testerhebung 1986 und den Erfahrungen mit Umfragen im Bereich der empirischen Sozialfor-

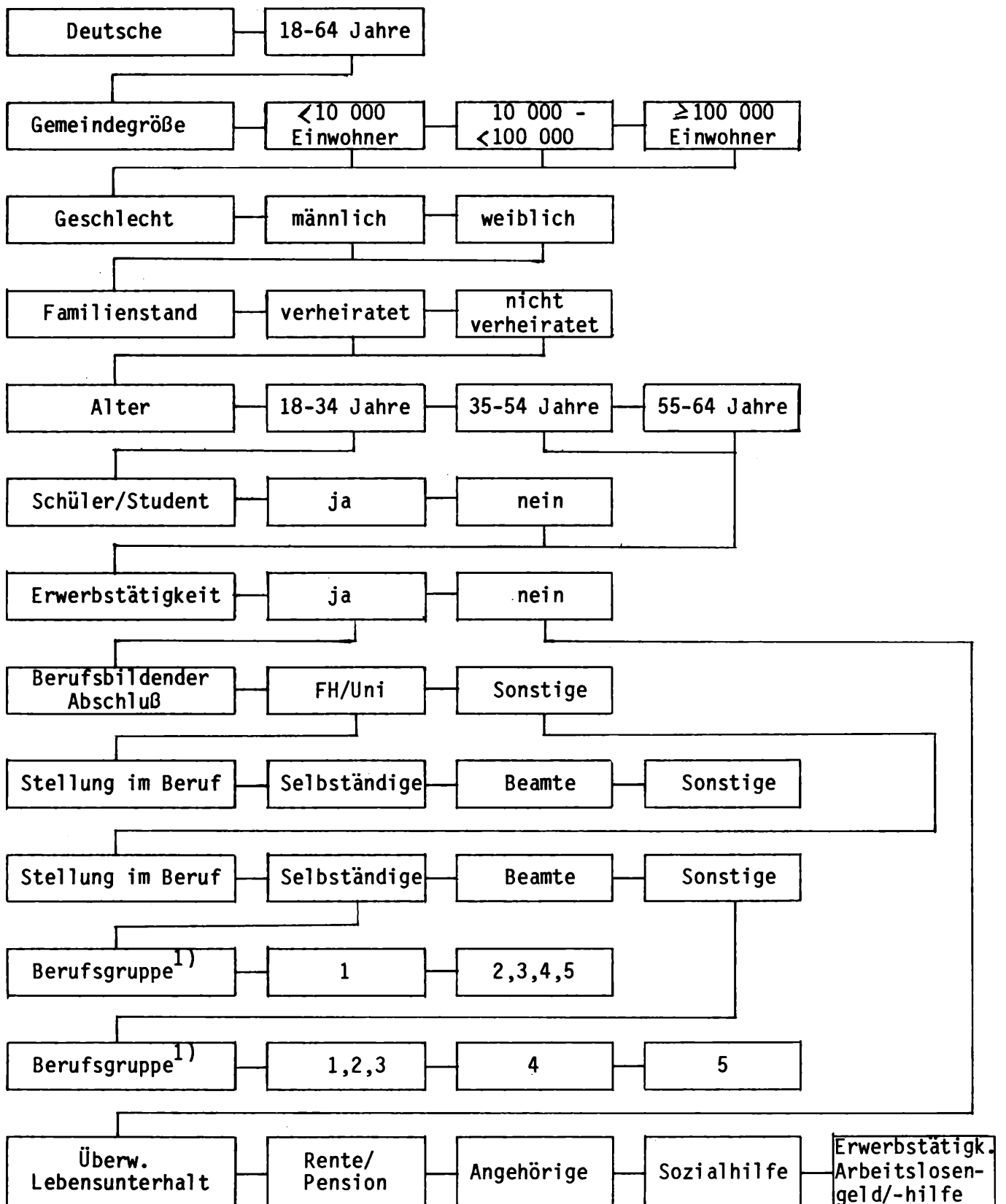
---

1) Die Teilnahmequote für eine Personengruppe ist definiert als Quotient aus der frei hochgerechneten Fallzahl der Testerhebung (Zähler) und der Haupterhebung (Nenner) für diese Personengruppe.

Aufteilung der Bevölkerung in Gruppen mit unterschiedlichem  
Antwortverhalten

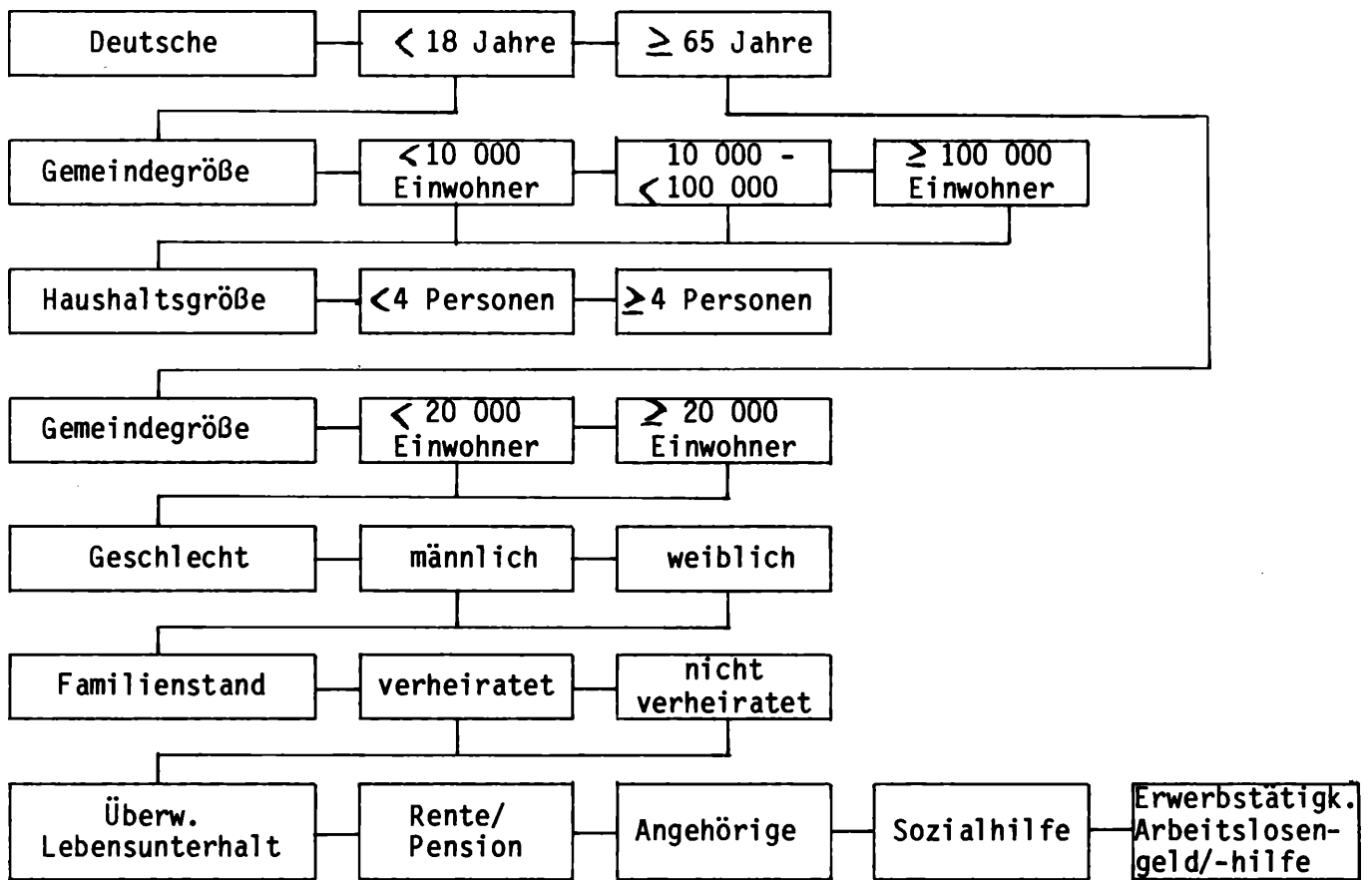
(Datenbasis: 1 %-Mikrozensus-Testerhebung 1985)

Übersicht 1a



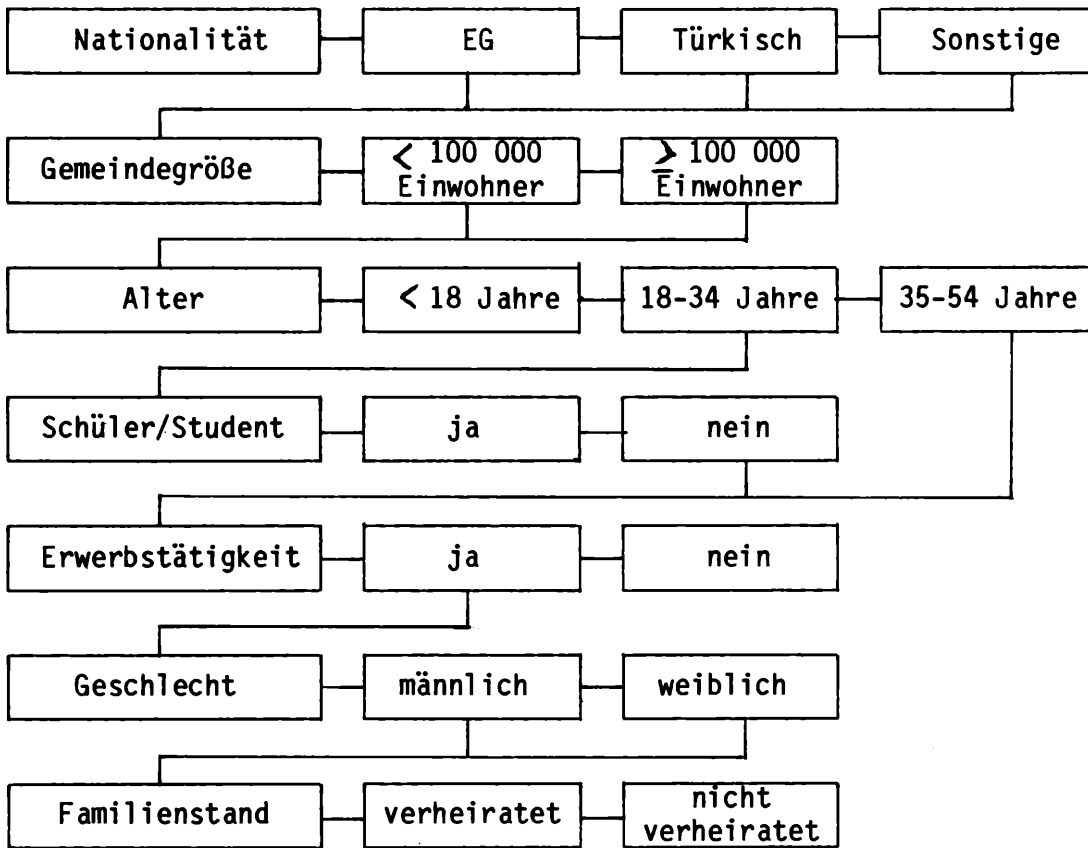
1) Zur Gliederung der Berufsgruppen siehe Anhang, S. 41.

## Übersicht 1b



# Übersicht 1c

## Ausländer



schung - für die vorliegende Untersuchung realistischer; die gruppenspezifischen Antwortquoten aus der 85er Testerhebung sind deshalb an dieses Durchschnittsniveau angepaßt worden. Diese Umrechnung hat gemäß Formel (6) keine Auswirkungen auf die Biasberechnung.

Die Übersichten 2a und b enthalten beispielhaft Antwortquoten für ausgewählte Personengruppen. Einige Beispiele für Personengruppen mit extremen Antwortquoten sind in Übersicht 2c wiedergegeben; die Anteile solcher Gruppen an der Grundgesamtheit sind allerdings gering und die Quoten daher mit einer größeren Unsicherheit behaftet.

### 3.2 Das Anpassungsverfahren

Die Abschätzung der Ergebnisverzerrungen, die durch Anpassung an ungenau Richtwerte entstehen, basierte auf folgenden Annahmen: Die Daten der Mikrozensus-Haupterhebung 1985 (Grundgesamtheit) wurden als "wahr" angenommen. Die Richtwerte für die Anpassung stammten aus der Bevölkerungsfortschreibung und sollten für die Zwecke der Bias-Berechnung als "ungenau" gelten.

Es wurden zwei Varianten einer klassenweisen Anpassung unterschieden:

Anpassung A: Anpassung an Bevölkerungszahlen, gegliedert nach Altersklassen, Deutsche/Ausländer und Geschlecht (22 Klassen).

Für manche Stichprobenerhebungen (z.B. aus dem Sozial- und Marktforschungsbereich) ist diese Anpassung nicht zweckmäßig. In Ermangelung anderer merkmalspezifischer Richtgrößen wird dann häufig nur nach regionalen Gesichtspunkten angepaßt. Auch ein solcher Anpassungstyp wurde in die Untersuchungen einbezogen.

Anpassung B: Regionalanpassung an die Bevölkerungszahlen je Bundesland und bis zu drei Gemeindegrößenklassen (27 Klassen).

Die Unterschiede zwischen den als "ungenau" angenommenen Werten der Bevölkerungsfortschreibung und den "wahren" Werten der Mikrozensus-Grundgesamtheit je Anpassungsart und -klasse zeigen die Übersichten 3a und 3b.

## Übersicht 2a

### Antwortquoten für ausgewählte Personengruppen (Deutsche)

Personengruppe	Anteil an der Grundgesamtheit	Antwort- Quote
	%	
Deutsche insgesamt	94,1	60
Männer (ab 18 Jahren)	35,4	61
Frauen (ab 18 Jahren)	41,9	58
Verheiratete (ab 18 Jahren)	47,1	61
Unverheiratete (ab 18 Jahren)	30,2	56
Personen im Alter von ... bis unter ... Jahren		
unter 18	16,8	63
18 - 35	23,6	58
35 - 55	25,4	59
55 - 65	12,1	61
65 und mehr	16,2	58
Personen (unter 65 Jahren) in Gemeinden mit ... bis unter ... Einwohnern		
unter 10 000	20,4	68
10 000 - 100 000	32,7	59
100 000 und mehr	24,9	55
Erwerbstätige (18 - 64 Jahre) mit Abschluß		
FH/Uni	4,0	62
Sonstige	34,8	59
Schüler/Studenten (18 - 34 Jahre)	2,9	59
Sonstige Nichterwerbstätige (18 - 64 Jahre) mit überwiegendem Lebensunterhalt durch		
Rente / Pension	5,2	61
Angehörige	11,9	62
Sozialhilfe	0,5	38
Arbeitslosengeld/-hilfe	1,7	55

## Übersicht 2b

### Antwortquoten für ausgewählte Personengruppen (Ausländer)

Personengruppe	Anteil an der Grundgesamtheit	Antwort- Quote
	%	
Ausländer insgesamt	5,9	58
Männer (ab 18 Jahren)	2,6	55
Frauen (ab 18 Jahren)	1,2	59
Verheiratete (ab 18 Jahren)	2,7	55
Unverheiratete (ab 18 Jahren)	1,0	59
Personen im Alter von ... bis unter ... Jahren		
unter 18	2,2	61
18 - 35	1,6	58
35 und mehr	2,2	55
Personen in Gemeinden mit ... Einwohnern		
unter 100 000	2,8	66
100 000 und mehr	3,1	51
Nationalität		
EG	1,6	60
Türkei	2,1	57
Sonstige	2,2	57

## Übersicht 2c

### Beispiele für extreme Antwortquoten

Personengruppe	Anteil an der Grundgesamtheit	Antwort- Quote
	%	
Verheiratete Beamte von 35 - 54 Jahren mit FH/Uni-Abschluß in Gemeinden unter 10 000 Einwohnern	0,10	86
Verheiratete Selbständige bzw. mithelfende Familienangehörige von 35 - 54 Jahren der Berufsgruppe 1 1) ohne FH/Uni-Abschluß in Gemeinden unter 10 000 Einwohnern	0,17	81
Nicht erwerbstätige verheiratete Frauen von 18 - 34 Jahren mit überwiegendem Lebensunterhalt durch Angehörige in Gemeinden unter 10 000 Einwohnern	0,63	71
Verheiratete Männer von 18 - 34 Jahren ohne FH/Uni-Abschluß, keine Selbständigen oder Beamte, Berufsgruppe 4 1) in Großstädten	0,10	37
Nicht erwerbstätige unverheiratete Frauen von 18 - 34 Jahren mit überwiegendem Lebensunterhalt durch Sozialhilfe in Großstädten	0,06	42
Unverheiratete Frauen von 18 - 34 Jahren ohne FH/Uni-Abschluß, keine Selbständigen oder Beamte, Berufsgruppe 5 1) in Großstädten	0,94	47

1) Zur Gliederung der Berufsgruppen siehe Anhang, S. 41.



### Übersicht 3a

#### Anteile der Anpassungsklassen an der Gesamtbevölkerung

Anpassung A			Anteil an der Gesamtbevölkerung in %		
Nationalität	Geschlecht	Alter von ... bis unter ... Jahren	MZ 1985	Bevölkerungsfortschreibung	
Deutsche	männlich	unter 18	8,93	9,02	
		18 - 25	5,60	5,71	
		25 - 35	6,51	6,76	
		35 - 50	9,67	9,67	
		50 - 65	8,25	7,70	
		65 und mehr	5,44	4,99	
		weiblich	unter 18	8,55	8,60
	18 - 25		5,42	5,45	
	25 - 35		6,38	6,46	
	35 - 50		9,73	9,58	
	50 - 65		9,80	9,17	
	65 und mehr		9,83	9,61	
	Ausländer		männlich	unter 18	0,93
		18 - 25		0,36	0,52
25 - 35		0,56		0,77	
35 - 50		1,02		1,10	
50 und mehr		0,40		0,49	
weiblich		unter 18		0,85	1,05
		18 - 25		0,30	0,42
		25 - 35	0,55	0,69	
		35 - 50	0,66	0,76	
		50 und mehr	0,26	0,39	

### Übersicht 3b

#### Anteile der Anpassungsklassen an der Gesamtbevölkerung

Anpassung B		Anteil an der Gesamtbevölkerung in %	
Land	Gemeindegrößenklasse 1)	MZ 1985	Bevölkerungsfortschreibung
Schleswig-Holstein .....	1	2,37	2,52
	2	0,89	1,01
	3	0,76	0,75
Hamburg .....	3	2,81	2,60
Niedersachsen .....	1	4,92	5,55
	2	3,01	3,77
	3	2,21	2,48
Bremen .....	3	0,98	1,09
Nordrhein-Westfalen .....	1	4,28	4,02
	2	10,52	10,22
	3	13,39	13,10
Hessen .....	1	4,80	4,67
	2	2,43	2,28
	3	2,34	2,12
Rheinland-Pfalz .....	1	4,37	3,97
	2	1,35	1,22
	3	0,76	0,74
Baden-Württemberg .....	1	7,57	8,06
	2	4,05	4,39
	3	2,71	2,72
Bayern .....	1	10,11	11,33
	2	3,91	2,89
	3	4,38	3,75
Saarland .....	1	0,91	0,83
	2	0,59	0,58
	3	0,33	0,31
Berlin (West) .....	3	3,21	3,04

1) 1 = Unter 20 000 Einwohner; 2 = 20 000 bis unter 100 000 Einwohner;  
3 = 100 000 Einwohner und mehr.

### 3.3 Ermittlung der Standardfehler

Wie beschrieben, basierte die Standardfehlerberechnung auf der Auswertung von Stichprobenreplikationen mit gleichem Auswahl- und Hochrechnungsverfahren. Die Ziehung der Stichprobe erfolgte der Einfachheit halber nicht sukzessive, sondern die Grundgesamtheit wurde durch 55 Stichproben zu je knapp 10 000 Personen vollständig ausgeschöpft. Die Auswahl ist durch Zuordnung von Zahlentupeln, die die Zahlen 1 bis 55 in zufälliger Reihenfolge enthielten, zu den Personen der Grundgesamtheit realisiert worden. Alle Personen, denen die gleiche Zahl zugeordnet wurde, gehörten zur selben Stichprobe.

Die Entscheidung darüber, ob die jeweilige Stichprobenperson als Antwortender galt oder nicht, ist gemäß der individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten anhand gleichverteilter Zufallszahlen getroffen worden.

Die Mikrozensus-Angaben der Antwortenden wurden frei hochgerechnet und - wie beschrieben - nach zwei Varianten an die Eckdaten aus der Bevölkerungsfortschreibung angepaßt.

Aus der Streuung der auf diese Weise hochgerechneten Stichprobenwerte ist je Nachweisungsmerkmal der Schätzwert für den relativen Standardfehler berechnet worden.

Es ist noch anzumerken, daß die über eine einfache Zufallsauswahl von Personen ermittelten Standardfehler unter praxisnahen Annahmen als maximal erreichbare Werte für die Präzision angesehen werden können. In der amtlichen Stichprobenpraxis ist es nämlich im allgemeinen aus organisatorischen, methodischen und rechtlichen Gründen (z.B. bei den Volkszählungsdaten als Auswahlgrundlage) nicht möglich, direkt Personen oder Haushalte auszuwählen. Als alternative Varianten kommen Gebäude- oder andere Flächenstichproben (z.B. Segmente wie beim Mikrozensus) in Frage. Solche Klumpenauswahlen erhöhen natürlich den Standardfehler für Personenmerkmale. Aus früheren Untersuchungen zum Mikrozensus wurden näherungsweise folgende Standardfehlerrelationen in Abhängigkeit vom Anteil der nachzuweisenden Personengruppe, bei Verwendung unterschiedlicher Auswahlseinheiten und freier Hochrechnung ermittelt<sup>1)</sup>.

1) Siehe auch Zindler/Schmidt/Meyer: Volkszählung 1986 - Vollerhebung oder Stichprobe; Wirtschaft und Statistik 2/1985, Statistisches Bundesamt.

## Übersicht 4

Vergleich von Standardfehlern bei Verwendung  
unterschiedlicher Auswahleinheiten in  
Bevölkerungsstichproben und  
freier Hochrechnung

Anteil der nachzuweisenden Personengruppe an der Gesamtbevölkerung in %	Einfacher relativer Standardfehler in % bei einer Stichprobe von 10 000 Personen und einfacher Zufallsauswahl von			
	Personen	Haushalten	Gebäuden/ Gebäude- teilen (Ø 3 Woh- nungen)	Segmenten (wie MZ)
50	1,0	2,0	3,0	4,0
20	2,0	2,8	3,6	4,4
10	3,0	3,6	4,2	4,8
5	4,4	4,8	5,3	5,7
1	9,9	10,1	10,4	10,6
0,1	31,6	31,6	31,9	32,2

Auch wenn ein Teil der Präzisionsverluste bei Klumpenauswahlen ggf. durch Schichtenbildung und gebundene Hochrechnung wieder wettgemacht werden können, so dürften die in den Ergebnistabellen nachgewiesenen Standardfehler im großen und ganzen die bestenfalls erreichbare Präzision darstellen.

### 3.4 Festlegung der Tabellen zur Fehleranalyse

Die Fehleranalyse konnte natürlich nur für solche personenbezogenen Nachweisungsgruppen durchgeführt werden, die sich anhand der Mikrozensusmerkmale abgrenzen ließen. Aus der Fülle der Möglichkeiten sind 6 Gliederungsschemata ausgewählt worden, für die beispielhaft gezeigt wird, welche Ergebnisgenauigkeiten bei Stichproben ohne Auskunftspflicht und mit Anpassung an ungenaue Richtwerte zu erwarten sind.

Tabelle 1:	Bevölkerung <sup>1)</sup>	nach Geschlecht und Nationalität
"	2: Bevölkerung <sup>1)</sup>	nach Erwerbstyp und Nationalität
"	3:	Erwerbstätige nach Wirtschaftsabteilungen
"	4:	Erwerbstätige im Alter von 50 bis 64 Jahren nach Wirtschaftsabteilungen
"	5: Bevölkerung <sup>1)</sup>	nach überwiegendem Lebensunterhalt
"	6: Bevölkerung <sup>1)</sup>	nach Schulbildung

#### 4 Darstellung der Ergebnisse

##### 4.1 Einführung

a) Maßgebend für die Beurteilung der Genauigkeit ist - wie schon erwähnt - der Gesamtfehler des Stichprobenergebnisses. Der Schätzwert für die Gesamtfehlervarianz setzt sich bekanntlich aus der Summe der Quadrate des Standardfehlers und des Bias zusammen. Beide Fehlerkomponenten sollten in einem angemessenen Verhältnis zueinander stehen. Das Bemühen um weitgehende Verzerrungsfreiheit bleibt nämlich ohne Wirkung, wenn der Standardfehler gleichzeitig unzumutbar hoch ist. Andererseits bleibt ein großer Aufwand zur Reduzierung des Standardfehlers ohne nennenswerten Gewinn für die Genauigkeit des Ergebnisses, wenn nicht gleichzeitig auch der Bias ein erträgliches Maß aufweist.

Zur Erleichterung der Fehleranalyse werden in den Ergebnistabellen beide Fehlerkomponenten (Relativer Standardfehler und relativer Bias) nebeneinander dargestellt. Auf einen Nachweis des Gesamtfehlers ist verzichtet worden, da der zusätzliche Informationsgewinn gering erschien.

b) Gemäß Kapitel 2 kann der Bias sowohl direkt aus der Grundgesamtheit (Formel (6)) als auch über die Stichprobensimulation (Formel (8)) gewonnen werden. Es zeigte sich, daß die Ergebnisse für beide Schätzarten - mit Ausnahme einiger schwach besetzter Tabellenfelder - recht gut übereinstimmten; in den Ergebnistabellen werden deshalb ausschließlich die nach (6) direkt berechneten Größen wiedergegeben.

---

1) Bevölkerung am Ort der alleinigen bzw. Hauptwohnung.

## 4.2 Fehlertabellen

Tabelle 1

Bevölkerung nach Geschlecht und Nationalität

Merkmal	Grund- gesamtheit MZ 1985	Relativer Standardfehler		Relativer Bias	
		bei Anpassungsart			
	Anteil % 1)	A	B	A	B
Deutsche insgesamt ..	94,1	0,0	0,3	- 1,5	+ 0,2
- männlich .....	44,4	0,0	1,4	- 1,3	+ 2,4
- weiblich .....	49,7	0,0	1,3	- 1,6	- 1,7
Ausländer insgesamt .	5,9	0,0	4,4	+ 23,3	- 3,8
- männlich .....	3,3	0,0	6,4	+ 21,3	- 4,6
- weiblich .....	2,6	0,0	6,9	+ 25,7	- 2,8

1) An der Bevölkerung insgesamt.

Erwartungsgemäß treten in Tabelle 1 bei Anpassungsart A keine Zufallsfehler auf, da die Nachweisungsmerkmale Geschlecht und Nationalität Anpassungsmerkmale sind. Bemerkenswert hoch sind aber die relativen Verzerrungen bei dieser Anpassungsart: Die Zahl der Deutschen (Männer, Frauen, insgesamt) wird um über 1 % unterschätzt (trotz hohen Anteils an der Grundgesamtheit), was je nach Verwendungszweck dieser Zahlen nicht unbedenklich sein dürfte; die Zahl der Ausländer wird um mehr als 20 % überschätzt und ist damit wohl unbrauchbar.

Anpassung B führt zu niedrigen (Deutsche) bis mittleren (Ausländer) relativen Standardfehlern. Im Vergleich zum Binomialansatz wird durch die Anpassung keine nennenswerte Reduzierung der Standardfehler erreicht. Die relativen Verzerrungen für Deutsche tragen unterschiedliche Vorzeichen, sie sind in der Gliederung nach männlich/weiblich größer als die einfachen relativen Standardfehler. Die Zahl der Ausländer wird zwar unterschätzt, die Verzerrungen liegen aber innerhalb des Standardfehlerbereichs.

Wie die nachfolgende Tabelle 1a zeigt, ist für die hohen Verzerrungen bei den Ausländern und Anpassungsart A in erster Linie die Anpassung an die ungenauen Werte verantwortlich. Bei freier Hochrechnung ohne Anpassung<sup>1)</sup> hat der relative Bias ein ähnliches Niveau wie bei Anpassungsart B; diese Werte spiegeln den Verzerrungseffekt wider, der ausschließlich durch die Antwortausfälle verursacht wird.

Tabelle 1a

Merkmal	Relativer Bias (%) bei freier Hochrechnung ohne Anpassung
Deutsche insgesamt .....	+ 0,3
- männlich .....	+ 2,5
- weiblich .....	- 1,7
Ausländer insgesamt .....	- 4,7
- männlich .....	- 5,7
- weiblich .....	- 3,5

Wie schon bei Tabelle 1 fallen auch bei Tabelle 2 die hohen relativen Verzerrungen für Ausländer bei Anpassungsart A ins Auge. Die Zahl der erwerbslosen Ausländer ist allerdings allein schon wegen des hohen relativen Standardfehlers nicht gesichert; diese Aussage gilt auch für die Anpassung B. Im übrigen liegen - bis auf die deutschen Nichterwerbsspersonen - die relativen Verzerrungen bei Anpassungsart A im Bereich des einfachen relativen Standardfehlers, für Anpassung B gilt dies ohne Ausnahme.

Die relativen Standardfehler sind für Anpassung A überwiegend etwas niedriger als für B, beim relativen Bias (Absolutbetrag) ist es mit Ausnahme der Erwerbslosen insgesamt und der Nichterwerbsspersonen umgekehrt.

1) Analog Formel (6) berechnet gemäß  $\hat{x} = \sum_{i=1}^N \left( \frac{\rho_i}{\bar{\rho}} - 1 \right) x_i$ .

Tabelle 2

## Bevölkerung nach Erwerbstyp und Nationalität

Merkmal	Grund- gesamtheit MZ 1985	Relativer Standardfehler		Relativer Bias	
		bei Anpassungsart			
	Anteil % 1)	A	B	A	B
Erwerbstätige .....	43,5	1,1	1,4	+ 1,0	- 0,4
- Deutsche .....	40,9	1,1	1,4	- 0,7	- 0,0
- Ausländer .....	2,7	6,1	6,6	+ 25,6	- 5,3
Erwerbslose .....	3,8	6,5	6,7	- 2,8	- 5,3
- Deutsche .....	3,4	6,6	7,1	- 5,6	- 4,4
- Ausländer .....	0,5	20,6	16,4	+ 17,7	- 12,2
Nichterwerbs- personen .....	52,7	0,9	1,2	- 0,6	+ 0,7
- Deutsche .....	49,9	0,9	1,3	- 1,8	+ 0,8
- Ausländer .....	2,8	5,7	7,6	+ 22,0	- 1,0

1) An der Bevölkerung insgesamt.

Tabelle 2a kann man entnehmen, daß für die großen Verzerrungen bei den Ausländern wieder überwiegend die Anpassung an ungenaue Werte (Anpassungsart A) verantwortlich ist, da die Nationalität Anpassungs-

Tabelle 2a

Merkmal	Relativer Bias (%) bei freier Hochrechnung ohne Anpassung
Erwerbstätige .....	- 0,3
- Deutsche .....	+ 0,1
- Ausländer .....	- 6,0
Erwerbslose .....	- 6,4
- Deutsche .....	- 5,4
- Ausländer .....	- 13,5
Nichterwerbspersonen .....	+ 0,6
- Deutsche .....	+ 0,8
- Ausländer .....	- 2,0



merkmal bei A ist. Aber auch ohne Anpassung ist der Bias durch Antwortausfälle bei den erwerbslosen Ausländern beträchtlich.

Wie bei Tabelle 1 kann geschlossen werden, daß die Verzerrungen bei Anpassung B überwiegend durch Antwortausfälle verursacht worden sind.

Die Nachweisungsmerkmale der Tabelle 3 sind offensichtlich weder mit den Anpassungsmerkmalen von A noch mit denen von B eng korreliert.

Tabelle 3  
Erwerbstätige nach Wirtschaftsabteilungen

Merkmal	Grund- gesamtheit MZ 1985	Relativer Standardfehler		Relativer Bias	
		bei Anpassungsart			
	Anteil % 1)	A	B	A	B
Land- und Forstwirtschaft .....	2,1	8,9	9,1	+ 5,2	+ 6,7
Energie/Wasser .....	0,9	14,8	14,1	- 2,4	- 2,6
Verarbeitendes Gewerbe .....	14,1	3,1	3,3	+ 0,7	- 1,8
Baugewerbe .....	3,2	7,2	7,5	+ 0,1	- 1,3
Handel .....	5,4	6,3	6,4	- 0,8	- 1,5
Verkehr/Nachrichten .	2,5	8,5	8,6	+ 1,7	+ 1,9
Kreditgewerbe/Ver- sicherungen .....	1,6	10,9	11,0	+ 3,1	+ 2,2
Dienstleistungen ....	8,9	4,1	4,1	+ 0,2	- 1,6
Organisationen ohne Erwerbscharakter ...	0,8	13,9	14,1	- 0,4	- 0,2
Gebietskörper- schaften/Sozial- versicherungen .....	4,2	6,7	6,7	+ 3,9	+ 4,0
Zusammen ...	43,5	1,1	1,4	+ 1,0	- 0,4

1) An der Bevölkerung insgesamt.

Die relativen Standardfehler für Anpassung A und für B weisen sehr ähnliche Werte auf. Auch hinsichtlich der Verzerrungen ist kein deutlicher Vorteil für eine der Anpassungsarten zu erkennen. Alle relativen Verzerrungen werden von der Spanne des einfachen relativen Standardfehlers abgedeckt; sie weisen nicht näher erklärbare unterschiedliche Vorzeichen auf.

Tabelle 4  
Erwerbstätige im Alter von 50 bis 64 Jahren  
nach Wirtschaftsabteilungen

Merkmal	Grund- gesamtheit MZ 1985	Relativer Standardfehler		Relativer Bias	
		bei Anpassungsart			
	Anteil % 1)	A	B	A	B
Land- und Forstwirtschaft .....	0,7	15,6	16,4	- 6,1	+ 1,1
Energie/Wasser .....	0,2	29,6	33,0	- 9,2	- 0,5
Verarbeitendes Gewerbe .....	2,9	6,9	7,9	- 7,0	- 1,2
Baugewerbe .....	0,6	13,3	13,7	- 7,3	- 1,0
Handel .....	1,0	12,0	12,8	- 8,2	- 0,9
Verkehr/Nachrichten .	0,5	18,9	20,0	- 3,9	+ 5,2
Kreditgewerbe/Ver- sicherungen .....	0,3	23,4	26,6	- 6,8	+ 2,5
Dienstleistungen ....	1,5	7,5	8,7	- 7,3	- 0,9
Organisationen ohne Erwerbscharakter ...	0,2	29,6	33,6	- 6,8	+ 1,3
Gebietskörper- schaften/Sozial- versicherungen .....	0,8	11,7	13,4	- 6,0	+ 2,6
Zusammen ...	8,7	3,3	4,6	- 6,9	+ 0,0

1) An der Bevölkerung insgesamt.

Tabelle 4 entspricht im Aufbau der Tabelle 3, die Angaben beziehen sich aber nur auf die Altersgruppe der 50 bis 64 Jahre alten Erwerbstätigen. Diese tiefere sachliche Gliederung zeigt insbesondere die Grenzen der "kleinen" Stichproben bezüglich der Standardfehler auf; nur zwei Nachweisungspositionen bleiben unter 10 % relativem Standardfehler.

Auffallend ist, daß Anpassungsart A - bedingt durch den großen Unterschied zwischen den wahren Werten der Grundgesamtheit und den ungenauen Anpassungswerten für die Altersklassen der 50 bis 64jährigen - durchweg erheblich höhere Verzerrungen aufweist als bei Tabelle 3, während die durchschnittliche Verzerrung (Absolutbeträge) je Nachweisungsposition bei Anpassungsart B gegenüber Tabelle 3 sogar geringfügig niedriger liegt. Eine tiefere sachliche Gliederung führt also nicht zwangsläufig zu höheren relativen Verzerrungen.

Tabelle 5  
Bevölkerung nach überwiegendem Lebensunterhalt

Merkmal	Grund- gesamtheit MZ 1985	Relativer Standardfehler		Relativer Bias	
		bei Anpassungsart			
	Anteil % 1)	A	B	A	B
Erwerbstätigkeit ....	41,0	1,2	1,6	+ 0,7	- 0,7
Arbeitslosengeld/ -hilfe .....	1,9	9,8	9,9	- 6,2	- 7,4
Rente, Pension .....	18,6	1,5	2,5	- 5,9	- 2,1
Angehörige .....	36,5	1,4	1,9	+ 3,1	+ 2,9
Vermögen, Vermietung .....	0,4	19,4	20,6	- 3,1	- 0,5
Sozialhilfe .....	1,0	11,6	10,4	- 19,1	- 22,4
Sonstiges (z.B. BAföG) .....	0,6	20,5	19,4	+ 2,3	- 1,3

1) An der Bevölkerung insgesamt.

Tabelle 5 liefert u.a. einige wichtige Nachweisungspositionen, bei denen die relativen Verzerrungen den relativen Standardfehler übersteigen; es betrifft die Personengruppen, deren überwiegender Lebensunterhalt durch Rente/Pension (nur Anpassung A), durch Angehörige oder durch Sozialhilfe gedeckt wird. Insgesamt gesehen ist für diese Tabelle ein erheblicher Qualitätsverlust der Ergebnisse durch den Bias festzustellen.

Aus Tabelle 5a ist abzulesen, daß für die teilweise beträchtlichen Verzerrungen überwiegend die Antwortausfälle verantwortlich sind (Ausnahme: Rente/Pension bei Anpassung A).

Tabelle 5a

Merkmal	Relativer Bias bei freier Hochrechnung ohne Anpassung
Erwerbstätigkeit .....	- 0,6
Arbeitslosengeld/-hilfe .....	- 8,5
Rente/Pension .....	- 2,6
Angehörige .....	+ 3,1
Vermögen, Vermietung .....	- 1,5
Sozialhilfe .....	- 23,2
Sonstiges (z.B. Bafög) .....	- 2,2

In Tabelle 6 übertrifft der Absolutbetrag des relativen Bias nur für die Gruppe der Volks- und Hauptschulabsolventen den Zufallsfehler. Ansonsten ist der relative Bias vergleichsweise gering und hat wenig Einfluß auf die Genauigkeit der Ergebnisse.

Tabelle 6

## Bevölkerung nach Schulbildung

Merkmal	Grund- gesamtheit MZ 1985	Relativer Standardfehler		Relativer Bias	
		bei Anpassungsart			
	Anteil % 1)	A	B	A	B
Volks-/Hauptschul- abschluß .....	53,6	0,8	0,9	- 1,1	- 1,1
Realschulabschluß ...	15,2	2,6	3,1	- 0,2	- 0,6
Fachhochschulreife ..	1,9	10,2	10,6	+ 1,5	+ 0,2
Hochschulreife .....	8,4	3,7	3,9	+ 2,0	+ 0,7

1) An der Bevölkerung insgesamt.

#### 4.3 Kurze Zusammenfassung und Fazit

Die vorliegende Untersuchung hatte das Ziel, Aussagen über die Genauigkeit von Stichprobenergebnissen zu machen, die aus auf freiwilliger Basis durchgeführten Bevölkerungsumfragen (Zufallsstichproben) gewonnen werden. Im Mittelpunkt der Fehleranalyse stand der relative Bias der Ergebnisse, der einerseits durch Antwortausfälle und andererseits durch Hochrechnung mit Anpassung an ungenaue Werte verursacht wird. Die Modellrechnungen basierten bezüglich der Antwortausfälle auf dem Antwortverhalten der Bevölkerung in der Mikrozensus-Testerhebung 1985, bezüglich der Anpassung an ungenaue Werte auf den Differenzen zwischen den Ergebnissen der Mikrozensus-Haupterhebung 1985 und der Bevölkerungsfortschreibung; es wurden zwei Anpassungsvarianten getestet.

Die Auswertung der Fehlertabellen beschränkte sich in erster Linie darauf, Zusammenhänge zwischen den personenbezogenen Nachweisungsgruppen, den untersuchten Fehlerquellen und den beiden Anpassungsarten aufzuzeigen. Die hierbei gewonnenen Einsichten dürften verallgemeinerbar sein.

Die Fehlertabellen zeigen, daß bei Bevölkerungsstichproben ohne Auskunftspflicht und den getroffenen realistischen Annahmen über Antwortausfälle und Anpassungsmängel - global betrachtet - mit teilweise beträchtlichen relativen Verzerrungen (bis über 20 %) gerechnet werden muß. Das im allgemeinen unbekanntes Ausmaß der Verzerrungen schränkt die Verwendungsmöglichkeiten der Stichprobenergebnisse grundsätzlich stark ein.

Der Bias durch Anpassung an ungenaue Werte hängt - wie auch die Schätzformeln zeigen - von den (in der Stichprobenpraxis unbekannt)en Differenzen zwischen den "wahren" und den "falschen" Richtgrößen für die Anpassung ab. Diese Differenzen spiegeln sich am stärksten in den Ergebnissen wider, wenn Nachweisungs- und Anpassungsmerkmale identisch sind.

Bei begründeter Unsicherheit bezüglich der Qualität der Anpassungsdaten empfiehlt es sich daher, sorgfältig abzuwägen, ob eine freie Hochrechnung bzw. eine Anpassung an die Stichprobenstrukturen nicht einer unsichereren Anpassung an Daten aus anderen Quellen vorgezogen werden sollte.

Das Ausmaß der Verzerrungen durch Antwortausfälle hängt im Prinzip davon ab, wie stark die individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten von der durchschnittlichen Antwortbereitschaft je Anpassungsklasse abweichen. Diese Bias-Komponente ist entsprechend bei solchen Nachweisungsgruppen ausgeprägt, für die die Teilnahmequote sich erheblich von der mittleren Teilnahmequote der zugehörigen Anpassungsklasse unterscheidet.

Theoretisch könnte der Non-Response-Bias dadurch reduziert werden, daß Personen mit jeweils ähnlich großen individuellen Antwortwahrscheinlichkeiten zu Anpassungsklassen zusammengefaßt werden. Dieser Lösungsansatz dürfte in der Stichprobenpraxis aber wohl kaum realisierbar sein.

Die relative Größe der Gesamtverzerrung ist - über die aufgezeigten Zusammenhänge hinaus - nicht unmittelbar abhängig von der Größe der Nachweisungsgruppe (d.h. von der Gliederungsstufe) und dem Stichprobenumfang. Der Bias durch Antwortausfälle wird bei den gegebenen Konstellationen vielfach durch den Anpassungsbias übertroffen. Je nach

Richtung der Fehlerbeiträge der beiden Verzerrungskomponenten kann es zu Kompensations- bzw. Verstärkungseffekten kommen.

Die Größe des relativen Standardfehlers ist insbesondere auch im Zusammenhang mit § 7 BStatG ("Kleine" Stichproben) von Interesse. Sie hängt ab vom Stichprobenumfang und dem Anteil der personenbezogenen Nachweisungsgruppe an der Gesamtheit. Bei "kleinen" Stichproben mit einem Sollstichprobenumfang von etwa 10 000 Personen sind z.B. für Personengruppen unter 1 % Anteil an der Grundgesamtheit grundsätzlich keine zufriedenstellenden Ergebnisse zu erwarten, da allein der relative Standardfehler schon mindestens 10 % beträgt.





## Anhang

### Gliederung der Berufsgruppen

- 1 Landwirt; Landwirtschaftliche Arbeitskräfte, Tierpfleger; Forst- und Jagdberufe
- 2 Keramiker; Kunststoffverarbeiter; Metallverbinder; Schmiede, Mechaniker; Spinnberufe; Textilhersteller; Textilveredler; Back- und Konditorenwarenhersteller; Chemiker, Physiker, Mathematiker; Unternehmer, Organisatoren, Wirtschaftsprüfer; Sicherheitswahrer; Seelsorger; Arbeitskreis mit noch nicht bestimmtem Beruf
- 3 Metallverformer (spanend); Metalloberflächenbearbeiter, -verfuger, -beschichter; Elektriker; Fleisch-, Fischverarbeiter; Ingenieure; Bank-, Versicherungskaufleute; Berufe des Wasser-, Luftverkehrs; Abgeordnete, administrativ entscheidende Berufstätige; Rechnungskaufleute, Datenverarbeitungsfachleute; Lehrer
- 4 Chemiarbeiter; Holzaufbereiter, Holzwarenfertiger; Metallerzeuger, Walzer; Former; Formgießer; Metallfeinbauer; Montierer, Metallberufe a.n.G.; Getränke-, Genußmittelhersteller; Zimmerer, Dachdecker, Gerüstbau; Straßen-, Tiefbauer; Raumausstatter; Warenprüfer, Versandfertigmacher; Hilfsarbeiter; Maschinisten; Künstler und zugeordnete Berufe; Sozialpfleger; Gästebetreuer
- 5 Sonstige Berufe