

Rheinland-Pfalz



Statistische Monatshefte

1996

Januar

Februar

März

April

Mai

Juni

Juli

August

September

Oktober

November

Dezember

Inhalt

Mietpreisdeterminanten und das Gut Wohnungsdienstleistung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

**- Eine Mietpreisanalyse als
Sonderauswertung zur Gebäude-
und Wohnungsstichprobe 1993 -**

293 Zur Erfassung eigengenutzten Wohnraums unterstellen die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen eine fiktive Miete, die von tatsächlichen Mietwohnungen übernommen wird. In Zusammenarbeit mit dem Statistischen Bundesamt wurden die Schichtungskriterien des zugehörigen Modells überprüft.

Anhang

89* Zahlenspiegel von Rheinland-Pfalz

94* Ausgewählte Bevölkerungs- und Wirtschaftszahlen des Bundesgebietes

Rheinlandpfalz



Statistisches Landesamt

Statistische Monatshefte

Inhaltsverzeichnis

1996

Januar
Februar
März
April
Mai
Juni
Juli
August
September
Oktober
November
Dezember

Systematisches Inhaltsverzeichnis

des Textteils der Statistischen Monatshefte Rheinland-Pfalz

49. Jahrgang 1996

Allgemeines	Heft	Seite
Die rheinland-pfälzische Wirtschaft 1995	4	76
Statistisches Jahrbuch Saar-Lor-Lux-Trier/Westpfalz-Wallonie 1996	9	220
 Bevölkerung		
Lebensumstände älterer Menschen	2	34
So wohnen ältere Menschen	3	60
Mikrozensus 1996	8	175
Bevölkerungsentwicklung der kreisfreien Städte und Landkreise in den letzten 25 Jahren	10	249
 Erwerbstätigkeit		
Sozialversicherungspflichtig beschäftigte Arbeitnehmer im Juni 1995 im Vergleich mit 1985	5	117
Arbeitsplatzentwicklung und -struktur in Rheinland-Pfalz im Vergleich zum früheren Bundesgebiet nach wichtigen Wirtschaftszweigen	6	127
Zukunftsperspektiven der Erwerbstätigkeit	6	134
 Bildungswesen		
Ausgaben der staatlichen Hochschulen	6	139
 Wahlen		
Landtagswahl 1947 bis 1991	3	43
Die Nichtwähler	3	52
Die Wahl zum 13. Landtag Rheinland-Pfalz	4	69
Repräsentative Landtagswahlstatistik 1996	7	151
 Land- und Forstwirtschaft		
Methodik und Ergebnisse der Statistiken über die tierische Erzeugung	1	7
Struktur des Obst- und Gemüseanbaus in Rheinland-Pfalz	2	29
Landwirtschaftliche Bodennutzung vor dem Hintergrund der europäischen Agrarpolitik	4	89
Zur Situation der landwirtschaftlichen Betriebe in Rheinland-Pfalz	7	160
Getreideerträge und -qualitäten – Ergebnisse der Besonderen Erntermittlung	8	182
Das Erntejahr 1996 – Eine erste Bilanz	11	277

Bautätigkeit und Wohnungen	Heft	Seite
Wohnungszugang durch Truppenabzug alliierter Streitkräfte 1992 bis 1995	5	113
Der Wohnungsbau im Jahre 1995	8	190
Handwerk und handwerksähnliche Gewerbe		
Zählung im handwerksähnlichen Gewerbe	5	99
Handwerkszählung 1995	10	270
Handel und Gastgewerbe, Dienstleistungen		
Das rheinland-pfälzische Gastgewerbe – Erste Ergebnisse der Handels- und Gaststättenzählung 1993	1	14
Der Fremdenverkehr in Rheinland-Pfalz 1995	5	102
Struktur und Entwicklung des Handels im Kammerbezirk Trier	5	105
Einzelhandel im Kammerbezirk Trier – Umsatz je Einwohner über dem Landesdurchschnitt	7	166
Handel im Kammerbezirk Koblenz – Einzelhandelsverkaufsfläche über dem Landesdurchschnitt ..	8	201
Der Campingtourismus in Rheinland-Pfalz 1995	9	215
Fremdenverkehr in Heilbädern 1980 bis 1995	9	234
Verkehr		
Unfälle mit Kindern und Jugendlichen	10	263
Öffentliche Finanzen		
Das lohnsteuerpflichtige Einkommen und seine Besteuerung 1992	1	1
Steuereinnahmen der Gemeinden	10	258
Preise, Löhne und Gehälter		
Neuberechnung des Preisindex für die Lebenshaltung auf Basis 1991	2	23
Struktur und Entwicklung der Arbeitskosten	9	226
Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen		
Privater Verbrauch, Staatsverbrauch und Anlageinvestitionen 1970 bis 1993	6	144
Das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte in den kreisfreien Städten und Landkreisen 1992	11	283
Mietpreisdeterminanten und das Gut Wohnungsdienstleistung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen	12	293
Automatische Datenverarbeitung		
Datenfernübertragung im Statistischen Verbund	1	19
Einsatz von Shareware im öffentlichen Dienst	2	40
Transaktionssysteme – Verarbeitung zentraler Datenbestände im Dialog durch vorgefertigte Programme	11	288

Zeichenerklärung und Abkürzungen

0	Zahl ungleich Null, Betrag jedoch kleiner als die Hälfte von 1 in der letzten ausgewiesenen Stelle	D	Durchschnitt
-	nichts vorhanden (genau Null)	p	vorläufig
.	Zahl unbekannt oder geheimzuhalten	r	berichtigt
X	Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll	s	geschätzt
...	Zahl fällt später an		
/	keine Angabe, da die Zahl nicht sicher genug		
()	Aussagewert eingeschränkt, da die Zahl statistisch unsicher ist		

Bei Abgrenzung von Größenklassen wird im allgemeinen anstelle einer ausführlichen Beschreibung wie „von 50 bis unter 100“ die Kurzform „50–100“ verwendet.

Mietpreisdeterminanten und das Gut Wohnungsdienstleistung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

Das Gut Wohnungsdienstleistung macht einen nicht zu vernachlässigenden Anteil an der Wertschöpfung moderner Volkswirtschaften aus. Jedoch umfaßt es einerseits meßbare Transaktionen aus der Wohnungsvermietung und andererseits vom Eigentümer selbst genutzten Wohnraum, für den nur fiktive Mieten unterstellt werden können. Da das Bruttosozialprodukt insbesondere im Rahmen der Europäischen Gemeinschaft ein wichtiger Maßstab für die Leistungsfähigkeit einer Volkswirtschaft ist, wurden von der EG detaillierte Vorgaben gemacht, wie die Mitgliedstaaten bei der Berechnung der unterstellten Eigentütermieten vorgehen sollen: Der Bestand an vermieteten und selbstgenutzten Wohnungen ist nach signifikanten Schichtungskriterien zu untergliedern, und die Durchschnittsmieten der tatsächlich vermieteten Wohnungen sind auf die Eigentümerwohnungen zu übertragen.

Hierbei waren die nationalen Rechenmodelle auf die Signifikanz ihrer Schichtungskriterien zu überprüfen. Zu diesem Zweck wurde eine ökonometrische Analyse des rheinland-pfälzischen Datenmaterials der Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993 vorgenommen. Als mieterklärende Faktoren wurden nicht nur die im deutschen Schichtenmodell bereits enthaltenen Größen herangezogen. Im Rahmen einer explorativen Analyse wurde eine Vielzahl potentieller Mietdeterminanten in eine Erklärungsgleichung für die Quadratmetermieten integriert und auf ihre Erklärungskraft hin geprüft. Die vom Statistischen Bundesamt bereits verwendeten Schichtungskriterien sind sämtlich statistisch signifikant. Als weitere Merkmale, nach denen der Wohnungsbestand bei einer eventuellen Revision des Modells untergliedert werden könnte, kommen vor allem die Wohndauer und der siedlungsstrukturelle Gemeindetyp in Frage. hk

Mehr über dieses Thema auf Seite 293.

Die Kreise Deutschlands in Zahlen

Die erstmals herausgegebene Veröffentlichung „Kreiszahlen – Ausgewählte Regionaldaten für das Bundesgebiet – Ausgabe 1996“ ist ein gemeinschaftliches Produkt der statistischen Ämter des Bundes und der Länder. Immer mehr Konsumenten der amtlichen Statistik verlangen nach Regionaldaten, die einen Vergleich über Ländergrenzen hinweg ermöglichen. Durch das Projekt „Regio-Stat“, der Erarbeitung eines

gemeinsamen Datenangebotes für alle Länder, wurde diesem Bedürfnis Rechnung getragen.

Regio-Stat hat drei Säulen:

- Der „Regionalstatistische Datenkatalog des Bundes und der Länder, Stand: Mai 1996“ (früher: MKRO-Katalog), der im Auftrag des Arbeitskreises Regionalstatistik der statistischen Ämter des Bundes und der Länder vom Bayerischen Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung herausgegeben wird, dokumentiert und definiert die Tabellen und enthält darüber hinaus Begriffsdefinitionen.
- Die in diesem Katalog enthaltenen Tabellen werden mit dem Diskettenpaket „Statistik regional“, das mittlerweile in der vierten Ausgabe erschienen ist, für alle Kreise des Bundesgebietes elektronisch verfügbar gemacht. Auch Statistik regional ist ein Gemeinschaftsprodukt der statistischen Ämter des Bundes und der Länder.
- Die Buchveröffentlichung basiert auf Statistik regional und stellt eine Auswahl aus dessen Datenangebot dar. Die Datenauswahl wurde im Arbeitskreis Veröffentlichungen der statistischen Landesämter (AKV) unter Beteiligung des Statistischen Bundesamtes erarbeitet. Leitlinie der Auswahl war, daß nur die wichtigsten Eckdaten aufgenommen wurden. Besonderer Wert wurde darauf gelegt, nicht nur die in Statistik regional vorhandenen absoluten Werte, sondern darauf aufbauende Indikatoren zu publizieren. So werden z.B. Angaben über die Altersstruktur nach ausgewählten Altersgruppen nicht in absoluten Zahlen, sondern jeweils in Prozent der Gesamtbevölkerung ausgewiesen.

Die Buchveröffentlichung und das Diskettenpaket ergänzen sich. Das Diskettenpaket enthält fast die ganze Bandbreite der regionalstatistischen Informationen der amtlichen Statistik in Form von Absolutwerten und ist vor allem für solche Nutzer gedacht, die diese Daten selbst elektronisch weiterverarbeiten wollen. Die Buchveröffentlichung enthält orientierende und strukturierende Indikatoren und dient dazu, einen schnellen und trotzdem genauen Überblick über die wichtigsten Gegebenheiten zu erhalten. Im Anhang finden sich methodische Erläuterungen zu den einzelnen Merkmalen sowie eine Kreisgrenzenkarte. Es ist geplant, die hier erstmals vorgelegten „Kreiszahlen“ künftig jährlich aktualisiert aufzulegen.

Die Buchveröffentlichung „Kreiszahlen – Ausgewählte Regionaldaten für Deutschland“ ist für 25 DM zuzüglich Versandkosten zu beziehen beim Statistischen Landesamt Rheinland-Pfalz, Vertrieb, Mainzer Straße 14-16, 56130 Bad Ems, Telefon 02603/ 71245.

kurz + aktuell

Das Diskettenpaket „Statistik regional“ erhalten Sie einschließlich der zum Betrieb erforderlichen Software, eines Handbuchs und einer Übersichtskarte mit der administrativen Gliederung Deutschlands als Komplettpaket (für alle 16 Bundesländer) zum Preis von 290 DM oder Kompaktausgabe mit ca. 20 % der Tabellen mit Daten von allen Ländern zum Preis von 60 DM beim Statistischen Landesamt, Auskunftsdienst, Telefon 0 26 03/71 327.

**Preisindex für die Lebenshaltung
im Bundesgebiet im Oktober 1996**

Indexbezeichnung	1991=100	Veränderung zu Oktober 1995 in %
Früheres Bundesgebiet¹⁾		
Alle privaten Haushalte		
Gesamtindex	114,4	1,5
davon		
Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren	109,0	0,8
Bekleidung, Schuhe	109,5	0,7
Wohnungsmieten	125,7	2,7
Energie (ohne Kraftstoffe)	102,4	1,3
Möbel, Haushaltsgeräte u. a. Güter für die Haushaltsführung	111,1	0,7
Güter für:		
Gesundheits- und Körperpflege	113,3	2,1
Verkehr und Nachrichtenübermittlung	115,5	2,1
Bildung, Unterhaltung, Freizeit	110,9	0,6
Persönliche Ausstattung, Dienstleistungen des Beherbergungsgewerbes sowie Güter sonstiger Art	121,9	0,9
4-Personen-Haushalte von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen		
Gesamtindex	114,8	1,4
4-Personen-Haushalte von Beamten und Angestellten mit höherem Einkommen		
Gesamtindex	114,8	1,6
2-Personen-Haushalte von Renten- und Sozialhilfeempfängern mit geringem Einkommen		
Gesamtindex	115,2	1,3
Deutschland²⁾		
Alle privaten Haushalte		
Gesamtindex	116,8	1,5

1) Gebietsstand vor dem 3.10.1990. – 2) Gebietsstand seit dem 3.10.1990.

Mehr als 10 000 ha Gemüseanbau

Der kontinuierliche Aufwärtstrend im rheinland-pfälzischen Gemüseanbau ist ungebrochen. Der Anbauumfang im Freiland, der 1995 noch unter 10 000 ha lag, beläuft sich in diesem Jahr auf 11 212 ha (+ 14 %). Die Gemüseerzeugung unter Glas spielt mit 42 ha eine untergeordnete Rolle.

Der Anbau konzentriert sich auf die klimatisch bevorzugte Pfälzische Rheinebene. Allein 65 % des Freilandanbaus entfallen auf den Landkreis Ludwigshafen einschließlich der kreisfreien Städte Ludwigshafen und Frankenthal; weitere 17 % auf den Landkreis Germersheim. Jeweils zwischen 3 und 4 % tragen die Betriebe in den Landkreisen Alzey-Worms, Südliche Weinstraße und Bad Dürkheim zum Anbauumfang bei.

Die Erweiterung der Anbaufläche kam in erster Linie der Erzeugung von Möhren und Radieschen zugute. Der Vorsprung dieser mit 1 670 bzw. 1 448 ha führenden Gemüsearten gegenüber Blumenkohl (1 113 ha), Kopfsalat (1 000 ha) und Speisezwiebeln (918 ha) sowie Spargel (629 ha) und Spinat (597 ha) hat sich damit weiter vergrößert. hü

Mehr Wohngeldempfänger

Ende 1995 bezogen 92 094 Haushalte in Rheinland-Pfalz Leistungen nach dem Wohngeldgesetz. Die Zahl der Empfängerhaushalte erhöhte sich damit um 5,6 % gegenüber dem Vorjahr. Von 1 000 Einwohnern erhielten im Landesdurchschnitt 23 Personen Wohngeld.

Rund 93 % der Empfänger wurde ein Mietzuschuß zu den Aufwendungen für ihre Mietwohnung gewährt, der Rest erhielt einen Lastenzuschuß auf ihr Wohneigentum. Der durchschnittliche monatliche Wohngeldanspruch je Empfänger lag mit 201 DM um 11 DM höher als ein Jahr zuvor.

40 371 Haushalte, das sind 44 % aller Wohngeldempfänger, erhielten als Empfänger von Sozialhilfe und Kriegsopferfürsorge pauschaliertes Wohngeld, und 56 % oder 51 723 Haushalte bekamen spitzberechnetes Wohngeld.

Im Jahre 1995 wurden von den rheinland-pfälzischen Wohngeldbewilligungsstellen rund 232 Mill. DM aufgewendet. Die Ausgaben für diese Sozialleistung erhöhten sich gegenüber dem Vorjahr um 11,5 %. ki

Mietpreisdeterminanten und das Gut Wohnungsdienstleistung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

Eine Mietpreisanalyse als Sonderauswertung zur Gebäude- und
Wohnungsstichprobe 1993

Das Bruttosozialprodukt, die wertmäßige Summe aller in einer Berichtsperiode von Inländern erbrachten wirtschaftlichen Leistungen, gilt weithin als ein Maßstab für den Wohlstand und die Wirtschaftskraft eines Landes. Innerhalb der Europäischen Gemeinschaften dient es auch als eine der Bemessungsgrundlagen für die von den Mitgliedstaaten zu leistenden Beitragszahlungen. Daher besteht im europäischen Kontext ein spezielles Interesse an einer einheitlich geregelten Verfahrensweise bei der Ermittlung des Bruttosozialprodukts, um zwischen den Staaten vergleichbare Ergebnisse zu erhalten. Denn die Berechnung dieser gesamtwirtschaftlichen Kenngröße ist durchaus nicht problemfrei. Bei den Datenquellen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen handelt es sich meist um Kostenstruktur- und Umsatzstatistiken, bei denen die Marktproduktion und das Tauschvolumen auf Märkten erhoben wird. Nichtmarktliche ökonomische Aktivitäten sind dagegen relativ schwer erfaßbar. Hierzu zählt zum Beispiel die unentgeltliche Hausarbeit, die konventionsgemäß nicht in die Berechnungen einbezogen wird. Bei der nunmehr abgeschlossenen Sonderauswertung zur Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993 geht es um eine Größe, die ebenfalls nicht direkt gemessen, sondern nur abgeschätzt werden kann: das Gut Wohnungsdienstleistung in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen.

Im Bereich der Wohnungsnutzung gibt es einerseits vermieteten und andererseits vom Eigentümer selbst genutzten Wohnraum. Ohne Korrektur würde von den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen wiederum nur der über den Markt abgewinkelte Teil dieser Dienstleistung erfaßt, also die Wohnungsvermietung. Dies würde beim zwischenstaatlichen Vergleich zu Verzerrungen führen, da beispielsweise in den Mitgliedstaaten der Europäischen Union die Eigentümerquote im Bereich zwischen ca. 40 und 80 % streut. Dem ist jedoch abzuhelfen, indem man für die selbstgenutzten Woh-

nungen fiktive Mieten ansetzt, die von tatsächlich vermietetem Wohnraum übernommen werden. So ist etwa im Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen festgelegt, daß Dienstleistungen aus Wohnungsbesitz bei vermieteten Wohnungen in Höhe der Mieten und bei Eigentümerwohnungen in Höhe der Mieten gleichartiger Wohnungen anzusetzen sind. Der Begriff „gleichartig“ ist hierbei offensichtlich noch präzisierungsbedürftig. Die Größenordnung des Problems wird klar, wenn man sich vor Augen hält, daß der Bereich Wohnungsdienstleistungen in den alten Bundesländern 1995 eine Bruttowertschöpfung¹⁾ von knapp 260 Mrd. DM aufwies, was fast 9 % der gesamten Bruttowertschöpfung ausmachte. Dieser Betrag verteilt sich etwa hälftig auf vermieteten und selbstgenutzten Wohnraum.

Die 1989 erlassene EG-Richtlinie 89/130/EWG, Euratom schreibt den Mitgliedstaaten einheitliche Methoden bei der Berechnung des Bruttosozialprodukts zu Marktpreisen vor. Diese Richtlinie wurde am 18. Juli 1995 im Hinblick auf Wohnungsdienstleistungen (Produktionswert und Vorleistungen) durch die Kommissionsentscheidung 95/309/EG, Euratom präzisiert. Den Mitgliedstaaten wurden hierin detaillierte Grundsätze vorgegeben, anhand derer die nationalen Rechenmodelle zu überprüfen waren. So wurde u.a. folgendes festgelegt:

- Zur Berechnung soll die Schichtungsmethode auf der Grundlage tatsächlicher Mieten angewandt werden. Dazu wird jeweils eine Zerlegung des eigengenutzten und des vermieteten Wohnungsbestandes in Teilmengen mit identischen Merkmalen (Schichten) vorgenommen, und die Durchschnitte der echten Mieten werden auf die selbstgenutzten Wohnungen übertragen. Diese Vorgehensweise ist daher zu unterscheiden von der in einigen Mitgliedsländern bisher praktizierten Selbstbewertungsmethode, die den Ansatz vom Eigentümer geschätzter Mieten beinhaltet. Als Schichtungskriterien werden mindestens die Größe der Wohnung, ihre Lage und ein weiteres wesentliches Merkmal verlangt.

1) Die Bruttowertschöpfung basiert auf dem Inlands-konzept und ist daher nicht direkt kommensurabel mit dem auf dem Inländerkonzept beruhenden Sozialprodukt. In der tieferen Gliederung nach Wirtschaftsbereichen wird jedoch nur nach dem Inlands-, nicht nach dem Inländerkonzept gerechnet.

- Die Auswahl geeigneter Schichtungskriterien soll aufgrund tabellarischer Analyse oder durch statistische Verfahren erfolgen.
- Es ist den Mitgliedstaaten erlaubt, ein detailliertes Rechenergebnis aus einem Basisjahr mit Hilfe von Indizes fortzuschreiben.

Die in Deutschland bereits praktizierte Methode der Schätzung von Wohnungsdienstleistungen ist ein komplexes Verfahren zur Berechnung und Fortschreibung von Anzahl und Fläche der Wohnungen sowie der unterstellten Eigentütermieten²⁾. Echte Mietpreise werden im Basisjahr (jeweils Jahre mit Gebäude- und Wohnungszählung, zuletzt 1987) in tiefer Gliederung auf eigengenutzten Wohnraum übertragen und anschließend mit dem Mietniveau aus dem Verbraucherpreisindex fortgeschrieben. Die Zerlegung des Wohnungsbestandes erfolgt in rund 500 Schichten, gegliedert nach Bundesländern, drei Baualtersklassen, drei Wohnungsgrößenklassen, drei Ausstattungsklassen und nach der öffentlichen Förderung (Sozialwohnung ja/nein). Die formalen Mindestvoraussetzungen der EG-Vorgabe werden also bereits erfüllt.

Zur genaueren Analyse wurde vom Statistischen Bundesamt eine Untersuchung durch das Statistische Landesamt Rheinland-Pfalz angeregt, weil im Landesamt bereits in früheren Jahren eine Auswertung der Gebäude- und Wohnungszählung 1987 in bezug auf mietpreisrelevante Faktoren vorgenommen worden war³⁾. In der nunmehr abgeschlossenen Untersuchung ging es darum, das im Schichtenmodell zu übertragende Merkmal, den Mietpreis, auf seine Bestimmungsfaktoren hin zu untersuchen, denn diese sind die potentiellen Schichtungskriterien des Modells. Das rheinland-pfälzische Datenmaterial aus der Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993 war hierfür unter einer mehrgliedrigen Zielsetzung auszuwerten. Zum einen waren die im Modell des Statistischen Bundesamtes einbezogenen Schichtungskriterien auf ihre Signifikanz zu prüfen. Im Rahmen einer weiter gesteckten, explorativen Analyse sollten aber auch andere denkbare Mietpreis-determinanten definiert und ihr Einfluß abgeschätzt werden. Abschließend waren Hinweise auf die quantitativ bedeutendsten mietbestimmenden Größen herauszufiltern, um Anhaltspunkte zu gewinnen für eine zukünftig, im Zusammenhang mit einer neuen Großzählung, eventuell anstehende Weiterentwicklung des deutschen Schichtenmodells.

Anwendung des theoretischen Konzeptes „hedonischer Preise“

Die Frage, welche Bedeutung einzelne Ausstattungsmerkmale von Wohnungen für die Miete haben, steht in engem Zusammenhang mit der Theorie „hedonischer

Preise“⁴⁾. Diese sieht Güter, die auf dem Markt in verschiedenen Varianten gehandelt werden – wie etwa Autos oder Personalcomputer – als eine Kombination relativ weniger Produkteigenschaften, die zu den verschiedenen Varianten zusammengefügt sind. Bei einem Kraftfahrzeug bestünde dieses Eigenschaftsbündel unter anderem aus Merkmalen wie Zuladung, Treibstoffverbrauch, Höchstgeschwindigkeit und Beschleunigung. Die Eigenschaften haben für den Konsumenten jeweils einen eigenen Wert und können zumindest gedanklich auch einzeln pekuniär bewertet werden; der Produktpreis ergibt sich als eine – nicht unbedingt lineare – Funktion der mit ihren Koeffizienten gewichteten Ausstattungsmerkmale. Diese „hedonische Preisfunktion“ definiert den vermuteten Zusammenhang zwischen Produkteigenschaften und Marktpreis. Der hedonische Preis des einzelnen Attributs ergibt sich dann durch Differentiation bzw. Differenzbildung hinsichtlich dieser Preisfunktion. Daraus können – etwa durch Vergleich zwischen hedonischem Preis und Produktionskosten – Schlußfolgerungen im Bereich des Marketing oder der Produktpolitik gezogen werden, z.B. bei der Frage, ob die Wohnungen eines größeren Hauses mit Gegensprechanlagen versehen werden sollen oder wie lange die Garantiefrist optimalerweise ist, die man für ein Gut einräumt.

Im Prinzip geht es bei der oben beschriebenen Problemstellung aus dem Bereich der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ebenfalls darum, die Ausstattungsmerkmale eines Produkts (nämlich von Mietwohnungen) bezüglich ihrer Auswirkungen auf den Marktpreis zu bewerten. Nur ist dies nicht motiviert durch eine gewünschte Optimierung der Produkt- oder Absatzpolitik, sondern durch die Auswahl wichtiger Attribute für die Übertragung von echten Mieten auf Eigentümerwohnungen in einem Schichtenmodell. Vor dem Hintergrund des hedonischen Ansatzes erscheint es plausibel, sich das Zustandekommen der beobachteten Marktmieten so zu erklären, daß zu einem Standard-Mietpreis pro Quadratmeter Zu- bzw. Abschläge hinzutreten, die von den Ausstattungsmerkmalen der jeweiligen Wohnung abhängen. Diese Attribute werden im folgenden durchgängig als kategoriale Variablen dargestellt, und zwar aus zwei Gründen: Erstens sind die in der Gebäude- und Wohnungsstichprobe erhobenen Angaben, soweit sie hier ausgewertet wurden, größtenteils kategorial; zweitens hat die kategoriale Darstellung metrischer Größen zwar den Nachteil eines gewissen Informationsverlustes, bringt aber den Vorteil mit sich, daß bei der Formulierung der hedonischen Preisfunktion weniger restriktive Annahmen bezüglich der funktionalen Form gemacht werden müssen. Es muß z.B. nicht unterstellt werden, daß der Zusammenhang zwischen den exogenen Größen und dem Mietpreis ein linearer ist. Als weitere Einschränkung bei der Modellformulierung wurden generell keine Interaktionseffekte zwischen den exogenen Variablen in Betracht gezogen. Zwar wäre es prinzipiell denkbar, daß die Einflüsse der Mietpreis-determinanten nicht unabhängig voneinander sind, d.h. daß die Auswirkung des Faktors A davon abhängt, welchen Wert der Faktor B gerade annimmt. Wegen der großen Zahl der im Modell berücksichtigten Variablen und der daraus folgenden Fülle möglicher Interaktionen wurde jedoch darauf verzichtet, derartige Effekte einzubeziehen.

2) Norbert Hartmann: Wohnungsmieten in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, Heft 19 der Schriftenreihe Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik (Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden).

3) Becker / Hawliczek / Lehmann: Mieten unter der Lupe, in: Statistische Monatshefte Rheinland-Pfalz Heft 2 / 1993, S. 27 - 34.

4) Eine ausführliche Darstellung dieses Ansatzes findet man bei Manfred Weber: Der Marktwert von Produkteigenschaften; Berlin: Duncker & Humblot, 1986. Eine kurze Einführung bieten auch Roland Gnos / Bernd v. Minding et al.: Neue Ansätze zur Berechnung von Preisindizes, Heft 13 der Schriftenreihe Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik (Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden).

Bezüglich der funktionalen Form des Zusammenhangs zwischen Attributen und Quadratmetermieten stellen sich im wesentlichen zwei Alternativen: die additive und die multiplikative Verknüpfung. Beim additiven Ansatz stellt man sich die Marktmiete – hier Y genannt – vor als eine Standardmiete A , bei der Zu- bzw. Abschläge hinzugerechnet bzw. abgezogen werden, je nach den Ausstattungsmerkmalen der Wohnung:

$$(1) Y_n = A + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \cdot D_{kjin} + U_n, \quad n = 1, \dots, N$$

Die Quadratmetermiete Y_n der n -ten Wohnung in der Stichprobe ergibt sich gemäß (1) als Summe aus der Standardmiete und den Zu- bzw. Abschlägen von K unabhängigen Variablen (auch Exogene oder Faktoren genannt) sowie einem stochastischen Störterm U_n , der zufallsbedingte Abweichungen bzw. eine Summe kleinerer, nicht modellierter und sich im allgemeinen gegenseitig aufhebender Größen darstellen soll. Die Variablen sind von $k = 1$ bis K durchnummeriert. Die k -te Variable liegt in J_k Ausprägungen (auch Stufen genannt) vor. Beispielsweise möge es für den Faktor „Baualter“ eine frei gewählte Anzahl von Stufen geben, während die Variable „Öffentliche Förderung“ in zwei Ausprägungen (ja/nein) dargestellt würde. Liegt bei der n -ten Wohnung die j -te Ausprägung des k -ten Faktors vor, so nimmt die Dummyvariable D_{kjin} den Wert Eins an, andernfalls ist sie Null. Die Größe F_{kj} ist der (unbekannte) Parameter (auch Koeffizient genannt), der die Stärke des Effekts von D_{kjin} auf die endogene Variable bestimmt. Formal ausgedrückt unterliegen die in (1) auftretenden Größen also gewissen Restriktionen:

$$(2) D_{kjin} \in \{0; 1\} \quad \forall k, j, n$$

$$(3) \sum_{j=1}^{J_k} D_{kjin} = 1 \quad \forall k, n$$

(3) besagt in Verbindung mit (2), daß bei allen Beobachtungen pro exogener Variable genau ein Dummy den Wert Eins annimmt, also jeweils eine einzige Ausprägung vorliegen muß.

$$(4) \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} = 0 \quad \forall k$$

beinhaltet, daß sich die Effekte einer Variablen im (logischen) Durchschnitt ausgleichen, die Einbeziehung dieser Variablen in Gleichung (1) also nicht das Standard-Mietniveau A verändert, sondern nur eine Streuung um dieses Niveau bewirkt. Bezüglich des Störterms U_n sollen die üblichen Annahmen (Erwartungswert und Kovarianzen gleich Null, Varianzhomogenität) gelten. Bei der späteren Anwendung von Testverfahren wird zusätzlich die Annahme der Normalverteilung benötigt.

Im Unterschied zu (1) erklärt der multiplikative Ansatz die Quadratmetermieten nicht durch Aufsummierung

von Korrekturfaktoren zur Standardmiete, sondern durch prozentuale Auf- und Abschläge, mit denen die Standardmiete multipliziert wird:

$$(5) Y_n = A \cdot \prod_{k=1}^K \prod_{j=1}^{J_k} e^{F_{kj} \cdot D_{kjin}} \cdot e^{U_n}$$

Die Restriktionen (2) und (3) bezüglich der Dummyvariablen gelten analog, Bedingung (4) wird allerdings ersetzt durch

$$(6) \prod_{j=1}^{J_k} e^{F_{kj}} = 1 \quad \forall k$$

Die inhaltliche Bedeutung von (4) und (6) ist jedoch identisch: Die von der k -ten Variable verursachten Ausschläge um die Standardmiete A gleichen sich im (logischen) Mittel aus, nur handelt es sich beim additiven Ansatz um das arithmetische, beim multiplikativen dagegen um das geometrische Mittel. Bezüglich des Störterms $\exp(U_n)$ gelten nicht die für U_n in (1) getroffenen Annahmen, da sich (5) als Schätzgleichung nicht eignet, sondern erst transformiert werden muß. Für $\exp(U_n)$ wäre die Annahme der Lognormalverteilung passend, weil die Gleichung zu Schätzzwecken logarithmiert werden müßte.

Beide Ansätze erklären das Zustandekommen der endogenen Variablen „Quadratmetermiete“ also durch das Zusammenwirken von K Exogenen, die in insgesamt L Stufen vorliegen,

$$(7) L = \sum_{k=1}^K J_k$$

Dadurch wird ein Schichtenmodell definiert, das L Schichten (oder „Zellen“) umfaßt. Für die weitere Analyse erwähnt die EG-Kommissionsentscheidung vom 18. Juli 1995 die Möglichkeit der tabellarischen Auswertung, bei der die Schichtungskriterien so zu wählen sind, daß die Varianzen innerhalb der Schichten möglichst klein sind. Für die Übertragung von echten Mietpreisen auf Eigentümerwohnungen wäre es zwar ausreichend, ein solches Verfahren anzuwenden und pro Schicht durchschnittliche Mieten zu berechnen, denn die Einflüsse der stochastischen Störgröße sollten sich im Mittel in jeder Schicht ausgleichen. Außerdem hätte die tabellarische Analyse den Vorteil eines relativ geringen Rechenaufwandes. Eine derartige Vorgehensweise ist jedoch nicht optimal, wenn man die Größen F_{kj} in den Bestimmungsgleichungen (1) bzw. (5) quantifizieren und vergleichend beurteilen möchte, um die wichtigsten Variablen zu selektieren. Eine tabellarische Analyse wäre zur Berechnung dieser Effekte auf die Durchschnittsbildung angewiesen. Aussagen über die Grundmiete A wären durch Mittelung über die gesamte Stichprobe zu gewinnen, Schätzungen für die Effekte der einzelnen Merkmalsausprägungen mittels Durchschnittsbildung bezüglich aller Fälle, die die betreffende Ausprägung tragen. Verwendet man beispielsweise den – zu Demonstrationszwecken hier besser geeigneten – additiven Ansatz (1) für das Zustandekommen der Mietpreise, so läßt sich mit einer Durchschnittsberechnung im allgemeinen schon kein erwartungstreuer Schätzer⁵⁾ für die Standardmiete A gewinnen. Als Schätzer für A

5) Sei X eine unbekannte, nichtstochastische Größe, die nicht direkt beobachtet werden kann, sondern durch das Ergebnis eines Zufallsexperiments überlagert wird. Dann wird als „erwartungstreu“ ein Schätzer für X bezeichnet, der bei häufiger Wiederholung des Zufallsexperiments im Mittel das wahre X ergibt. Beispiel: Gesucht werde der Erwartungswert für den Wurf eines fairen Würfels. Berechnet man „häufig“ das arithmetische Mittel von jeweils 10 Würfeln, so wird der Schätzer „arithmetisches Mittel der 10 Würfel“ im Durchschnitt den wahren Erwartungswert von 3,5 ergeben.

würde man beim Durchschnittsverfahren das arithmetische Mittel der beobachteten Mieten heranziehen⁶⁾:

$$(8) \text{ est } A = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N Y_n$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \left\{ A + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \cdot D_{kjn} + U_n \right\}$$

Der Erwartungswert dieses Schätzers ist⁷⁾

$$(9) \text{ erw (est } A) = \frac{1}{N} \left[N \cdot A + \sum_{n=1}^N \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \cdot D_{kjn} + \text{erw} \sum_{n=1}^N U_n \right]$$

Da die Störvariablen annahmegemäß Kovarianzen von Null haben, entspricht der Erwartungswert der Summe der Störgrößen der Summe ihrer Erwartungswerte und verschwindet:

$$(10) \text{ erw} \sum_{n=1}^N U_n = \sum_{n=1}^N \text{erw} (U_n) = 0$$

Gleichung (9) läßt sich dann folgendermaßen umformen:

$$(11) \text{ erw (est } A) = A + \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} \sum_{n=1}^N F_{kj} \cdot D_{kjn}$$

$$= A + \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \sum_{n=1}^N D_{kjn}$$

Definiert man nun eine Größe r_{kj} , die angibt, wie häufig die Ausprägung j der exogenen Variablen k in der Stichprobe insgesamt vorkommt⁸⁾,

$$(12) r_{kj} = \sum_{n=1}^N D_{kjn}$$

dann läßt sich (11) schreiben als

$$(13) \text{ erw (est } A) = A + \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \cdot r_{kj}$$

Dieser Ausdruck läßt sich im allgemeinen nicht weiter vereinfachen. Dies bedeutet, daß der Mittelwertschätzer für A nicht erwartungstreu wäre, wenn man von jenen Spezialfällen absieht, in denen sich mehrere verzerrende Effekte gegenseitig aufheben. Um die generelle Unverzerrtheit des Schätzers sicherzustellen, genügt die einschränkende Annahme (14), daß die Randdichten einer jeden Exogenen einer Gleichverteilung unterliegen, daß also bei jeder Variablen jeweils alle ihre Ausprägungen gleich häufig vorkommen:

$$(14) r_{kj} = \bar{r}_k = 1/J_k \quad \forall j, k = 1, \dots, K$$

6) „est“ steht für Schätzer (estimator).

7) „erw“ bezeichnet den Erwartungswert einer stochastischen Größe.

8) Es handelt sich hier also um eine mit dem Stichprobenumfang multiplizierte Randdichte, nicht um die Besetzung einer einzelnen Zelle.

Nun läßt sich (13) vereinfachen, und unter Beachtung von (4) folgt die Unverzerrtheit des Schätzers:

$$(15) \text{ erw (est } A) = A + \frac{1}{N} \sum_{k=1}^K \bar{r}_k \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} = A$$

Intuitiv einsichtig wird dieses Ergebnis, wenn man sich vergegenwärtigt, daß ausgehend von Gleichung (1) die Bedingung (4) aussagt, daß sich die Wirkung einer exogenen Variablen auf die Standardmiete A im *logischen* Mittel ausgleicht. Treten die Ausprägungen einer Variablen aber ungleich häufig auf (im Gegensatz zu dem in der Bestimmungsgleichung unterstellten Konzept des logischen Mittels), so wird der *empirisch gemessene* Mittelwert der Y_n natürlich nicht der unterstellten Standardmiete entsprechen.

Unter einer ähnlich einschränkenden Bedingung läßt sich mit der Mittelwertmethode auch ein erwartungstreuer Schätzer für den isolierten Effekt $F_{k^*j^*}$ der Stufe j^* von Variable k^* finden. Dazu bildet man den Durchschnitt aller N^* Beobachtungen ($N^* < N$), die die Ausprägung j^* der Variablen k^* tragen. Dies ist anschaulich der Mittelwert aller Elemente in einer Schnittebene durch den hochdimensionalen Zellraum, nicht zu verwechseln mit dem Mittelwert in einer bestimmten Zelle. Die Ableitung für diesen Teil der Stichprobe verläuft analog zu der für die Gesamtmasse und wird daher nur in stark verkürzter Form dargestellt. Die mit einem Stern bezeichneten Größen beziehen sich auf die Teilstichprobe. Die N^* Elemente dieser Teilmenge lassen sich analog zu (1) anschreiben als

$$(1^*) Y_{n^*} = A + F_{k^*j^*} + \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq k^*}}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \cdot D_{kjn^*} + U_{n^*},$$

$$n^* = 1, \dots, N^*$$

Der Mittelwertschätzer für den Effekt $A + F_{k^*j^*}$ ergibt sich wiederum aus einer Durchschnittsbildung wie bei (8):

$$(8^*) \text{ est } (A + F_{k^*j^*}) = \frac{1}{N^*} \sum_{n^*=1}^{N^*} Y_{n^*}$$

Durch Subtraktion des Schätzers für A könnte man daraus eine Schätzung für die im Zentrum des Interesses stehende Größe $F_{k^*j^*}$ erhalten. Problematisch wäre es wiederum um den Erwartungswert des Schätzers (8*) bestellt. Dieser ergibt sich wie bei (11) aus

$$(11^*) \text{ erw [est } (A + F_{k^*j^*})]$$

$$= A + F_{k^*j^*} + \frac{1}{N^*} \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq k^*}}^K \sum_{j=1}^{J_k} \sum_{n^*=1}^{N^*} F_{kj} \cdot D_{kjn^*}$$

Bezeichnet man nun in Anlehnung an (12) mit r_{kj}^* die Anzahl der Beobachtungen in der Teilstichprobe, bei denen die Variable k ($k \neq k^*$) den Wert j annimmt,

$$(12^*) r_{kj}^* = \sum_{n^*=1}^{N^*} D_{kjn^*},$$

$$k = 1, \dots, k^* - 1, k^* + 1, \dots, K$$

so ergibt sich der gesuchte Erwartungswert wie in (13) als

$$(13^*) \text{ erw [est (A + F}_{k^*j^*})] \\ = A + F_{k^*j^*} + \frac{1}{N^*} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \cdot r_{kj}^*$$

Erwartungstreue ließe sich unter der zu (14) analogen Annahme (14*) ableiten:

$$(14^*) r_{kj}^* = \bar{r}_k^* = 1/J_k \quad \forall j, \\ k = 1, \dots, k^* - 1, k^* + 1, \dots, K$$

Während also für die generelle Erwartungstreue des Mittelwertschätzers für A Voraussetzung war, daß alle Randdichten der Gesamtstichprobe einer Gleichverteilung unterliegen, so wäre bezüglich des Schätzers für $F_{k^*j^*}$ zusätzlich zu fordern, daß auch *alle bedingten* Randverteilungen Gleichverteilungen sind: Unter der Bedingung, daß die frei wählbare Variable k^* die ebenso beliebige Ausprägung j^* annimmt, müßte in der damit definierten Teilstichprobe für alle anderen Variablen $k \neq k^*$ gelten, daß ihre Ausprägungen in dieser Teilstichprobe jeweils gleich häufig auftreten. Da man für j^* alle Ausprägungen der Variable k^* ($j^* = 1, \dots, J_{k^*}$) einsetzen kann, müßte die Randverteilung der jeweils $K-1$ anderen Variablen ($k = 1, \dots, k^*-1, k^*+1, \dots, K$) in jedem dieser Fälle eine Gleichverteilung sein, gleichgültig welche Stufe von k^* gewählt würde. Bei der empirisch gemessenen Verteilung der Gesamtstichprobe auf die einzelnen Stufen der mieterklärenden Merkmale dürfte also erstens die Verteilung auf die Stufen einer beliebigen Variablen $k \neq k^*$ nicht davon abhängen, welche Ausprägung die Variable k^* annimmt. In der Stochastik wird ein solcher Sachverhalt mit dem Begriff der „paarweisen Unabhängigkeit“ beschrieben⁹⁾. Zweitens wäre darüber hinaus zu fordern, daß sämtliche Randverteilungen Gleichverteilungen sind. Das in bezug auf k^* und j^* Abgeleitete müßte schließlich für alle Ausprägungen aller Variablen gelten, damit die Effektschätzer für die F_{kj} sämtlich erwartungstreu sind. Eine derartige Konstellation ist bei der Gebäude- und Wohnungsstichprobe praktisch ausgeschlossen. Ein solch extremer Fall wäre gegeben, wenn auch bei der gemeinsamen Dichte eine Gleichverteilung vorläge, also sämtliche Zellen der Stichprobe mit einer identischen Zahl von Fällen besetzt wären. Eine derartige „homogene“ oder „orthogonale“ Zellbelegung entspräche dem Standardfall der Varianzanalyse-Methode und ist in einer Stichprobe, bei der die Fallzahlen der einzelnen Ausprägungen nicht im experimentel-

len Design voreingestellt werden können, nicht zu erwarten. Im Fall des multiplikativen Modells (5) stünden der Berechnung erwartungstreuer Schätzer mit der Mittelwertmethode noch weitere Schwierigkeiten entgegen, da hier zusätzlich das geometrische Mittel von multiplikativ verknüpften Zufallsvariablen gebildet werden müßte.

Die adäquate Methode zur Gewinnung von Aussagen über die Effekte F_{kj} besteht also, falls man den hedonischen Ansatz zur Erklärung der Mietpreise als geeignet ansieht, nicht in einer Mittelwertberechnung, sondern in einer direkten ökonometrischen Schätzung der Gleichungen (1) bzw. (5). Da das multiplikative Modell (5) nichtlinear in den Parametern ist, muß es für die Anwendung der üblichen Kleinste-Quadrate-Methode zunächst logarithmisch umgeformt werden zu

$$(16) \ln(Y_n) = \ln(A) + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} F_{kj} \cdot D_{kijn} + U_n$$

(16) entspricht in seiner Struktur Gleichung (1) des additiven Modells. Beide Formulierungen sind für eine Schätzung jedoch noch nicht verwendbar, da sie perfekte Multikollinearität¹⁰⁾ aufweisen. Dies rührt daher, daß bei jeder Variablen alle ihre Ausprägungen in den Gleichungen enthalten sind. Dem kann abgeholfen werden, indem von jeder Variablen eine Ausprägung (es wird hier die jeweils erste gewählt) aus der Summierung herausgezogen und mit der Standardmiete A zusammengefaßt wird. Dies entspricht inhaltlich der Definition eines Referenzwohnungstyps mit bestimmten Ausstattungsmerkmalen, in diesem Fall der ersten Ausprägung je Faktor. Die Schätzgleichungen erklären dann die Abweichungen in der Quadratmetermiete relativ zu diesem Referenzwohnungstyp. Im Fall des additiven Ansatzes ergibt sich

$$(17) Y_n = A_{1n} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=2}^{J_k} F_{kj} \cdot D_{kijn} + U_n, \quad n = 1, \dots, N$$

mit

$$(18) A_{1n} = A + \sum_{k=1}^K F_{k1} \cdot D_{k1n}$$

Das multiplikative Modell wird, ausgehend von Gleichung (16), analog behandelt. Zu schätzen ist

$$(19) \ln(Y_n) = \ln(A_{1n}) + \sum_{k=1}^K \sum_{j=2}^{J_k} F_{kj} \cdot D_{kijn} + U_n$$

mit

$$(20) A_{1n} = A \cdot \prod_{k=1}^K e^{F_{k1} \cdot D_{k1n}}$$

Die Gleichungen (17) und (19) sind nun zumindest frei von konstruktiv bedingter perfekter Multikollinearität. Ungeachtet dessen ist natürlich ein stichprobenbedingtes Kollinearitätsproblem in den verbliebenen Exogenen nicht ausgeschlossen. Die konstruktive Schwierigkeit hätte sich auch lösen lassen, wenn die Regressormatrix unter direkter Anwendung von Restriktion (4) definiert worden wäre: Dabei wäre eine einzelne ausgewählte Ausprägung pro Variable darzustellen, indem alle anderen Dummies, die diese Variable repräsentieren, auf den Wert -1 gesetzt werden¹¹⁾.

Auf (17) und (19) lassen sich nun die üblichen Schätzverfahren anwenden. Man erhält als Schätzergebnis für den additiven Ansatz (17), nach Erweiterung

9) Die Aussagen der Stochastik beziehen sich auf die Wahrscheinlichkeit, mit der ein bestimmtes Ereignis eintritt. Bei der Mietenanalyse geht es um die tatsächliche Masseverteilung der Gesamtstichprobe auf die einzelnen Zellen, wobei diese Anteilswerte jedoch denselben Wertebereich aufweisen wie Wahrscheinlichkeiten und auch als Ergebnis eines Zufallsexperiments interpretiert werden können (Ziehung aus einer Grundgesamtheit, deren Merkmalsverteilung die Wahrscheinlichkeit angibt, mit der eine bestimmte Ausprägung in der Stichprobe erscheint).

10) „Perfekte Multikollinearität“ bedeutet inhaltlich, daß sich eine exogene Variable genau als eine Linearkombination anderer Exogener anschreiben läßt, so daß der kausale Effekt auf die Endogene (hier: die Miete) nicht separiert werden kann. Schätztechnisch bedeutet es, daß die Regressormatrix nicht den vollen Spaltenrang aufweist und sich der Kleinste-Quadrate-Schätzer nicht berechnen läßt.

11) Vgl. die „Effektkodierung“ in Fahrmeir/Hamerle/Tutz: Multivariate statistische Verfahren; Berlin, New York: de Gruyter 1996, S. 175f.

mit den auf Null gesetzten Effekten des Referenzwohnungstyps (die multiplikative Variante wird analog behandelt),

$$(21) \hat{Y}_n = a_1 + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} f_{kj} \cdot D_{kjin}$$

mit

$$a_1 = \text{est}(A_1); f_{kj} = \text{est}(F_{kj}), j = 2, \dots, J_k \forall k; f_{k1} = 0 \forall k.$$

Möchte man nach der Schätzung wieder zu der Formulierung wie in (1) – bzw. in (5) nach einem Umweg über (16) beim multiplikativen Ansatz – zurückkehren, so ist dies problemlos möglich, indem man die geschätzten Parameter standardisiert. Dazu wird bei jeder Variablen von jedem ihrer geschätzten Parameter der Mittelwert aller ihrer Schätzparameter abgezogen. Man erhält durch Erweitern mit diesen Mittelwerten unter Beachtung von (2) und (3)

$$(22) \hat{Y}_n = a_1 + \sum_{k=1}^K m_k + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} (f_{kj} - m_k) \cdot D_{kjin} \\ = a + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{J_k} \tilde{f}_{kj} \cdot D_{kjin}$$

mit

$$(23) m_k = \frac{1}{J_k} \sum_{j=1}^{J_k} f_{kj}$$

Das neue konstante Glied a repräsentiert dabei die Standardmiete a_1 des Referenzwohnungstyps, korrigiert um die Summe der durchschnittlichen Zuschläge über alle exogenen Variablen. Dies entspricht einem Schätzer für die ursprünglich in Modellgleichung (1) unterstellte Standardmiete A . Die neuen Koeffizienten \tilde{f}_{kj} zeigen die Abweichung vom mittleren Zuschlag der Variablen k und sind standardisiert, d.h. genügen Bedingung (4).

Mit Gleichung (19) des multiplikativen Modells läßt sich prinzipiell analog verfahren. Bei der Delogarithmierung, also beim Übergang zur Schreibweise wie in Gleichung (5), erhält man dann Schätzparameter, die der Bedingung (6) genügen, d.h. für jede exogene Variable im geometrischen Mittel Eins ergeben. Es sollte noch angemerkt werden, daß bei einer an die Schätzung anschließenden Delogarithmierung die üblichen stochastischen Eigenschaften der Kleinst-Quadrat-Schätzung verlorengehen. Die Delogarithmierung ist eine nichtlineare Transformation, und dabei wird die Eigenschaft der Erwartungstreue nicht übertragen. Jedoch sind die berechneten Werte als Schätzer für die Parameter in (5) immer noch konsistent¹²⁾ und können deshalb bei einem Stichprobenumfang von ca. 4 700 als unproblematisch angesehen werden.

12) Vgl. Michael D. Intriligator: *Econometric Models, Techniques, and Applications*; Englewood Cliffs: Prentice Hall 1978, S. 105. „Konsistenz“ eines Schätzers heißt, daß er gegen den wahren Parameter „stochastisch“ bzw. „schwach“ konvergiert. Dies bedeutet, daß die Wahrscheinlichkeit, daß er um mehr als einen vorgegebenen, beliebig kleinen Betrag vom wahren Parameter abweicht, gegen Null geht bei einem über alle Grenzen wachsenden Stichprobenumfang.

Zunächst feingliedrige Definition der Variablen

Um die für eine Auswertung geeigneten Mietwohnungen aus der Datenbasis, der 1 %-Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993, herauszufiltern, wurden verschiedene Wohnungsarten ausgeklammert: Wohnungen in Wohnheimen, Werks- und Ferien- bzw. Freizeitwohnungen sowie verbilligte und kostenlos überlassene Wohnungen. Für die verbliebenen rund 4 700 Datensätze wurden die Quadratmetermieten als abhängige Variable der durchzuführenden Schätzungen berechnet. Unter dem Begriff „Miete“ waren in der Befragung auch die Monatsbeiträge für Wasser, Kanalisation, Straßenreinigung, Müll, Schornsteinreinigung u.ä. erhoben worden, jedoch nicht Umlagen z.B. für Zentralheizung, Warmwasser, Garagenmiete, Möblierung.

Bei der Auswertung wurde zunächst versucht, die potentiell mietbestimmenden Faktoren möglichst umfassend und auch fein gegliedert, d.h. mit vielen Abstufungen innerhalb einer Variablen, abzubilden. Hiermit sollte vermieden werden, die im Datenmaterial enthaltenen Informationen durch konstruktionsbedingte Voreinstellungen zu überdecken. Eine spätere Vergröberung dieser Untergliederungen wurde dabei von vornherein ins Auge gefaßt. Es wurde auch in Kauf genommen, daß einzelne Variablen miteinander korreliert sind, wie die Fläche einer Wohnung und die Anzahl ihrer Räume. Durch die große Zahl unabhängiger Beobachtungen wurden solche Korrelationen nicht zum schätztechnischen Problem. Bei der Variablendefinition wurde versucht, die in der Kommissionsentscheidung vom 18. Juli 1995 unter Punkt 1.2.1. diskutierten mietbestimmenden Einflußgrößen zu berücksichtigen, soweit dies der Fragenkatalog der Gebäude- und Wohnungsstichprobe zuließ und soweit die Reduktion des Stichprobenumfangs durch Antwortausfälle bei Berücksichtigung einzelner Faktoren nicht zu gravierend erschien. Im ersten Schritt der explorativen Analyse war die Einbeziehung möglicher Einflußfaktoren nicht immer gekoppelt an bestimmte theoretische Vorstellungen von mietpreissteigernden bzw. -senkenden Wirkungen der einzelnen Ausprägungen. Es wurde auch keineswegs a priori ausgeschlossen, daß die in die Erklärungsgleichung aufgenommenen Größen nicht selbst mietbestimmend sind, sondern vielleicht nur mit echten Mietdeterminanten korrelieren, welche bei der Erhebung nicht erfaßt wurden. Solche Größen wären als sogenannte „Proxy-Variablen“ zu verstehen, die den Einfluß der nicht erfaßten Faktoren approximativ widerspiegeln. So könnte etwa die Eigenschaft „Wohnung mit Isolierfenstern ausgestattet“ korreliert sein mit der umfassenden, aber im Datenmaterial nicht erkennbaren Mietdeterminante „geringe Heizkosten aufgrund guter Wärmedämmung der Wohnung“. Eine derart großzügig angelegte Definition möglicher Einflußgrößen kann natürlich kein Maßstab sein für ein Schichtenmodell zur Übertragung tatsächlicher Mieten auf eigengenutzten Wohnraum. Das Schichtenmodell muß überschaubar und praktikabel sein, während eine explorative Analyse im Vergleich dazu eher den Charakter eines nicht eingegrenzten Suchvorgangs annehmen kann.

Die einzelnen Variablen der ersten, feingliedrigen Modellierungsvariante wurden wie folgt definiert:

- In Anlehnung an die in Bebauungsplänen vorgegebene Geschosßflächenzahl wurde eine exogene Größe „Bebauungsdichte“ berechnet, indem die Wohn- bzw. Nutzfläche des Gebäudes durch die Grundstücksfläche dividiert wurde. Zweck dieser Variablendefinition war, eventuell verschiedene Arten von Ortslagen bzw. Bebauungsgebieten innerhalb der – ebenfalls berücksichtigten – Gemeindetypen zu erfassen. Dies kann allerdings nur mit Einschränkungen gelingen, da die Geschosßflächenzahl eines bestimmten Gebäudes nicht die baurechtlich vorgegebene Obergrenze erreichen muß, sondern auch darunter liegen darf. Die Variable wurde in zehn Stufen gegliedert.
- Der Fragenkatalog erfaßte auch Angaben zur Flächennutzung des zur Wohnung gehörenden Grundstücks. Die Gesamtfläche war zu untergliedern in die überbaute Fläche sowie in befestigte (Parkplätze, Zufahrten etc.) und übrige Flächen (Rasen, Zier- und Nutzgarten). Der Anteil der übrigen Fläche an der Grundstücksfläche wurde – in neun Stufen – als mögliche erklärende Größe ins Modell aufgenommen, um den potentiellen ästhetischen oder auch praktischen (Nutzgarten) Effekt einer Grünfläche am Haus aufzufangen.
- Das Baualter des Gebäudes war in der Erhebung weitgehend nach einzelnen Jahren abgefragt worden, vor 1949 allerdings nur in drei Altersgruppen. Bei dieser a priori für wesentlich gehaltenen Variable wurde zunächst eine möglichst feingliedrige Unterteilung gewählt, und es wurden keine Zusammenfassungen vorgenommen. Durch die Differenzierung nach einzelnen Baujahren sollte die funktionale Form des Zusammenhangs zwischen Baualter und Miete offengelegt werden.
- Auch die 14 Klassen von Gebäudeeigentümern, die in der Befragung angegeben werden konnten¹³⁾, wurden in vollem Umfang ins Modell übernommen. Sie könnten zwar als mieterklärende Faktoren eine Rolle spielen und wurden deshalb in die Modellgleichung integriert. Als Schichtungskriterium für die Übertragung tatsächlicher Mieten auf Eigentümerwohnungen sind sie jedoch nicht geeignet, da die Eigentümer definitionsgemäß diese Wohnungen selbst nutzen.
- Bei einigen anderen wichtigen Gebäudeattributen wurde versucht, die auf mehrere Datenfelder verteilte Information durch die Definition von bestimmten Haustypen zu verdichten. Die erfaßten Merkmale sind die Anzahl der Stockwerke eines Gebäudes, die Anzahl der Wohnungen darin sowie das (Nicht-) Vorhandensein eines Personenaufzuges. Abgegrenzt wurden ein- bis dreistöckige Einfamilienhäuser, ein- bis dreistöckige Mehrfamilienhäuser, vier- bis sechststöckige Häuser ohne Aufzug, ebensolche mit einem Personenaufzug sowie Gebäude mit mehr als sechs

Stockwerken. Die Aufteilung orientierte sich am – eventuell stichprobenspezifischen – Vorhandensein der betrachteten Merkmale. Einfamilienhäuser waren nur als ein- bis dreigeschossige Häuser vertreten, und Ein- bzw. Mehrfamilienhäuser mit bis zu drei Stockwerken hatten, von wenigen Ausnahmen abgesehen, keinen Aufzug. Die Gebäude mit sieben und mehr Geschossen besaßen dagegen ausnahmslos einen Personenaufzug.

- Aus explorativen Gründen wurde in die Schätzgleichung auch die teilweise Nutzung des Wohngebäudes zu Nichtwohnzwecken aufgenommen. Hier wurden vier Fälle differenziert, und zwar nach der Art (einerseits Handel/Büro/Dienstleistungen, andererseits sonstige Nutzung) und nach dem Ausmaß der Nutzung (mehr oder weniger als 20 % der Wohn- bzw. Nutzfläche). Hier bestanden keine festen Vorstellungen, wie sich solche Eigenschaften eventuell auf den Mietpreis auswirken. Bei einer Nutzung im Rahmen des sonstigen Gewerbes war a priori allerdings der Verdacht naheliegend, daß solches eher als Beeinträchtigung empfunden wird und mietsenkend wirken könnte.
- Den Datensätzen der Gebäude- und Wohnungstichprobe war bei der Erfassung ein Datenfeld hinzugefügt worden, das den siedlungsstrukturellen Gemeindetyp in der Abgrenzung der Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR) wiedergibt. Diese Information konnte genutzt werden, um das Siedlungsgebiet, in dem sich die Wohnung befindet, näher zu charakterisieren. Die im Anhang ausführlich dargestellte BfLR-Gliederung geht auf der höchsten Ebene von drei Regionstypen aus (Regionen mit großen Verdichtungsräumen, solche mit Verdichtungsansätzen und ländlich geprägte Regionen), die ihrerseits wiederum in vier, drei bzw. zwei (also insgesamt neun) Kreistypen unterteilt sind. Die weitere Differenzierung der Kreistypen führt zu insgesamt 17 Gemeindetypen, die sämtlich in die Schätzgleichung übernommen wurden. Allerdings waren die Typen 1, 3 und 14 in der Stichprobe nicht belegt.
- Die Anzahl der Räume mit mehr als sechs Quadratmetern (ohne Küche, Bad, WC und Flur) wurde unterteilt in fünf Klassen (1, 2, 3, 4 oder 5, mehr als 5 Zimmer).
- Die Gesamtfläche der Wohnung ist, wegen des aufgrund früherer Untersuchungen¹⁴⁾ vermuteten erheblichen Einflusses auf die Quadratmetermiete, als elfgliedrige Variable dargestellt worden (bis 30, 30-40, 40-50, ..., 110-120, mehr als 120 m²).
- Parkraumknappheit erweist sich vielerorts als ein erhebliches Problem für die Bewohner bestimmter Siedlungsgebiete. Die Anzahl der dem Haushalt zur alleinigen Nutzung zur Verfügung stehenden Pkw-Stellplätze wurde deshalb versuchsweise als erklärende Variable aufgenommen, unterteilt in die Klassen 0, 1, 2 sowie mehr als 2 Parkplätze. Der Wert eines Pkw-Stellplatzes hängt natürlich sehr stark von den Bedingungen des engsten Wohnumfeldes ab, z.B. von Anwohnerparkberechtigungen auf öffentlichen Flächen. Derart detaillierte Informationen liegen jedoch für die Stichprobe nicht vor.

13) Diese Klassen sind: Einzelperson / Ehepaar; Erben- oder sonstige Personengemeinschaft; Gemeinschaft von Wohnungseigentümern; Gemeinde / kommunales Wohnungsunternehmen; Bund / Land / sonstige Körperschaft; Wohnungsbaugenossenschaft; Wohnungsunternehmen; Kreditinstitut; Versicherungsunternehmen; Sonstiges Unternehmen; Immobilienfonds; Kirche / Religionsgemeinschaft; Sonstige Organisation ohne Erwerbszweck.

14) Vgl. Becker/Hawliczek/Lehmann, a. a. O.

- Mit elf Abstufungen relativ fein zergliedert wurde die Laufzeit des Mietvertrages. Sie ergibt sich aus dem Einzugsjahr in die Wohnung, das in der Stichprobe auf freiwilliger Basis erfragt wurde. Die Kausalvermutung war hier, daß eine längere Mietdauer eher mit geringeren Mieten korreliert sein dürfte, weil Mieterhöhungen häufig bei Mieterwechsel vorgenommen werden und bei laufenden Mietverträgen – auch wegen gesetzlicher Bestimmungen – im Vergleich dazu eher schleppend verlaufen. Die Jahre vor 1984 wurden als eine Kategorie zusammengefaßt, alle späteren Jahre einzeln repräsentiert.
- Einige Variable, bei denen ein Einfluß auf die Miete denkbar ist, sind lediglich als dichotome Größen (mit den Ausprägungen „ja“ und „nein“) zu formulieren. In die Schätzung wurden in dieser Weise folgende Wohnungscharakteristika aufgenommen: das Vorhandensein einer zentralen Warmwasserversorgung für das Gebäude; die Existenz von Bad bzw. Dusche; die Ausstattung mit einem oder mehreren WC; der Anschluß an eine Sammelheizung; die überwiegende Ausstattung mit Doppel-, Verbund- oder Isolierglasfenstern; die Existenz eines Balkons, einer Loggia oder einer Terrasse; das Vorhandensein eines Kachel- oder Allzweckofens oder eines offenen Kamins zusätzlich zur Sammelheizung (hier wurde eine Luxusausstattung vermutet, die die Wohnbehaftigkeit und die Miete erhöhen könnte); das Verfügungsrecht über Abstellräume für Fahrräder, Kinderwagen o. ä.; die Frage, ob es sich bei der Wohnung um eine Sozialwohnung handelt (hier wurden nur Datensätze mit einer Wohndauer von bis zu zehn Jahren berücksichtigt, weil die Mietpreisbindung des sozialen Wohnungsbaus nach dieser Frist erlischt). Einige dieser Merkmale können auch als Proxy-Variable interpretiert werden, die die Modernität und den Komfort einer Wohnung widerspiegeln.

Schließlich waren in der Gebäude- und Wohnungsstichprobe auch Informationen erhoben worden, die nicht die Qualität objektiver Merkmale haben. Bei einigen für den Wohnkomfort durchaus relevanten Fragen waren die Antworten abhängig von subjektiven Einschätzungen. Dies betraf einmal die Erreichbarkeit von Einrichtungen der öffentlichen Infrastruktur, die in Gehzeit-Minuten anzugeben war. Zum anderen wurde die Belastung der Wohnung durch störende Immissionen erfragt. Unter dem Gesichtspunkt einer umfassenden Auswertung wurde jedoch versucht, auch solche Informationen in die Modellierung zu integrieren. Die genaue Definition der Faktoren für die Schätzgleichung war dabei letztlich eine Ermessensentscheidung:

- Eine Dummyvariable, die man „Gute Anbindung an den öffentlichen Personennahverkehr“ nennen könnte, wurde durch eine Kombination mehrerer Datenfelder definiert: Sie wurde gleich Eins gesetzt, wenn die nächste Haltestelle für öffentliche Verkehrsmittel in weniger als 15 Gehminuten erreichbar war, während des Berufsverkehrs mehrfach stündlich und außerhalb des Berufsverkehrs mindestens etwa stündlich Anschlüsse bestanden. Ansonsten erhielt diese Variable den Wert Null.
- Der Faktor „Arzt gut erreichbar“ wurde als gegeben angenommen, wenn die nächste medizinische Ver-

sorgung in weniger als einer Viertelstunde zu Fuß erreichbar war. Für alle anderen Datensätze wurde die Variable „Arzt gut erreichbar“ gleich Null gesetzt.

- Die Erreichbarkeit von Kindereinrichtungen wurde wiederum durch die Verdichtung mehrerer Informationen dargestellt. Die Dummyvariable „Kindereinrichtungen gut erreichbar“ erhielt den Wert Eins, wenn sowohl der nächste Kinderspielplatz als auch der nächste Kindergarten und die nächstgelegene Grundschule in weniger als 30 Minuten zu Fuß zu erreichen waren und wenn mindestens eine dieser Einrichtungen maximal eine Viertelstunde entfernt lag.
- Bei der „Guten Erreichbarkeit öffentlicher Grünflächen“ (Parks, Wiesen, Felder, Wald) wurde wiederum die Abschneidegrenze bei 15 Minuten Fußentfernung angesetzt. Bei größeren Entfernungen erhielt der Dummy den Wert Null.
- Schließlich war in der Erhebung noch nach der Häufigkeit von Belastungen durch verschiedene Immissionsarten gefragt worden: Lärm durch Verkehr, Gewerbe oder Flugzeuge sowie Beeinträchtigungen durch Gerüche, Abgase oder Staub. Wenn für mindestens eine dieser Belastungsarten „dauernd“ angegeben worden war, wurde die Variable „Starke Immissionen“ gleich Eins gesetzt, ansonsten gleich Null. Für den Faktor „Mäßige Immissionen“ wurde analog verfahren, wenn keine Belastungsart „dauernd“, aber mindestens eine „gelegentlich“ auftrat.

Die zuletzt angeführten potentiellen Mietdeterminanten sind selbstverständlich mit einer gewissen Zurückhaltung zu betrachten. Die räumliche Entfernung zu öffentlichen Einrichtungen wäre zwar ein objektives Merkmal, müßte aber ebenso geschätzt werden wie die Gehzeitangaben, die zusätzlich aufgrund individueller Unterschiede nur bedingt aussagekräftig sind. Und ob man sich durch eine Immission „beeinträchtigt“ fühlt, ist ebenfalls subjektiven Einflüssen unterworfen. Hier wäre sogar eine gewisse systematische Verzerrung denkbar, wenn nämlich immissionsbelastete Wohnungen zwar in der Miete billiger wären als andere, aber eher von Personen bewohnt würden, die weniger empfindlich auf solche Störungen reagieren. In der Mieterpopulation solcher belasteter Wohnungen könnte im Zeitablauf eine Selektion stattgefunden haben zugunsten unempfindlicherer Menschen, die zwar das geringere Mietniveau attraktiv finden, sich bei Befragen aber kaum belästigt fühlen. Dadurch würde die mietpreismindernde Wirkung der Immissionen unterschätzt. Ein weiterer kritischer Punkt bei den subjektiven Faktoren sind die teilweise hohen Anteile von Antwortausfällen und „Nicht bekannt“ – Antworten. Im ungünstigsten Fall erreicht die Summe aus beiden sogar den zweistelligen Prozentbereich, weshalb das tatsächliche Vorhandensein dieser Merkmale teilweise nur unvollständig beurteilt werden kann. Ursächlich hierfür könnte sein, daß etwa die Erreichbarkeit von Kindereinrichtungen für kinderlose Mieter oder die Qualität des Anschlusses an den öffentlichen Nahverkehr für konsequente Autofahrer irrelevant sind und die Auskunftspersonen die diesbezüglichen Fakten einfach nicht kennen. Um durch solche Ausfälle den Stichprobenumfang nicht zu sehr zu reduzieren, wurden die o.a. subjektiven Variablen dann

gleich Eins gesetzt, wenn das betreffende Merkmal vorlag. Ansonsten erhielten die Variablen den Wert Null, auch wenn gar keine Antwort gegeben worden war. Dadurch wurden nur jene Wohnungen hervorgehoben, die definitiv über ein bestimmtes Qualitätsmerkmal verfügen. Bei den anderen ist daher nicht auszuschließen, daß sie ähnliche Eigenschaften besitzen, im Datenbestand aber nicht entsprechend gekennzeichnet sind.

Multiplikativer Ansatz bei fein- und grobglie driger Variablen definition überlegen

Im nächsten Schritt wurde für die Gleichungen (17) und (19), also für den additiven und den multiplikativen Ansatz, eine Kleinste-Quadrate-Schätzung durchgeführt, wobei die erklärenden Dummyvariablen D_{kin} wie oben beschrieben definiert worden waren. Die Schätzung dieses feingliedrigen Modells erlaubte Schlußfolgerungen in dreierlei Hinsicht: Zunächst ging es um die vergleichende Beurteilung des additiven und des multiplikativen Ansatzes. Sodann waren Informationen zu gewinnen für die in einem späteren Schritt vorzunehmende Vergrößerung der Variablen definition; hier ging es um Hinweise darauf, welche Ausprägungen einer Variablen zusammengefaßt werden könnten. Und letztendlich war die feingliedrige Modellvariante auch bei den anschließenden Signifikanztests einzusetzen.

Bei der Frage, ob der additive oder der multiplikative Ansatz die „bessere“ Schätzgleichung liefert, wurden zwei Gruppen von Bewertungskriterien herangezogen: zum einen die Anpassung an das Datenmaterial, zum anderen die Verträglichkeit der geschätzten Residuen mit der Normalverteilungsannahme. Beim Kriterium „Anpassung an die Daten“ mußte natürlich eine Vergleichbarkeit zwischen beiden Ansätzen erst hergestellt werden, weil die additive Formulierung (17) sich auf die Quadratmetermiete als endogene Variable bezieht, während die multiplikative Variante (19) dieselben Werte in logarithmierter Form verwendet. Daher wurden die Schätzergebnisse von Gleichung (19) delogarithmiert und den „gefiteten“ Werten aus der Schätzung von (17) gegenübergestellt. Für diesen Vergleich, d.h. für die Frage, wie gut ein Schätzergebnis an die Rohdaten angepaßt ist, gibt es kein allumfassendes und allein gültiges Kriterium. In Betracht käme die Verwendung eines Korrelationsmaßes, das die Stärke eines linearen Zusammenhangs mißt. Andere Möglichkeiten wären die Berechnung von absoluten oder relativen Fehlermaßen. Da es bei diesen beiden Alternativen um die Anpassung an ein und dieselbe Reihe geht, nämlich die Quadratmetermieten der Stichprobe, wurden neben der Korrelation lediglich zwei absolute Fehlermaße betrachtet: die mittlere absolute und die mittlere quadratische Abweichung zwischen den Schätzwerten der beiden Ansätze und den Rohdaten. Letzteres Fehlermaß gewichtet große Abweichungen stärker als ersteres, da bei der Quadrierung jede Abweichung mit sich selbst multipliziert wird. Im Ergebnis lag der additive Ansatz bei der Anpassung an die Rohdaten nach zwei von drei Krite-

rien etwas besser: Die Korrelation zwischen Schätzwerten und Rohdaten betrug 0,7192 gegenüber 0,7092 bei der multiplikativen Variante, die mittlere quadratische Abweichung betrug 6,14 im Vergleich zu 6,42. Lediglich der mittlere absolute Fehler des multiplikativen Modells lag mit 1,86 marginal unter dem des additiven mit 1,87.

Während sich bei der Anpassung an die Rohdaten leichte Vorteile des additiven Ansatzes zeigten, kehrte sich die Sachlage bei Auswertung der geschätzten Residuen um. Die Eigenschaften der Residuen einer Schätzung zu untersuchen ist angebracht, weil in die Schätz- und Testverfahren gewisse Annahmen eingehen, mit denen die Schätzergebnisse möglichst verträglich sein sollten. Die F-Tests auf Signifikanz von exogenen Variablen etwa beruhen auf der Annahme normalverteilter Störgrößen in den Gleichungen (17) bzw. (19)¹⁵. Bei der Frage der Vereinbarkeit mit der Normalverteilungsannahme wurden die Residuen der Schätzungen unter drei Gesichtspunkten untersucht: die Nähe erstens der Schiefe und zweitens der Kurtosis (Exzeß) zu den bei einer Normalverteilung geltenden Werten (sowohl Schiefe als auch Exzeß einer Normalverteilung sind Null); drittens die Korrelation zwischen den geschätzten Werten der Endogenen und den im Absolutbetrag genommenen Residuen der Schätzung. Diese Korrelation gibt Aufschluß darüber, ob bei der Schätzung große Werte der abhängigen Variablen einhergehen mit großen absoluten Residuen. Ist dies der Fall, so erscheint die Annahme fragwürdig, daß die Residuen homoskedastisch sind, d.h. alle Störvariablen die gleiche Varianz besitzen. Bei Querschnittsanalysen ist es häufig der Fall, daß Teilmengen verschieden stark streuende Residualvariable aufweisen. Ein naheliegender Verdacht im vorliegenden Fall wäre, daß besser ausgestattete Wohnungen mit höheren Quadratmetermieten vielleicht einen Störterm mit einer größeren Varianz besitzen als einfachere Wohnungstypen. Dies erscheint nicht unplausibel, weil weitere, nicht modellierte Qualitätsmerkmale der besseren Wohnungen eventuell stärkere Ausschläge nach oben und unten hervorrufen könnten – etwa das (Nicht-) Vorhandensein einer eigenen Sauna. Beim Vergleich zwischen der additiven und der multiplikativen Formulierung ergaben sich bei allen drei Kriterien erhebliche Vorteile des letzteren Ansatzes: Bei der Schiefe betrugen die Werte 0,713 (additiv) gegenüber – 0,227 (multiplikativ), beim Exzeß 2,155 im Vergleich zu 0,722. In beiden Fällen liegen die Verteilungskenngrößen der Residuen von Gleichung (19) also wesentlich näher an Null als die der Residuen bei der Schätzung von (17). Die Korrelation zwischen der geschätzten endogenen Variablen und den im Absolutbetrag genommenen Residuen beträgt 0,2548 beim additiven und – 0,0591 beim multiplikativen Modell, auch hier also ein deutlicher Vorsprung des letzteren. Als Fazit läßt sich zusammenfassen, daß der multiplikative Ansatz, obwohl er bei der Anpassungsgüte an die Rohdaten etwas schlechter abschneidet, offensichtlich besser mit den in die Schätzung einfließenden Annahmen verträglich und deshalb der additiven Variante vorzuziehen ist.

Als nächster Arbeitsschritt wurde sowohl für das additive als auch für das multiplikative Modell eine weitere Schätzung durchgeführt, bei der die Untergliederung einiger mehrstufiger Variablen in ihre Ausprägun-

15) Es ist zu beachten, daß sich die Anforderungen bezüglich der multiplikativen Variante nicht auf (5), sondern auf (19) beziehen, da nur mit Gleichung (19) Schätzungen und Tests durchgeführt werden können.

gen deutlich gröber gefaßt wurde. Bei fast jeder Exogenen wurden Stufen, die bisher als getrennte Ausprägungen definiert worden waren, zusammengefaßt. Das Kriterium für die Vergrößerung der Klassenunterteilung lieferte vor allem die erste, feingliedrige Schätzung: Stufen, die nahe beieinander liegende Schätzkoeffizienten aufgewiesen hatten, wurden im allgemeinen verschmolzen. In bezug auf die im Modell des Statistischen Bundesamtes vertretenen mehrstufigen Größen (Baualter; Wohnungsgröße; Ausstattung mit Bad, WC und Sammelheizung) wurde die dortige Klasseneinteilung übernommen, da sie auf ihre Signifikanz geprüft werden sollte.

Der Formulierung dieses vergrößerten Ansatzes lagen folgende Überlegungen zugrunde: Die Feingliedrigkeit der Variablendefinition ist zunächst eine Ermessensentscheidung; man hätte etliche Variable auch weniger detailliert untergliedern können, ohne damit eine a priori fehlerhafte Modellformulierung zu erzeugen. Die Frage ist daher, inwieweit die empirischen Ergebnisse sensitiv sind gegenüber einer derartigen leichten Veränderung der Modellstruktur. Hier sollte zum einen kontrolliert werden, ob die Entscheidung für das multiplikative Modell eventuell revidiert werden müßte, wenn die Variablen anders untergliedert sind. Unabhängig davon war von Interesse, wie sich die Anpassungsgüte der additiven und der multiplikativen Formulierung verändert, wenn die erklärenden Größen gröber gefaßt werden. Weiterhin sollte vermieden werden, daß die nachfolgenden Signifikanztests und die daraus abzuleitenden Aussagen sensitiv sind gegenüber der Feinheit der Variablendefinition. Und schließlich war für die Frage, welche der statistisch signifikanten Variablen die quantitativ bedeutsamsten sind, eine überschaubarere und leichter zu handhabende Modellgleichung wünschenswert.

Durch die Vergrößerung der Variablendefinition reduzierte sich die Gesamtzahl der Dummies, durch die die exogenen Größen dargestellt werden, von 139 auf 44, wobei alleine das Baualter statt mit zunächst 47 nur noch mit 2 Dummyvariablen vertreten war. Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse einer im weiteren Verlauf vorgenommenen Schätzung, nachdem all jene Größen eliminiert worden waren, die sich bei den Testverfahren als insignifikant herausgestellt hatten. Hier ist die neue, vergrößerte Unterteilung all jener Variablen zu finden, die letzten Endes im Modell beibehalten wurden. Die als insignifikant verworfenen und deshalb in dieser Tabelle nicht mehr aufgeführten Faktoren sind sämtlich dichotome Größen.

An dem Vergleich zwischen additivem und multiplikativem Ansatz änderte sich durch die Vergrößerung nichts Grundsätzliches. Die Korrelation zwischen der geschätzten Endogenen von Gleichung (17) bzw. der delogarithmierten geschätzten Endogenen aus Gleichung (19) einerseits und den Rohdaten der Quadratmetermiete andererseits betrug (jeweils additiv gegenüber multiplikativ) 0,6864 gegenüber 0,6810, die mittlere absolute Abweichung 1,96 im Vergleich zu 1,95, der mittlere quadratische Fehler 6,73 gegenüber 6,94. Die Werte für Schiefe und Exzeß der geschätzten Residuen von (17) im Vergleich zu (19) lagen bei 0,796 zu - 0,222 (Schiefe) und 2,265 zu 0,51 (Exzeß). Die Korrelation

Tabelle 1: Ergebnisse der Signifikanztests bei fein- und grobglieđriger Modellformulierung
Multiplikativer Ansatz

Exogene Variable	Fehlerwahrscheinlichkeit erster Art	
	fein- gegliedertes Modell	grob- gegliedertes Modell
Bebauungsdichte	< 0,0100	< 0,0100
Übrige Grundstücksfläche / Gesamtfläche	> 0,1000	0,0107
Baualter	< 0,0100	< 0,0100
Eigentümer	< 0,0100	< 0,0100
Gebäudetyp	< 0,0100	< 0,0100
Nichtwohnzwecke:		
bis 20 % Handel, Büro, Dienstleistungen	0,7083	0,9526
bis 20 % sonstiges Gewerbe	0,8247	0,9498
über 20 % Handel, Büro, Dienstleistungen	0,0001	0,0021
über 20 % sonstiges Gewerbe	0,3623	0,1020
Zentrale Warmwasserversorgung im Gebäude	0,0022	0,0007
Siedlungsstruktureller Gemeindetyp	< 0,0100	< 0,0100
Anzahl der Räume mit mind. 6 m ²	< 0,0100	> 0,1000
Fläche der Wohnung	< 0,0100	< 0,0100
Ausstattung mit Bad/Dusche, WC, Sammelheizung		< 0,0100
Bad/Dusche	0,0000	
WC	0,1251	
Sammelheizung	0,0000	
Isolierglasfenster	0,0000	0,0000
Balkon, Loggia, Terrasse	0,0000	0,0069
Kachelofen o. ä. zusätzlich zur Sammelheizung	0,5944	0,9638
Abstellräume für Fahrräder u. ä.	0,6675	0,9909
Pkw-Stellplätze	zwischen 0,05 u. 0,01	zwischen 0,05 u. 0,01
Sozialwohnung	0,0088	0,0118
Gute Anbindung an öffentlichen Nahverkehr	0,0000	0,0000
Arzt gut erreichbar	0,8957	0,7232
Kindereinrichtungen gut erreichbar	0,0671	0,0466
Öffentl. Grünanlage gut erreichbar	0,0040	0,0007
Starke Immissionen	0,2874	0,1383
Mäßige Immissionen	0,6212	0,3363
Mietdauer	< 0,0100	< 0,0100

zwischen den geschätzten Endogenen und den im Absolutbetrag gerechneten Residuen bei Schätzung von (17) bzw. (19) lag bei 0,2681 bzw. - 0,0485. Die Vergrößerung der Variablendefinition brachte also bei beiden Varianten keine dramatische Verschlechterung der Anpassungsgüte mit sich, und nach wie vor stand einem leichten Vorteil der additiven Variante bei der Anpassungsgüte eine erhebliche Überlegenheit des multiplikativen Modells bei der Verteilung der Residuen gegenüber.

Die meisten mieterklärenden Faktoren statistisch signifikant

Nach der Bestätigung der grundsätzlichen Entscheidung, die weiteren anstehenden Fragen mit der multiplikativen Modellvariante zu bearbeiten, waren die mieterklärenden Größen auf ihre Signifikanz zu überprüfen. Bei dichotomen Variablen wird die eine in die Schätzgleichung übernommene Dummyvariable von der verwendeten Software (SPSS) automatisch geprüft durch

t-Test auf die Nullhypothese, daß der zugehörige Koeffizient gleich Null ist. Im Output des Programms erscheint zusätzlich die Fehlerwahrscheinlichkeit erster Art¹⁶⁾, was eine genauere Einschätzung zuläßt als die Aussage „signifikant ja/nein“ relativ zu einem vorgegebenen Signifikanzniveau. Für die in mehr als zwei Ausprägungen unterteilten Variablen waren partielle F-Tests durchzuführen auf die Nullhypothese, daß die Koeffizienten aller in der Schätzgleichung verbliebenen Ausprägungen (jeweils eine Stufe pro Variable war durch die Definition eines Referenzwohnungstyps eliminiert worden) gleich Null sind. Die hierfür notwendige Teststatistik muß jeweils berechnet und mit den tabellierten Werten zum Signifikanzniveau von beispielsweise 1 % verglichen werden. Hier kann also die Fehlerwahrscheinlichkeit erster Art nicht exakt angegeben werden. Die Tests wurden durchgeführt sowohl für die gröbere als auch für die feiner gegliederte Formulierung des multiplikativen Ansatzes, in Tabelle 1 sind die Irrtumswahrscheinlichkeiten für die geprüften exogenen Variablen dargestellt.

Das weitere Vorgehen wurde an einem Signifikanzniveau von 5 % ausgerichtet. Als bedeutungslos verworfen wurden nur Variable, die bei beiden Varianten (fein- und grobgliebig) nicht die 5 % – Signifikanzschwelle erreichten. Dies waren: das Vorhandensein eines Kachelofens oder offenen Kamins; das Benutzungsrecht für Abstellräume; die gute Erreichbarkeit eines Arztes; die beiden Variablen, die Immissionen von Lärm, Geruch oder Staub repräsentieren; schließlich fast alle Dummies, die die Nutzung des Wohngebäudes für Nichtwohnzwecke widerspiegeln, außer der mehr als zwanzigprozentigen Nutzung für Handel, Büro oder Dienstleistungen. Daneben gab es exogene Größen, deren Testergebnis sensitiv war gegenüber der Feingliedrigkeit des Modells, d.h. deren Einfluß einmal als signifikant von Null verschieden bezeichnet werden konnte und das andere Mal nicht. Die Bedeutung dieser Variablen erscheint also zweifelhaft: die Anzahl der Räume in der Wohnung, der Anteil der „übrigen“ Fläche an der Grundstücksfläche, die Nähe zu Kindereinrichtungen. Letztere konnte auch bei der Schätzung, bei der sie signifikant abschnitt, nur eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 4,66 % erreichen, erscheint also weniger gut abgesichert. Die Anzahl der Pkw-Stellplätze konnte bei beiden Schätzungen nur bei einem Signifikanzniveau von 5 % bestehen und hätte bei einem Signifikanzniveau von 1 % beide Male als insignifikant bezeichnet werden müssen. Alle anderen mieterklärenden Größen

16) Die Fehlerwahrscheinlichkeit erster Art gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Nullhypothese eines Tests abgelehnt wird, obwohl sie zutrifft.

17) Vgl. für den Fall metrischer Exogener die Diskussion in Green/Carroll/DeSarbo: A New Measure of Predictor Variable Importance in Multiple Regression, in: Journal of Marketing Research Vol. 15, 1978, S. 356–360, sowie die Kritik von B. B. Jackson und die Entgegnung von Green/Carroll/DeSarbo, beides ebenfalls im Journal of Marketing Research, Vol. 17, 1980, S. 113–118.

18) Dabei werden endogene und exogene Größen in ihre standardisierte Form umgerechnet und danach einer Schätzung unterzogen. Die Koeffizienten dieser Schätzung sagen dann aus, um wie viele Standardabweichungen die abhängige Variable sich verändert, wenn die betrachtete exogene Größe um eine Standardabweichung variiert wird.

19) Vgl. Pindyck/Rubinfeld: Econometric Models and Economic Forecasts 2nd Ed., Auckland u. a.: McGraw-Hill 1981, S. 91–93. Der „partial correlation coefficient“ der exogenen Variable X_i wird berechnet, indem zunächst der (lineare) Einfluß aller anderen Exogenen sowohl auf X_i , als auch auf die abhängige Variable per Regression herausgerechnet und dann die Korrelation zwischen den Residuen dieser beiden Schätzungen gemessen wird.

erreichten dagegen in beiden Fällen das 1 % – Niveau, mit Ausnahme der Variablen „Sozialwohnung“, die diese Schwelle einmal mit 1,18 % Irrtumswahrscheinlichkeit knapp verfehlte.

Mit jenen Variablen, die nicht als eindeutig insignifikant verworfen worden waren, wurde erneut eine Schätzung des multiplikativen Modells durchgeführt. Diese Schätzung war Grundlage für die Bearbeitung des letzten Auswertungszieles, nämlich für das Herausfiltern der quantitativ bedeutendsten Mietdeterminanten. Die Ergebnisse dieser Schätzung sind in Tabelle 2 dargestellt, wobei die geschätzten Koeffizienten delogarithmiert und standardisiert wurden, d.h. der Modellformulierung wie in Gleichung (5) entsprechen.

Suche nach Indizien für die Gewichtung der Einflußgrößen

Die Frage, welche der in eine Regressionsgleichung eingeflossenen exogenen Größen am bedeutendsten sind, führt in einen methodisch schwierigen Bereich¹⁷⁾. Ein bei metrischen Größen übliches Verfahren wäre die Schätzung von Beta-Koeffizienten¹⁸⁾. Bei den hier vorliegenden Dummyvariablen, die nur zwei Werte annehmen können, ist die Argumentation mit Standardabweichungen aber wenig sinnvoll. Das Verfahren der „partial correlation“¹⁹⁾ ist ebenfalls nicht anwendbar, weil im Fall der Mietanalyse eine exogene Variable nicht von einer einzigen Spalte der Regressormatrix dargestellt wird, sondern – wegen des kategorialen Charakters – durch mehrere Regressoren. Aus einer solchen Gruppe von Dummies läßt sich der Einfluß der restlichen Exogenen nicht per Regression herausrechnen. Als Maß, das die Mehrgliedrigkeit der exogenen Variablen berücksichtigt, käme ein Streuungsmaß für die geschätzten Koeffizienten einer Variablen in Frage, etwa deren Variationskoeffizient. Dieser hätte jedoch den Nachteil, daß die Schätzkoeffizienten aller Stufen einer Variablen gleich gewichtet würden, d.h. daß man eine Ungleichverteilung der Stichprobe auf die verschiedenen Stufen dieser Variablen außer acht ließe. Die in der Kommissionsentscheidung erwähnte einfache Korrelation zwischen einzelnen Exogenen und der abhängigen Variablen schließlich erscheint zumindest für die hier vorliegende Art von Stichprobendaten und für die daraus abgeleiteten mieterklärenden Größen ebenfalls nicht geeignet: Erstens sind etliche Exogene kategorial definiert, teilweise liegen – wie beim Gebäudeeigentümer oder beim Gebäudetyp – sogar nur nominale Werte vor; für diese läßt sich also noch nicht einmal eine Rangkorrelation berechnen. Und zweitens würde mit der einfachen Korrelation zwischen jeweils einer einzelnen exogenen und der endogenen Variablen vernachlässigt, daß es sich bei dem vermuteten Zusammenhang zwischen der Miete und ihren Bestimmungsgrößen explizit um eine *multiple* Korrelation handelt.

Um angesichts dieser methodisch problematischen Lage zumindest eine grobe Rangordnung innerhalb der hier modellierten Mieteinflußgrößen zu erhalten, wurde versucht, auf mehreren Wegen Indizien für deren relative Bedeutung zu sammeln und diese Indizien in ihrer Gesamtheit zu betrachten auf der Suche nach gegebenenfalls durchgängig auftretenden Rangordnungsmustern. Leitgedanke war dabei, als „wichtig“ jene Varia-

Tabelle 2: Standardisierte Schätzkoeffizienten der signifikanten Mietdeterminanten
Multiplikativer Ansatz

Exogene Variable	Ausprägung	Standardisierte Parameter
Bebauungsdichte (Nutzfläche des Gebäudes in Prozent der Grundstücksfläche)	> = 0 und < 50	0,9762
	> = 50 und < 90	1,0231
	> = 90	1,0013
Übrige Grundstücksfläche in Prozent der Gesamtfläche (Rasen, Zier- bzw. Nutzgarten, ...)	> = 0 und < 40	1,0138
	> = 40 und < = 100	0,9864
Baujahr des Gebäudes	bis 1948	0,9349
	1949 – 1971	1,0108
	1972 – 1993	1,0583
Gebäude-Eigentümer	Einzelperson, Ehepaar, Erben- oder sonstige Personengemeinschaft	1,0582
	Gemeinschaft von Wohnungseigentümern	1,1609
	Wohnungsbaugenossenschaft, Bund, Land, Kommune etc.	0,9265
	Unternehmen (Bank, Versicherung etc.)	1,0187
	Kirche, Organisationen ohne Erwerbszweck	0,8625
Gebäudetyp	Einfamilienhaus, 1 – 3 Stockwerke	0,9589
	Mehrfamilienhaus, 1 – 3 Stockwerke	0,9529
	4 – 6 Stockwerke, ohne Aufzug	0,9808
	4 – 6 Stockwerke, mit Aufzug	1,0246
	mehr als 6 Stockwerke	1,0891
Nutzung des Gebäudes für Nichtwohnzwecke (mehr als 20 % Dienstleistung, Handel, Büro)	Nein	0,9754
	Ja	1,0252
Zentrale Warmwasserversorgung des Gebäudes	Nein	0,9820
	Ja	1,0183
Siedlungsstruktureller Gemeindetyp	BfLR-Typ 1 – 8 (Regionen mit großen Verdichtungsräumen)	1,1239
	BfLR-Typ 9 – 13 (Regionen mit Verdichtungsansätzen)	1,0107
	BfLR-Typ 14 – 17 (Ländlich geprägte Regionen)	0,8804
Anzahl der Räume mit mindestens 6 qm	1 oder 2	1,0267
	3	1,0153
	4 oder 5	1,0108
	> = 6	0,9490
Fläche der Wohnung (qm)	> 0 und < 40	1,2483
	> = 40 und < 80	0,9333
	> = 80	0,8583
Ausstattungstyp	Bad/Dusche, WC, mit Sammelheizung	1,1034
	Bad/Dusche, WC, ohne Sammelheizung	1,0125
	Sonstige	0,8951
Doppel-, Verbund-, Isolierglasfenster	Nein	0,9665
	Ja	1,0347
Balkon oder Loggia oder Terrasse	Nein	0,9864
	Ja	1,0138
Anzahl der Pkw-Stellplätze	0	0,9717
	1	0,9979
	2	1,0026
	> 2	1,0286
Sozialwohnung (Mietdauer nicht über 10 Jahre)	Nein	1,0242
	Ja	0,9764
Gute Anbindung an öffentlichen Nahverkehr	Nein	0,9717
	Ja	1,0292
Kindereinrichtungen gut erreichbar	Nein	1,0102
	Ja	0,9899
Grünanlage gut erreichbar (Parks, Felder, Wiesen, Wald)	Nein	1,0175
	Ja	0,9828
Einzugsjahr	1993, 1992	1,1162
	1991, 1990	1,0306
	1989 – 1987	0,9703
	1986 u. früher	0,8960

Tabelle 3: Maße zur Selektion der wichtigsten Einflußgrößen auf die Miete, Teil I
Veränderung der Anpassungsgüte bei Elimination jeweils einer Variablen des grobgliedrigen Modells

Exogene Variable		Kriterium (a) : Veränderung des korrigierten R ² der halblogarithmischen Schätzgleichung		Kriterium (b) : Veränderung der Korrelation zwischen den Rohdaten und den delogarithmierten Schätzwerten		Rangsumme von (a) und (b) je Variable
Bezeichnung	Anzahl der Dummies	Veränderung des korrigierten R ²	Rang der Variablen im Gesamtvergleich	Veränderung der Korrelation	Rang der Variablen im Gesamtvergleich	
Mehrstufige Variable:						
Bebauungsdichte	2	- 0,00206	10	- 0,0009	13	23
Baujahr des Gebäudes	2	- 0,01083	6	- 0,0050	7	13
Gebäude-Eigentümer	4	- 0,01976	4	- 0,0190	3	7
Gebäudetyp	4	- 0,00513	8	- 0,0056	6	14
Siedlungsstruktureller Gemeindetyp	2	- 0,02264	3	- 0,0178	4	7
Anzahl der Räume	3	- 0,00029	19	- 0,0008	15	34
Fläche der Wohnung	2	- 0,04130	2	- 0,0715	1	3
Ausstattungsstyp	2	- 0,01192	5	- 0,0061	5	10
Anzahl der Pkw-Stellplätze	3	- 0,00078	16	- 0,0002	18	34
Einzugsjahr	3	- 0,05229	1	- 0,0367	2	3
Zweistufige Variable:						
Übrige Grundstücksfläche	1	- 0,00081	15	- 0,0009	13	28
Nutzung für Nichtwohnzwecke	1	- 0,00108	13	- 0,0019	9	22
Zentrale Warmwasserversorgung	1	- 0,00134	11	- 0,0008	15	26
Doppel-, Verbund-, Isolierglasfenster	1	- 0,00548	7	- 0,0016	10	17
Balkon oder Loggia oder Terrasse	1	- 0,00085	14	0,0002	19	33
Sozialwohnung	1	- 0,00065	17	- 0,0015	11	28
Gute Nahverkehrsanbindung	1	- 0,00415	9	- 0,0026	8	17
Kindereinrichtungen gut erreichbar	1	- 0,00049	18	- 0,0008	15	33
Grünanlage gut erreichbar	1	- 0,00132	12	- 0,0010	12	24

blen anzusehen, deren Elimination aus dem Modell die Qualität der Schätzung bzw. die Anpassung der „gefitteten“ Werte an die Rohdaten wesentlich verschlechtert. Bei der Frage, welche Variable „viel“ zur Anpassungsgüte der Schätzung beiträgt, sind im vorliegenden Fall zwei wesentliche Punkte zu berücksichtigen: Erstens läßt sich die Anpassungsgüte des multiplikativen Modells auf zwei Ebenen definieren, einmal auf der Ebene der eigentlichen Kleinst-Quadrat-Schätzung (also der logarithmierten Terme von Gleichung (19)) und zum anderen auf der Ebene der Rohdaten, nachdem die geschätzten Koeffizienten bzw. die „gefitteten“ Werte der Endogenen delogarithmiert wurden. Zweitens besteht das Problem, zwischen den exogenen Variablen eine „faire“ Konkurrenz zu ermöglichen, denn diese Variablen gehen teilweise mit unterschiedlich vielen Dummies in die Schätzgleichung ein. So wird etwa die Wohnungseigenschaft „Isolierfenster vorhanden, ja/nein“ durch einen einzigen Dummy dargestellt, während die Mietdauer durch deren drei repräsentiert ist. Da sich durch Hinzufügen weiterer Regressoren die Güte einer Schätzung schon aus rein technischen Gründen im allgemeinen erhöht, lassen sich solch unterschiedlich feingliedrig definierte Exogene nicht unbedingt miteinander vergleichen.

Da ein Maß fehlt, das alle diese Probleme gleichzeitig löst, wurden für eine Aussage über die relative Bedeutung der mietbestimmenden Größen Wägungsmaße

ausgewertet, die jeweils einen bestimmten Gesichtspunkt in den Vordergrund stellen und anderes außer acht lassen. Das weitere Vorgehen schließt zunächst an die in Tabelle 2 dargestellte Modellformulierung an. Diese zeigt das Ergebnis der Schätzung mit der vergrößerten Variante des multiplikativen Modells, wobei die in den Signifikanztests als unbedeutend erkannten Variablen nicht mehr in die Regression eingingen. Auf dieser Schätzung beruhen die Ausführungen zu den Kriterien (a) und (b):

- (a) Auf der Ebene der eigentlichen Schätzgleichung (19) wurde die Veränderung des sogenannten „korrigierten R^2 “ bei Weglassen einer Variable als Maß für deren Wichtigkeit interpretiert. Das korrigierte R^2 eignet sich hierfür besser als das geläufige Bestimmtheitsmaß R^2 , weil bei letzterem die Anzahl der Regressoren (hier: die Anzahl der Dummies pro exogener Variable) nicht berücksichtigt wird. Zur Beurteilung der relativen Bedeutung von mietbestimmenden Größen wurde zunächst das korrigierte R^2 der Schätzgleichung unter Einschluß *aller* für signifikant erachteten Faktoren ermittelt. Danach wurde dieselbe Regression mehrmals durchgeführt, wobei *jeweils eine* dieser Variablen aus der Schätzung weggelassen wurde. Als Maß für die Bedeutung der betreffenden Größe wurde angesehen, wie sehr sich das korrigierte R^2 durch ihre Elimination verschlechtert. Hierbei ist also berücksichtigt, daß die Exogenen durch eine gegebenenfalls unter-

Tabelle 4: Maße zur Selektion der wichtigsten Einflußgrößen auf die Miete, Teil II
 Reduziertes Modell mit Beschränkung auf zwei- und dreistufige Variable, getrennte Auswertung für beide Gruppen

Exogene Variable		Kriterium (c): Prüfgröße des partiellen F-Tests bzw. Fehlerwahrscheinlichkeit 1. Art des t-Tests		Kriterium (d): Veränderung der Korrelation zwischen den Rohdaten und den delogarithmierten Schätzwerten		Rangsumme von (c) und (d) je Variable
Bezeichnung	Anzahl der Dummies	Prüfgröße bzw. Fehlerwahrscheinlichkeit	Rang der Variablen innerhalb ihrer Gruppe	Veränderung der Korrelation	Rang der Variablen innerhalb ihrer Gruppe	
Dreistufige Variable: Prüfgröße des F-Tests bzw. Veränderung der Korrelation						
Bebauungsdichte	2	9,8266	8	- 0,0011	8	16
Baujahr des Gebäudes	2	57,9327	5	- 0,0085	6	11
Gebäude-Eigentümer	2	71,4324	4	- 0,0169	4	8
Gebäudetyp	2	37,0081	7	- 0,0109	5	12
Siedlungsstruktureller Gemeindetyp	2	97,2225	3	- 0,0197	3	6
Anzahl der Räume	2	3,0772	10	- 0,0009	9	19
Fläche der Wohnung	2	185,4020	2	- 0,0786	1	3
Ausstattungsyp	2	49,9146	6	- 0,0070	7	13
Anzahl der Pkw-Stellplätze	2	5,7861	9	- 0,0003	10	19
Einzugsjahr	2	193,5268	1	- 0,0367	2	3
Zweistufige Variable: Fehlerwahrscheinlichkeit 1. Art des t-Tests bzw. Veränderung der Korrelation						
Übrige Grundstücksfläche	1	0,0032	7	- 0,0011	6	13
Nutzung für Nichtwohnzwecke	1	0,0021	6	- 0,0020	2	8
Zentrale Warmwasserversorgung	1	0,0001	3	- 0,0014	5	8
Doppel-, Verbund-, Isolierglasfenster	1	0,0000	1	- 0,0015	4	5
Balkon oder Loggia oder Terrasse	1	0,0019	5	- 0,0001	9	14
Sozialwohnung	1	0,0060	8	- 0,0019	3	11
Gute Nahverkehrsanbindung	1	0,0000	1	- 0,0032	1	2
Kindereinrichtungen gut erreichbar	1	0,0146	9	- 0,0010	7	16
Grünanlage gut erreichbar	1	0,0004	4	- 0,0009	8	12

schiedliche Zahl von Dummies dargestellt werden; das gefundene Maß bezieht sich aber nicht auf die Rohdaten, sondern auf die logarithmierten Werte. Ein erheblicher Nachteil dieses Gewichtsmaßes ist, daß nach der Elimination eines Faktors eine erneute Schätzung durchgeführt werden muß, bei der eine ausdrücklich als mietbestimmend erkannte Variable nicht mehr in der Regressionsgleichung auftaucht. Ist diese weggelassene Größe A korreliert mit einer anderen Exogenen B, so sind nicht nur die Kleinste-Quadrate-Schätzer verzerrt, sondern vor allem wird der Einfluß, den in Wahrheit A auf die Miete ausübt, teilweise der in der Schätzgleichung verbliebenen Variablen B zugeschlagen. Deren Korrelationsmaß erscheint dann überhöht, und dies gilt im Umkehrschluß auch für A, wenn die Schätzung unter Ausschluß von B und unter Einbeziehung von A erfolgt. Zwei miteinander korrelierte Exogene erscheinen also nach diesem Maßstab beide als relativ unwichtig, weil der Einfluß der eliminierten Größe von der jeweils anderen teilweise mitrepräsentiert wird.

- (b) Um die relative Bedeutung der mietbestimmenden Faktoren auch anhand der Anpassung an die ursprünglichen Daten beurteilen zu können, wurde auf die standardisierte Form der Schätzgleichung

rekurriert, die für den additiven Ansatz in Gleichung (22) dargestellt ist. Bei der multiplikativen Formulierung entspricht dies der Gleichung (5) ohne den stochastischen Störterm. Diese Gleichung enthält die delogarithmierten Schätzkoeffizienten aller Ausprägungen aller Exogenen, und die Koeffizienten sind pro Variable auf ein geometrisches Mittel von Eins normiert. Berechnet man die „gefitteten“ Werte der Quadratmetermiete aufgrund dieser Gleichung, so erhält man exakt dieselben Schätzwerte wie bei Verwendung der delogarithmierten eigentlichen Schätzgleichung. Man eliminiert nun den Beitrag, den die Variable k' zur Streuung um die Standardmiete A in Gleichung (5) beiträgt, indem man alle ihre Koeffizienten gleich Eins setzt:

$$(24) \quad e^{F_{k'}} = 1, \quad j = 1, \dots, J_{k'}$$

Bei allen anderen Variablen außer k' werden die (delogarithmierten) Schätzkoeffizienten unverändert in der Berechnungsgleichung für die Miete belassen. Somit wird das Problem einer erneuten Schätzung mit eingeschränktem Regressorsatz vermieden, der Beitrag der Variablen k' zur Streuung der Mieten um den Standardwert A aber trotzdem herausgerechnet. Ein Maß für die relative Wichtigkeit der Variablen k' erhält man nun, indem man die Korrelation zwischen den Rohdaten und den

„gefitteten“ Werten berechnet, erstens für die volle Modellgleichung und zweitens für die Modellgleichung nach Elimination dieser Variablen. Je mehr sich die Korrelation durch die Elimination verschlechtert, um so wesentlicher ist nach dieser Argumentation die weggelassene Größe. Dieses Maß bezieht sich also auf die eigentlich interessierenden Rohdaten, vernachlässigt aber die unterschiedliche Zahl von Dummies, durch die die exogenen Variablen dargestellt werden. Ein gewichtiger Vorteil ist jedoch, daß die verwendeten Koeffizienten derjenigen Schätzgleichung entstammen, die alle als signifikant erachteten Exogenen enthält. Eine systematische Verzerrung, wie sie beim Kriterium (a) möglich wäre, ist damit ausgeschlossen. Es ist wesentlich, bei dieser Methode die standardisierte Form der Schätzkoeffizienten zu verwenden, da ansonsten die bei Weglassen einer Variablen erhaltenen „gefitteten“ Werte davon abhängen, welcher Referenzwohnungstyp gewählt wurde.

Die Ergebnisse dieser Auswertungen sind in Tabelle 3 dargestellt. Sie zeigt die Veränderung der beiden Maße für die Anpassungsgüte einer Regression, wenn jeweils eine der signifikanten exogenen Größen ignoriert wird, und listet außerdem den Rang auf, den die betreffende Größe im Vergleich zu allen anderen einnimmt. Ein Rang von Eins bedeutet, daß die Elimination dieser Variablen die gravierendste Verschlechterung der Anpassungsgüte hervorrief und sie daher als die – nach dem betreffenden Maßstab – wichtigste von allen im Modell enthaltenen Exogenen einzuschätzen ist. Betrachtet man die von den mehrstufigen bzw. dichotomen Variablen erreichten durchschnittlichen Ränge, so zeigt sich, daß die mehrstufigen Attribute im allgemeinen die wichtigeren zu sein scheinen. Zumindest bei Kriterium (b) ist aber nicht auszuschließen, daß dies ein Artefakt ist, das allein auf der feiner gegliederten Darstellung, also auf der Existenz von mehr Regressoren je

Faktor, beruht. Zugleich zeigt sich bereits eine gewisse Übereinstimmung in der Reihenfolge, etwa wenn man die Größen mit den höchsten Rängen betrachtet, die sämtlich mehrstufige Variablen in fast identischer Abfolge sind.

Um die erhaltenen Rangfolgen abzusichern, wurde schließlich eine weitere Umformulierung des Modells vorgenommen. Ziel war es, jene Probleme abzumildern, die aufgrund der unterschiedlichen Zahl von Dummies zustandekamen, durch die eine Variable dargestellt wird. Hierfür wurden die Abstufungen einiger exogener Variablen nochmals vergrößert, so daß schließlich nur noch zwei Typen von Mietdeterminanten in der Modellgleichung enthalten waren: dichotome Größen und solche, die in drei Stufen unterteilt waren. Jene Variablen, die vorher mehr als drei Ausprägungen besaßen, wurden also weiter vergrößert. Dies waren: die Art des Eigentümers, der Gebäudetyp, die Anzahl der Räume und der Pkw-Stellplätze sowie die Mietdauer. Durch diese Zusammenfassungen wurden jene Variablen untereinander besser vergleichbar, die zuvor durch drei, vier oder fünf Abstufungen dargestellt worden waren. Der Nachteil hierbei ist, daß innerhalb dieser Variablen nun auch Ausprägungen zu einer Stufe zusammengefaßt wurden, die aufgrund der feingliedrigen ersten Schätzung nicht unbedingt Kandidaten für eine solche Verschmelzung gewesen waren. Mit Hilfe dieses Ansatzes konnten jedoch auf beiden Ebenen (logarithmierte Schätzgleichung und Rohdaten) weitere Hinweise gewonnen werden, deren Ergebnisse in Tabelle 4 dargestellt sind. Die Rangfolgen wurden dabei nicht mehr für alle Attribute gemeinsam, sondern für zwei- und mehrstufige Exogene getrennt berechnet:

- (c) Auf der Ebene der Schätzgleichung (19) war es nun möglich, nicht nur das korrigierte R^2 zur Beurteilung heranzuziehen, sondern speziell bei den dreistufi-

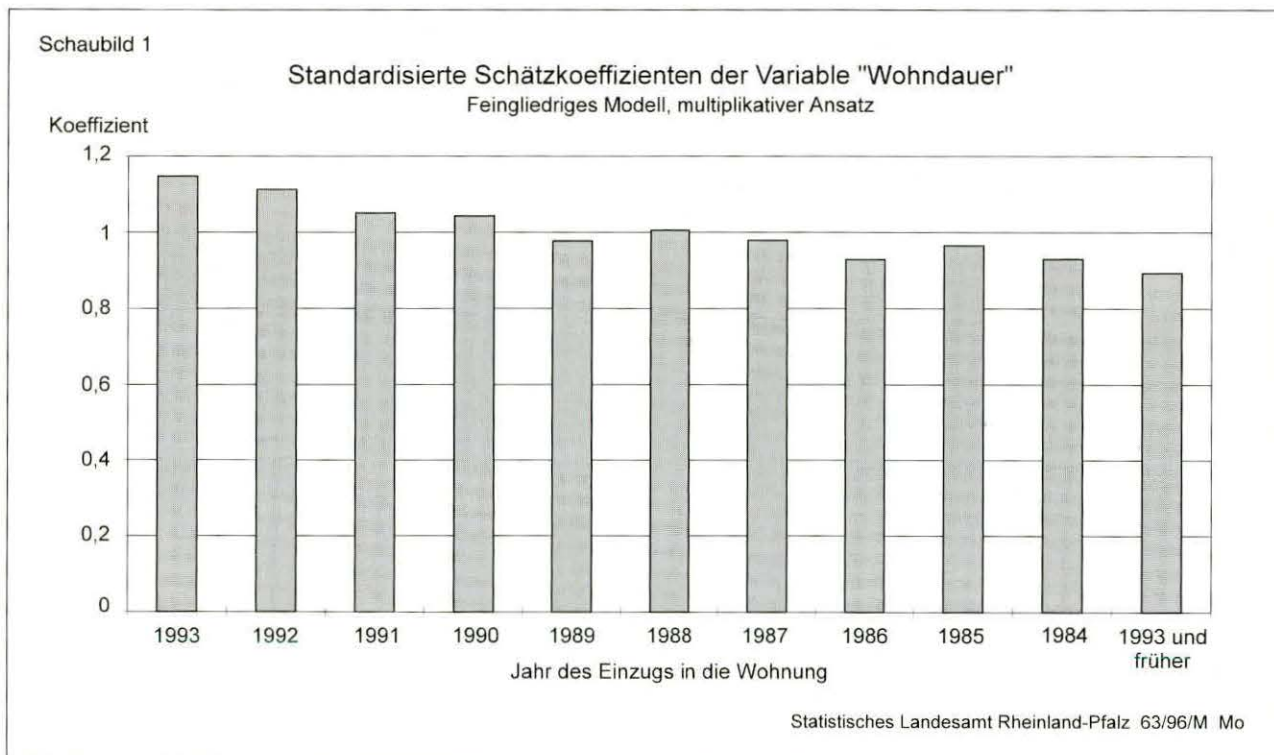
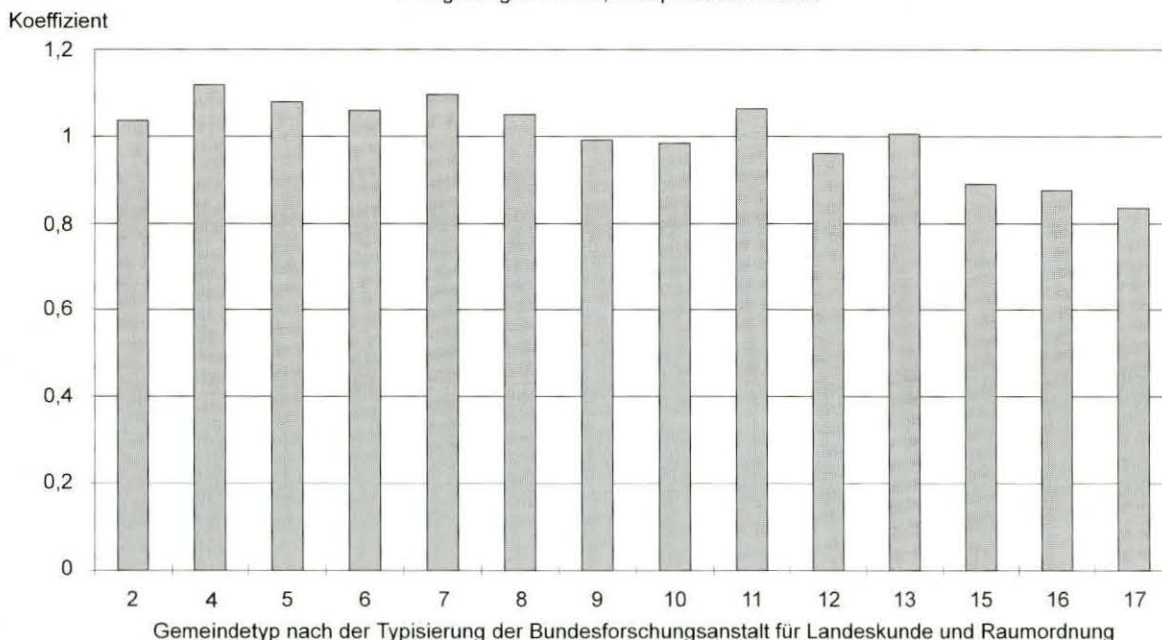


Schaubild 2

Standardisierte Schätzkoeffizienten der Variable "Gemeindetyp"

Feingliedriges Modell, multiplikativer Ansatz



Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz 64/96/M Mo

gen Variablen auch die Prüfgröße des F-Tests auf die Nullhypothese, daß alle Koeffizienten einer Variablen Null sind. Diese Teststatistik verwendet die Residuenquadratsumme aus der Schätzung des eingeschränkten Modells, für das die Nullhypothese zutrifft. Der Vergleich zur Residuenquadratsumme des vollen Modells liefert – unter Berücksichtigung der Freiheitsgrade – die Prüfgröße, die indirekt aussagt, wie wahrscheinlich es ist, daß die beobachteten Werte der Endogenen bei Gültigkeit der Nullhypothese auftreten. Betrachtet man im Mietenmodell nun zwei konkurrierende Variable mit gleich vielen Ausprägungen, so erhält man F-Statistiken, die dieselbe Anzahl von Freiheitsgraden besitzen und deshalb genau derselben Verteilung unterliegen. Ist für Variable A die Teststatistik dabei größer als für die konkurrierende Variable B, so bedeutet dies, daß bei Elimination von A die Verschlechterung der Anpassungsgüte (ausgedrückt in der Residuenquadratsumme) ausgeprägter ist und man die Nullhypothese „kein Einfluß auf die Endogene“ mit geringerer Irrtumswahrscheinlichkeit zurückweisen kann als bei B. Im obigen Sinne wäre A dann die „wichtigere“ der beiden exogenen Größen. Dieses Maß unterliegt allerdings dem gleichen Einwand wie (a): Miteinander korrelierte Exogene werden in ihrer Bedeutung jeweils unterschätzt, weil die in der Regressionsgleichung des eingeschränkten Modells verbliebenen Variablen den Einfluß der gemäß Nullhypothese eliminierten Größe teilweise auf sich ziehen. Für die zweistufigen Exogenen wurde in Anlehnung an diesen Maßstab die vom Programm ausgegebene Fehlerwahrscheinlichkeit erster Art des t-Tests ausgewertet, der inhaltlich einem partiellen F-Test für eine zweistufige Variable entspricht. Eine geringere Irrtumswahrscheinlichkeit würde auch

hier für eine „wichtigere“ Variable sprechen. Da das Beurteilungskriterium für zwei- und dreistufige Größen nicht einheitlich ist, muß die Bewertung für beide Gruppen getrennt vorgenommen werden.

- (d) Auf der Ebene der Anpassung an die Rohdaten wurde dieselbe Prozedur wie oben unter (b) beschrieben erneut durchgeführt und berechnet, wie sich die Korrelation zwischen Quadratmetermiete und „gefitteten“ Werten bei Weglassen einzelner Variablen in der standardisierten Formulierung verändert. So konnte beurteilt werden, ob die unterschiedliche Zahl von Freiheitsgraden bei den mehrstufigen Exogenen von Kriterium (b) einen bedeutenden Einfluß auf die Rangfolge hat, die die konkurrierenden unabhängigen Variablen innerhalb der beiden Gruppen nach dieser Methode einnehmen. Dies war nicht der Fall, weshalb man vielleicht bei der abschließenden Beurteilung die Kriterien (b) und (d) stärker gewichten könnte als (a) und (c).

Nunmehr liegen verschiedene, jeweils für sich genommen nicht ideale Maßstäbe für die Wichtigkeit der konkurrierenden unabhängigen Größen vor. Schlußfolgerungen sollten, da die Wägungsmaße nicht kommensurabel sind, nur die relativen Positionen der Variablen zueinander betreffen. Die Rangsummen je Variable sind in den rechten Spalten der Tabellen 3 und 4 aufgeführt. Betrachtet man die Ergebnisse im Überblick und versucht, bei vorsichtiger Interpretation ein eventuell vorhandenes durchgängiges Muster herauszufinden, so bietet sich in der Gruppe der dichotomen Variablen ein etwas uneinheitliches Bild. Als zur Spitzengruppe gehörig könnte man beispielhaft die gute Anbindung an den öffentlichen Personennahverkehr, die Nutzung für Nichtwohnzwecke (Handel!, Büro,

Dienstleistungen) und das Vorhandensein von Isolierfenstern herausgreifen. Ein nur geringer Einfluß wird dagegen Größen zugesprochen wie der Erreichbarkeit von Kindereinrichtungen und dem Vorhandensein von Balkon, Loggia oder Terrasse. Bei der Gruppe von Variablen, die in mehr als zwei Stufen unterteilt sind, ergibt sich aber ein charakteristisches Muster: Die Bebauungsdichte, die Anzahl der Räume in der Wohnung und die Zahl der Pkw-Stellplätze rangieren in ihrer Bedeutung immer unten, während sich als Gegensatz hierzu die komplementäre Spitzengruppe abhebt. Innerhalb dieser Gruppe wechselt zwar die Reihenfolge, aber keine dieser Variablen rutscht jemals nach ganz unten ab. Diese bedeutendere Gruppe umfaßt die Wohnfläche, die Wohndauer, den Gemeindetyp, den Gebäudeeigentümer, den Gebäudetyp, das Baualter und die Ausstattungsklasse. Von diesen wiederum könnten vielleicht die ersten vier als herausragend bezeichnet werden.

Schlußfolgerungen für das deutsche Schichtenmodell

Aufgrund der bisherigen Auswertungen läßt sich in bezug auf das Schichtenmodell des Statistischen Bundesamtes folgern, daß die darin verwendeten Schichtungskriterien (Wohnfläche, Baualter, Ausstattungsklasse, öffentliche Förderung) sämtlich hochsignifikant sind. Die in dieser Untersuchung modellierte Variable „Gute Anbindung an den öffentlichen Nahverkehr“ kann in dieser Form wohl nicht in ein Schichtenmodell übernommen werden, da die zugrundeliegenden Informationen für den Gesamtwohnungsbestand fehlen. Dasselbe gilt für das Vorhandensein von Handels- oder Dienstleistungsbetrieben im selben Gebäude. Das

Merkmal „Isolierfenster“ ist vielleicht eher als Proxy-Variable zu interpretieren, die für eine Wohnungseigenschaft wie „Gute Wärmedämmung“ steht. Für die Weiterentwicklung des Schichtenmodells bei dichotomen Größen könnte man daher überlegen, inwieweit das Datenmaterial einer Großzählung (die jeweils die Basis für eine Neuformulierung des detaillierten Schichtenmodells sein muß) ausreicht, eine derartige Größe abzubilden.

Von den mehrstufig gegliederten Variablen sind die Wohnfläche, die Ausstattung mit Bad, WC und Sammelheizung sowie das Baualter bereits im deutschen Schichtenmodell erfaßt. Alle diese Variablen sind statistisch signifikant und gehören zu den wichtigsten Einflußgrößen. Bei Überlegungen zur Einbeziehung weiterer mehrstufiger Variablen ist zu bedenken, daß sich nicht unbedingt jede im Rahmen dieser explorativen Analyse untersuchte Größe für die Übernahme in das Schichtenmodell in gleicher Weise eignet. So wurde der Gebäudetyp abgegrenzt anhand der Verteilung von Merkmalen (Geschoßzahl von Einfamilienhäusern, Vorhandensein eines Aufzuges), die eventuell stichproben-spezifisch sein könnte und zunächst bundesweit überprüft werden müßte. Der ebenfalls bedeutsame Einfluß des Eigentümers ist zwar als mietbestimmende Größe interessant, aber für die Berechnung fiktiver Mietpreise bei eigengenutztem Wohnraum nicht relevant, da hier die Eigentümer selbst die Nutzer sind.

Am ehesten könnte wohl bei einer Weiterentwicklung des Schichtenmodells die Aufnahme der Variablen „Wohndauer“ und „Gemeindetyp“ empfohlen werden. Die Schaubilder 1 und 2 stellen die Resultate der ursprünglichen, feiner gegliederten Regression dar. In beiden Fällen zeigt sich beim Vergleich der Schätzkoef-

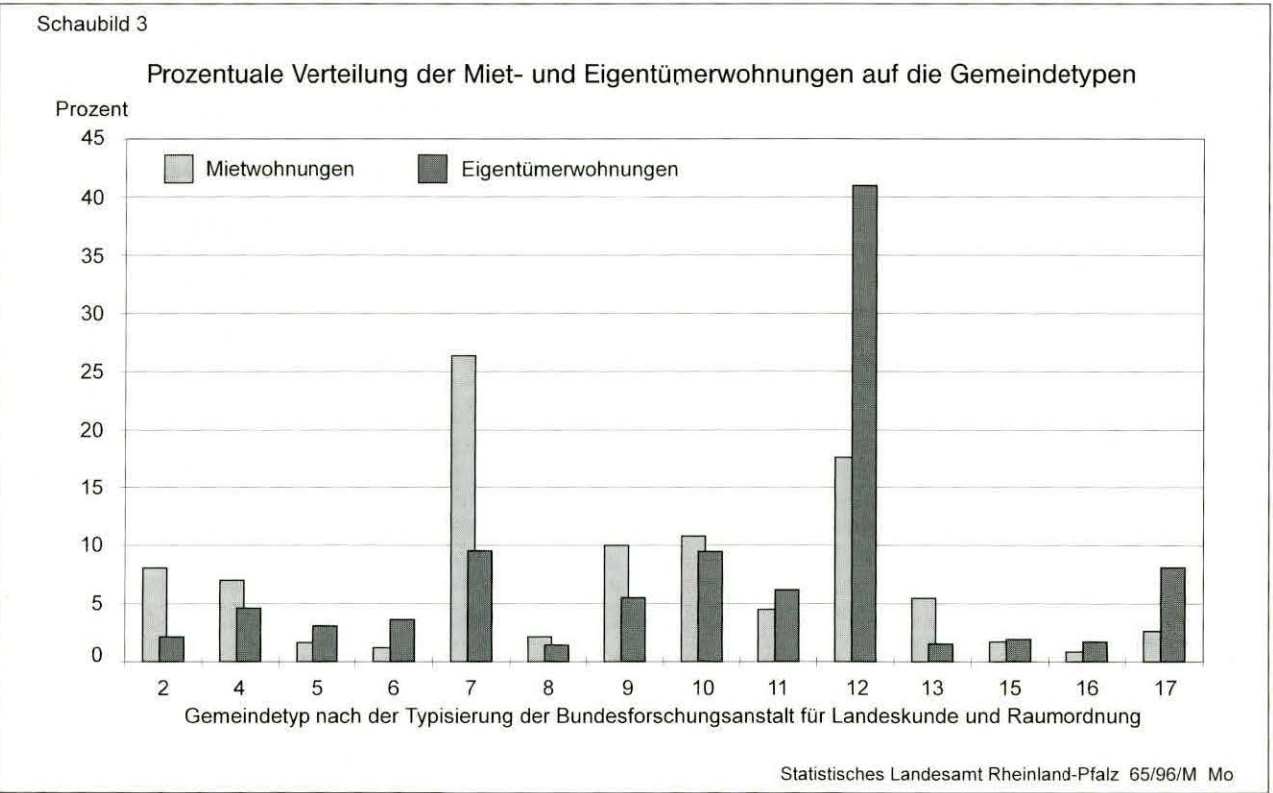
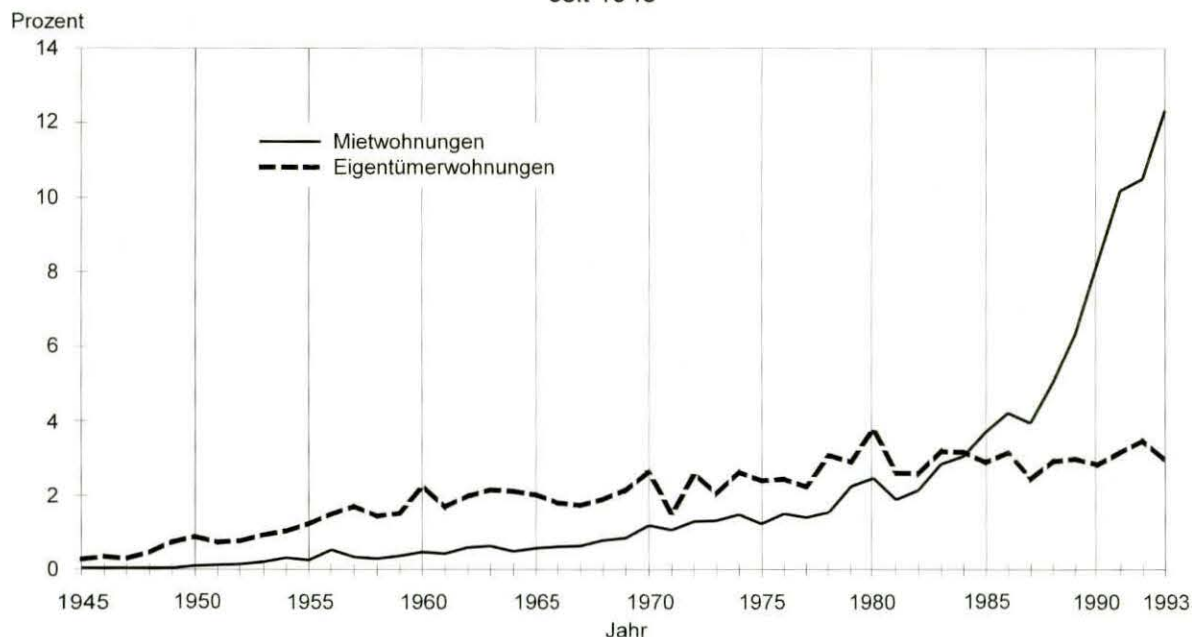


Schaubild 4

Prozentuale Verteilung der Miet- und Eigentümerwohnungen auf die Einzugsjahre seit 1945



Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz 66/96/M Mo

fizienten über die Ausprägungen der Variablen ein näherungsweise stetiger und kausal nachvollziehbarer Zusammenhang: Je „ländlicher“ der Gemeindetyp (im Schaubild 2: je höher die Nummer des Gemeindetyps), um so niedriger ist tendenziell die Quadratmetermiete. Und mit längerer Mietdauer sinkt die Miete ebenfalls nahezu kontinuierlich ab. In bezug auf die Feingliedrigkeit würde wohl die Aufteilung des Gemeindetyps in die drei Regionstypen der BfLR ausreichen. Für die Wohndauer könnten drei bis fünf Stufen als angemessen erscheinen.

Für die Empfehlung, diese Variablen ins Schichtenmodell aufzunehmen, kann natürlich nicht allein ausschlaggebend sein, daß sie wichtige mietbestimmende Faktoren zu sein scheinen. Zu fragen ist auch, ob der Verzicht auf die Einbeziehung zu einer Verzerrung der geschätzten fiktiven Eigentütermieten führen würde. Dies wäre der Fall, wenn sich die Verteilung der Miet- und Eigentümerwohnungen auf die einzelnen Stufen der Variablen „Gemeindetyp“ und „Wohndauer“ unterscheiden würde. Anhand der Schaubilder 3 und 4, die die Verteilung von Miet- bzw. Eigentümerwohnungen auf die einzelnen Kategorien der beiden Variablen zeigen, ist ersichtlich, daß die Berechnung fiktiver Mieten ohne diese beiden Mietdeterminanten im Schichtenmodell zu systematischen Verzerrungen führen könnte. Bei der Verteilung auf die Gemeindetypen in Schaubild 3 zeigen sich vor allem unterschiedliche Modalwerte. Da der Schwerpunkt der Verteilung von Eigentümerwohnungen in ländlicheren und damit billigeren Gebieten zu finden ist als jener der Mietwohnungen, ist hier eher eine Überschätzung der fiktiven Mieten bei Nichteinbeziehung dieses Wohnungsattributs zu erwarten. Die Vertei-

lung von Miet- und Eigentümerwohnungen auf die Einzugsjahre (der Übersichtlichkeit halber wurden in Schaubild 4 nur die Jahre nach 1945 dargestellt) unterscheiden sich ebenfalls deutlich. Eigentümer wohnen im Durchschnitt bereits länger in ihren Wohnungen als Mieter, so daß eine Übertragung durchschnittlicher Mieten bei Nichtberücksichtigung der Wohndauer zu einer Überschätzung der bei eigengenutzten Wohnungen anzurechnenden Mieten führt. Dieses Argument ist allerdings nur gültig, soweit es um die Höhe der anzurechnenden Miete in einem fiktiven Zustand geht, in dem der Eigentümer seine eigene Wohnung anmietet. Wollte man den pekuniären Gegenwert des Nutzens abschätzen, den der Eigentümer in der laufenden Periode aus seinem Eigentum zieht, so wäre es natürlich irrelevant, ob er in der Vorperiode schon dieselben Räumlichkeiten bewohnte.

Abschließend bleibt zur aktuellen Version des deutschen Schichtenmodells anzumerken, daß die Nichtberücksichtigung der beiden zur Aufnahme empfohlenen Variablen „Wohndauer“ und „Gemeindetyp“ zwar derzeit eine Überschätzung der fiktiven Eigentütermieten vermuten läßt. Es existieren jedoch noch andere Wohnungsmerkmale, bei deren Betrachtung sich dieser Eindruck relativiert. Diese liegen in bezug auf ihre quantitative Bedeutung zwar nicht an der Spitze, aber die Eigentümerwohnungen wären in bezug auf solche Ausstattungsmerkmale im Vergleich zu Mietwohnungen als „teurer“ einzuschätzen. Schaubild 5 zeigt, wieviel Prozent der Miet- bzw. Eigentümerwohnungen über eine zentrale Warmwasserversorgung im Gebäude bzw. über einen Balkon, eine Loggia oder eine Terrasse verfügen. Für beide Ausstattungsmerkmale wurde ein Miet-

zuschlag in der Größenordnung von drei Prozentpunkten geschätzt (vgl. Tabelle 2), und über beide Eigenschaften verfügen Eigentümerwohnungen in deutlich größerem Umfang als Mietwohnungen. Bei der Verfügbarkeit von Pkw-Stellplätzen zeigt sich dieselbe Tendenz: Auch hier sind selbstgenutzte Wohnungen besser ausgestattet und wären bei Berücksichtigung dieser Variablen als teurer einzustufen.

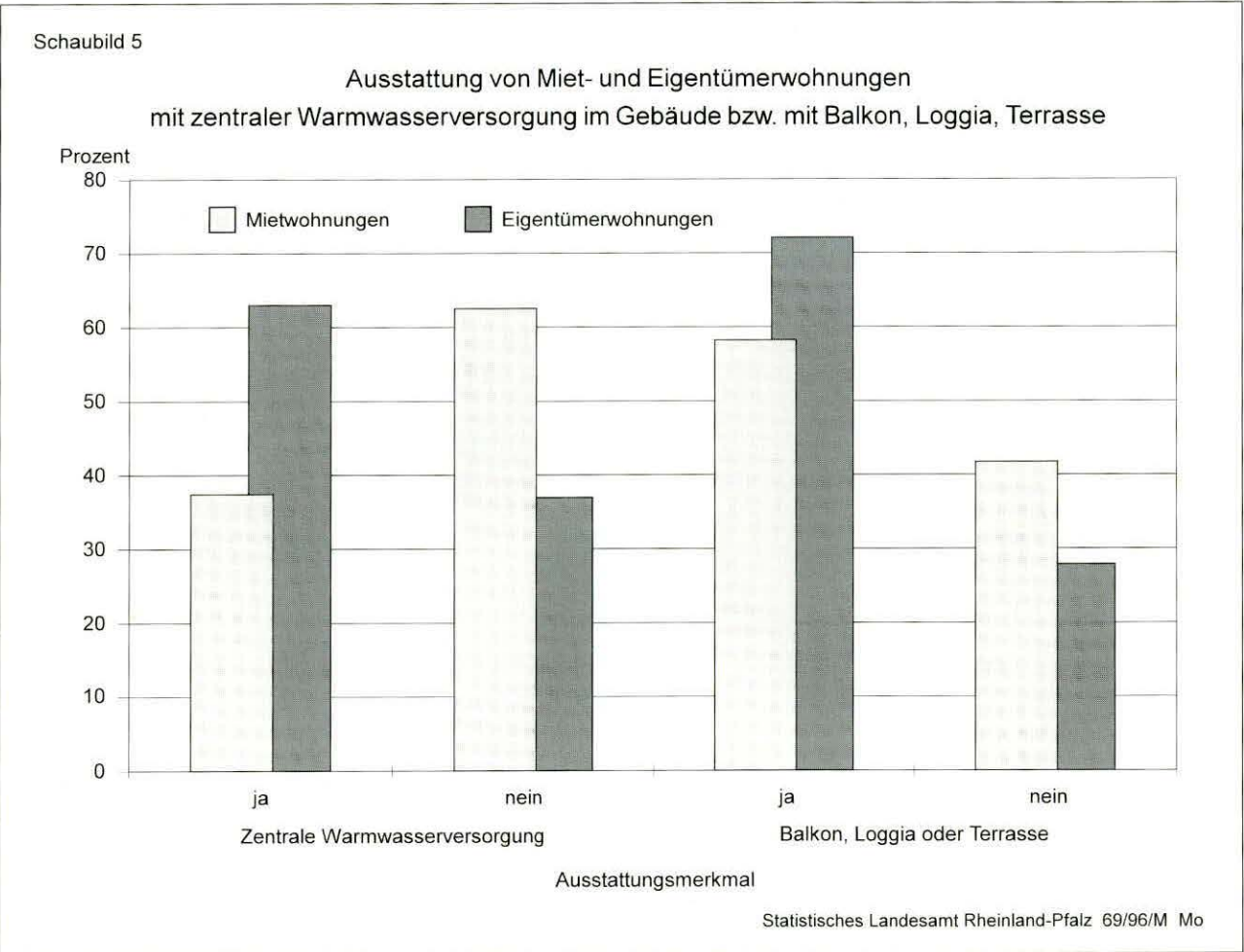
Lagefaktoren von Wohnungen wahrscheinlich unzureichend erfaßbar

Etliche der im Rahmen dieser Untersuchung gewonnenen und für das vergrößerte Modell in Tabelle 2 dargestellten Ergebnisse sind keineswegs überraschend. Relativ geringe Mieten bei Wohnungen in Altbauten und bei älteren Mietverträgen sowie Zuschläge für bessere sanitäre Ausstattung, Sammelheizung, Isolierfenster oder Balkon sind nicht erstaunlich. Bei der Auswertung des feingliedrigen Modells fällt allenfalls auf, daß der Effekt des Baualters für Häuser, die bis etwa Ende der sechziger Jahre gebaut wurden, sich sehr eng einem linearen Verlauf anpaßt, während sich bei jüngeren Bauten deutliche Ausschläge um einen – weiterhin als

linear anzusehenden – Trend ergeben. Schaubild 6 zeigt die standardisierten Schätzkoeffizienten des Baualters im feingliedrigen Modell.

Daß bei vier- bis sechsstöckigen Gebäuden für das Vorhandensein eines Personenaufzugs höhere Mieten zu entrichten sind, entspricht ebenfalls den Erwartungen. Und geringere Quadratmetermieten bei größeren Wohnungen hatten auch andere Untersuchungen zutage gebracht²⁰⁾. Bemerkenswert könnte hier allenfalls der in Schaubild 7 dargestellte nichtlineare Verlauf im feingliedrigen Modell sein: Der Anstieg der Quadratmetermiete beim Übergang zur nächstkleineren Größenklasse ist bei geringer Wohnungsgröße deutlich höher. Weniger einleuchtend ist, daß für Wohnungen, die in der Nähe von Kindereinrichtungen liegen, eher niedrigere Mieten bezahlt werden. Hier mögen die bei der Diskussion der subjektiven Wohnungseigenschaften aufgeführten Argumente und die Tatsache, daß es sich dabei um eine der weniger gut abgesicherten Variablen handelt, einschränkend wirken. Es kommt hinzu, daß es dort, wo die Ferne zu solchen Einrichtungen für Eltern eher ein Problem ist, nämlich auf dem flachen Land, teilweise Nahverkehrsverbindungen gibt, die speziell auf die Kinderbeförderung abgestimmt sind und daher nicht den üblichen Vorbehalten gegenüber dem öffentlichen Personennahverkehr außerhalb größerer Ortschaften unterliegen. Dies reduziert die Bedeutung, die man der direkten Erreichbarkeit zumindest von Grundschulen a priori zuzumessen bereit ist.

20) Vgl. Becker/Hawliczek/Lehmann, a.a.O.



Einige andere Ergebnisse dürften darauf beruhen, daß wesentliche Merkmale des Wohnumfeldes durch den Fragenkatalog der Gebäude- und Wohnungsstichprobe nicht erfaßt werden können. Den Mietpreis einer Wohnung werden neben den in diese Untersuchung einbezogenen Faktoren sicherlich eine Reihe weiterer Determinanten beeinflussen. Dazu gehören individuelle und schwer operationalisierbare Größen wie der Zuschnitt der Zimmer oder die Lage der Wohnung innerhalb des Gebäudes, die Aussicht, der Lichteinfall oder besondere Ausstattungsmerkmale wie Teppichböden. Mitentscheidend für die Lebensqualität in einer Wohnung ist aber auch das nähere Wohnumfeld, das durch die 17 siedlungsstrukturellen Gemeindetypen nur unzureichend abgebildet werden kann. Innerhalb jedes dieser 17 Typen gibt es gewiß Wohnlagen, die sich hinsichtlich der näheren Wohnumgebung deutlich unterscheiden. Hier spielen auch Faktoren eine Rolle, die empirisch kaum faßbar sind. Ein Extremfall einer wesentlichen, aber in Erhebungen kaum operationalisierbaren Größe dürfte das soziale Umfeld in der Nachbarschaft sein, das die Attraktivität und damit den Preis einer Wohnlage entscheidend prägen kann und gegebenenfalls zu Abstufungen in den Wohnpreisen führt, die anhand der objektiven Lagefaktoren nicht nachvollziehbar sind.

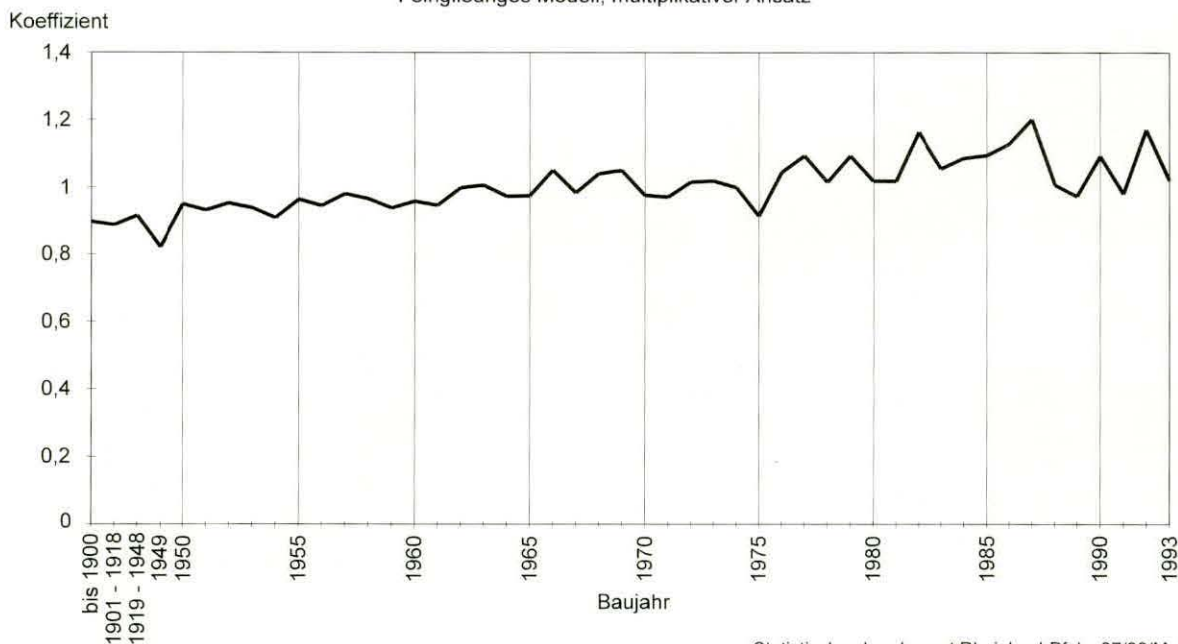
Im Rahmen dieser Analyse wurde versucht, nicht direkt faßbare Effekte näherungsweise darzustellen durch die Einbeziehung verschiedener Variablen, die einzelne Aspekte des Wohnumfeldes repräsentieren. Die Bebauungsdichte beispielsweise sollte stellvertretend für die rechtlich reglementierte Kompaktheit der Bebauung im umgebenden Siedlungsgebiet stehen, und das Vorhandensein von Grünflächen auf dem Grundstück sollte darstellen, ob Freiflächen in einer die Lebensqualität steigernden Weise genutzt werden. Es

überrascht, daß sowohl eine geringe Bebauungsdichte, die Existenz „sonstiger“ Flächen auf dem Grundstück als auch die Nähe öffentlicher Grünanlagen eher mietmindernd wirken, obwohl es sich um landläufig als positiv eingeschätzte Wohnungseigenschaften handelt. Hier könnte mitspielen, daß Wohnungen mit derartigen Eigenschaften bei jedem Gemeindetyp eher in Randgebieten zu finden sind. Baugebiete in zentraler Lage weisen nämlich für beide Seiten des Wohnungsmarktes gewisse Besonderheiten auf: Die Boden- und damit auch die Wohnflächenpreise in Ortsmittenlage sind – auch wegen der meist relativ hohen Opportunitätskosten einer gewerblichen Nutzung – im allgemeinen deutlich höher als am Rand von Siedlungsgebieten, was zu höheren Mietforderungen führt. Für Wohnungsnachfrager andererseits haben Wohnungen in der Nähe von Siedlungszentren den Vorteil kürzerer täglicher Pendelentfernungen zu den in Zentrallagen konzentrierten Arbeitsplätzen; außerdem sind dort Einrichtungen des täglichen Bedarfs, auch soweit sie in dieser Untersuchung nicht erfaßt wurden, oder kulturelle Veranstaltungen leichter zu erreichen. Die Abschläge für die oben genannten Faktoren könnten also eventuell eine periphere und damit billigere Wohnlage innerhalb eines jeden Gemeindetyps widerspiegeln. Ein ähnlicher Verdacht drängt sich bei der Variable „Gebäudetyp“ auf: Der Mietabschlag bei ein- bis dreistöckigen Häusern gegenüber Gebäuden mit mehr als sechs Stockwerken ist nicht direkt einleuchtend. Auch hier könnte mitspielen, daß höhere Häuser bei jedem Gemeindetyp eher in zentraler und damit teurerer Lage zu finden sind. Vielleicht spielt dieser Effekt auch eine Rolle bei den Auswirkungen, die die Nutzung des Gebäudes für Nichtwohnzwecke auf die Quadratmetermiete hat. Hier waren alle Kombinationen von Nutzungsart und -intensität als insignifikant verworfen worden, bis auf die mehr als zwanzigprozentige Nutzung für Dienstleistungen, Handel

Schaubild 6

Standardisierte Schätzkoeffizienten der Variable "Baualter"

Feingliedriges Modell, multiplikativer Ansatz

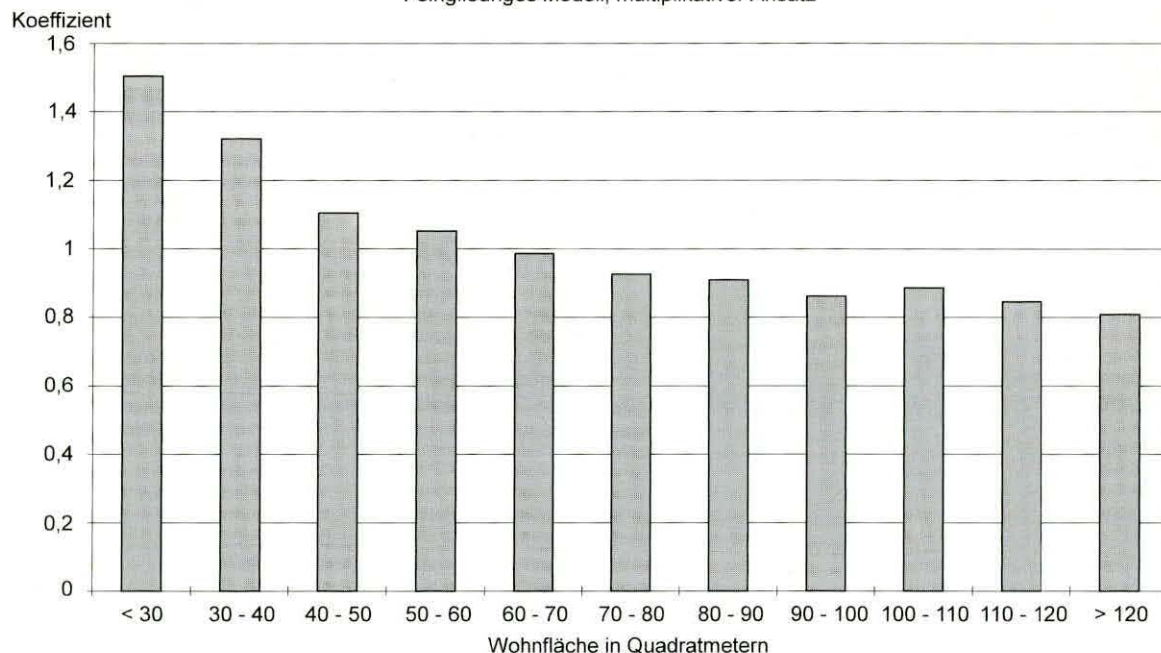


Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz 67/96/M Mo

Schaubild 7

Standardisierte Schätzkoeffizienten der Variable "Wohnfläche"

Feingliedriges Modell, multiplikativer Ansatz



Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz 68/96/M Mo

oder Bürozwicke. Hier könnte man vermuten, daß es sich dabei teilweise um Gebäude in attraktiver Innenstadtlage, etwa in Einkaufspassagen, handelt. Da bei einer statistischen Erhebung die Wohnungscharakteristika nur ausschnittsweise erfaßt werden können, werden derartige Wohnumfeldfaktoren auch künftig höch-

stens durch Proxy-Variable darzustellen sein. Ansonsten bleibt nur, diese Effekte gedanklich dem stochastischen Störterm zuzuordnen, von dem man annehmen muß, daß er für Ausschläge der Miete nach beiden Seiten verantwortlich ist, die sich aber in etwa ausgleichen.

Dr. Matthias Hauk

Siedlungsstrukturelle Gebietstypen der Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung (BfLR)

Regionstyp	Kreistyp	Gemeindetyp
I Regionen mit großen Verdichtungsräumen <ul style="list-style-type: none"> Regionen mit einem Oberzentrum von mindestens 300 000 Einwohnern und/oder einer Bevölkerungsdichte von über 300 E/qkm 	1 Kernstädte Kreisfreie Städte über 100 000 Einwohner 2 Hochverdichtete Kreise Kreise mit einer Bevölkerungsdichte von um/über 300 E/qkm, Kreisfreie Städte unter 100 000 Einwohner 3 Verdichtete Kreise Kreise mit einer Bevölkerungsdichte zwischen 150 und 300 E/qkm 4 Ländliche Kreise Kreise mit einer Bevölkerungsdichte unter 150 E/qkm	1 – Kernstädte > 500 000 E 2 – Kernstädte < 500 000 E 3 – Ober-/Mittelzentren 4 – sonstige Gemeinden 5 – Ober-/Mittelzentren 6 – sonstige Gemeinden 7 – Ober-/Mittelzentren 8 – sonstige Gemeinden
II Regionen mit Verdichtungsansätzen <ul style="list-style-type: none"> Regionen mit i. d. R. einem Oberzentrum von über 100 000 Einwohnern und/oder einer Bevölkerungsdichte von über 150 E/qkm 	5 Kernstädte Kreisfreie Städte um/über 100 000 Einwohner 6 Verdichtete Kreise Kreise mit einer Bevölkerungsdichte über 150 E/qkm, Kreisfreie Städte unter 100 000 Einwohner und umliegende Kreise oder umliegende Kreise von Kernstädten mit einer Bevölkerungsdichte von zusammen mindestens 150 E/qkm 7 Ländliche Kreise Kreise und kreisfreie Städte mit zusammen einer Bevölkerungsdichte unter 150 E/qkm	9 – Kernstädte 10 – Ober-/Mittelzentren 11 – sonstige Gemeinden 12 – Ober-/Mittelzentren 13 – sonstige Gemeinden
III Ländlich geprägte Regionen <ul style="list-style-type: none"> stärker besiedelt, nicht peripher: Regionen ohne Oberzentrum über 100 000 Einwohner, verdichtungsraumnähere Lage und/oder Bevölkerungsdichte über 100 E/qkm gering besiedelt, peripher gelegen: Regionen ohne Oberzentrum über 100 000 Einwohner, Bevölkerungsdichte um 100 E/qkm und weniger 	8 Verdichtete Kreise Kreise mit einer Bevölkerungsdichte um/über 150 E/qkm, Kreisfreie Städte und umliegende Kreise mit zusammen einer Bevölkerungsdichte von um/über 150 E/qkm, Kreisfreie Städte um 50 000 Einwohner und mehr und umliegende Kreise, Kreise mit einer Gemeinde über 50 000 Einwohner 9 Ländliche Kreise Sonstige Kreise und kreisfreie Städte in ländlich geprägten Regionen	14 – Ober-/Mittelzentren 15 – sonstige Gemeinden 16 – Ober-/Mittelzentren 17 – sonstige Gemeinden

Neuerscheinung !



Kreiszahlen

Ausgabe 1996

192 Seiten, Format DIN A4, Preis 25,- DM zuzüglich Versandkosten.

Im November 1996 erschien die Veröffentlichung *Kreiszahlen - Ausgabe 1996*. Das Buch enthält für alle Landkreise und kreisfreien Städte in ganz Deutschland die wichtigsten Daten über

- | | |
|---|-----------------------------------|
| - Bevölkerungsstand | - Bauwirtschaft und Bautätigkeit |
| - Bevölkerungsbewegung | - Tourismus |
| - Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit | - Kfz-Bestand und Verkehrsunfälle |
| - Landwirtschaft | - Bruttowertschöpfung |
| - Industrie | - Bundestagswahl 1994 |

Kreiszahlen - Ausgabe 1996 ist gemeinsam erstellt von den statistischen Ämtern des Bundes und der Länder. Die Veröffentlichung soll künftig regelmäßig jährlich aktualisiert erscheinen. *Kreiszahlen* basiert auf dem Diskettenpaket *Statistik regional* und bietet die Möglichkeit, wirtschaftliche, soziale und politische Fakten der Landkreise und kreisfreien Städte in ganz Deutschland unmittelbar abzulesen und Regionen untereinander zu vergleichen.

Bestellungen an das Statistische Landesamt Rheinland-Pfalz, Mainzer Straße 14-16, 56130 Bad Ems oder telefonisch unter 02603 / 71 245 (Vertrieb).

Gemeinschaftsveröffentlichung der Statistischen Landesämter

Reihe: Erwerbstätigenrechnung der Länder

Heft 2 Erwerbstätige in den kreisfreien Städten und Landkreisen in der Bundesrepublik Deutschland 1980, 1987, 1991 bis 1993

Regionalstatistische Angaben zur Erwerbstätigkeit sind für viele wirtschafts- und sozialpolitische Fragestellungen von großem Interesse. Durch die Vereinigung Deutschlands haben sie zusätzlich an Bedeutung gewonnen. Mit dem Heft 2 der Reihe "Erwerbstätigenrechnung der Länder" der Gemeinschaftsveröffentlichung werden für das frühere Bundesgebiet jahresdurchschnittliche Erwerbstätigenzahlen nach Kreisen in der Gliederung nach fünf Wirtschaftsbereichen für die Jahre 1991 bis 1993 sowie für das Basisjahr 1987 und das Rückrechnungsjahr 1980 präsentiert. In der gleichen wirtschaftsfachlichen Gliederung werden darüber hinaus erstmals für die neuen Bundesländer vergleichbare Kreisergebnisse zur jahresdurchschnittlichen Erwerbstätigkeit der Jahre 1991 bis 1993 dargestellt.

Die Erwerbstätigenzahlen werden nach einem vom Arbeitskreis Erwerbstätigenrechnung des Bundes und der Länder entwickelten einheitlichen Verfahren berechnet, das die Erwerbstätigenrechnungen auf Bundes-, Länder- und Kreisebene zusammenfaßt. Dem Arbeitskreis gehören Vertreter aller Statistischen Landesämter und des Statistischen Bundesamtes an.

Im Tabellenteil bietet Heft 2:

Ergebnisse für die Länder des früheren Bundesgebiets

Erwerbstätige am Arbeitsort 1980, 1987, 1991 bis 1993 in den kreisfreien Städten und Landkreisen nach Wirtschaftsbereichen

Ergebnisse für die neuen Bundesländer und Berlin-Ost

Erwerbstätige am Arbeitsort 1991 bis 1993 in den kreisfreien Städten und Landkreisen nach Wirtschaftsbereichen

Außerdem zur Erläuterung und Veranschaulichung

Ausführungen zu Thematik und Methodik der Berechnung regionaler jahresdurchschnittlicher Erwerbstätigenzahlen

Begriffe und Erläuterungen

Karten

Heft 2: 128 Seiten mit 4 Karten, kartoniert, DM 17,40 Artikel - Nr. 8551 93001; ISSN 0944 - 9345

Bestellungen an das Statistische Landesamt Rheinland-Pfalz, Mainzer Straße 14-16,
56130 Bad Ems oder telefonisch unter 02603 / 71245 (Vertrieb).

Zahlenspiegel von Rheinland-Pfalz

Die mit einem Stern (*) versehenen Angaben werden von allen statistischen Landesämtern im „Zahlenspiegel“ veröffentlicht

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt		Jul	August	September	Jun	Jul	August	September
Bevölkerung und Erwerbs-tätigkeit										
* Bevölkerung am Monatsende	1000	3 938	3 963	3 965	3 969	3 971	3 983
Natürliche Bevölkerungsbewegung										
* Eheschließungen ¹⁾	Anzahl	1 932	1 910	2 397	2 845	2 374	2 546 ^p	2 614 ^p	3 032 ^p	2 088 ^p
* je 1000 Einwohner und 1 Jahr	Anzahl	5,9	5,8	7,1	8,4	7,3	7,8 ^p	7,7 ^p	9,0 ^p	6,4 ^p
* Lebendgeborene ²⁾	Anzahl	3 378	3 307	3 660	3 470	3 511	3 162 ^p	3 838 ^p
* je 1000 Einwohner und 1 Jahr	Anzahl	10,3	10,0	10,9	10,3	10,8	9,7 ^p	11,3 ^p
* Gestorbene ³⁾ (ohne Totgeborene)	Anzahl	3 571	3 583	3 433	3 330	3 393	2 996 ^p	3 498 ^p
* je 1000 Einwohner und 1 Jahr	Anzahl	10,9	10,8	10,2	9,9	10,4	9,2 ^p	10,3 ^p
* Im 1. Lebensjahr Gestorbene ³⁾	Anzahl	19	18	13	17	21	9 ^p	18 ^p
* je 1000 Lebendgeborene ⁴⁾	Anzahl	5,4	5,5	3,7	4,8	6,2	2,8 ^p	5,0 ^p
* Überschuß der Geborenen bzw. Gestorbenen (-)	Anzahl	- 193	- 276	227	140	118	166 ^p	340 ^p
* je 1000 Einwohner und 1 Jahr	Anzahl	- 0,6	- 0,8	0,7	0,4	0,4	0,5 ^p	1,0 ^p
Wanderungen über die Landesgrenze										
* Zugezogene	Anzahl	10 631	...	11 434	12 643	10 924	8 643	8 589
* Fortgezogene	Anzahl	8 298	...	8 523	8 974	8 411	7 202	6 885
* Wanderungssaldo	Anzahl	2 333	...	2 911	3 669	2 513	1 441	1 704
* Innerhalb des Landes Umgezogene ⁵⁾	Anzahl	13 845	...	14 756	16 516	13 620	12 680
Arbeitsmarkt										
* Arbeitslose	Anzahl	132 876	134 223	134 820	132 475	129 126	140 673	149 402	151 116	147 603
* Männer	Anzahl	75 533	76 448	75 210	73 401	71 575	81 048	84 820	85 569	83 807
Ausgewählte Berufsgruppen										
Bauberufe	Anzahl	6 490	6 870	.	.	6 059	7 906	.	.	7 770
Industrielle und handwerkliche Berufe	Anzahl	45 626	42 987	.	.	40 551	45 141	.	.	46 064
Arbeitslosenquote	%	8,4	8,5	8,5	8,4	8,2	8,9	9,4	9,5	9,3
Offene Stellen	Anzahl	19 749	22 629	27 501	27 935	23 972	25 281	26 851	27 842	24 263
Ausgewählte Berufsgruppen										
Bauberufe	Anzahl	808	811	.	.	774	897	.	.	797
Industrielle und handwerkliche Berufe	Anzahl	3 713	4 285	.	.	4 429	5 087	.	.	4 724
Kurzarbeiter	Anzahl	15 101	6 192	2 531	2 469	4 488	13 189	9 342	4 232	9 324
Männer	Anzahl	12 001	4 677	1 779	1 626	3 093	10 329	7 463	3 259	7 054
Landwirtschaft										
Schlachtmengen ⁶⁾	t	12 886	12 592	10 867	11 931	12 601	11 916	13 398	13 071	13 909
* Rinder	t	3 757	3 424	2 288	3 114	3 517	2 655	2 991	3 098	3 586
* Kälber	t	26	29	13	22	29	17	17	23	28
* Schweine	t	8 996	9 045	8 496	8 705	8 971	9 166	10 305	9 871	10 202
Milch										
Anlieferung rheinland-pfälzischer Erzeuger an Molkereien	t	61 949	63 341	67 759	65 015	60 284	68 912	71 146	67 371	62 786
Verarbeitendes Gewerbe sowie Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden ^{7) 10)}										
Betriebe	Anzahl	2 488	2 240	2 245	2 240	2 239	2 190	2 196	2 192	2 183
* Beschäftigte	1000	335	323	325	327	326	311	311	312	312
* Arbeiter ⁸⁾	1000	220	211	213	214	213	201	201	202	201
* Geleistete Arbeiterstunden	1000	29 009	28 089	26 201	27 869	28 440	25 645	27 268	24 809	26 651
Löhne und Gehälter	Mill. DM	1 661	1 684	1 626	1 630	1 589	1 711	1 600	1 591	1 540
* Löhne	Mill. DM	904	921	905	918	876	914	880	865	832
* Gehälter	Mill. DM	757	763	721	712	713	797	720	726	708
* Gesamtumsatz (ohne Umsatzsteuer)	Mill. DM	8 627	8 953	8 601	8 823	9 095	8 878	8 938	7 865	8 662
* Auslandsumsatz	Mill. DM	3 163	3 514	3 413	3 303	3 490	3 762	3 689	3 022	3 386
* Exportquote ⁹⁾	%	36,7	39,3	39,7	37,4	38,4	42,4	41,3	38,4	39,1

1) Nach dem Ereignisort. – 2) Nach der Wohngemeinde der Mutter. – 3) Nach der Wohngemeinde des Verstorbenen. – 4) Unter Berücksichtigung der Geburtenentwicklung in den vorhergehenden 12 Monaten. – 5) Ohne innerhalb der Gemeinde Umgezogene. – 6) In- und ausländischer Herkunft; aufgrund methodischer Änderungen sind die Angaben bei Schweinen ab Juli 1994 und bei Rindern ab Januar 1995 mit früheren Ergebnissen nur eingeschränkt vergleichbar. – 7) Betriebe von Unternehmen mit im allgemeinen 20 und mehr Beschäftigten; ohne öffentliche Gas- und Elektrizitätswerke und ohne Bauindustrie. – 8) Einschl. gewerblich Auszubildender. – 9) Anteil des Auslandsumsatzes am Gesamtumsatz. – 10) 1995: Wegen Umstellung auf die europaeinheitliche Wirtschaftszweigsystematik sind die Angaben mit den Vorjahresdaten nur noch eingeschränkt vergleichbar.

Zahlenspiegel von Rheinland-Pfalz

Die mit einem Stern (*) versehenen Angaben werden von allen statistischen Landesämtern im „Zahlenspiegel“ veröffentlicht

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt		Juli	August	September	Juni	Juli	August	September
* Kohleverbrauch ^{1) 3)}	1 000 t SKE	254	...	-	-	-	-	...
* Gasverbrauch (Erd- und Erdölgas) ^{2) 3)}	Mill. m ³	775	...	-	-	-	-	...
* Heizölverbrauch ³⁾	1 000 t	105	...	-	-	-	-	...
davon										
* leichtes Heizöl	1 000 t	40	...	-	-	-	-	...
* schweres Heizöl	1 000 t	65	...	-	-	-	-	...
* Stromverbrauch	Mill. kWh	1 142	1 147	1 155	1 143	1 116	1 102	1 156	1 106	1 083
* Stromerzeugung (industr. Eigen- erzeugung)	Mill. kWh	245	247	217	224	216	204	222	206	200
Öffentliche Energieversorgung										
Bruttostromerzeugung	Mill. kWh	458	466	377	368	433	318	257	238	...
Eigenverbrauch	Mill. kWh	32	31	27	30	29	26	20	20	...
Nettostromerzeugung	Mill. kWh	427	435	350	338	404	292	237	218	...
davon aus										
Wasserkraft	Mill. kWh	88	85	63	46	70	42	39	31	...
Wind-, und Solarenergie	Mill. kWh	0,52	0,05	0,05	0,07	0,08	0,06	0,09	0,08	...
Wärmekraft	Mill. kWh	339	350	287	292	334	250	198	188	...
Steinkohle	Mill. kWh	129	119	58	100	120	79	54	85	...
Erdgas	Mill. kWh	197	221	226	186	205	163	132	94	...
Heizöl	Mill. kWh	6	0,69	0,22	0,16	0,04	0,06	0,11	0,20	...
Müll, Klär- und Erdölgas	Mill. kWh	6	9	3	6	9	8	11	9	...
Stromeinspeisung	Mill. kWh	5	8	7	7	8	7	9	8	...
darunter von Betreibern regenerativer Energieanlagen	Mill. kWh	-	4	3	4	4	5	5	6	...
Bezug über die Landesgrenze	Mill. kWh	3 192	3 259	2 993	2 978	3 076	3 074	3 280	3 051	...
Lieferung über die Landesgrenze	Mill. kWh	1 520	1 575	1 429	1 381	1 488	1 463	1 518	1 332	...
Stromabgabe an das öffentl. Netz ⁴⁾	Mill. kWh	2 104	2 126	1 920	1 942	2 000	1 911	2 008	1 945	...
Gaserzeugung	Mill. kWh	0,53	0,62	0,11	0,19	0,34	0,21	0,00	0,37	...
Saldo des Gasaustauschs über die Landesgrenze	Mill. kWh	4 743	5 258	3 615	3 669	4 353	3 741	3 677	3 155	...
Verfügbare Gasmenge ⁵⁾	Mill. kWh	4 730	5 260	3 609	3 624	4 332	3 697	3 619	3 140	...
Handwerk ⁶⁾										
* Beschäftigte (Ende des Vj.)	1976 = 100	83	81	-	-	80	...	-	-	...
* Umsatz (ohne Umsatzsteuer)	VjD 1976=100	184	187	-	-	186	...	-	-	...
Bauwirtschaft und Wohnungswesen										
Bauhauptgewerbe ⁷⁾										
* Beschäftigte	Anzahl	60 327	51 178	51 399	52 082	51 692	47 771	47 713	47 851	47 270
Facharbeiter	Anzahl	29 393	24 210	23 948	24 267	23 980	25 983	26 083	25 969	25 661
Fachwerker und Werker	Anzahl	15 575	13 822	14 624	14 429	14 316	9 139	9 187	9 189	9 117
* Geleistete Arbeitsstunden ⁸⁾	1 000	-	5 182	5 117	6 101	5 674	4 857	5 314	4 668	5 137
davon : Hochbau	1 000	-	3 268	3 250	3 722	3 506	3 009	3 267	2 927	3 104
Tiefbau	1 000	-	1 914	1 867	2 379	2 168	1 848	2 047	1 741	2 033
davon : Gewerblicher Bau	1 000	-	1 407	1 433	1 703	1 508	1 180	1 348	1 166	1 324
Hochbau incl. lw. Bau	1 000	-	946	992	1 130	1 021	835	892	837	894
Tiefbau	1 000	-	461	441	573	487	345	456	329	430
Wohnungsbau	1 000	-	2 040	1 980	2 269	2 172	1 869	2 018	1 761	1 894
Öffentlicher u. Straßenbau	1 000	-	1 735	1 704	2 129	1 994	1 808	1 948	1 741	1 919
Hochbau	1 000	-	282	278	323	313	305	357	329	316
Tiefbau	1 000	-	1 453	1 426	1 806	1 681	1 503	1 591	1 412	1 603
Straßenbau	1 000	-	782	787	976	915	715	806	709	821
Löhne und Gehälter	Mill. DM	254	215	219	227	209	195	211	207	196
* Löhne	Mill. DM	201	169	174	184	166	150	166	165	154
* Gehälter	Mill. DM	53	46	45	43	43	45	44	42	42
* Baugewerblicher Umsatz	Mill. DM	820	676	742	707	732	681	758	658	712

1) 1 t Steinkohleneinheit (1 t SKE) = 1 t Steinkohle oder -briketts = 1,03 t Steinkohlenkoks = 14,5 t Braunkohlenkohlensbriketts = 3,85 t Rohbraunkohle. - 2) Umgerechnet auf einen oberen Heizwert (Ho) von 35 169 kJ/m³. - 3) Vierteljahresergebnisse (März = 1. Vj., Juni = 2. Vj. usw.), Jahr = Vierteljahresdurchschnitt. - 4) Einschließlich Übertragungsverlusten im öffentlichen Netz. - 5) Einschließlich Meßdifferenzen. - 6) Ohne handwerkliche Nebenbetriebe. - 7) 1995: Wegen Umstellung auf die europäinheitliche Wirtschaftszweigsystematik sind die Angaben mit den Vorjahresdaten nur bedingt vergleichbar. - 8) Die Bauartenmerkmale haben sich wegen der Umstellung geändert.

Zahlenspiegel von Rheinland-Pfalz

Die mit einem Stern (*) versehenen Angaben werden von allen statistischen Landesämtern im „Zahlenspiegel“ veröffentlicht

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt	Juli	August	September	Juni	Juli	August	September	
Baugenehmigungen										
* Wohngebäude (Errichtung neuer Gebäude)	Anzahl	1 277	943	945	864	838	998	1 003	852	842
* mit 1 Wohnung	Anzahl	720	541	509	502	479	630	656	570	580
* mit 2 Wohnungen	Anzahl	297	203	227	184	170	206	205	156	151
* mit 3 und mehr Wohnungen	Anzahl	261	199	209	178	189	162	142	126	111
* Umbauter Raum	1000 m ³	1 642	1 252	1 369	1 174	1 118	1 168	1 136	1 002	957
* Wohnfläche	1000 m ²	295	225	248	216	201	208	198	175	170
* Wohnräume	Anzahl	13 551	10 314	11 494	9 853	9 079	9 462	9 001	8 004	7 792
Veranschlagte Kosten der Bauwerke	Mill. DM	681	535	583	506	483	506	490	439	409
Bauherren										
Öffentliche Bauherren	Anzahl	2	3	2	–	4	1	21	2	1
Unternehmen	Anzahl	151	120	98	93	100	119	92	121	126
Private Haushalte	Anzahl	1 123	821	845	771	734	878	890	729	715
* Nichtwohngebäude (Errichtung neuer Gebäude)	Anzahl	168	172	182	162	165	172	198	164	171
* Umbauter Raum	1000 m ³	747	812	1 249	928	796	744	1 170	692	760
* Nutzfläche	1000 m ²	128	132	193	148	113	116	190	139	125
Veranschlagte Kosten der Bauwerke	Mill. DM	193	176	211	228	139	121	274	162	163
Bauherren										
Öffentliche Bauherren	Anzahl	26	20	22	25	16	19	27	20	22
Unternehmen	Anzahl	133	144	152	135	146	140	167	137	142
Private Haushalte	Anzahl	9	8	8	2	3	13	4	7	7
* Wohnungen insgesamt (alle Baumaßnahmen)	Anzahl	3 555	2 731	3 063	2 685	2 428	2 369	2 174	2 041	1 798
Handel und Gastgewerbe										
Ausfuhr (Spezialhandel)										
* Ausfuhr insgesamt	Mill. DM	2 915	3 255	3 149	3 100	3 255	3 026
* EU-Länder ¹⁾	Mill. DM	1 765	2 019	1 917	1 835	2 094	1 810
Belgien / Luxemburg	Mill. DM	217	237	234	222	240	222
Dänemark	Mill. DM	48	57	36	59	53	50
Finnland	Mill. DM	22	26	23	26	27	20
Frankreich	Mill. DM	444	595	596	552	629	508
Griechenland	Mill. DM	21	23	22	19	27	23
Großbritannien	Mill. DM	286	298	280	301	309	265
Irland	Mill. DM	11	11	7	9	9	14
Italien	Mill. DM	228	246	241	166	256	239
Niederlande	Mill. DM	178	203	179	192	193	172
Österreich	Mill. DM	138	127	128	123	136	111
Schweden	Mill. DM	55	53	40	54	62	50
Spanien	Mill. DM	96	122	112	96	131	114
Portugal	Mill. DM	20	22	19	15	22	22
USA und Kanada	Mill. DM	228	231	206	211	173	206
Japan	Mill. DM	70	73	66	85	65	65
Entwicklungsländer	Mill. DM	378	401	430	386	379	419
Mittel- und osteuropäische Länder	Mill. DM	148	197	208	233	245	211
Einfuhr (Generalhandel)										
Einfuhr insgesamt	Mill. DM	2 164	2 351	2 410	2 226	2 169	2 017
EU-Länder ¹⁾	Mill. DM	1 316	1 503	1 509	1 377	1 283	1 310
Belgien / Luxemburg	Mill. DM	199	238	245	243	263	192
Dänemark	Mill. DM	36	42	43	23	60	42
Finnland	Mill. DM	15	9	11	11	10	9
Frankreich	Mill. DM	336	466	425	452	276	401
Griechenland	Mill. DM	4	3	2	7	5	8
Großbritannien	Mill. DM	95	110	133	85	103	98
Irland	Mill. DM	15	18	19	16	21	15
Italien	Mill. DM	185	188	218	154	181	158
Niederlande	Mill. DM	180	207	171	214	183	177
Österreich	Mill. DM	97	60	61	52	50	59
Schweden	Mill. DM	40	44	59	19	23	55
Spanien	Mill. DM	93	94	90	82	72	82
Portugal	Mill. DM	24	22	31	20	37	15
USA und Kanada	Mill. DM	187	193	156	162	136	136
Japan	Mill. DM	80	85	70	76	80	86
Entwicklungsländer	Mill. DM	262	211	244	253	252	136
Mittel- und osteuropäische Länder	Mill. DM	91	135	170	138	150	130

1) Nach dem Stand vom 1. 1. 1995.

Zahlenspiegel von Rheinland-Pfalz

Die mit einem Stern (*) versehenen Angaben werden von allen statistischen Landesämtern im „Zahlenspiegel“ veröffentlicht

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt		Juli	August	September	Juni	Juli	August	September
Einzelhandel²⁾										
Beschäftigte	1994 = 100	100,0	101,3	99,4	99,9	100,1	99,6	99,9	100,5	102,1
Teilzeitbeschäftigte	1994 = 100	100,0	105,1	105,0	104,8	105,1	107,4	107,9	107,9	110,5
* Umsatz ³⁾ zu jeweiligen Preisen	1994 = 100	100,0	100,4	98,4	96,8	97,2	99,5	106,6	99,4	101,8
Großhandel²⁾										
Beschäftigte	1994 = 100	100,0	103,5	99,8	100,8	101,0	98,0	97,8	98,5	...
Umsatz ³⁾ zu jeweiligen Preisen	1994 = 100	100,0	104,5	101,2	103,8	108,3	102,2	111,0	100,5	...
Gastgewerbe²⁾										
Beschäftigte	1994 = 100	100,0	104,7	107,2	107,0	106,8	107,9	111,3	111,6	116,6
Teilzeitbeschäftigte	1994 = 100	100,0	107,6	110,8	111,4	109,9	116,5	121,2	120,7	125,2
* Umsatz ³⁾ zu jeweiligen Preisen	1994 = 100	100,0	102,2	104,6	109,4	112,9	103,9	107,0	109,8	113,8
Fremdenverkehr										
in allen Berichtsgemeinden										
* Fremdenmeldungen	1000	489	510	607	662	800	604	589	606	...
* Ausländer	1000	101	103	172	169	146	120	159	149	...
* Fremdenübernachtungen	1000	1 717	1 775	2 558	2 469	2 639	1 897	2 288	2 312	...
* Ausländer	1000	331	330	658	596	435	347	581	555	...
Verkehr										
Binnenschifffahrt										
* Güterempfang	1000 t	1 440	1 411	1 498	1 444	1 416	1 347	1 580
* Güterversand	1000 t	1 018	900	970	997	1 024	807	945
Straßenverkehr										
* Zulassungen fabrikneuer Kraftfahrzeuge	Anzahl	13 592	14 235	14 384	11 512	13 009	17 500	17 668	12 202	13 752
Krafträder	Anzahl	940	981	1 235	996	519	2 038	1 808	1 437	782
* Personen- und Kombinationskraftwagen	Anzahl	11 724	12 291	12 252	9 649	11 545	14 340	14 747	10 003	12 094
* Lastkraftwagen	Anzahl	648	675	621	623	681	720	745	501	616
Zugmaschinen	Anzahl	148	171	173	157	152	266	198	145	148
Straßenverkehrsunfälle										
Anzahl	Anzahl	9 246	9 273	8 594	9 258	9 687	9 068	9 499	9 495	9 382 ^P
* Unfälle mit Personenschaden	Anzahl	1 495	1 496	1 706	1 778	1 597	1 797	1 756	1 594	1 539 ^P
Unfälle mit nur Sachschaden	Anzahl	7 751	7 777	6 888	7 480	8 090	7 271	7 743	7 901	7 843 ^P
Verunglückte Personen	Anzahl	2 041	2 025	2 304	2 346	2 150	2 390	2 298	2 165	2 075 ^P
* Getötete	Anzahl	38	36	36	43	47	40	40	44	28 ^P
Pkw-Insassen	Anzahl	24	23	20	19	27	21	23	24	17 ^P
Benutzer motorisierter Zweiräder	Anzahl	6	6	14	12	5	13	6	13	6 ^P
Radfahrer	Anzahl	2	3	1	4	7	3	4	2	2 ^P
Fußgänger	Anzahl	4	4	1	5	6	2	6	1	3 ^P
Schwerverletzte	Anzahl	510	494	605	608	489	642	608	591	498 ^P
Pkw-Insassen	Anzahl	293	282	307	301	276	340	284	283	...
Benutzer motorisierter Zweiräder	Anzahl	86	84	137	143	93	145	154	152	...
Radfahrer	Anzahl	56	56	97	105	55	98	90	90	...
Fußgänger	Anzahl	55	53	44	42	51	41	56	43	...
Geld und Kredit										
Zahlungsschwierigkeiten										
* Konkurse ¹⁾	Anzahl	84	97	123	123	101	99	109	82	107
Angemeldete Forderungen	1000 DM	53 368	57 513	61 564	61 564	55 842	98 947	44 749	44 512	44 422
* Vergleichsverfahren	Anzahl	-	-	-	-	-	-	1	-	-
* Wechselproteste (ohne Post)	Anzahl	.	.	-	.	.	.	-	.	.
* Wechselsumme	1000 DM	.	.	-	.	.	.	-	.	.

1) Eröffnete und mangels Masse abgelehnte Konkurse. – 2) Vorläufige Ergebnisse. – 3) Ohne Umsatzsteuer.

Zahlenspiegel von Rheinland-Pfalz

Die mit einem Stern (*) versehenen Angaben werden von allen statistischen Landesämtern im „Zahlenspiegel“ veröffentlicht

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt		Juli	August	September	Jun	Juli	August	September
Kredite und Einlagen ¹⁾ (Stand am Jahres- bzw. Monats- ende)										
* Kredite an Nichtbanken	Mill. DM	119 477	128 532	·	·	126 168	133 904	·	·	135 940
* Kredite an inländ. Nichtbanken	Mill. DM	117 459	126 266	·	·	123 981	131 319	·	·	133 216
* Kurzfristige Kredite (bis zu 1 Jahr)	Mill. DM	20 750	22 607	·	·	22 175	23 534	·	·	23 269
* an Unternehmen und Privat- personen	Mill. DM	19 956	21 468	·	·	21 179	22 584	·	·	22 465
* an öffentliche Haushalte	Mill. DM	794	1 139	·	·	996	950	·	·	804
* Mittelfristige Kredite (1 bis 4 Jahre)	Mill. DM	9 450	10 208	·	·	10 265	10 289	·	·	10 712
* an Unternehmen und Privat- personen	Mill. DM	8 431	8 759	·	·	8 622	8 863	·	·	9 089
* an öffentliche Haushalte	Mill. DM	1 019	1 449	·	·	1 643	1 426	·	·	1 623
* Langfristige Kredite (mehr als 4 Jahre)	Mill. DM	87 259	93 451	·	·	91 541	97 496	·	·	99 235
* an Unternehmen und Privat- personen	Mill. DM	78 424	82 581	·	·	80 716	86 176	·	·	87 561
* an öffentliche Haushalte	Mill. DM	8 835	10 870	·	·	10 825	11 320	·	·	11 674
* Einlagen von Nichtbanken	Mill. DM	106 975	113 430	·	·	108 226	114 925	·	·	115 932
* Sichteinlagen	Mill. DM	19 211	20 679	·	·	18 257	20 199	·	·	20 717
* Termineinlagen	Mill. DM	40 248	40 541	·	·	40 846	40 155	·	·	40 332
* Spareinlagen	Mill. DM	47 516	52 210	·	·	49 123	54 571	·	·	54 883
* Gutschriften auf Sparkonten ²⁾	Mill. DM	·	·	·	·	·	·	·	·	·
* Lastschriften auf Sparkonten	Mill. DM	·	·	·	·	·	·	·	·	·
Steuern ³⁾										
Steueraufkommen nach Steuerarten										
* Gemeinschaftsteuern ⁴⁾	Mill. DM	3 370	3 243	2 652	3 225	3 476	3 634	2 585	3 389	3 387
* Steuern vom Einkommen	Mill. DM	1 369	1 383	833	1 330	1 624	1 801	791	1 372	1 614
* Lohnsteuer	Mill. DM	1 071	1 123	959	1 458	742	842	894	1 349	802
Einnahmen aus der Lohn- steuererlegung	Mill. DM	188	183	–	550	– 103	–	–	488	–
* Veranlagte Einkommensteuer	Mill. DM	79	46	– 198	– 114	372	328	– 203	– 113	419
* Kapitalertragsteuer	Mill. DM	55	56	65	20	31	251	51	49	45
* Zinsabschlag	Mill. DM	49	49	13	104	12	10	12	73	12
Einnahmen aus der Zinsab- schlagserlegung	Mill. DM	22	25	–	90	–	–	–	60	–
* Körperschaftsteuer	Mill. DM	115	110	– 7	– 138	467	370	36	14	336
Einnahmen aus der Körper- schaftsteuererlegung	Mill. DM	9	12	–	6	–	–	–	31	–
* Steuern vom Umsatz	Mill. DM	2 001	1 859	1 819	1 895	1 852	1 834	1 794	2 017	1 773
* Umsatzsteuer	Mill. DM	687	685	738	697	651	714	685	734	683
* Einfuhrumsatzsteuer	Mill. DM	1 314	1 174	1 081	1 198	1 201	1 119	1 110	1 283	1 090
* Zölle	Mill. DM	214	219	210	218	257	187	192	211	217
* Bundessteuern	Mill. DM	507	587	534	574	617	611	562	533	558
* Verbrauchsteuern (ohne Bier- steuer)	Mill. DM	496	493	451	496	474	479	488	469	424
Solidaritätszuschlag	Mill. DM	5	87	76	71	137	125	66	58	122
* Landessteuern	Mill. DM	121	122	100	160	87	106	126	178	83
* Vermögensteuer	Mill. DM	23	27	11	68	3	6	15	85	14
* Kraftfahrzeugsteuer	Mill. DM	61	60	63	56	54	61	66	55	36
* Biersteuer	Mill. DM	8	8	3	9	9	9	8	9	8

1) Die Angaben umfassen die in Rheinland-Pfalz gelegenen Niederlassungen der zur monatlichen Bilanzstatistik berichtenden Kreditinstitute (ohne Landeszentralbank sowie Postgiro- und Postsparkassenämter); ohne durchlaufende Kredite. – 2) Einschl. Zinsgutschriften. – 3) Einschließlich des Steueraufkommens der Euro-Zoll-Kasse in Trier, die bestimmte Steuern und Abgaben (Verbrauchssteuern; Einfuhrumsatzsteuer und Zölle auf Einführen aus Nicht-EU-Ländern) zentral für alle Bundesländer vereinnahmt. – 4) Aufkommen an Lohnsteuer ab 1996 ohne das vom Arbeitgeber verrechnete steuerliche Kindergeld.

Zahlenspiegel von Rheinland-Pfalz

Die mit einem Stern (*) versehenen Angaben werden von allen statistischen Landesämtern im „Zahlenspiegel“ veröffentlicht

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt	Monatsdurchschnitt	Juli	August	September	Juni	Juli	August	September
* Gemeindesteuern ¹⁾	Mill. DM	696	688	-	-	...	803	-	-	...
* Grundsteuer A	Mill. DM	8	8	-	-	...	9	-	-	...
* Grundsteuer B	Mill. DM	131	140	-	-	...	166	-	-	...
* Gewerbesteuer nach Ertrag und Kapital (brutto)	Mill. DM	469	462	-	-	...	543	-	-	...
Grunderwerbsteuer	Mill. DM	69	58	-	-	...	59	-	-	...
Steuerverteilung auf die Gebietskörperschaften ²⁾										
* Steuereinnahmen des Bundes	Mill. DM	2 434	2 323	2 060	2 351	2 416	2 332	1 922	2 286	2 076
* Anteil an den Steuern vom Einkommen	Mill. DM	626	649	446	679	728	812	429	646	715
* Anteil an den Steuern vom Umsatz	Mill. DM	1 293	1 078	1 057	1 097	1 071	909	904	1 107	803
* Steuereinnahmen des Landes	Mill. DM	997	1 070	831	1 010	1 185	1 243	842	1 115	1 111
* Anteil an den Steuern vom Einkommen	Mill. DM	587	592	334	542	716	754	273	529	668
* Anteil an den Steuern vom Umsatz	Mill. DM	275	331	324	306	382	384	357	405	360
* Steuereinnahmen der Gemeinden und Gemeindeverbände ¹⁾	Mill. DM	1 166	1 112	-	-	...	1 250	-	-	...
* Gewerbesteuer nach Ertrag und Kapital (netto) ³⁾	Mill. DM	397	366	-	-	...	438	-	-	...
* Anteil an der Lohn- und veranlagten Einkommensteuer ⁴⁾	Mill. DM	542	520	-	-	...	552	-	-	...
Preise										
* Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte im Bundesgebiet ⁵⁾	1991 = 100	110,6	112,5	113,1	112,9	112,8	114,2	114,6	114,5	114,4
* Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren	1991 = 100	107,1	108,6	109,1	108,4	108,2	110,2	110,2	109,6	109,1
* Preisindex für Wohngebäude im Bundesgebiet ⁵⁾ , Bauleistungen am Bauwerk ⁶⁾	1991 = 100	112,8	115,4	-	115,9	-	-	-	115,4	-
Löhne und Gehälter										
Arbeiter im produzierenden Gewerbe										
Bruttostundenverdienste	DM	24,41	25,33	25,50	-	-	-	25,95	-	-
Männliche Arbeiter	DM	25,27	26,21	26,37	-	-	-	26,78	-	-
Facharbeiter	DM	26,81	27,80	27,98	-	-	-	28,51	-	-
Angelernte Arbeiter	DM	24,26	25,13	25,29	-	-	-	25,69	-	-
Hilfsarbeiter	DM	21,33	22,44	22,70	-	-	-	22,45	-	-
Weibliche Arbeiter	DM	18,41	19,06	19,11	-	-	-	19,61	-	-
Hilfsarbeiter	DM	17,93	18,62	18,69	-	-	-	18,98	-	-
Bezahlte Wochenarbeitszeit	Std.	38,8	39,0	39,4	-	-	-	38,5	-	-
Männliche Arbeiter	Std.	39,0	39,2	39,7	-	-	-	38,7	-	-
Weibliche Arbeiter	Std.	37,3	37,5	37,7	-	-	-	37,2	-	-
Angestellte im produzierenden Gewerbe										
Bruttomonatsverdienste	DM	5 757	5 957	5 985	-	-	-	6 141	-	-
Kaufmännische Angestellte	DM	5 210	5 390	5 400	-	-	-	5 569	-	-
männlich	DM	6 159	6 327	6 337	-	-	-	6 514	-	-
weiblich	DM	4 166	4 351	4 370	-	-	-	4 517	-	-
Technische Angestellte	DM	6 193	6 399	6 436	-	-	-	6 588	-	-
männlich	DM	6 335	6 549	6 589	-	-	-	6 745	-	-
weiblich	DM	4 689	4 854	4 869	-	-	-	5 012	-	-
im Handel; Instandh. u. Rep. v. Kfz. u. Gebrauchsg.; Kredit- u. Vers.-Gewerbe	DM	4 207	4 373	4 406	-	-	-	4 417	-	-
Kaufmännische Angestellte	DM	4 193	4 347	4 378	-	-	-	4 410	-	-
männlich	DM	4 978	5 147	5 194	-	-	-	5 111	-	-
weiblich	DM	3 529	3 667	3 686	-	-	-	3 787	-	-

1) Vierteljahresdurchschnitte bzw. Vierteljahreszahlen. – 2) Ohne die der EU zustehenden Einnahmen aus Zöllen. Lohnsteuereinnahmen ab 1996 nach Abzug des von der Familienkasse gezahlten Kindergeldes. – 3) Nach Abzug der Gewerbesteuerumlage. – 4) Ab 1996 einschließlich der Ausgleichsleistungen nach § 21 a FAG. – 5) Gebietsstand vor dem 3. 10. 1990. – 6) Ohne Baunebenleistungen.

Ausgewählte Bevölkerungs- und Wirtschaftszahlen des Bundesgebietes ¹⁾

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt	Juni	Juli	August	Mai	Juni	Juli	August	
Bevölkerung und Erwerbs-tätigkeit										
Bevölkerung am Monatsende	1 000	65 859	...	66 140	66 221	66 221
Eheschließungen ²⁾	Anzahl	36 687	35 804 ^{p3)}	54 619 ^{p3)}	43 063 ^{p3)}	48 158 ^{p3)}	58 116 ^{p3)}	48 873 ^{p3)}	42 292 ^{p3)}	54 583 ^{p3)}
Lebendgeborene ⁴⁾	Anzahl	64 134	63 294 ^{p3)}	64 688 ^{p3)}	68 366 ^{p3)}	70 835 ^{p3)}	63 152 ^{p3)}	63 817 ^{p3)}	74 106 ^{p3)}	69 752 ^{p3)}
Gestorbene ⁵⁾ (ohne Totgeborene)	Anzahl	73 722	72 923 ^{p3)}	67 928 ^{p3)}	70 574 ^{p3)}	69 082 ^{p3)}	70 220 ^{p3)}	66 014 ^{p3)}	70 344 ^{p3)}	64 779 ^{p3)}
Überschuß der Geborenen bzw. der Gestorbenen (-)	Anzahl	- 9 588	- 9 629 ^{p3)}	- 3 240 ^{p3)}	- 2 208 ^{p3)}	1 753 ^{p3)}	- 7 068 ^{p3)}	- 2 197 ^{p3)}	3 762 ^{p3)}	4 973 ^{p3)}
Arbeitslose	1 000	2 556	2 565	2 454	2 549	2 543	2 683	2 666	2 765	2 779
Männer	1 000	1 462	1 464	1 390	1 431	1 418	1 548	1 524	1 565	1 569
Arbeitslosenquote	%	9,2	9,3	8,9	9,2	9,2	9,8	9,7	10,1	10,1
Offene Stellen	1 000	234	267	297	291	277	300	305	292	274
Kurzarbeiter	1 000	275	128	121	86	62	223	215	179	116
Männer	1 000	219	101	92	64	48	181	173	148	95
Verarbeitendes Gewerbe sowie Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden ⁶⁾										
Beschäftigte	1 000	6 368
Geleistete Arbeiterstunden	Mill.	534
Umsatz (ohne Umsatzsteuer)	Mill. DM	156 137
Auslandsumsatz	Mill. DM	44 276
Index der Nettoproduktion für das Verarbeitende Gewerbe (kalendermonatlich)	1985 = 100	115
Grundstoff- und Produktionsgüter-gewerbe	1985 = 100	117
Investitionsgüter produzierendes Gewerbe	1985 = 100	112
Verbrauchsgüter produzierendes Gewerbe	1985 = 100	112
Nahrungs- und Genußmittel-gewerbe	1985 = 100	128
Öffentliche Energieversorgung										
Stromerzeugung (brutto)	Mill. kWh	32 767	33 212	29 567	29 226	29 237	37 279	35 085	35 688	...
Gaserzeugung	Mill. kWh	26 975	28 610	26 123	25 429	24 863
Bauwirtschaft und Wohnungs-wesen										
Bauhauptgewerbe ^{3) 9)}										
Beschäftigte	1 000	·	1 352	1 364	1 357	1 371	1 229	1 225	1 223	1 229
Geleistete Arbeitsstunden	Mill.	·	136	153	142	147	133	133	141	128
Baugewerblicher Umsatz	Mill. DM	·	18 216	19 669	19 242	19 507	16 907	18 482	19 828	18 450
Baugenehmigungen										
Wohngebäude (Errichtung neuer Gebäude)	Anzahl	16 452	12 679	13 929	13 587	13 130	13 416	14 412	15 073	12 836
mit 1 und 2 Wohnungen	Anzahl	13 191	10 152	11 526	10 810	10 719	11 626	12 125	12 860	10 944
Wohnfläche	1 000 m ²	3 786	2 953	3 074	3 229	2 935	2 712	3 110	3 141	2 671
Nichtwohngebäude (Errichtung neuer Gebäude)	Anzahl	2 713	2 665	2 920	3 046	2 990	2 716	3 030	3 284	3 008
Wohnungen insgesamt (alle Baumaßnahmen)	Anzahl	48 878	38 230	38 631	42 402	37 681	31 753	37 492	37 521	32 070
Handel und Gastgewerbe ^{3) 8)}										
Einzelhandel										
Umsatz ⁷⁾ zu jeweiligen Preisen	1994 = 100	100,0	98,8	96,8	92,5	92,8	99,6	93,1
Großhandel										
Umsatz ⁷⁾ zu jeweiligen Preisen	1994 = 100	100,0	99,5	104,8	96,5	101,8	105,0	98,7	102,9	98,3
Gastgewerbe										
Umsatz ⁷⁾ zu jeweiligen Preisen	1994 = 100	100,0	99,6	106,5	106,9	106,7

1) Gebietsstand 2. Oktober 1990. – 2) Nach dem Ereignisort. – 3) Gebietsstand 3. Oktober 1990. – 4) Nach der Wohngemeinde der Mutter. – 5) Nach der Wohngemeinde des Verstorbenen. – 6) Betriebe von Unternehmen mit im allgemeinen 20 und mehr Beschäftigten. – 7) Ohne Umsatzsteuer. – 8) Vorläufige Ergebnisse. – 9) Deutschland ohne Berlin und Bremen.

Ausgewählte Bevölkerungs- und Wirtschaftszahlen des Bundesgebietes ¹⁾

Berichtsmerkmal	Einheit	1994	1995				1996			
		Monatsdurchschnitt		Jun	Juli	August	Mai	Jun	Juli	August
Ausfuhr (Spezialhandel) ²⁾	Mill. DM	57 548	60 644	63 470	57 632	55 702	62 737	61 044	67 296	...
EU-Länder insgesamt	Mill. DM	28 346	34 593	37 556	32 193	30 612	34 604	34 783	30 296	...
Belgien / Luxemburg	Mill. DM	3 899	3 916	4 425	3 284	3 400	3 983	3 886	3 556	...
Frankreich	Mill. DM	6 924	7 041	7 712	6 509	5 903	6 587	7 091	7 135	...
Großbritannien	Mill. DM	4 616	4 845	5 322	5 047	4 677	4 816	5 101	5 587	...
Italien	Mill. DM	4 372	4 553	5 009	4 494	3 375	4 490	4 604	5 277	...
Niederlande	Mill. DM	4 397	4 488	4 848	4 012	4 328	4 453	4 446	4 663	...
Einfuhr (Spezialhandel) ²⁾	Mill. DM	51 413	52 856	54 475	51 444	48 132	53 120	53 819	56 074	...
EU-Länder insgesamt	Mill. DM	24 411	28 893	30 521	28 333	25 078	28 630	29 329	36 382	...
Belgien / Luxemburg	Mill. DM	3 171	3 421	3 670	2 954	3 039	3 239	3 399	3 374	...
Frankreich	Mill. DM	5 694	5 673	5 893	5 447	4 587	5 283	6 279	5 488	...
Großbritannien	Mill. DM	3 223	3 367	3 510	3 323	3 044	3 560	3 224	3 520	...
Italien	Mill. DM	4 319	4 404	4 691	5 104	3 734	4 371	4 511	5 114	...
Niederlande	Mill. DM	4 304	4 452	4 585	4 219	4 025	4 626	4 470	4 568	...
Geld und Kredit ^{3) 4)}										
(Stand am Jahres- bzw. Monatsende)										
Kredite an inländische Nichtbanken	Mrd. DM	4 065	4 358	4 163	4 183	4 203	4 485	4 485	4 495	4 512 ^P
Unternehmen und Privatpersonen	Mrd. DM	3 143	3 299	3 173	3 172	3 187	3 377	3 375	3 385	3 402 ^P
Öffentliche Haushalte	Mrd. DM	922	1 059	989	1 011	1 016	1 108	1 110	1 110	1 110 ^P
Einlagen von Nichtbanken	Mrd. DM	2 591	2 713	2 558	2 563	2 580	2 738	2 746	2 749	2 836 ^P
Spareinlagen	Mrd. DM	941	1 046	966	973	979	1 089	1 090	1 091	1 094 ^P
Steuern ²⁾										
Gemeinschaftsteuern ⁵⁾	Mill. DM	48 752	48 919	57 603	43 576 ^f	41 635	36 570	57 674	40 239	40 671
Steuern vom Einkommen	Mill. DM	28 588	28 713	39 320	22 540	21 194	16 485	38 536	19 392	19 372
Lohnsteuer	Mill. DM	22 210	23 558	22 465	24 799	23 332	18 456	19 897	21 948	19 923
Veranlagte Einkommensteuer	Mill. DM	2 126	1 166	7 515	- 3 570	- 3 144	- 3 042	7 319	- 4 237	- 3 036
Steuern vom Umsatz	Mill. DM	19 642	19 552	18 142	19 483	19 905	19 551	19 152	19 188	20 728
Umsatzsteuer	Mill. DM	16 272	16 541	15 027	16 645	16 885	16 783	16 460	16 020	17 474
Zölle	Mill. DM	598	593	596	533	600	525	511	515	541
Bundessteuern	Mill. DM	8 791	11 172	11 511	10 822	11 453	10 633	11 677	10 510	10 771
Versicherungsteuer	Mill. DM	950	1 175	741	694	1 776	1 077	698	780	1 702
Verbrauchssteuern (ohne Biersteuer)	Mill. DM	7 702	7 803	7 490	8 073	7 735	8 152	7 891	7 944	7 570
Preise										
Index der Einkaufspreise landwirtschaftlicher Betriebsmittel ⁶⁾	1985 = 100	100,9	102,2	102,8	101,6	101,3	105,9	106,2	105,6	105,3
Index der Erzeugerpreise landwirtschaftlicher Produkte ⁶⁾	1985 = 100	86,5	87,1	89,6	87,2	88,5	89,1	88,5	88,0	87,6 ^P
Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte ⁶⁾	1991 = 100	102,0	103,7	103,9	103,8	103,9	103,1	102,9	103,0 ^f	103,0
Preisindex für Wohngebäude										
Bauleistungen insgesamt	1991 = 100	112,4	114,9	.	.	115,4	114,9	.	.	114,8
Bauleistungen am Bauwerk ⁷⁾	1991 = 100	112,8	115,4	.	.	115,9	115,5	.	.	115,4
Preisindex für den Straßenbau	1991 = 100	107,9	108,9	.	.	109,2	107,9	.	.	107,7
Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte	1991 = 100	110,6	112,5	112,8	113,1	112,9	114,1	114,2	114,6	114,5
Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren	1991 = 100	107,1	108,6	109,5	109,1	108,4	110,0	110,2	110,2	109,6
Bekleidung, Schuhe	1991 = 100	107,4	108,4	108,3	108,3	108,4	109,3	109,2	109,1	109,2
Wohnungsmieten	1991 = 100	116,7	121,3	121,3	121,5	121,8	124,5	124,8	125,0	125,1
Energie (ohne Kraftstoffe)	1991 = 100	102,2	101,4	101,5	101,0	101,0	98,3	98,0	98,6	98,6
Übriges für die Haushaltsführung	1991 = 100	108,2	109,9	109,9	110,0	110,0	110,9	110,9	111,0	111,0
Güter für Gesundheits- und Körperpflege	1991 = 100	108,9	110,6	110,6	110,7	110,6	113,0	113,1	113,2	113,2
Verkehr und Nachrichtenübermittlung	1991 = 100	111,8	113,0	113,5	112,9	113,0	115,7	115,1	115,1	115,1
Bildung, Unterhaltung, Freizeit	1991 = 100	108,4	109,8	109,4	109,4	109,5	110,5	110,5	110,5	110,5
Persönliche Ausstattung, Sonstiges	1991 = 100	118,5	121,7	122,1	128,2	126,9	120,9	122,9	127,8	128,1

1) Gebietsstand 2. Oktober 1990. – 2) Gebietsstand 3. Oktober 1990. – 3) Kredite und Einlagen der Deutschen Bundesbank und der Kreditinstitute. – 4) Ab Juni 1990 für das gesamte Währungsgebiet der D-Mark. – 5) Aufkommen an Lohnsteuer ab 1996 ohne das vom Arbeitgeber verrechnete steuerliche sowie das von der Familienkasse gezahlte Kindergeld. – 6) Nettopreisindizes (ohne Umsatzsteuer). – 7) Ohne Baunebenleistungen.

**Steuereinnahmen des Landes
nach Steuerverteilung**

Steuerart	Januar - Oktober		Ver- ände- rung
	1995	1996	
		Mill. DM	
Landessteuern	1 201,0	1 441,9	20,1
Vermögensteuer	241,9	383,3	58,4
Erbschaftsteuer	104,9	213,3	103,4
Kraftfahrzeugsteuer	626,8	598,0	- 4,6
Rennwett- und Lotteriesteuer	132,3	132,9	0,4
Feuerschutzsteuer	14,5	37,2	156,1
Biersteuer	80,5	77,2	- 4,2
Landesanteil an den Steuern vom Einkommen ¹⁾	5 464,1	5 012,7	- 8,3
Lohnsteuer	4 446,0	3 939,5	- 11,4
Veranlagte Einkommensteuer	43,5	5,3	- 87,7
Kapitalertragsteuer	268,7	234,3	- 12,8
Zinsabschlag	219,0	209,4	- 4,4
Körperschaftsteuer	487,0	624,1	28,2
Landesanteil an den Steuern vom Umsatz	3 224,6	3 713,0	15,1
Umsatzsteuer	2 573,2	3 011,4	17,0
Einfuhrumsatzsteuer	651,4	701,5	7,7
Landesanteil an der Gewerbesteuerumlage	74,1	82,8	11,9
Gewerbesteuerumlage-Anhebung (FDE)	48,2	49,3	2,4
Gewerbesteuerumlage-Anhebung (LFA)	103,6	126,5	22,0
Insgesamt	10 115,5	10 426,1	3,1

1) Lohnsteuereinnahmen ab 1996 nach Abzug des von der Familienkasse gezahlten Kindergeldes.

Auch 1994 deutlicher Rückgang der Umweltschutzinvestitionen in Rheinland-Pfalz

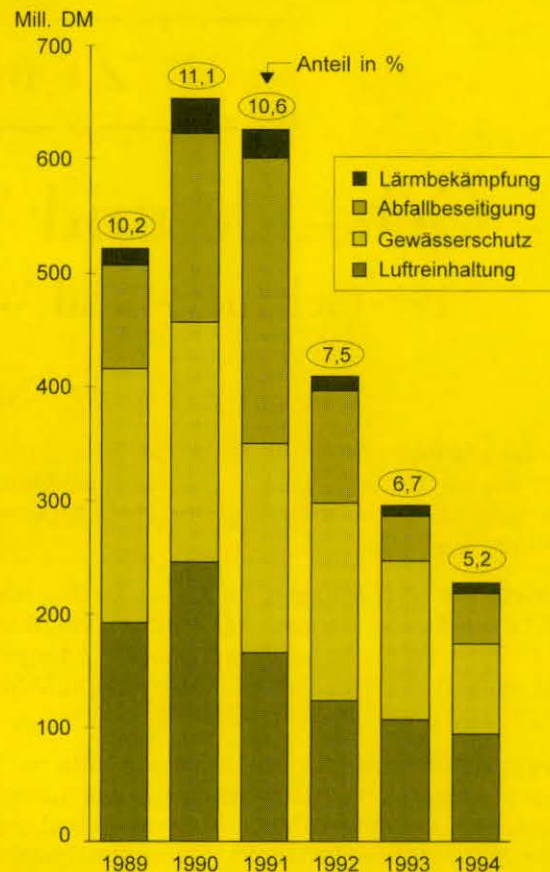
Die Betriebe des verarbeitenden Gewerbes in Rheinland-Pfalz investierten im Jahre 1994 fast 227 Mill. DM in Sachanlagen, die dem Umweltschutz dienen. Damit war gegenüber 1993 ein Rückgang um 69 Mill. DM bzw. 23,3 % zu verzeichnen. Der Anteil der Umweltschutzinvestitionen an den Gesamtinvestitionen des verarbeitenden Gewerbes verringerte sich auf 5,2 % und setzte die seit 1991 zu beobachtende rückläufige Entwicklung fort.

Auf Maßnahmen zur Luftreinhaltung entfielen mit 94 Mill. DM (- 12,2 %) über 40 % aller Investitionen für

den Umweltschutz. Der stärkste Rückgang gegenüber dem Vorjahr wurde im Bereich Gewässerschutz festgestellt. Die Aufwendungen in Höhe von fast 80 Mill. DM lagen um 42,8 % unter dem Ergebnis von 1993. Lediglich im Bereich der Abfallentsorgung stiegen die Investitionen um 10,7 % über das Vorjahresniveau auf 44 Mill. DM im Jahre 1994. Dieser Aufwärtstrend konnte allerdings die stark gesunkene Investitionstätigkeit der Jahre 1992 und 1993, mit Rückgängen von jeweils 60 %, nicht ausgleichen. Die Aufwendungen zur Lärmbekämpfung hatten im verarbeitenden Gewerbe 1994 mit 9 Mill. DM (- 4,2 %) weiterhin den niedrigsten Anteil an den Umweltschutzinvestitionen.

Detaillierte Angaben der Unternehmens- und Betriebsergebnisse, gegliedert nach Wirtschaftszwei-

Umweltschutzinvestitionen sowie deren Anteil an den Gesamtinvestitionen 1989 bis 1994 ¹⁾



1) In Betrieben des verarbeitenden Gewerbes.

Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz 72/96/M Mo

gen, Beschäftigten- und Umsatzgrößenklassen und Regierungsbezirken, enthält der soeben erschienene Statistische Bericht „Investitionen für Umweltschutz im produzierenden Gewerbe 1994“. ky

Ohne Bewährung

Ende März 1996 verbüßten im rheinland-pfälzischen Jugendstrafvollzug 250 Jugendliche und Erwachsene eine Jugendstrafe. Rund die Hälfte waren Ausländer. Gut 10 % konnten keinen festen Wohnsitz nachweisen. 25 Jugendstraftäter waren noch nicht volljährig. Knapp die Hälfte war der Altersgruppe der 18- bis 20jährigen, rund 40 % der Altersgruppe der 21- bis 24jährigen zuzurechnen.

Zu den häufigsten Delikten, die zur Verurteilung führten, zählten Diebstahl und Unterschlagung (116 Perso-

nen), Körperverletzung (34 Personen), Raub und Erpressung (29 Personen) sowie Straftaten nach dem Betäubungsmittelgesetz (27 Personen).

Die Schwere der Delikte schlägt sich in der voraussichtlichen Vollzugsdauer nieder. Gut 20 % der Verurteilten werden voraussichtlich bis zu einem Jahr, jeweils knapp 40 % 1 bis unter 2 Jahre bzw. 2 bis unter 5 Jahre einsitzen. Fünf Täter wurden zu Haftstrafen von mehr als 5 Jahren verurteilt.

Knapp die Hälfte der Einsitzenden war bereits vorbestraft, 65 einmalig, 48 mehrfach. 40 Straftäter 'sitzen' nicht zum ersten Mal. Gut zwei Drittel dieser Personen wurden bereits vor Ablauf eines Jahres nach der Entlassung wieder eingewiesen. re

JETZT BESTELLEN!

Gebäude und Wohnungen 1993

1%-Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993

- Band 361 -

- **Gebäude** nach Art, Baujahr, Größe, Eigentumsverhältnis, Beheizungsart, durchschnittlichem Jahresverbrauch, Energieart und vorgesehener Modernisierung.
- **Bewohnte Wohnungen** nach Art, Größe des Wohngebäudes, Baujahr, Eigentums- und Mietverhältnis, Ausstattung, Heizungs- und Energieart, Höhe der Miete, Wohnfläche je Person, Miete je m² und öffentlicher Förderung.
- **Eigentümer- und Hauptmieterhaushalte** nach Haushaltsgroßen, Kinderzahl, Haushaltstyp, sozialer Stellung des Wohnungsinhabers, Wohnfläche, Familienstand, Quadratmetermieten und durchschnittlicher Mietbelastung der Haushalte.
- **Wohnumfeld** der Haushalte nach Eigentumsverhältnis, Altersstufen der Kinder, Haushaltstypen, Umwelteinflüssen, Infrastruktur.
- **Wohnungsumzüge** von Haushalten nach Eigentumsverhältnis, ausländischer Staatsangehörigkeit, Haushaltstyp und Grund des Umzuges.
- **Statistische Berichte** F 01 - F 06 zu Gebäuden, Wohnungen, Haushalten, Mieten, Wohnsituation der Haushalte in Rheinland-Pfalz im Vergleich zu den anderen Bundesländern.

Preis: DM 18,80 zuzüglich Versandkosten.

Nutzen Sie die Möglichkeit, den Band 361 telefonisch (0 26 03 / 71 245) zu bestellen.

Zeichenerklärung und Abkürzungen

0	Zahl ungleich Null, Betrag jedoch kleiner als die Hälfte von 1 in der letzten ausgewiesenen Stelle	D	Durchschnitt
-	nichts vorhanden (genau Null)	p	vorläufig
·	Zahl unbekannt oder geheimzuhalten	r	berichtigt
X	Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll	s	geschätzt
...	Zahl fällt später an		
/	keine Angabe, da Zahl nicht sicher genug		
()	Aussagewert eingeschränkt, da die Zahl statistisch unsicher ist		

Bei Abgrenzung von Größenklassen wird im allgemeinen anstelle einer ausführlichen Beschreibung wie „von 50 bis unter 100“ die Kurzform „50–100“ verwendet.