

Bau und Besitzform von Wohnungen in Deutschland

Habilitationsschrift

Vorgelegt von

Egon Bellgardt, Frankfurt am Main

am 12. April 2001

Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
der Johann Wolfgang Goethe-Universität
Frankfurt am Main

Gutachter:

Prof. Dr. Werner Neubauer

Prof. Dr. Richard Hauser

Als Habilitationsschrift angenommen vom Fachbereich Wirtschaftswissenschaften
der Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt am Main.

Abschluß des Habilitationsverfahrens mit Erteilung der *venia legendi* in
Volkswirtschaftslehre und Statistik am 24. Oktober 2001.

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	I
Tabellenverzeichnis.....	IV
Abbildungsverzeichnis.....	V
Symbolverzeichnis.....	IX
Abkürzungsverzeichnis	XII
1. Einleitung	1
2. Zeitliche Entwicklung des Wohnungsbestandes.....	5
2.1. Analyse des Wohnungsbestandes.....	5
2.1.1. Langfristige Entwicklung der Wohnungs- und Wohngebäudezahl im früheren Bundesgebiet.....	5
2.1.2. Wohnungsbestand und demographische Kennzahlen.....	6
2.2. Analyse des Wohnungsbaus	10
2.2.1. Bauinvestitionsfunktionen.....	11
2.2.1.1. Variablen und deren Operationalisierung	11
2.2.1.1.1. Baugenehmigungen	11
2.2.1.1.2. Kapitalkosten und Wohnungsbaurendite.....	13
2.2.1.1.3. Einkommen als weitere Einflußgröße	20
2.2.1.1.4. Beurteilung des Einkommenseinflusses.....	22
2.2.1.1.5. Sonstige exogene Variablen.....	25
2.2.1.2. Zur verwendeten Methode	29
2.2.1.3. Empirische Ergebnisse	32
2.2.1.3.1. Ausgangsschätzung.....	32
2.2.1.3.2. Schätzung mit Gruppenbildung	34
2.2.1.3.3. Sensitivitätsanalysen.....	37
2.2.2. Kennziffernmodelle	41
2.2.2.1. Vorbemerkung.....	41
2.2.2.2. Komponenten der genehmigten Wohnungen	43
2.2.2.3. Baugenehmigungen und Baufertigstellungen.....	47
2.3. Zusammenfassung	49
3. Wohnkosten, Besitzformwahl und steuerpolitische Implikationen.....	52
3.1. Vorbemerkungen.....	52
3.1.1. Vorgehensweise	52
3.1.2. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993 als Datenquelle	55
3.1.3. Vergleich mit anderen Arbeiten.....	58
3.1.4. Zur Bedeutung der Eigentümerquote in der Wohnungspolitik.....	60
3.2. Wohnkosten.....	62
3.2.1. Mietkosten.....	62
3.2.1.1. Vorüberlegungen.....	62
3.2.1.2. Zur Auswahl der mietpreisbestimmenden Merkmale.....	65
3.2.1.2.1. Zur Eignung der Datenbasis EVS 1993	65
3.2.1.2.2. Die Merkmale im einzelnen.....	68
3.2.1.3. Zur Methodik der Ermittlung einer Mietpreistabelle.....	73
3.2.1.4. Mietspiegel.....	80

3.2.2. Selbstnutzungskosten.....	83
3.2.2.1. Verkehrswert und kalkulatorischer Verkehrswert.....	84
3.2.2.1.1. Zur Berechnung eines kalkulatorischen Verkehrswerts.....	84
3.2.2.1.2. Zur Auswahl der verkehrswertbestimmenden Merkmale.....	87
3.2.2.1.3. Verkehrswertspiegel.....	91
3.2.2.2. Kalkulatorischer Mietzinsfuß	94
3.2.2.3. Kosten des im Wohnungsvermögen gebundenen Kapitals.....	97
3.2.2.4. Steuervorteile selbstgenutzten Wohneigentums.....	102
3.2.2.4.1. Zur Berechnung des zu versteuernden Einkommens	104
3.2.2.4.2. Zur Berücksichtigung der Kirchensteuer	107
3.2.2.4.3. Steuerliche Abschreibungen selbstgenutzten Wohneigentums	108
3.2.2.4.4. Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten.....	113
3.2.2.4.5. Empirische Verteilungen der Steuervorteile insgesamt	116
3.2.2.5. Erhaltungsaufwand und andere Kosten.....	119
3.2.3. Die verwendete Kostendifferenz und ihr Charakter als Rentabilitätsmaßzahl	120
3.3. Besitzformwahl.....	121
3.3.1. Einfluß der Kostendifferenz	121
3.3.1.1. Deskriptive Ergebnisse.....	121
3.3.1.2. Modellierung der Besitzwahlentscheidung in einem Logit-Modell.....	124
3.3.2. Weitere Einflußgrößen der Besitzwahlentscheidung.....	127
3.3.2.1. Einkommen.....	127
3.3.2.2. Soziodemographische Variablen.....	128
3.3.2.3. Finanzierungsrestriktionen.....	132
3.3.2.4. Konsequenzen für die weitere Arbeit.....	136
3.4. Besteuerungsszenarien.....	138
3.4.1. Vorgehensweise	138
3.4.2. Ausgestaltung und Ergebnisse der Szenarien.....	140
3.4.2.1. Szenario I: Eigenheimzulage	141
3.4.2.2. Szenario II: Schuldzinsabzug	148
3.4.2.3. Szenario III: Investitionsgutlösung.....	152
3.4.2.4. Zusammenfassung	159
3.4.3. Verteilungseffekte der potentiellen Eigenheimförderung derzeitiger Mieter	160
3.4.3.1. Interpersonelle Konsequenzen.....	160
3.4.3.2. Interregionale Konsequenzen	163
3.4.3.2.1. Verteilung über die Bundesländer	163
3.4.3.2.2. Verteilung über die Wohnlagen.....	167
3.4.3.3. Zusammenfassung	169
3.4.4. Kombination von Instrumenten.....	170
3.4.4.1. Begrenzung des Schuldzinsabzuges und Mindestförderung.....	170
3.4.4.2. Veränderung der Bemessungsgrundlage bei der Investitionsgutlösung	177
3.4.4.3. Investitionsgutlösung mit Mindestförderung	181
3.4.4.3.1. Aufkommensneutralität für Alteigentümer	182
3.4.4.3.2. Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM.....	186
3.4.4.4. Zusammenfassung	189
4. Zusammenfassung.....	191
Anhang.....	197
Literaturverzeichnis.....	211

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1: Parameter der Investitionsfunktionen.....	33
Tabelle 2.2: Parameter und Differenzparameter der Investitionsfunktionen	37
Tabelle 3.1: Wohnungsrelevante Variablen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993	57
Tabelle 3.2: Vergleich: Bruttokalt-Mieten EVS 1993 mit 1 Prozent-Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993 - monatliche Bruttokaltmieten in DM -	65
Tabelle 3.3: Vergleich der EVS-Mieten 1993 mit deutschen Mietspiegeln des Jahres 1995	67
Tabelle 3.4: Mittlere Nettokaltmieten je Quadratmeter.....	71
Tabelle 3.5: Tabellenmethode und Regressionsmethode bei drei Dummymerkmalen und Berücksichtigung aller Interaktionseffekte.....	78
Tabelle 3.6: Mietspiegel Nettokaltmiete je Monat und Quadratmeter - ungewichtete Kleinste-Quadrate- Schätzung -	81
Tabelle 3.7: Mittlere Verkehrswerte je Quadratmeter.....	89
Tabelle 3.8: Verkehrswertspiegel Verkehrswert je Quadratmeter Wohnfläche - ungewichtete Kleinste- Quadrate-Schätzung -	92
Tabelle 3.9: Haushaltstyp und zugeordneter Splittingfaktor.....	105
Tabelle 3.10: Beziehung zwischen Lohn-/Einkommensteuer und Bruttoeinkommen sowie Kinderzahl in Haushalten Alleinlebender bzw. Alleinerziehender.....	106
Tabelle 3.11: Logit-Modell zur Besitzwahl (1) - ungewichtete Rechnung -	126
Tabelle 3.12: Logit-Modell zur Besitzwahl (2) - ungewichtete Rechnung -	128
Tabelle 3.13: Logit-Modell zur Besitzwahl (3) - ungewichtete Rechnung -	129
Tabelle 3.14: Potentielle Neueigentümer und potentielle Aufkommensveränderung in den Szenarien	160
Tabelle 3.15: Verteilung der potentiellen Fördersumme in den Szenarien.....	169

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1.1:	Zur gesamtwirtschaftlichen Bedeutung der Wohnbauten in Deutschland.....	1
Abbildung 2.1:	Bestand und Veränderung an Wohngebäuden und Wohnungen im früheren Bundesgebiet.....	5
Abbildung 2.2:	Wohnungsbestand und relevante demographische Kennzahlen im früheren Bundesgebiet.....	8
Abbildung 2.3:	Wohnungsbestand und relevante demographische Kennzahlen in Deutschland.....	8
Abbildung 2.4:	Komponenten der Veränderung der Zahl der Wohnungen.....	9
Abbildung 2.5.:	Genehmigter umbauter Raum in den Bundesländern von 1979 bis 1997.....	12
Abbildung 2.6:	Renditequotient Q des Sektors Wohnungsvermietung in den Bundesländern des früheren Bundesgebietes für die Jahre 1978 bis 1996.....	20
Abbildung 2.7:	Reales verfügbares Einkommen pro Einwohner für die Jahre 1978 bis 1996.....	22
Abbildung 2.8:	Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation für die Jahre 1979 bis 1997.....	24
Abbildung 2.9:	Mittlerer Breitengrad der Bundesländer.....	26
Abbildung 2.10:	Bevölkerungsdichte der Bundesländer.....	28
Abbildung 2.11:	Logarithmierte Bevölkerungsdichte und Breitengrad der Bundesländer.....	28
Abbildung 2.12:	Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur.....	35
Abbildung 2.13:	Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur.....	35
Abbildung 2.14:	Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur über die Länder bei unterschiedlicher Gruppengröße.....	38
Abbildung 2.15:	Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur über die Jahre bei unterschiedlicher Gruppengröße.....	39
Abbildung 2.16:	t-Werte der Differenzparameter des Realeinkommens bei unterschiedlicher Gruppengröße.....	40
Abbildung 2.17:	Parameter des Realeinkommens der Gruppe mit liquider Vermögensstruktur bei unterschiedlicher Gruppengröße.....	41
Abbildung 2.18:	Zur zeitlichen Entwicklung alternativer Investitionsindikatoren (1).....	42
Abbildung 2.19:	Zur zeitlichen Entwicklung alternativer Investitionsindikatoren (2).....	43
Abbildung 2.20:	Zeitliche Entwicklung der Flächen-Raum-Relation und der Wohnungsgröße in den Bundesländern.....	45
Abbildung 2.21:	Komponenten der Veränderung der Anzahl neu genehmigter Wohnungen im früheren Bundesgebiet, Veränderungen in den Einzeljahren von 1979 bis 1996.....	46
Abbildung 2.22:	Komponenten der Veränderung der Anzahl neu genehmigter Wohnungen in den Bundesländern in zwei Teilzeiträumen.....	46
Abbildung 2.23:	Entwicklung von Baugenehmigungen und Baufertigstellungen im früheren Bundesgebiet.....	48
Abbildung 2.24:	Entwicklung der Veränderung des Bauüberhangs in den Bundesländern des früheren Bundesgebiets - Relation der Baufertigstellungen zu den Baugenehmigungen -.....	49
Abbildung 3.1:	Nebenkosten in Abhängigkeit von der Nettomiete.....	64
Abbildung 3.2:	Verteilung der Wohnungen nach der monatlichen Bruttokaltmiete - Deutschland insgesamt -.....	66
Abbildung 3.3:	Netto-Kaltmiete je Quadratmeter und Wohnungsgröße.....	69
Abbildung 3.4:	Verteilung der Wohnungsgröße von Mieterhaushalten.....	70
Abbildung 3.5:	Verteilung der monatlichen Netto-Kaltmieten je Quadratmeter.....	83
Abbildung 3.6:	Verkehrswerte je Quadratmeter und Wohnungsgröße.....	87
Abbildung 3.7:	Verteilung der Wohnungsgrößen von Eigentümerhaushalten.....	88
Abbildung 3.8:	Verteilung der Verkehrswerte je Quadratmeter.....	94
Abbildung 3.9:	Geschätzte Mietzinsfüße für Eigentümer- und Mieterhaushalte.....	95
Abbildung 3.10:	Geschätzte Mietzinsfüße nach Bundesländern und Wohnlagen.....	96

Abbildung 3.11: Verteilungsfunktionen der nominalen Fremdkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr	100
Abbildung 3.12: Dichtefunktionen der nominalen Fremdkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr - Haushalte mit positiven Fremdkapitalkosten -	100
Abbildung 3.13: Verteilungsfunktionen der nominalen Eigenkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr	101
Abbildung 3.14: Dichtefunktionen der nominalen Eigenkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr - Haushalte mit positiven Eigenkapitalkosten -	101
Abbildung 3.15: Zur Berechnung der Steuervorteile der Nutzung selbstgenutzten Wohneigentums im Jahre 1993	103
Abbildung 3.16: Empirische Verteilungsfunktion der Steuervorteile aus Abschreibungen und Baukindergeld - alle berücksichtigten Haushalte -	112
Abbildung 3.17: Empirische Dichten der Steuervorteile aus Abschreibungen und Baukindergeld - Haushalte mit positivem Steuervorteil -	113
Abbildung 3.18: Empirische Verteilungsfunktionen der Steuervorteile aufgrund Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten - alle berücksichtigten Haushalte-	115
Abbildung 3.19: Empirische Dichten der Steuervorteile aufgrund der Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten - Haushalte mit positivem Steuervorteil -	115
Abbildung 3.20: Empirische Verteilungsfunktion der gesamten Steuervorteile - alle berücksichtigten Haushalte -	116
Abbildung 3.21: Vergleich der empirischen Verteilungsfunktionen der gesamten Steuervorteile mit und ohne Korrektur des Mietzinses - alle berücksichtigten Haushalte -	117
Abbildung 3.22: Empirische Dichten der gesamten Steuervorteile - Haushalte mit positivem Steuervorteil - ..	117
Abbildung 3.23: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer.....	119
Abbildung 3.24: Relation von Erhaltungsaufwand zu Verkehrswert für verschiedene Baualtersklassen.....	119
Abbildung 3.25: Verteilung der Kostendifferenz für Eigentümer- und Mieterhaushalte	121
Abbildung 3.26: Eigentümerquoten und mittlere Kostendifferenzen in den Nettoeinkommensdezilen (hochgerechnete Ergebnisse).....	122
Abbildung 3.27: Eigentümerquoten und mittlere Kostendifferenzen in den Bundesländern (hochgerechnete Ergebnisse).....	122
Abbildung 3.28: Eigentümerquoten und mittlere Kostendifferenzen in den Wohnlagen (hochgerechnete Ergebnisse).....	123
Abbildung 3.29: Kernregressionsschätzung der Eigentümerquote in Abhängigkeit von der Kostendifferenz... 123	
Abbildung 3.30: Mit den Logit-Modellen (2) und (3) richtig klassifizierte Haushalte nach Bundesländern....	131
Abbildung 3.31: Mit den Logit-Modellen (2) und (3) richtig klassifizierte Haushalte nach Nettoeinkommensdezilen.....	132
Abbildung 3.32: Verteilung des Nettovermögens und Besitzform.....	134
Abbildung 3.33: Zusammenhang zwischen Nettovermögen, Nettowohnungsvermögen und Eigentümerquote - Kern- und Kernquantilsregressionen -	135
Abbildung 3.34: Steuerliche Berücksichtigung selbstgenutzten Wohneigentums bei Gewährung einer Eigenheimzulage	143
Abbildung 3.35: Abhängigkeit des Förderbetrages von dem Verkehrswert bei Eigenheimzulage und Status Quo 1993 für einen Haushalt mit zwei Kindern.....	143
Abbildung 3.36: Differenz von Eigenheimzulage und Status Quo-Förderbetrag in Abhängigkeit vom Verkehrswert	144
Abbildung 3.37: Verteilungsfunktionen des partiellen direkten Steuervorteils, Eigenheimzulage vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Mieterhaushalte.....	145
Abbildung 3.38: Verteilungsfunktionen des gesamten Steuervorteils, Eigenheimzulage vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte.....	146
Abbildung 3.39: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer, Eigenheimzulage vs. Status Quo 1993.....	147

Abbildung 3.40: Steuerliche Berücksichtigung selbstgenutzten Wohneigentums bei vollem Schuldzinsabzug	149
Abbildung 3.41: Verteilungsfunktionen des gesamten Steuervorteils, Schuldzinsabzug vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte	149
Abbildung 3.42: Empirische Dichten der Steuervorteile, Schuldzinsabzug vs. Status Quo 1993, Haushalte mit positivem Steuervorteil	150
Abbildung 3.43: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer, Schuldzinsabzug vs. Status Quo 1993	151
Abbildung 3.44: Steuerliche Berücksichtigung selbstgenutzten Wohneigentums bei Investitionsgutlösung	153
Abbildung 3.45: Verteilungsfunktionen der partiellen Steuervorteils aufgrund Abschreibungen und Ansatz des Erhaltungsaufwandes, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte	154
Abbildung 3.46: Empirische Dichten der partiellen Steuervorteile aufgrund Abschreibungen und Ansatz des Erhaltungsaufwandes, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, Haushalte mit positivem Steuervorteil	154
Abbildung 3.47: Verteilungsfunktionen des partiellen Steuernachteile aufgrund Versteuerung des Mietwertes in der Investitionsgutlösung, alle berücksichtigten Mieterhaushalte	155
Abbildung 3.48: Empirische Dichten der partiellen Steuernachteile aufgrund Versteuerung des Mietwertes bei Investitionsgutlösung, Haushalte mit negativem Steuervorteil	156
Abbildung 3.49: Verteilungsfunktionen der gesamten Steuervorteile, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte	156
Abbildung 3.50: Empirische Dichten der gesamten Steuervorteile, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, Haushalte mit einem Steuervorteil größer Null	157
Abbildung 3.51: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993	158
Abbildung 3.52: Anzahl potentieller Neueigentümer in den Nettoeinkommensdezilen	161
Abbildung 3.53: Durchschnittliche steuerliche Förderung je potentiellm Neueigentümer in den Nettoeinkommensdezilen	162
Abbildung 3.54: Verteilung der potentiellen steuerlichen Fördermittel auf die Nettoeinkommensdezile, Anteile am Gesamtbetrag der jeweiligen Fördervariante in Prozent	163
Abbildung 3.55: Anteil potentieller Neueigentümer an allen Haushalten in den Bundesländern	164
Abbildung 3.56: Durchschnittliche steuerliche Förderung je potentiellm Neueigentümer in den Bundesländern	165
Abbildung 3.57: Durchschnittliche potentielle Förderung je Haushalt in den Bundesländern	165
Abbildung 3.58: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderung je Haushalt in den Bundesländern, Unterschiede in Prozent	166
Abbildung 3.59: Anteil potentieller Neueigentümer an allen Haushalten in den Wohnlagen	167
Abbildung 3.60: Durchschnittliche steuerliche Förderung je potentiellm Neueigentümer in den Wohnlagen	168
Abbildung 3.61: Durchschnittliche steuerliche Förderung je Haushalt in den Wohnlagen	169
Abbildung 3.62: Isoquanten der potentiellen Aufkommensveränderung bei einer Kombination von begrenztem Schuldzinsabzug und Option auf Mindestförderung	172
Abbildung 3.63: Isoquanten der Zahl potentieller Neueigentümer bei einer Kombination von begrenztem Schuldzinsabzug und Option auf Mindestförderung	173
Abbildung 3.64: Potentielle Aufkommensveränderung und Zahl potentieller Neueigentümer bei Schuldzinsabzug mit Mindestförderung, Differenzen zum Status Quo 1993	174
Abbildung 3.65: Potentielle Aufkommensveränderung und Zahl potentieller Neueigentümer bei Schuldzinsabzug mit Mindestförderung, Differenzen zur Eigenheimzulage	175
Abbildung 3.66: Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile bei begrenztem Schuldzinsabzug und Mindestförderung, Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten Fördersumme	176

Abbildung 3.67: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderbeträge je Haushalt bei begrenztem Schuldzinsabzug und Mindestförderung, Unterschiede in Prozent.....	177
Abbildung 3.68: Isoquanten der Aufkommensveränderung von Alteigentümern (in Mrd. DM) bei der Investitionsgutlösung mit maximalem Schuldzinsabzug.....	179
Abbildung 3.69: Isoquanten der Aufkommensveränderung von Alteigentümern (in Mrd. DM) bei der Investitionsgutlösung mit Mietzinszuschlag	180
Abbildung 3.70: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei Aufkommensneutralität der Alteigentümer - Differenzen zum Status Quo 1993 -	181
Abbildung 3.71: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Differenzen zum Status Quo 1993.....	183
Abbildung 3.72: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Differenzen zur Eigenheimzulage	184
Abbildung 3.73: Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten Fördersumme	185
Abbildung 3.74: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderbeträge je Haushalt bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Unterschiede in Prozent	186
Abbildung 3.75: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Differenzen zum Status Quo 1993 zuzüglich Aufkommenszuwachs von Alteigentümern.....	187
Abbildung 3.76: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Differenzen zur Eigenheimzulage zuzüglich Aufkommenszuwachs von Alteigentümern.....	187
Abbildung 3.77: Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten Fördersumme	188
Abbildung 3.78: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderbeträge je Haushalt bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Unterschiede in Prozent.....	189

Symbolverzeichnis

AB_{it}	Abschreibungen auf Wohnbauten in Bundesland i und Periode t
A_e	Ausstattungs- und Lagemerkmale von Eigentümerwohnungen
AfA	steuerliche Abschreibungen auf eigengenutzte Wohnbauten
AfA^*	Abschreibungen auf eigengenutzte Wohnbauten in der Investitionsgutlösung, 2 Prozent
A_m	Ausstattungs- und Lagemerkmale von Mieterwohnungen
b	Regressionsparameter (in Anhang 1: Klassenbreite von Histogrammen)
\mathbf{b}	Vektor von Regressionsparametern
B_{it}	Bevölkerung in Bundesland i und Periode t
BKG	Baukindergeld
BWS_{it}	Bruttowertschöpfung in Bundesland i und Periode t
\mathbf{D}	Matrix von Dummyvariablen
$d()$	Dichtefunktion
df	Freiheitsgrade
D_j	Dummyvariable j
E	(in Abschnitt 2.2.1) Ertragstrom
e	Eulersche Zahl
E_e, E_m	kalkulatorische Eigenkapitalkosten für Eigentümer und Mieter
E_{it}	(in Abschnitt 2.2.2.1.3) verfügbares Einkommen der privaten Haushalte in Bundesland i und Periode t
e_{it}	Störgröße für Bundesland i und Periode t
E_t	(in Abschnitt 2.2.2.2) Einwohnerzahl in Periode t
$F()$	Verteilungsfunktion
FBK_{ei}	Freibetrag für Kapitaleinkünfte (einschließlich Werbungskosten) für Haushalt i
F_e, F_m	kalkulatorische Fremdkapitalkosten für Eigentümer und Mieter
f_m	Mietpreistabelle
f_{min}	Mindestfördersatz einer einkommensunabhängigen Eigenheimförderung (in den Steuerszenarien)
F_t	genehmigte Wohnfläche in Quadratmetern
f_v	Verkehrswerttabelle
G_0	Sockelbetrag des Geldvermögens von Mieterhaushalten
G_m	Geldvermögen von Mieterhaushalten
G_t	Geldvermögensbestand im früheren Bundesgebiet in Periode t
GWR^*	Schwellenwert der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation (zur Gruppierung von Länderjahren)
GWR_{it}	Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation in Bundesland i und Periode t
h	relative Häufigkeit

HG_t	Haushaltsgröße (Einwohner je Haushalt) in Periode t
HM_t	Zahl der Haushaltsmitglieder in Periode t (entspricht der Zahl der Einwohner in Periode t)
HWR_t	Haushalte-Wohnungs-Relation (Haushalte je Wohnung) in Periode t
IE	Interaktionseffekt
K	(in Abschnitt 3.2.1.3) Zahl der Regressionsparameter eines Regressionsmietspiegels
$K()$	Kernfunktion
K_e, K_m	kalkulatorische Kapitalkosten für Eigentümer und Mieter
K_j	Zahl vorkommender Merkmale von Merkmal j
L	Likelihoodfunktion
M	Mieteinnahmen abzüglich Erhaltungsaufwand
m	Quadratmetermiete
\mathbf{m}	Vektor von Quadratmetermieten
\bar{m}	mittlere Quadratmetermiete
ME	Mischeffekt
n	Beobachtungszahl
NAV_{it}	Nettoanlagevermögen zu Wiederbeschaffungspreisen in Bundesland i und Periode t
$n_{k,i}$	Zahl der Kinder von Haushalt i
p	Wahrscheinlichkeit, Anteilswert
p^*	Schwellenwert zur Klassifikation mit einem Logitmodell
Q_{it}	Renditequotient (Wohnungsbaurendite zu realer Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere) in Bundesland i und Periode t
r	partieller Korrelationskoeffizient (vgl. auch Anhang 4)
r^2	Bestimmtheitsmaß
r_E	Eigenkapitalzinssatz (entspricht der nominalen Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere)
r_F	Fremdkapitalzinssatz (durchschnittlicher Zinssatz für Hypothekendarlehen)
R_t	genehmigter umbauter Raum in Kubikmetern in Periode t
s	Splittingfaktor (1 Grundtabelle, 2 Splittingtabelle)
S_{it}	Spareinlagenbestand in Bundesland i und Periode t
S_t	Spareinlagenbestand im früheren Bundesgebiet in Periode t
t	Quotient aus Regressionskoeffizient und dessen Standardabweichung (in den Steuerszenarien: Grenzsteuersatz)
T	Steuerzahllast
$T()$	Tariffunktion der Einkommensteuer
T_k	Kirchensteuerzahllast
u_{ik}	(in Anhang 1) Abstand der Merkmalswerte i und k
u_{it}	Regressionsresiduum für Bundesland i und Periode t
v	Verkehrswert je Quadratmeter

V_e, V_m	kalkulatorischer Verkehrswert von Eigentümer- und Mietwohnungen
w	Bandweite von Kerndichteschätzern
$wald$	Waldstatistik (vgl. auch Anhang 4)
W_{it}	Wertsteigerung von Wohnbauten in Bundesland i und Periode t
W_j	Merkmalswertmenge j
W_t	Wohnungsbestand in der Periode t
x_{jit}	unabhängige Variable j für Bundesland i und Periode t
y	Wert der abhängigen Variable in Regressionsmodellen
\tilde{y}	lokaler Mittelwert von Variable y
ZEK	Eigenkapitalzinsen
ZFK	Fremdkapitalzinsen
z_K	Kapitalkostensatz
z_{SV}	Sachvermögensrendite
z_t^r	reale Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere in Periode t
ZVE	zu versteuerndes Einkommen
z_{Wit}	Rendite von Wohnbauten in Bundesland i und Periode t
a_i	Regressionskonstante (fixer Effekt) für Bundesland i
β_j	Regressionsparameter j
d_j	Differenzparameter für exogene Variable j
f_k	weitere Regressionsparameter
k, k^*	Kirchensteuersatz, Kirchensteuerhilfssatz
l	(in den Steuerszenarien) maximaler Schuldzinsabzug in Prozent
l_t	zufälliger Jahreseffekt für Jahr t
m	Mietzinsfuß (Quotient aus Jahresmiete und Verkehrswert)
n	Zahl exogener Variablen, Zahl erklärender Merkmale
x_i	Wert einer gleichverteilten Zufallszahl zwischen 0 und 1
Δ	erste Differenz in der Zeit
Δk	Kostendifferenz (Differenz aus kalkulatorischen Mietkosten und kalkulatorischen Selbstnutzungskosten, relativiert mit dem kalkulatorischen Verkehrswert)

Abkürzungsverzeichnis

BB	Brandenburg
Bd.	Band
BLN-O	Berlin-Ost
BLW	Berlin-West
BW	Baden-Württemberg
BY	Bayern
EHZ	Eigenheimzulage
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
HB	Hansestadt Bremen
Hg.	Herausgeber
HH	Hansestadt Hamburg
HS	Hessen
MVP	Mecklenburg-Vorpommern
NS	Niedersachsen
NW	Nordrhein-Westfalen
RP	Rheinland-Pfalz
SA	Sachsen
SAN	Sachsen-Anhalt
SEA	Systematik der Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte
SH	Schleswig-Holstein
SL	Saarland
SOEP	Sozioökonomisches Panel
THÜ	Thüringen

1. Einleitung

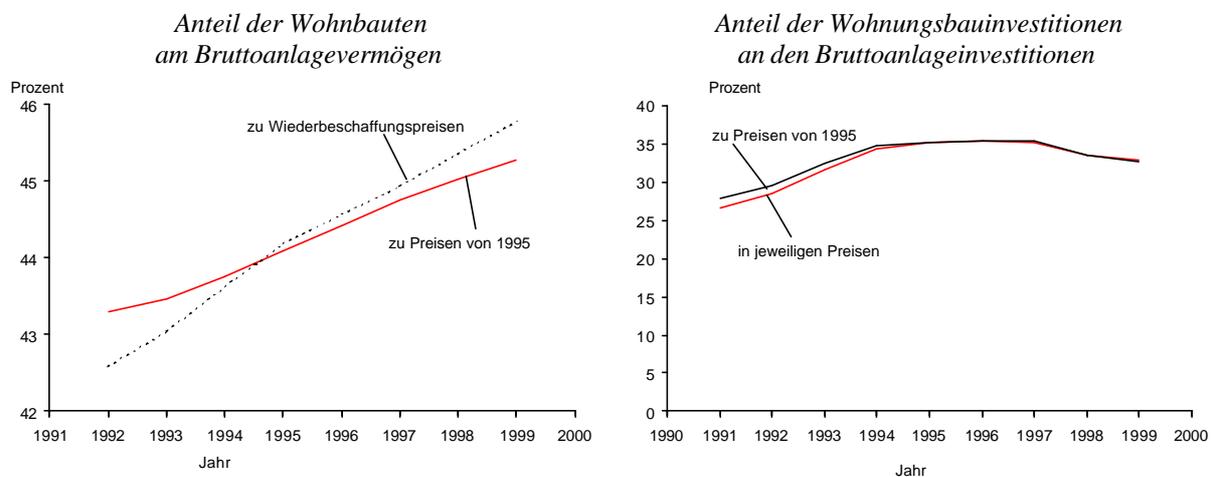
Motivation

Die Motivation zur vorliegenden Arbeit geht auf zwei herausragende Merkmale des deutschen Kapitalstocks zurück:

(1) Wohnbauten sind die wichtigste Einzelkomponente des gesamtwirtschaftlichen Kapitalstocks

Ende des Jahres 1999 bestehen mehr als 82 Prozent des gesamtwirtschaftlichen Bruttoanlagevermögens¹ Deutschlands aus Bauten, rund 55 Prozent davon entfallen auf Wohnbauten.² Insgesamt besteht damit das Bruttoanlagevermögen Deutschlands zu über 45 Prozent aus Wohnbauten. Der Idealtyp des Kapitalstocks des produzierenden Gewerbes, der in Verbindung mit dem Produktionsfaktor Arbeit zur Produktion von Gütern des Produzierenden Gewerbes eingesetzt wird, macht demgemäß nur einen Teil des gesamtwirtschaftlichen Sachvermögens aus. Auch bei den Investitionen haben die Wohnbauten einen hohen Anteil von rund 33 Prozent.

Abbildung 1.1: Zur gesamtwirtschaftlichen Bedeutung der Wohnbauten in Deutschland



Quelle: Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, verschiedene Segmente; eigene Berechnungen. Anmerkung: Anlagebestände am Jahresende.

Wohnbauten unterscheiden sich in verschiedener Hinsicht deutlich von den Ausrüstungen sowie den übrigen Bauten und machen daher eine eigenständige Analyse ihrer Bestimmungsgründe erforderlich. Zunächst weisen sie - wie die Bauten insgesamt - eine regionale Immobilität auf. Die regionale Gebundenheit fällt aber noch stärker als bei industriellen Produktionsgütern ins Gewicht, da das Gut Wohnung an seinem Produktionsort konsumiert

¹ Reproduzierbares Sachvermögen abzüglich der Vorräte. Der Anteilswert gilt sowohl bei Bewertung in festen Preisen des Jahres 1995 als auch bei einer Bewertung zu Wiederbeschaffungspreisen.

² Vgl. Statistisches Jahrbuch für Deutschland 2000, S. 639.

wird. Ferner weisen Bauten allgemein, speziell aber Wohnbauten, eine erheblich längere Nutzungsdauer als Ausrüstungen auf. Im Jahre 1995 ergibt sich bei den Ausrüstungen ein Durchschnittsalter von 7,7 Jahren, bei den Bauten dagegen beträgt das Durchschnittsalter 25,6 Jahre, bei den Bauten der Unternehmen ohne Wohnungsvermietung³ beträgt es 21,0 Jahre.⁴ Die lange Nutzungsdauer von Wohnungsgütern macht neben der Berücksichtigung der in Investitionsmodellen üblichen mittelfristigen, konjunkturellen Determinanten (wie etwa Zinssätze und Ertragsraten) den Einbezug langfristiger Entwicklungsdeterminanten erforderlich. An vorderster Stelle stehen hier demographische Faktoren.

(2) Niedrige Eigentümerquote

Deutschland weist im Vergleich mit westlichen Industrieländern eine niedrige Eigentümerquote⁵ auf: Laut Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993 sind nur rund 41 Prozent der Wohnungen von den Eigentümern bewohnt (Westdeutschland 46,2 Prozent, Ostdeutschland 18,8 Prozent).⁶ Das bedeutet, daß bei Wohnbauten die Gruppe der Eigentümer und die Gruppe der Nutzer so weit auseinander fallen wie bei keinem anderen Sachgut.

Die Entscheidung eines Haushalts über die Besitzform (Miete oder Eigentum) hängt von zahlreichen haushalts- bzw. wohnungsindividuellen Faktoren ab. Eine entscheidende Bedeutung kommt hier den Kosten beider Besitzformen zu. Die Nutzungskosten einer Mietwohnung und die Anschaffungskosten einer Eigentümerwohnung hängen zunächst von wohnungsindividuellen Merkmalen wie Größe, Ausstattung und Lage der Wohnung ab. Wegen der Präferenzen der Haushalte und wegen des hohen staatlichen Engagements im Bereich der Wohnungsförderung hängen die Nutzungskosten eigengenutzter Wohnungen darüberhinaus von haushaltsindividuellen Charakteristika ab.

Gang der Arbeit

Den beiden geschilderten Charakteristika entsprechend ist die Arbeit in zwei Hauptteile (Abschnitt 2 und Abschnitt 3) gegliedert. In Abschnitt 2 wird den mittel- und langfristigen Bestimmungsgründen des gesamtwirtschaftlichen Wohnungsbestandes nachgegangen. Abschnitt 2.1 befaßt sich unter Verwendung einfacher Kennziffernmodelle mit demographischen Relationen, die in langer Sicht als Bestimmungsgründe des Wohnungsbestandes

³ Zu den Unternehmen der Wohnungsvermietung zählen auch die von Eigentümern selbstgenutzten Wohnungen. Der Bautenbestand dieses Wirtschaftszweig entspricht somit dem Bestand des gesamtwirtschaftlichen Wohnungsvermögens.

⁴ Vgl. Statistisches Jahrbuch für Deutschland 1997, S. 688.

⁵ Diese wird in vorliegender Arbeit definiert als Anteil der von selbstnutzenden Eigentümern bewohnten Wohnungen an allen Wohnungen. Nicht gemeint ist damit der Anteil der Haushalte, die Wohnungsvermögen besitzen.

⁶ Hochgerechnete Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1993. Der Anteil der Haushalte, die Wohnungsvermögen besitzen, fällt dagegen höher aus. Hier ergibt sich für Deutschland insgesamt eine Quote von rund 46 Prozent (Westdeutschland 50,3 Prozent, Ostdeutschland 27,6 Prozent). Eigene Berechnungen mit der EVS 1993. Vgl. auch Hauser/Stein (1999), S. 27.

aufzufassen sind. Als zentrale Größe dient die Entwicklung der Haushaltsgröße von der - neben der Bevölkerungsentwicklung - in langer Sicht der nachgefragte Wohnungsbestand abhängt. Abschnitt 2.2 untersucht die Bestimmungsgründe des Wohnungsbestandswachstums. Hierzu werden in Abschnitt 2.2.1 kombinierte Längsschnitts-Querschnitts-Investitionsfunktionen für Bundesländer geschätzt. Im Anschluß an die neuere Investitionsliteratur wird dem Einfluß der Liquidität ein besonderer Stellenwert eingeräumt. Als Investitionsindikator werden die erteilten Baugenehmigungen herangezogen, da die Erteilung der Baugenehmigung durch die Baubehörden noch die größte zeitliche Nähe zur ökonomischen Entscheidung der Bauherren zum Neubau einer Wohnung aufweist. In Abschnitt 2.2.2 werden mittels Kennziffernmodellen gesamtwirtschaftliche und regionale Besonderheiten wichtiger Baurelationen untersucht und schließlich die Verbindung zwischen den im Vorabschnitt erklärten Baugenehmigungen und den Baufertigstellungen hergestellt.

Abschnitt 3 untersucht in einem Querschnittsansatz Bestimmungsgründe der relativ niedrigen deutschen Eigentümerquote. Hierzu wird die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993 verwendet, mit der - im Gegensatz zu anderen in der Literatur verwendeten Datenquellen - die meisten relevanten Variablen haushaltsindividuell bestimmt werden können. Grundlage des Erklärungsansatzes ist ein Vergleich der kalkulatorischen Kosten der Besitzformen Miete und Eigentum. Nach den Vorbemerkungen in Abschnitt 3.1 werden hierzu in Abschnitt 3.2 Wohnkosten bestimmt. Zunächst werden kalkulatorische Mietkosten für Mieter- und Eigentümerhaushalte berechnet. Als Grundlage dazu wird ein Regressionsansatz (Regressions-Mietspiegel) verwendet, der die monatliche Nettokaltmiete in Abhängigkeit von Ausstattungs- und Lagevariablen erklärt. Im Anschluß werden kalkulatorische Selbstnutzungskosten ebenfalls für Mieter- und Eigentümerhaushalte bestimmt. Deren Berechnung setzt an den Kosten des im Wohnungsvermögen gebundenen Kapitals an, berücksichtigt steuerliche Vorteile und den Erhaltungsaufwand. Zur Bestimmung der Kapitalkosten ist die Kenntnis von Verkehrswerten erforderlich. Methodisch ganz analog zu dem Mietspiegel wird dazu ein Verkehrswertspiegel berechnet, der es auch erlaubt, für Mieterhaushalte den Verkehrswert der von diesen bewohnten Wohnungen abzuschätzen. Die potentielle Kapitalstruktur von Mieterhaushalten im Falle des Kaufs einer eigenen Wohnung läßt sich aufgrund der vorliegenden Angaben zu deren Finanzvermögen berechnen. Für Eigentümerhaushalte ist dagegen deren Restbestand an Hypothekendarlehen bekannt. Die Berechnung der potentiellen bzw. tatsächlichen Steuervorteile der Mieter- bzw. Eigentümerhaushalte ist unter Berücksichtigung steuerlich relevanter Haushaltscharakteristika (zu versteuerndes Einkommen, Familienstatus, Kinderzahl etc.) möglich. Die Differenz aus Mietkosten und Selbstnutzungskosten (relativiert mit dem Verkehrswert) wird als Maß der Vorteilhaftigkeit des Kaufs einer eigenen Wohnung verwendet.

In Abschnitt 3.3 wird mit dieser Kostendifferenz die von den Haushalten im Jahre 1993 gewählte Besitzform zu erklären versucht. Dazu wird ein Logit-Modell verwendet, das neben der Kostendifferenz weitere relevante Variablen berücksichtigt.⁷

Der letzte Abschnitt 3.4 ist steuerpolitischen Szenarien gewidmet. Hier wird abzuschätzen versucht, mit welchen fiskalischen und wohnungspolitischen Konsequenzen zu rechnen ist, wenn die zum Untersuchungszeitpunkt praktizierte Form der staatlichen Eigenheimförderung verändert wird. Als wohnungspolitische Zielgröße wird - entsprechend der oben geschilderten Motivation - die mögliche Zahl neuer selbstnutzender Eigentümer (potentielle Neueigentümer) in den Mittelpunkt gerückt. Fiskalisch steht dabei die zu erwartende potentielle Einkommensteueraufkommensveränderung im Vordergrund.

Status Quo ist die 1993 gültige steuerliche Regelung, die steuerliche Abschreibungen unter Höchstbeträgen und ein Baukindergeld vorsieht. Diesem Status Quo werden drei Szenarien gegenüber gestellt: (1) Die seit 1996 eingeführte Eigenheimzulage, die einen Förderbetrag unabhängig vom Einkommen des Haushalts vorsieht und ein Baukindergeld gewährt. (2) Die Regelung, daß die Schuldzinsen des Eigentümers steuerlich absetzbar sind. (3) Die sogenannte Investitionsgutlösung, die auf einer steuerlichen Gewinn- und Verlustrechnung des Wohnungseigentümers basiert.

Als operationalisierte wohnungspolitische Zielgröße wird dabei auf die Zahl potentieller Neueigentümer abgestellt. Dies sind Mieter, für die der Kauf einer eigenen Wohnung sowohl anzuraten ist als auch durch deren ökonomische Situation nicht verhindert wird. Neben den aggregierten Ergebnissen dieser Rechnungen, die sich in Abschnitt 3.4.2 finden, werden deren Verteilungswirkungen untersucht, indem etwa dargestellt wird, wie sich die in den einzelnen Szenarien ergebenden potentiellen Förderbeträge auf Haushalte unterschiedlicher Einkommensgruppen, auf die einzelnen Bundesländer und auf zentrale bzw. periphere Wohnlagen verteilen (Abschnitt 3.4.3). Im letzten Abschnitt 3.4.4 werden schließlich Fördervarianten beurteilt, die auf einer Kombination der den drei Basisszenarien zugrundeliegenden wohnungspolitischen Instrumente beruhen.

Abschnitt 4 dient einer Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse.

⁷ Wesentliche Ergebnisse der Abschnitte 3.1 bis 3.3 sind in Bellgardt (2000) zusammengefaßt.

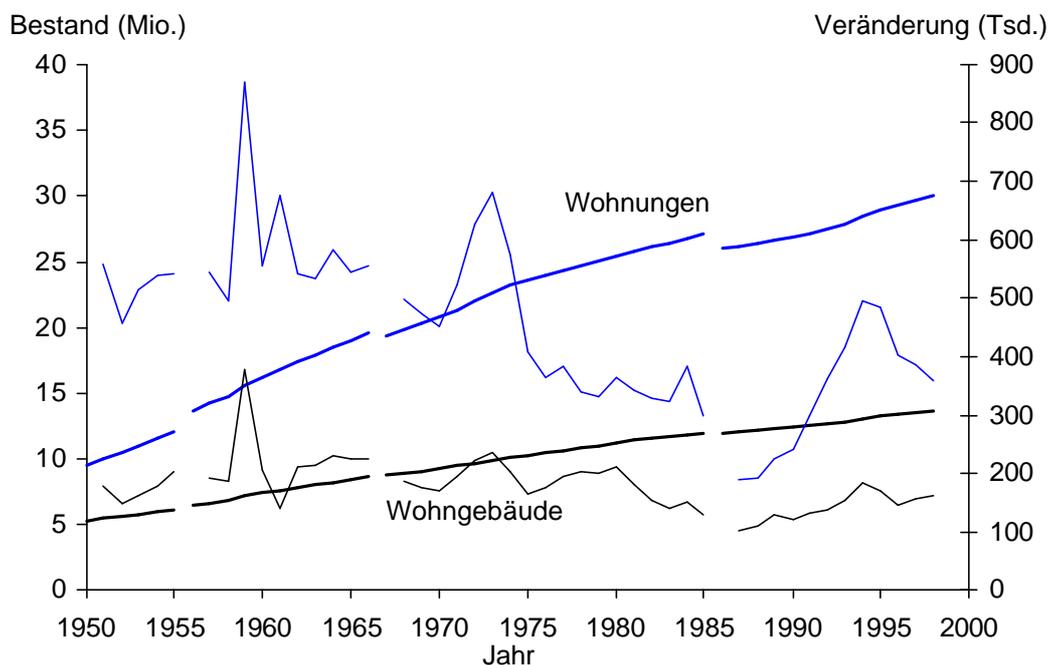
2. Zeitliche Entwicklung des Wohnungsbestandes

In diesem Abschnitt werden Entwicklung und Bestimmungsgründe des gesamtwirtschaftlichen Wohnungsbestandes untersucht. Die Analyse erfolgt einerseits auf makroökonomischer Ebene und zwar in der längerfristigen Sicht auf Ebene des früheren Bundesgebietes. Andererseits wird, um möglichen großräumigen regionalen Besonderheiten Rechnung zu tragen auf die Bundesländer des früheren Bundesgebietes als Untersuchungseinheit abgestellt. Der Abschnitt ist auch vor dem Hintergrund des Abschnitts 3 zu sehen, der eine mikroanalytische Querschnittsanalyse darstellt und so die gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen nur bedingt und auf eine Periode bezogen berücksichtigen kann.

2.1. Analyse des Wohnungsbestandes

2.1.1. Langfristige Entwicklung der Wohnungs- und Wohngebäudezahl im früheren Bundesgebiet

Abbildung 2.1: Bestand und Veränderung an Wohngebäuden und Wohnungen im früheren Bundesgebiet



Anmerkung: Der Bestand (fette Linienzüge) ist in Mio. angegeben, die jährlichen Veränderungen (magere Linienzüge) in Tausend. Die Datenbrüche entstehen durch die Wohnungszählungen und die fehlende Fortschreibung zwischen den Zählungen.

Im früheren Bundesgebiet hat sich die Zahl der Wohngebäude von 5,25 Mio. im Jahre 1950 auf 13,67 Mio. im Jahre 1998 erhöht. Diese Entwicklung erfolgt nahezu schwankungsfrei mit einer jahresdurchschnittlichen Veränderungsrate von 2,0 Prozent. Die Zahl der Wohnungen entwickelt sich mit einer jahresdurchschnittlichen Veränderungsrate von 2,4 Prozent von 9,43

Mio. im Jahre 1950 auf 30,0 Mio. im Jahre 1998. Auffälligstes zeitliches Muster bei der Zahl neugebauter Wohnungen ist der trendmäßige Rückgang von 1960 bis Ende der achtziger Jahre und der deutliche Anstieg von 1987 bis 1994. Im letztgenannten Zeitraum stieg die Zahl zusätzlicher Wohnungen von knapp 200.000 auf fast 500.000.

2.1.2. Wohnungsbestand und demographische Kennzahlen

Als langfristige Bestimmungsfaktoren des Wohnungsbestandes werden vor allem demographische Einflußfaktoren gesehen. Zunächst ist hier die rein zahlenmäßige Veränderung der Gesamtbevölkerung zu nennen, deren Ausmaß einerseits von der sogenannten natürlichen Bevölkerungsbewegung durch Geburten und Sterbefälle und andererseits durch Wanderungsbewegungen bestimmt ist.⁸ Sodann ist entscheidend, wie sich die Gesamtzahl der Bevölkerung auf Haushalte⁹ und diese wiederum auf Wohnungen verteilt. Die Größe der Haushalte ist hierbei unter anderem von der Altersstruktur der Bevölkerung abhängig.¹⁰ Haushalte mit jungem und mit altem Haushaltsvorstand weisen typischerweise durchschnittlich geringere Haushaltsgrößen auf als Haushalte mit Vorständen im mittleren Alter.¹¹

Grundsätzlich würde es sich anbieten, die genannten und weitere langfristige Faktoren zusammen mit den Variablen üblicher Investitionsmodelle (vgl. Abschnitt 2.2.1) zu berücksichtigen. Dies verhindert aber die Datenlage.¹² Nachfolgend wird daher mit einem komponentenanalytischen Ansatz¹³ abzubilden versucht, in welchem Ausmaß die Entwicklung des Wohnungsbestandes mit der Entwicklung relevanter demographischer Kennzahlen einhergeht. Ziel ist die Zerlegung der Veränderung des Wohnungsbestandes in verschiedene, durch demographische Kennzahlen bestimmte Effekte. Ausgangspunkt ist die Definition des Wohnungsbestandes W_t zu einem Zeitpunkt t durch die demographischen Größen

- Gesamtzahl der Haushaltsmitglieder HM_t (entspricht der Einwohnerzahl) als Bevölkerungsbestandvariable,

⁸ Vgl. Easterlin (1966) und Stiens (1996), S. 298 - 299.

⁹ Prozesse der Haushaltsbildung untersuchen etwa Hendershott/Smith (1985).

¹⁰ Vgl. Maisel (1960), Smith (1984) und Smith u.a. (1984).

¹¹ Für Deutschland ergeben sich für das 1993 folgende Ergebnisse: Haushalte mit Haushaltsvorständen im Alter bis 20 Jahren und über 70 Jahren weisen eine durchschnittliche Haushaltsgröße von 1,6 Personen je Haushalt auf. Die Altersgruppe mit der größten Haushaltsgröße ist die Gruppe der Haushaltsvorstände mit einem Alter zwischen 40 und 45 Jahren, bei der die durchschnittliche Haushaltsgröße 3,5 Personen beträgt. Quelle: EVS 1993 und eigene Berechnungen.

¹² Über den langen Betrachtungszeitraum fehlen geeignete und konsistente Zeitreihen der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vor allem auf regionaler Ebene.

¹³ Zu komponentenanalytischen Anwendungen vgl. etwa Wagner (1972), Stützel (1978), Dunn (1980), Ifo (1981), Feldstein (1983), Goldsmith (1985). Zur Beurteilung dieses vor allem wegen seines tautologischen Charakters nicht unumstrittenen Verfahrens vgl. etwa Knorring (1978), S. 562, Ifo (1981), S. 3 - 4, S. 17, Timmermann (1982), S. 31, und Neubauer (1990). Ein knapper Überblick findet sich bei Bellgardt (1995), S. 25 - 32.

- durchschnittliche Haushaltsgröße HG_t (Einwohner je Haushalt), die summarisch kennzeichnet wie sich die Bevölkerung auf Haushalte verteilt¹⁴ und
- die Relation der Zahl der Haushalte zur Zahl der Wohnungen HWR_t , die die Versorgung der Haushalte mit Wohnungen kennzeichnet:¹⁵

$$W_t = \frac{HM_t}{HG_t HWR_t}$$

Mit einer weiteren Zerlegung, etwa der Zerlegung der durchschnittlichen Haushaltsgröße in altersspezifische Haushaltsgrößen, ließen sich zwar weitere Erkenntnisse etwa über den Beitrag einer veränderten Altersstruktur gewinnen, doch wird darauf aus Gründen der Datenlage verzichtet.¹⁶

Die obige Beziehung läßt sich verwenden, um die Veränderung des Wohnungsbestandes in einem Zeitraum von Periode 0 zu Periode t in den hypothetischen Beitrag einer isolierten Variation der demographischen Größen zu zerlegen. Es ergibt sich:¹⁷

$$DW_t = DHM_t \frac{1}{HG_t HWR_t} + D \frac{1}{HG_t} \frac{HM_t}{HWR_t} + D \frac{1}{HWR_t} \frac{HM_t}{HG_t} + \sum_{j=1}^4 ME_{jt}$$

Der letzte Summand ist die Summe der durch die additive Zerlegung entstehenden vier Mischeffekte. Der Zeitraum von 1950 bis 1998 wird – nach Verfügbarkeit des Datenmaterials – in fünf Abschnitte aufgeteilt. Zerlegt wird die Veränderung der Wohnungszahl in diesen Zeitabschnitten.

Zeitliche Entwicklung der Komponenten

Die Abbildungen 2.2 und 2.3 geben zunächst die zeitliche Entwicklung der Komponenten im früheren Bundesgebiet wieder. Während die Zahl der Haushaltsmitglieder von 1950 bis 1998 um rund 34 Prozent gestiegen ist, ist die durchschnittliche Haushaltsgröße von 3 in 1950 auf 2,18 Personen je Haushalt im Jahre 1998 gesunken. Die Haushalte-Wohnungs-Relation ist insgesamt bis 1998 um rund 42 Prozent gefallen (von 1,76 auf 1,02). Beachtenswert ist, daß letztgenannte Relation bis Ende der sechziger Jahre fast kontinuierlich gefallen ist. Zu diesem Rückgang hat maßgeblich der Rückgang von Untermietverhältnissen beigetragen.¹⁸ Mitte der siebziger bis Mitte der achtziger Jahre verharrt die Relation auf einem Niveau von etwa Eins. Wahrscheinlich dürfte die Zuwanderung aus dem östlichen Europa mit zu dem leichten

¹⁴ Ein Haushalt ist definiert als der Zusammenschluß von Personen zu einer Wohn- und Wirtschaftsgemeinschaft. Eine Wohnung kann von mehreren Haushalten bewohnt sein, ein Haushalt kann aber auch mehr als eine Wohnung bewohnen.

¹⁵ Vgl. hierzu auch Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 34.

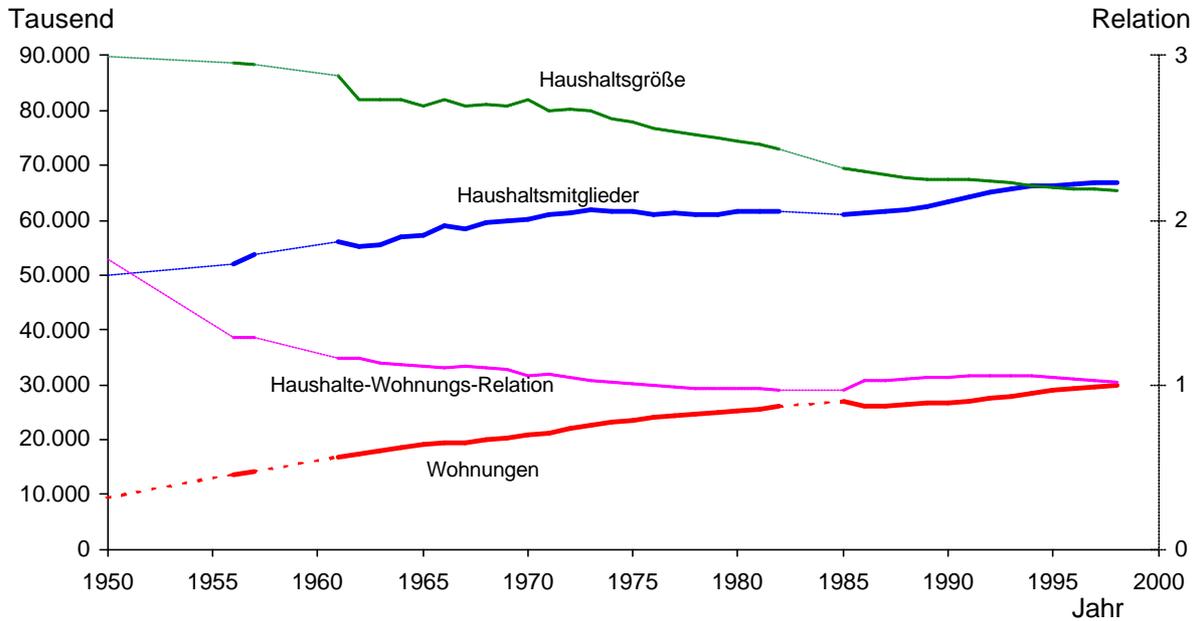
¹⁶ Mikroökonomische Datengrundlagen zu mehreren Zeitpunkten standen dem Verfasser nicht zur Verfügung.

¹⁷ Bei einer isolierten Variation einer der Komponenten ist mithin Konstanz der übrigen Komponenten unterstellt.

¹⁸ Vgl. Statistisches Bundesamt (2000), S. 143.

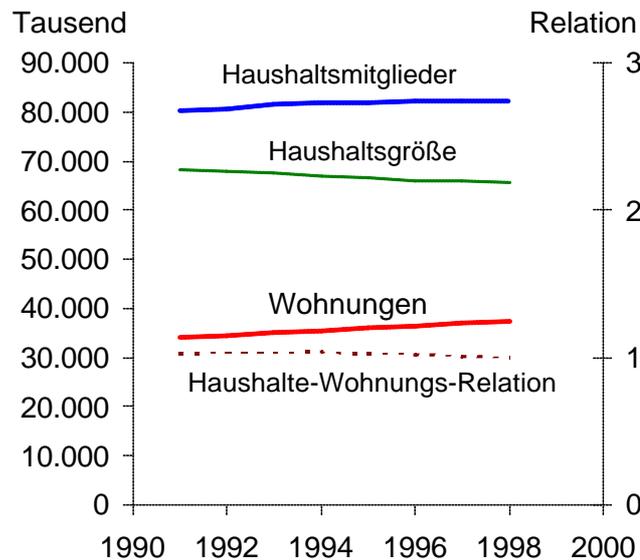
Wiederanstieg der Haushalte-Wohnungs-Relation auf rund 1,05 im Jahre 1990 beigetragen haben.

Abbildung 2.2: Wohnungsbestand und relevante demographische Kennzahlen im früheren Bundesgebiet



Quelle: Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, verschiedene Segmente; eigene Berechnungen. Anmerkung: Haushaltsmitglieder und Wohnungen in Tausend.

Abbildung 2.3: Wohnungsbestand und relevante demographische Kennzahlen in Deutschland



Quelle: Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, verschiedene Segmente; eigene Berechnungen. Anmerkung: Haushaltsmitglieder und Wohnungen in Tausend.

Im vereinten Deutschland sind in den neunziger Jahren dem früheren Bundesgebiet vergleichbare Entwicklungsmuster zu beobachten: Anstieg der Zahl der Haushaltsmitglieder

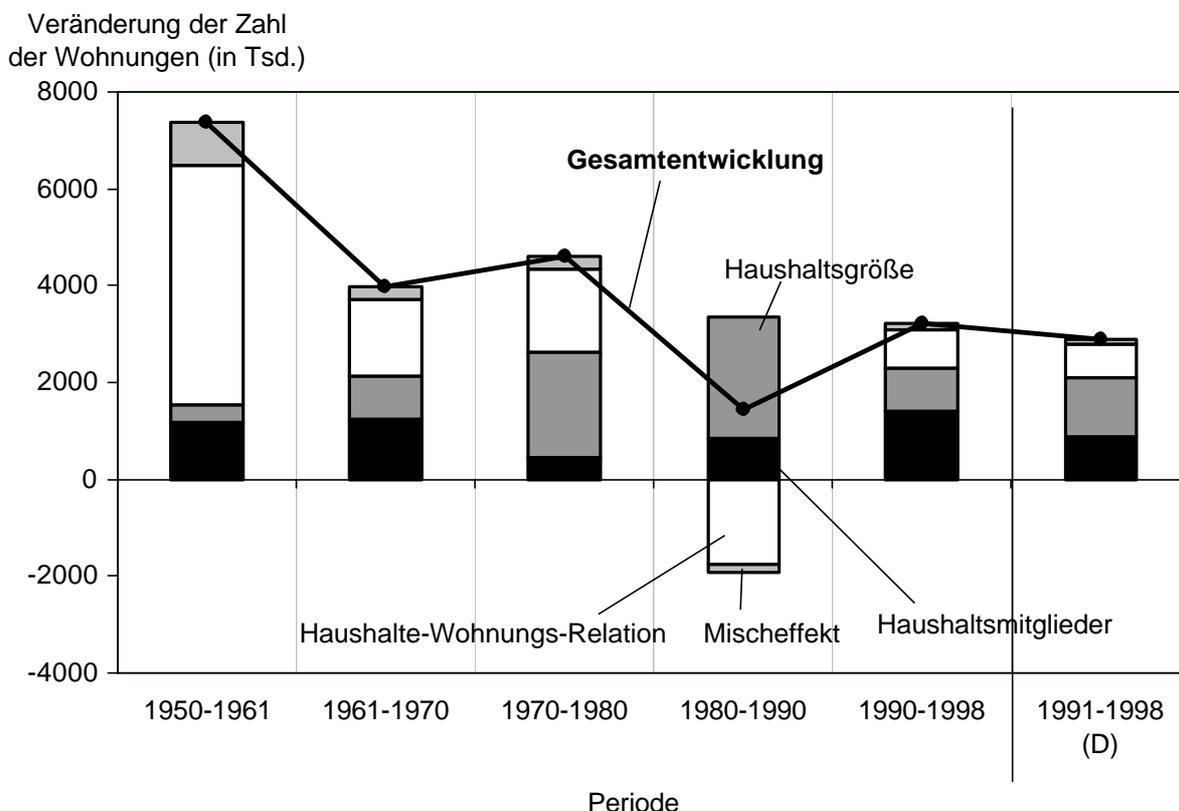
und der Zahl der Wohnungen, annähernde Konstanz der Haushalte-Wohnungs-Relation auf einem Niveau von etwa 1 und Rückgang der Haushaltsgröße.

Beitrag der Komponenten zur Veränderung des Wohnungsbestandes

Betrachtet sei nun der Beitrag dieser Komponenten zur Entwicklung des Wohnungsbestandes in fünf ausgewählten Zeitabschnitten (vgl. Abbildung 2.4). Zunächst zeigt sich, daß die Summe der Mischeffekte klein ist, die Zerlegung also hinreichend gut gelungen ist.

Insgesamt kommt hierbei der Veränderung der Haushalte-Wohnungs-Relation die größte Bedeutung bezüglich der Veränderung des Wohnungsbestandes zu. Allein durch den deutlichen Rückgang dieser Relation in den Jahren von 1950 bis 1961 wurden knapp 5 Mio. neue Wohnungen erforderlich. In den beiden folgenden Zeitabschnitten sind infolge der isolierten Veränderung dieser Relation rund 40 Prozent der Ausweitung des Wohnungsbestandes erklärbar. In der Periode von 1980 bis 1990 konnte der Anstieg des Wohnungsbestandes aufgrund des Wiederanstiegs der Haushalte-Wohnungs-Relation um rund 1,8 Mio. Wohnungen geringer ausfallen.

Abbildung 2.4: Komponenten der Veränderung der Zahl der Wohnungen



Quelle: Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, verschiedene Segmente; eigene Berechnungen.

Zweitwichtigste Komponente ist die durchschnittliche Haushaltsgröße, mit deren Rückgang im Zeitraum von 1961 bis 1970 mehr als ein Fünftel und im Zeitraum von 1970 bis 1980 fast die Hälfte der Bestandsausweitung erklärbar ist. In den achtziger Jahren ist ein Wohnungs-

mehrbestand von rund 2,5 Mio. Wohnungen allein durch die isolierte Veränderung der durchschnittlichen Haushaltsgröße erklärbar. Rund 5,0 Mio. und damit nur knapp 25 Prozent aller im Gesamtzeitraum von 1950 bis 1998 im früheren Bundesgebiet entstandenen Wohnungen sind allein durch die gestiegene Zahl der Haushaltsmitglieder erklärbar.

In den neunziger Jahren ist - im früheren Bundesgebiet - erstmals die gestiegene Zahl an Haushaltsmitglieder die wichtigste Komponente. Bei Betrachtung der Entwicklung in Deutschland insgesamt (Jahre 1991 bis 1998) kommt allerdings der Veränderung der Haushaltsgröße der entscheidende Einfluß zu und ist auf die sich offenbar nach der Wiedervereinigung verändernden Wohngewohnheiten in den östlichen Bundesländern zurückzuführen.

Insgesamt zeigt die Analyse damit, daß die Ausweitung des Wohnungsbestandes seit den fünfziger Jahren zum überwiegenden Teil auf veränderte Wohngewohnheiten (durchschnittliche Haushaltsgröße und Haushalte je Wohnung) und nicht auf eine gestiegene Bevölkerung zurückzuführen ist.

2.2. Analyse des Wohnungsbaus

Im vorliegenden Abschnitt sollen die mittelfristigen konjunkturellen Bestimmungsgründe der Zunahme des Wohnungsbestandes durch neue Bauten untersucht werden. Als zu analysierende Größe werden hierzu die Baugenehmigungen in den Mittelpunkt gestellt. Nach der Stellung des Bauantrages durch den Bauherrn gehört die Genehmigung dieses Antrages durch die Baubehörde zu den frühesten einer ganzen Reihe von Aktivitäten, die mit der Baufertigstellung und dem Bezug durch den Nutzer endet. Da die Stellung des Bauantrages statistisch nicht erfaßt wird, sind die Baugenehmigungen die verfügbare statistische Größe, die die größte zeitliche "Nähe" zur ökonomischen Entscheidung über das Bauprojekt aufweist. Dennoch gibt es Baumaßnahmen, die bereits vor Erteilung der Genehmigung begonnen werden (sogenannte Bauvoranfragen) und es ist darüberhinaus davon auszugehen, daß nicht alle Genehmigungen auch ausgenutzt werden.¹⁹

Um regionale Besonderheiten²⁰ offenzulegen werden als Beobachtungseinheiten die Bundesländer des früheren Bundesgebietes gewählt. Für die neuen Länder erscheinen die verfügbaren Zeitreihen zu kurz. Auch dürfte die Entwicklung im Osten von den Sondereinflüssen nach der Wiedervereinigung und weniger von konjunkturellen Einflüssen geprägt sein. Für die Bundesländer soll zunächst die Entwicklung der Baugenehmigungen

¹⁹ Vgl. Döpke (1996), S. 301.

²⁰ Speziell mit den konjunkturellen Besonderheiten der wirtschaftlichen Entwicklung in den Bundesländern befassen sich erstmals Hoffmann (1975) und Keinath (1978).

nachgezeichnet werden. Mittels Bauinvestitionsfunktionen wird sodann der Zusammenhang zu ökonomischen Bestimmungsgründen untersucht.²¹

2.2.1. Bauinvestitionsfunktionen

Es werden Funktionen für die Investitionen in neue Wohnbauten geschätzt, wobei nicht nach Bauträgern und Gebäudeformen unterschieden wird. Untersuchungseinheiten sind die Länder des früheren Bundesgebietes. Untersuchungszeitraum sind die Jahre von 1979 bis 1997.²² Der Beginn mit dem Jahr 1979 liegt in der seit dieser Periode nach einheitlichen Kriterien vorliegenden Baudaten der verwendeten Datenquelle begründet.²³ Das Ende des Analysezeitraumes ergibt sich aus der Verfügbarkeit der übrigen ökonomischen Regionaldaten. Zu beachten ist, daß der genannte Zeitraum in etwa einen vollständigen konjunkturellen Bauzyklus umfaßt, der die Trendwende in der zweiten Hälfte der 1980er Jahre enthält, die das wichtigste Entwicklungsmuster seit den 1960er Jahren darstellt.

2.2.1.1. Variablen und deren Operationalisierung

Der Abschnitt dient der Operationalisierung der in den Investitionsfunktionen verwendeten Variablen. Da die Rechnungen in einem gemischten Längsschnitts-Querschnitts-Modell auf Ebene der Bundesländer des früheren Bundesgebietes durchgeführt werden, ist dabei auch auf die besonderen Probleme der Regionalisierung gesamtwirtschaftlicher Daten einzugehen.

2.2.1.1.1. Baugenehmigungen

Als abhängige Variable der Investitionsfunktionen werden die erteilten Baugenehmigungen herangezogen.²⁴ Die erteilten Baugenehmigungen werden in Deutschland u.a. nach ihrer Anzahl, nach den veranschlagten Kosten und nach der Größe des Bauobjekts erfaßt. Es handelt sich hierbei um originäre Regionaldaten. Auf Hilfsrechnungen, wie sie bei der Regionalisierung anderer Aggregate unumgänglich sind, kann hier verzichtet werden.

Als Indikator der Baugenehmigungen wird der genehmigte umbaute Raum R_{it} in Kubikmetern gewählt. Dieser ist definiert als der Rauminhalt des Bauprojektes einschließlich des Mauerwerks und ist Kalkulationsgrundlage der Baukosten eines Gebäudes. Gegenüber dem Ansatz, nominale Baukosten um die zeitliche Entwicklung von Baupreisen zu bereinigen, um so zu einer fiktiven Mengengröße zu gelangen, hat der umbaute Raum den Vorzug, eine originäre Mengengröße zu sein. Die problematische Bereinigung mit Hilfe regionaler Baupreisindizes entfällt dabei.²⁵ Die Größe entspricht auch dem Idealtyp des Vermögensaus-

²¹ Auf die besondere konjunkturelle Bedeutung der Bauaktivität und des Baugewerbes wird dabei nicht eingegangen. Vgl. dazu etwa Löbke/Siebe (1996).

²² Zur im Jahre 1979 neu eingeführten Bautätigkeitsstatistik vgl. Hoffmann (1980).

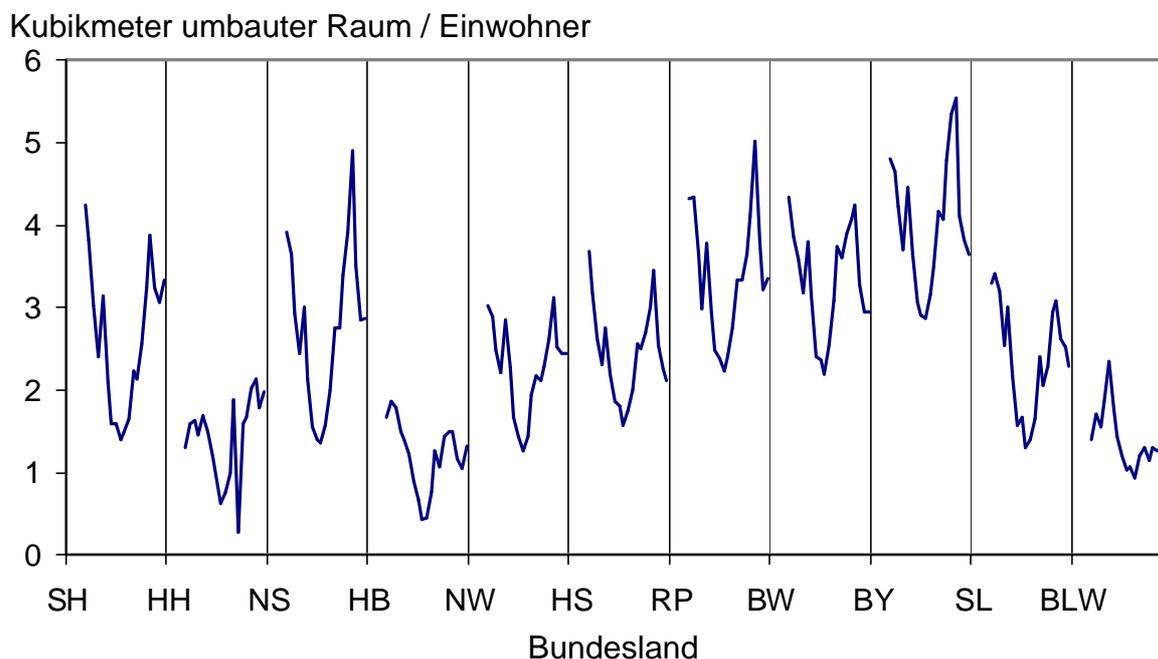
²³ Vgl. Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, Segmente 2512 bis 2522.

²⁴ Vgl. auch Palinkas (1976) und Hansen (1986), S. 120.

²⁵ Vgl. Hansen (1986), S. 124.

weises zu festen Preisen eines Basisjahres. Der Subindex $i = 1, \dots, 11$ kennzeichnet die 11 Bundesländer, der Subindex $t = 1979, \dots, 1997$ die einzelnen Jahre des Beobachtungszeitraumes. Um die unterschiedlichen Ländergrößen auszugleichen wird der genehmigte umbaute Raum mit der Bevölkerungsgröße B_{it} des jeweiligen Bundeslandes relativiert, so daß R_{it} / B_{it} die zu erklärende Variable der zu schätzenden Investitionsfunktionen ist. Mit dieser Vorgehensweise sind gleichzeitig die mit mittelfristigen Investitionsfunktionen nicht zu erfassenden langfristigen Anpassungen des Wohnungsbestandes an Veränderungen des Bevölkerungsbestandes neutralisiert.

Abbildung 2.5.: Genehmigter umbauter Raum in den Bundesländern von 1979 bis 1997



Quellen: Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, verschiedene Segmente; Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; eigene Berechnungen.
Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997. Es bedeuten: SH Schleswig-Holstein, HH Hansestadt Hamburg, NS Niedersachsen, HB Hansestadt Bremen, NW Nordrhein-Westfalen, HS Hessen, RP Rheinland-Pfalz, BW Baden-Württemberg, BY Bayern, SL Saarland, BLW Berlin-West.

Nachteil dieser Größe ist, daß sie für sich genommen noch keine Information über die Wohnraumversorgung der Bevölkerung enthält. Bedingt durch regional und zeitlich verschiedene Baukonventionen steht einer bestimmten Menge umbauten Raumes eine unterschiedliche Anzahl von Wohnräumen und Wohnungen gegenüber. Diese Baukonventionen lassen sich durch Parameter wie etwa Geschoßhöhe und Anteil der Wohnfläche an der Gesamtfläche beschreiben. Mit dem vorhandenen Datenmaterial soll im Anschluß an die Schätzung von Investitionsfunktionen durch ein Kennziffernmodell der Zusammenhang zwischen dem umbauten Raum und der wohnungspolitisch relevanten Zahl genehmigter Wohnungen beschrieben werden (vgl. Abschnitt 2.2.2.2). Zudem ist mit der ausgesprochenen Baugenehmigung alleine noch kein neuer Wohnraum geschaffen. Das Ausmaß genehmigter,

aber noch nicht fertig gestellter Bauprojekte wird als sogenannter Bauüberhang bezeichnet. Dessen Entwicklung wird in Abschnitt 2.2.2.3 betrachtet.

Abbildung 2.5 zeigt die zeitliche Entwicklung der Baugenehmigungen in den Bundesländern. Auffällig sind ähnliche konjunkturelle Muster und ein unterschiedliches mittleres Niveau in den einzelnen Bundesländern. Ausgehend von einem bundesdurchschnittlichen Niveau von 3,7 Kubikmeter im Jahr 1979 kommt es zu einem Rückgang auf 1,8 Kubikmeter im Jahr 1987. Mit einem Wert von 4,0 Kubikmetern weist das Jahr 1994 die höchste Aktivität im Betrachtungszeitraum auf. Die geringsten mittleren Niveaus weisen die drei Stadtstaaten auf. Das Saarland ist der Flächenstaat mit dem geringsten mittleren Niveau. Bayern, Baden-Württemberg und Rheinland-Pfalz weisen das höchste mittlere Niveau im Betrachtungszeitraum auf.

2.2.1.1.2. Kapitalkosten und Wohnungsbaurendite

Zum Einfluß des Zinssatzes

Vor allem in der wirtschaftspolitischen und populären Diskussion wird dem Zinssatz eine entscheidende Rolle als Determinante der Bauaktivität zugewiesen.²⁶ Bedingt durch einen hohen Fremdkapitalanteil im freifinanzierten Wohnungsbau ist die Zahlung der Fremdkapitalzinsen die wichtigste Ausgabenkomponente der Bauherren.²⁷ Die Finanzierungskosten werden auch bei Umfragen unter Investoren als die wichtigste Entscheidungsgröße, noch vor den Bodenpreisen und den Baukosten, eingestuft.²⁸

Um sowohl die Finanzierungskosten des Fremdkapitals als auch den Opportunitätsertrag des Eigenkapitals zu berücksichtigen, wird als relevanter Zinssatz der Mittelwert aus dem Zinssatz für Hypothekendarlehen und der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere verwendet. Um noch bestehende zeitliche Verzögerungen zwischen dem Entscheidungszeitpunkt und der Erteilung der Baugenehmigung zu berücksichtigen, wird der Vorjahreswert verwendet. Auf eine Mittelung über mehrere Perioden wird verzichtet, da bei der Wohnungsbaufinanzierung in der Regel eine Zinsfestschreibung über mehrere Jahre hinweg vorgenommen wird. Zudem wird auf einen realen Zinssatz abgestellt, der nachfolgend mit z_t^r bezeichnet werden soll. Die hierzu erforderliche Deflationierung der nominalen Zinssatzreihe wird für alle Bundesländer einheitlich mit dem Preisindex der letzten inländischen Verwendung durchgeführt.

²⁶ Einen Rückgang des Einflusses von Nachfragegrößen auf die Wohnungsbauaktivität wird Mitte der 1960er Jahre konstatiert. Vgl. Duwendag (1967), S. 225. Zur Zinselastizität der Wohnungsbauinvestitionen vgl. Duwendag (1967), S. 230-242.

²⁷ Vgl. Kühne-Büning (1996), S. 263.

²⁸ Vgl. Farango/Hager/Panchaud (1993), S. 71.

Wohnungsbaurendite

Neben dem Einfluß des Finanzierungskostensatzes kann die Eigenrendite von Wohnbauten als weitere Einflußgröße der Bauinvestitionen gesehen werden.²⁹ Dies gilt zwar in besonderem Maß für den Mietwohnungsbau, kann aber auch für den Eigenheimbau angenommen werden.³⁰ Bei der empirischen Operationalisierung der Rendite von Wohnungsbauinvestitionen ergeben sich aber erhebliche Schwierigkeiten. Vor allem entfällt der Rückgriff auf die Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank, mit deren Angaben sich Sachvermögensrenditen der dort ausgewiesenen Wirtschaftszweige bestimmen lassen. Es verbleibt allein die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung des Sektors Wohnungsvermietung. Mit deren Angaben soll ein relevanter Ertragsstrom und ein geeigneter Indikator des gebundenen Kapitals ermittelt werden. Die gesuchte Eigenrendite ergibt sich dann als Quotient dieser beiden Größen.

Relativiert man die erhaltene Renditemaßzahl mit dem Realzins, so ergibt sich eine mit Tobins Q vergleichbare Größe,³¹ die hier als Renditequotient bezeichnet werden soll.

Ertrag des Sektors Wohnungsvermietung in den Bundesländern auf Grundlage der Bruttowertschöpfung

Als Ausgangspunkt der Abschätzung des Ertrages des Sektors Wohnungsvermietung wird die Bruttowertschöpfung gewählt, wie sie in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Bundesländer ausgewiesen wird. Zunächst sollen die Besonderheiten der Entstehungsrechnung des Sektors Wohnungsvermietung im allgemeinen und anschließend die speziellen Probleme der Länderrechnung erörtert werden.

Als Produktionswert des Sektors Wohnungsvermietung gelten die tatsächlich gezahlten Mieten von Mietern, sowie die fiktiven Mieten von Eigennutzern.³² Der Produktionswert entspricht damit einer Bruttomiete einschließlich Umlagen und Nebenkosten, aber ohne Heizungs- und Warmwasserkosten. Berechnungsgrundlagen sind die Wohnungs- und Gebäudezählungen sowie Wohnungsstichproben. Für Jahre, in denen keine derartigen Wohnungserhebungen vorliegen, erfolgt eine Fortschreibung aufgrund der Bautätigkeitsstatistik und der Statistik der Verbraucherpreise.³³ Berechnungsgrundlagen der Vorleistungen sind Haushaltsbefragungen³⁴ und Jahresabschlüsse von Wohnungsunternehmen.³⁵ Inhaltlich

²⁹ Vgl. Eekhoff (1989), S. 23 - 24.

³⁰ Vgl. Duwendag (1967), S. 228 - 299.

³¹ Vgl. den ähnlichen Ansatz für den Unternehmenssektor insgesamt Dicke/Trapp (1984, 1985, 1987).

³² Vgl. Hartmann (1991), S. 6.

³³ Vgl. Bolleyer/Räth/Kreitmair (1992), S. 114 und Hartmann (1991), S. 12 - 20.

³⁴ Dazu zählen die laufenden Wirtschaftsrechnungen, die Einkommens- und Verbrauchsstichproben, die Mikrozensen (mit Zusatzerhebungen), sowie die 1 Prozent-Wohnungsstichproben.

³⁵ Vgl. Hartmann (1991), S. 21.

zählen zu den Vorleistungen Umlagen, Wohnungsnebenkosten, Prämien für Schadensversicherungen, Instandhaltungsaufwand sowie sonstiger Aufwand für die Unterhaltung von Grundstücken (ohne Reparaturen auf Kosten des Mieters und ohne werterhöhende bauliche Maßnahmen).³⁶ Die Bruttowertschöpfung entspricht also einer Nettokaltmiete. Sie enthält noch die gezahlten Steuern, den Aufwand für Fremdkapital, die Abschreibungen und den Gewinn.

Da steuerlichen Aspekten bei der Wohnungsbauaktivität eine wichtige Rolle zukommt, wäre daran zu denken, von der Bruttowertschöpfung den Saldo aus gezahlten Steuern und erhaltenen Subventionen abzusetzen. Die sich ergebende Zeitreihe zeigt aber, abgesehen von einem geringen Niveauunterschied, einen sehr synchronen Verlauf mit der zuerst erwähnten Renditereihe, so daß sich hier keine zusätzliche Information ergibt.

Die geleisteten Zinsen werden aufgrund der in verschiedenen statistischen Quellen ausgewiesenen Vermögensbestände und Zinssätze ermittelt.³⁷ Eine Berücksichtigung kalkulatorischer Zinsen für das im Wohnungsvermögen gebundene Eigenkapital findet nicht statt. Das entspricht der generellen Vorgehensweise in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Zu bedenken ist dabei aber, daß damit bei einem intersektoralen oder interregionalen Vergleich der berücksichtigte Zinsbetrag vom Verschuldungsgrad abhängig wird. Dieses Problem kann man versuchen zu umgehen, indem man entweder auch kalkulatorische Eigenkapitalzinsen abschätzt, wie dies bei der Berechnung gesamtwirtschaftlicher Sachkapitalrenditen etwa durch den Sachverständigenrat getan wird³⁸ oder indem man generell auf einen Sachvermögensertrag *vor* Zinsbelastung abstellt.³⁹

Im folgenden soll der letztere Ansatz verwendet werden. Die Zinsbelastung findet dann in einem späteren Schritt durch die Gegenüberstellung der so berechneten Sachvermögensrendite mit einem gesamtwirtschaftlichen Zinssatz Berücksichtigung, was weiter unten erörtert wird. Würde man die gesamten kalkulatorischen Zinsen berücksichtigen, entstünde in den meisten Ländern und in den meisten Beobachtungsjahren ein negativer Wohnungsvermögensertrag. Auch bei der Berechnung gesamtwirtschaftlicher Sachvermögensrenditen werden Renditemaße die die gesamten kalkulatorischen Zinskosten berücksichtigen, in einigen Jahren negativ.⁴⁰

Zu den Besonderheiten der Länderrechnung. Diese wird von dem Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder durchgeführt und publiziert. Bei der regionalisierten Berechnung muß - anders als bei der Bundesrechnung - auf örtliche Einheiten und nicht

³⁶ Vgl. Hartmann (1991), S. 22 - 23. Zu den Begriffsinhalten vgl. Statistisches Bundesamt (1983), S. 229.

³⁷ Vgl. Schüler/Spies (1991), S. 655.

³⁸ Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1998/1999, S. 285 - 286.

³⁹ Vgl. etwa Dicke/Trapp (1985), S. 81 und Bellgardt (1995), S. 133.

⁴⁰ Vgl. etwa Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1998/1999, S. 72 - 73.

auf Unternehmen abgestellt werden, was aber mangels Datenmaterial mit Schwierigkeiten behaftet ist.⁴¹ Bei der Entstehungsrechnung kann - anders als bei der Verteilungs- und Verwendungsrechnung - in jedem ausgewiesenen Jahr - und nicht nur für Eckjahre - auf eine sogenannte Originärberechnung auf Grundlage von 100 Wirtschaftsbereichen zurückgegriffen werden.⁴² Die Wertschöpfung wird dabei i.d.R.⁴³ als Differenz aus Produktionswert und Vorleistungen ermittelt. Grundlage sind sowohl laufend durchgeführte Statistiken als auch Großzählungen, die nur in mehrjährigen Abständen stattfinden. Aus Gründen der Abstimmung mit den gesamtdeutschen Ergebnissen wird eine entstehende Differenz zur Bundesrechnung schließlich proportional auf die Länder verteilt.⁴⁴

Wertsteigerungen und Abschreibungen

Bei der Berechnung von Sachkapitalrenditen für Unternehmen des Produzierenden Gewerbes wird zwar bei der Ermittlung des Wertes des gebundenen Vermögens von Wiederbeschaffungspreisen (vgl. weiter unten) ausgegangen und damit einer Wertveränderung des Sachvermögensbestandes im Zeitablauf Rechnung getragen. Bei der Ermittlung des Ertragsstromes finden Wertsteigerungen des Anlagegutes typischerweise keine Berücksichtigung, obwohl positive Abschreibungen und auch Abgänge in Ansatz gebracht werden. Nicht nur im Wohnungsvermögen, sondern auch bei dem gesamten Anlagevermögen der Produktionsunternehmen läßt man damit eine bedeutende Komponente unberücksichtigt.⁴⁵ Das läßt sich bei der Ermittlung von Sachkapitalrenditen für Unternehmen des Produzierenden Gewerbes dadurch rechtfertigen, daß der Umsatz abzüglich aller Kosten und nicht die preisliche Entwicklung der zur Produktion eingesetzten Güter das Kalkül der Investoren bestimmen. Ferner existiert für die hier eingesetzten Produktionsgüter nicht ein dem Wohnungsvermögen vergleichbarer entwickelter Markt, was die Realisierung möglicher Wertsteigerungen erschwert.

Bei Sichtung der für die Bundesländer verfügbaren Datenquellen erscheint die Berechnung der Wertsteigerung von Wohnungsvermögen zunächst bundeslandindividuell möglich zu sein. Der Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Bundesländer weist für den Sektor Wohnungsvermietung neben dem Nettoanlagevermögen zu Wiederbeschaffungspreisen (siehe unten) auch das Nettoanlagevermögen in festen Preisen des Jahres 1991 aus. Es zeigt sich jedoch, daß der Ausweis zu festen Preisen aus dem Ausweis zu Wiederbeschaffungspreisen unter Verwendung bundeseinheitlicher Wertsteigerungsfaktoren berechnet wurde. Trotz dieser Einschränkung werden die so ermittelten Wertsteigerungen

⁴¹ Vgl. Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1994), S. 93.

⁴² Vgl. Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1994), S. 92.

⁴³ Ausnahmen stellen hier der Staat und die privaten Organisationen ohne Erwerbszweck dar.

⁴⁴ Vgl. Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1994), S. 86.

⁴⁵ Vgl. etwa die Gegenüberstellung der Bewertung des Anlagevermögens verschiedener Wirtschaftszweige zu Anschaffungs- und zu Wiederbeschaffungspreisen bei Bellgardt (1995), S. 82 - 83.

berücksichtigt, indem sie der Bruttowertschöpfung zu jeweiligen Preisen zugeschlagen werden. Abgesetzt werden Abschreibungen zu Wiederbeschaffungspreisen, die mit bundeslandindividuellen Abschreibungssätzen ermittelt werden.

Wohnungsvermögen in den Bundesländern

Als Indikator des im Wohnungsvermögen gebundenen Kapitals wird das Nettoanlagevermögen (das in diesem Sektor definitionsgemäß vollständig aus Bauten besteht) zu Wiederbeschaffungspreisen verwendet.

Der Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder ermittelt auch Anlagevermögensbestände in den Ländern. Dies geschieht, wie auch bei gesamtwirtschaftlichen Rechnungen üblich, nicht direkt, sondern indirekt mit Hilfe der Perpetual Inventory-Methode.⁴⁶ Mit diesem Verfahren wird der Anlagevermögensbestand aus den vergangenen Investitionen und den mittels Abgangsfunktionen geschätzten Abgängen ermittelt.

Bei den zugrundeliegenden Anlageinvestitionen der Länder erfolgt die räumliche Zuordnung nach dem Sitz des investierenden Betriebes und nicht etwa dem Sitz des Entscheidungsträgers.⁴⁷ Damit wird dem Charakter des Produktionsfaktors des Anlagegutes Rechnung getragen, da das Gut an seinem produktiven Einsatzort erfaßt wird. Dieses Vorgehen unterscheidet sich vom Vorgehen bei der gesamtwirtschaftlichen Rechnung. Hier wird unternehmensbezogen erfaßt und die sektorale Zuordnung erfolgt nach dem Schwerpunktprinzip. Um eine Übereinstimmung von regionalem und gesamtwirtschaftlichem Ausweis herzustellen, muß für den sektoralen Länderausweis der investierende Betrieb (die örtliche Einheit) nach dem Schwerpunkt des investierenden Unternehmens ausgewiesen werden.

Bei der Perpetual Inventory-Methode wird von dem Ausgangsjahr 1960 ausgegangen. Die regionalen Bestände an Bauvermögen des Jahres 1960 werden durch Aufschlüsselung des Bundeswertes mit Hilfe der Baufertigstellungsstatistik als auch Angaben der Gebäude- und Wohnungszählungen und Wohnungsstichproben abgeschätzt.⁴⁸

Die Zugänge seit 1960 werden mit Hilfe der Investitionen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen geschätzt. Für den Sektor Wohnungsvermietung besteht - wie bei den Dienstleistungsunternehmen insgesamt und bei den privaten Organisationen ohne Erwerbszweck - das Sonderproblem, daß die auf Bundesebene angewandte Berechnungsgrundlage dieser Investitionsrechnung mangels Datenmaterial oder eines zu hohen Rechnungsaufwandes nicht auf die Länder übertragbar ist.⁴⁹ Daher erfolgt eine Aufteilung der Bundeswerte auf die Länder. Im Sektor Wohnungsvermietung fallen definitionsgemäß nur Investitionen in Bauten an. Die Schlüssel zur regionalen Aufteilung stammen aus der originär

⁴⁶ Zur Methode vgl. Lützel (1971).

⁴⁷ Vgl. Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1997), S. 10.

⁴⁸ Vgl. Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1997), S. 16.

⁴⁹ Vgl. Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1997), S. 14.

nach Ländern vorliegenden Baufertigstellungsstatistik. Ansatzpunkt sind die gesamten Baukosten fertiggestellter Wohnungen und zwar unabhängig vom jeweiligen Bauherrn und unabhängig von der jeweiligen Gebäudeart.

Die Abschreibungen und Abgänge der Investitionsjahrgänge vor 1960 werden aus der Aufschlüsselung von Bundeswerten ermittelt. Abschreibungen und Abgänge der Investitionsjahrgänge seit 1960 werden dagegen länderindividuell ermittelt. Da der Untersuchungszeitraum des vorliegenden Abschnitts mit dem Jahr 1979 beginnt, dürften die nicht individuell ermittelten Teile vernachlässigbar klein sein.

Maßgeblich zur Berechnung der Rendite ist der Nettoausweis des Bauvermögens zu Wiederbeschaffungspreisen. Durch den Nettoausweis wird die ökonomische Alterung des Bauvermögens berücksichtigt. Er geht aus dem Bruttoausweis abzüglich linearer Abschreibungen hervor. Durch die Bewertung zu Wiederbeschaffungspreisen wird der aktuelle Wert des im Bauvermögen gebundenen Kapitals zugrunde gelegt.

Rendite von Wohnbauten in den Bundesländern und Renditequotient

Als Rendite z_{Wit} von Wohnbauten in den Bundesländern wird die Relation aus Bruttowertschöpfung BWS_{it} zuzüglich Wertsteigerungen W_{it} , abzüglich Abschreibungen AB_{it} und dem Nettoanlagevermögen zu Wiederbeschaffungspreisen NAV_{it} verwendet:

$$z_{Wit} = \frac{BWS_{it} + W_{it} - AB_{it}}{NAV_{it}}.$$

Relativiert man diese Größe mit dem realen Zins z_t^r des Jahres t , ergibt sich ein Renditequotient, der wegen seiner Analogie zu Tobins Q mit Q bezeichnet werden soll:

$$Q_{it} = \frac{z_{Wit}}{z_t^r}.$$

Weist Q einen Wert größer als Eins auf, so übersteigt die Wohnungsbaurendite den Realzins und eine Investition in Wohnbauten erscheint vorteilhaft.

Zusammenhang mit Tobins Q

Da Tobins Q originär als das Verhältnis von Marktwert zu Wiederbeschaffungskosten definiert ist, wird es üblicherweise aus Bestandsgrößen geschätzt. Dabei wird die Relation des Wertes eines Sachvermögensaggregates zu Marktpreisen und zu Wiederbeschaffungspreisen gebildet. Der Marktwert wird hierbei als Schätzwert der diskontierten künftigen Erträge aufgefaßt. Übersteigt der Marktwert dieses Sachvermögensaggregates seinen Wert zu Wiederbeschaffungspreisen, ist also der Ertragswert größer als die Investitionskosten, so erscheint es vorteilhaft, dieses Aggregat durch zusätzliche Investitionen aufzustocken. Für das Produzierende Gewerbe läßt sich, meist unter Verwendung der Bilanzstatistik der Deutschen

Bundesbank, ein auf den genannten Bestandsgrößen basierendes Q berechnen.⁵⁰ Für den Sektor Wohnungsvermietung ist dies wegen der Datenlage nicht möglich.⁵¹

Der Zusammenhang zum obigen Renditequotienten ergibt sich aus folgenden Überlegungen, bei der der Ertragsstrom E eines Sachvermögensaggregates eine Schlüsselstellung zukommt.⁵² Einerseits muß unterstellt werden, daß sich der Marktwert eines Sachvermögensaggregates als mit einem Kapitalkostensatz kapitalisierter Ertragsstrom abschätzen läßt. Andererseits muß analog unterstellt werden, daß der Wert des Sachvermögensaggregates zu Wiederbeschaffungspreisen den mit der Sachvermögensrendite kapitalisierten Ertragsstrom darstellt.⁵³ Unterstellt man eine unendliche Lebensdauer mit im Zeitablauf konstantem Ertragsstrom, resultiert über die Bestimmungsgleichungen einer ewigen Rente, folgender Zusammenhang. Der Marktwert ergibt sich dann als Quotient aus Ertragsstrom E und Kapitalkostensatz z_K und der Wiederbeschaffungswert als Quotient aus Ertragsstrom E und Sachvermögensrendite z_{SV} . Somit gilt:

$$Q = \frac{\text{Marktwert}}{\text{Wiederbeschaffungswert}} = \frac{E / z_K}{E / z_{SV}} = \frac{z_{SV}}{z_K}.$$

Legt man die oben berechnete Wohnungsbaurendite z_{Wit} zugrunde und wählt man als Kapitalkostensatz den Realzins z_t^r , so entspricht schließlich der Renditequotient Tobins Q . Unabhängig von der Gültigkeit der erforderlichen Annahmen ist der Renditequotient natürlich anschaulich als Relation eines Rentabilitätssatzes und eines Kapitalkostensatzes zu interpretieren.

Gelten die Annahmen, verbleibt das Problem, daß es sich bei der berechneten Größe um das durchschnittliche Q und nicht das für die Investitionen relevante marginale Q handelt. Für die Wohnungsvermietung dürften sich beide Größen allerdings nicht erheblich unterscheiden, da hier technische Entwicklungen, die generell als einer der wesentlichen Gründe für das Auseinanderfallen der beiden Q -Werte gelten, keine besondere Bedeutung zukommt.⁵⁴

Empirische Ergebnisse zum Renditequotient Q in den Bundesländern

Die als Quotient aus Sachvermögensrendite und Realzins berechneten Q -Werte für die Jahre 1978 bis 1996 zeigen für die 11 Bundesländer einen ähnlichen konjunkturellen Verlauf (vgl. Abbildung 2.6). Auffällig ist der Rückgang von Q von Werten um 1,5 im Jahr 1980 auf ein Niveau von etwa 0,5 im Jahr 1983. Dieser Rückgang kommt zustande durch eine rückläufige Sachvermögensrendite, dem Höchststand der nominalen Zinsen in diesem Zeitraum und einer

⁵⁰ Vgl. z.B. Ketterer/Vollmer (1981a,b), Funke (1992) und Behr/Bellgardt (1998, 2000).

⁵¹ Zur Abschätzung eines gesamtwirtschaftlichen Q für Wohnungsbauten aufgrund von Preisindizes vgl. Döpke (1996), S. 304 - 306.

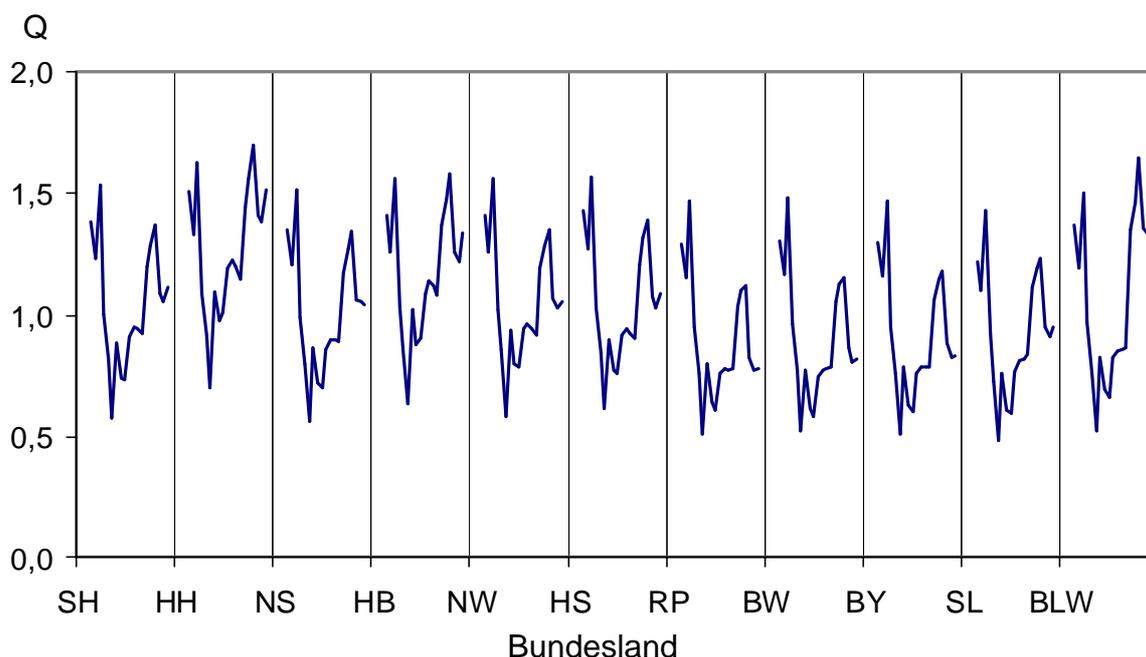
⁵² Vgl. etwa Bellgardt (1995), S. 147 - 148 und Behr/Bellgardt (2000).

⁵³ Hier liegt die Definitionsgleichung der Sachvermögensrendite als Quotient aus Ertrag und Sachvermögen zu Wiederbeschaffungspreisen zugrunde.

⁵⁴ Vgl. Glatzel (1996), S. 96.

wieder rückläufigen Inflationsrate. Nach einem leichten trendmäßigen Anstieg ab 1984 erreicht Q erst in den neunziger Jahren wieder Werte größer Eins. Zwar ist dieses grobe Entwicklungsmuster in allen Ländern ähnlich, doch zeigen sich daneben zahlreiche länderindividuelle Entwicklungen. Insbesondere fällt hierbei auf, daß sich, ausgehend von ähnlichen Niveaus in 1983, der danach folgende Wiederanstieg unterschiedlich intensiv vollzieht. In den meisten Ländern wird das hohe Niveau gegen Ende der siebziger Jahre nicht mehr erreicht. Besonders betroffen sind hiervon die südlichen Flächenstaaten, während die Stadtstaaten ungefähr das Ausgangsniveau erreichen.

Abbildung 2.6: Renditequotient Q des Sektors Wohnungsvermietung in den Bundesländern des früheren Bundesgebietes für die Jahre 1978 bis 1996



Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1997), sowie Ergänzungslieferungen; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1978 bis 1996.

2.2.1.1.3. Einkommen als weitere Einflußgröße

In der empirischen Literatur zur Erklärung der Wohnungsbauaktivität werden neben originären Rentabilitätsmaßzahlen unterschiedlicher Natur Liquiditätsvariablen meist ad hoc berücksichtigt. Meist wird hier das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte verwendet.⁵⁵ Zu evident erscheint offenbar der Zusammenhang zwischen der Wohnungsbauaktivität und der pro Periode zusätzlich verfügbaren Eigenmittel. Bei der ökonomischen Begründung dieses Einkommenseinflusses ist es von Bedeutung, daß eine Wohnung nicht nur Investitionsgut, sondern für Eigennutzer auch Konsumgut ist. Betrachtet man die Wohnung als Konsumgut, so läßt sich ein Einkommenseinfluß durch einen allgemeinen Einkommensef-

⁵⁵ Vgl. Kühne-Büning (1996), S. 264.

fekt begründen: Mit steigenden Einkommen steigt dabei die Nachfrage nach dem Konsumgut Wohnung.

Für die Investitionsgüternachfrage dagegen gilt grundsätzlich Tobins Q als die entscheidende Einflußgröße. Existieren vollkommene Kapitalmärkte und gibt es auf den Produktmärkten vollständigen Wettbewerb, sollte theoretisch mit Q das Ausmaß der Vorteilhaftigkeit von Investitionen vollständig erfaßt werden und damit das Niveau getätigter Investitionen hinreichend erklärbar sein.⁵⁶ Bei der Schätzung empirischer Investitionsfunktionen für den Unternehmenssektor wird aber zumeist ein zusätzlicher signifikanter Einfluß von Liquiditätsvariablen festgestellt. Diese Befunde können einerseits darauf zurückzuführen sein, daß dem verwendeten Q Operationalisierungsmängel anhaften, die durch den zusätzlichen Einbezug von Liquiditätsvariablen ausgeglichen werden.⁵⁷ Das wird vor allem damit begründet, daß der Cash Flow sich im wesentlichen aus dem Jahresüberschuß ergänzt um Zuschläge zahlungsunwirksamer Aufwendungen ergibt. Andererseits kann der signifikante Einfluß von Liquiditätsvariablen darauf hindeuten, daß das Investitionsverhalten vom Ausmaß der vorhandenen internen Finanzierungsmittel abhängig ist. Dies wiederum würde darauf hindeuten, daß die verschiedenen Finanzierungsquellen nicht als perfekte Substitute aufgefaßt werden und die Kosten der externen Finanzierung jene der internen Finanzierung übersteigen. Gründe hierfür können u.a. in Informationsasymmetrien auf den Kapitalmärkten gesehen werden.

Bei der Übertragbarkeit dieser Überlegungen ist zunächst festzustellen, daß das verfügbare Einkommen von Haushalten in einigen Aspekten dem Cash Flow eines Unternehmens entspricht: Es stellt den nach Abzug von Steuern und Sozialleistungen und Zuschlag von Subventionen für die laufenden Ausgaben einer Periode zur Verfügung stehenden Betrag dar, allerdings vor Abzug von Wohnkosten und Zinsaufwand. Zu beachten ist, daß im Gegensatz zum Cash Flow das verfügbare Einkommen nicht überwiegend dem Wohnungsvermögen entspringt, sondern von der Summe aller Faktoreinkommen ausgeht. Anders ist es beim Cash Flow eines Industrieunternehmens, der ja den Einzahlungsüberschuß darstellt, der sich - abgesehen von Finanzerträgen - überwiegend aus der Nutzung gerade jenes Vermögensgegenstandes ergibt, dessen Bestandsveränderungen durch Investitionsfunktionen erklärt werden soll. Es kann daher nicht davon ausgegangen werden, daß das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte mögliche Operationalisierungsmängel von Q ausgleicht. Ein signifikanter Einkommenseinfluß würde daher auf das Vorliegen von Finanzierungsrestriktionen hindeuten.

In der zu schätzenden Investitionsfunktion wird das reale verfügbare Einkommen der privaten Haushalte pro Kopf der Bevölkerung E_{it} / B_{it} als zusätzliche Variable berücksichtigt. Auch

⁵⁶ Vgl. Hu/Schiantarelli (1998), S. 466.

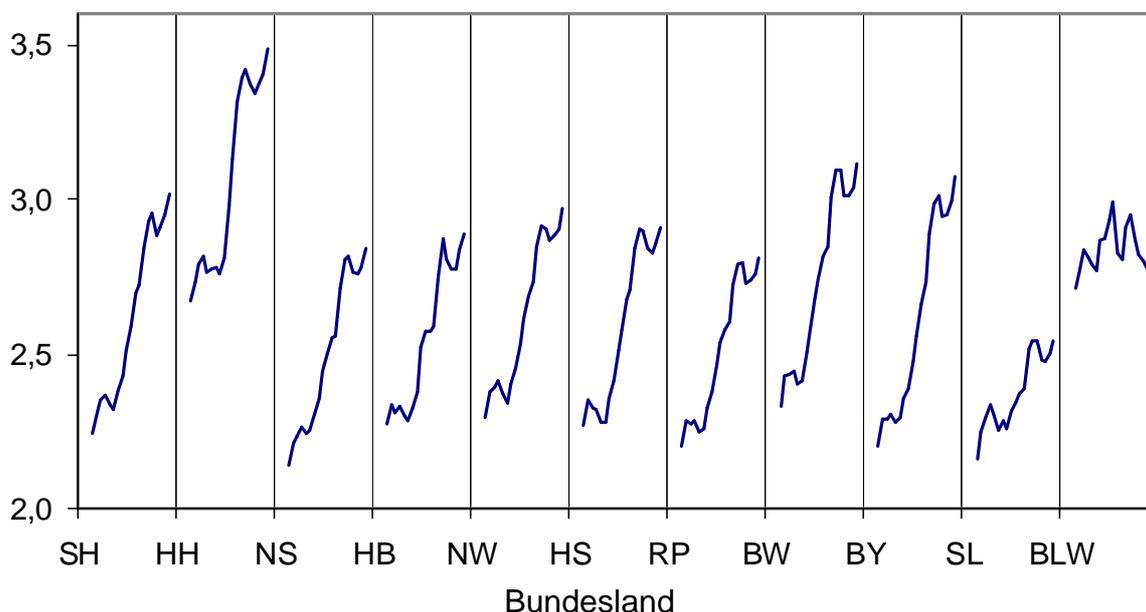
⁵⁷ Vgl. etwas Fazzari/Hubbard/Petersen (1996).

diese Variable geht mit dem Vorperiodenwert in die Funktion ein.⁵⁸ Das nominale Einkommen der Bundesländer steht wiederum in den Publikationen des Arbeitskreises Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder zur Verfügung. Die Deflationierung erfolgt für alle Länder mit dem Preisindex der letzten inländischen Verwendung.

Empirisch zeigen sich in den Bundesländern ähnliche zeitliche Verläufe (vgl. Abbildung 2.7), insbesondere ein deutlicher Anstieg von 1985 bis 1991. Die mittleren Einkommensniveaus der Länder unterscheiden sich: Im Stadtstaat Hamburg ist das höchste mittlere Einkommen zu beobachten, gefolgt von West-Berlin und den beiden Flächenstaaten Baden-Württemberg und Bayern.

Abbildung 2.7: Reales verfügbares Einkommen pro Einwohner für die Jahre 1978 bis 1996

10.000 DM / Einwohner



Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1997), sowie Ergänzungslieferungen; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1978 bis 1996.

2.2.1.1.4. Beurteilung des Einkommenseinflusses

Nachfolgend soll abzuschätzen versucht werden, ob ein beobachteter Einfluß des verfügbaren Einkommens lediglich den Einkommenseffekt der Nachfrage nach dem Konsumgut Wohnung mißt oder ob er Ausdruck von Finanzierungsrestriktionen bei der Bauinvestitionstätigkeit ist.

Methodisch soll dabei ein Ansatz verwendet werden, der in der empirischen Investitionsliteratur benutzt wird, um zu beurteilen, ob ein eigenständiger Einfluß von Liquiditätsvariablen

⁵⁸ Selbst bei Verzicht auf dieses Lag würde das Endogenitätsproblem, daß die Investitionsausgaben einer Periode Bestandteil des gesamtwirtschaftlichen Einkommens sind, nicht bestehen, da die erklärten Baugenehmigungen noch nicht einkommenswirksam sind.

auf die Investitionstätigkeit vorliegt oder diese Variablen lediglich weitere, durch die originären Rentabilitätsmaßzahlen nicht erfaßte Rentabilitätsdimensionen erfassen. Dabei werden verschiedene finanzielle Indikatoren verwendet, die Aufschluß darüber geben sollen, ob ein Wirtschaftssubjekt von einer Liquiditätsrestriktion betroffen ist oder nicht. Diese Indikatoren werden zur Aufteilung der Wirtschaftssubjekte in zwei Gruppen verwendet. Eine Gruppe wird als liquiditätsrestringiert, die andere als nicht liquiditätsrestringiert eingestuft. Man vergleicht dann die für die beiden Gruppen geschätzten Parameter der verwendeten Liquiditätsvariable. Ergibt sich für die Gruppe der nicht liquiditätsrestringierten Einheiten ein signifikant niedrigerer Liquiditätsparameter, wird dies als Indiz dafür gewertet, daß diese Einheiten in signifikant geringerem Maße ihr Investitionsverhalten am Vorhandensein interner Finanzierungsmittel ausrichten (müssen) als die Einheiten der Vergleichsgruppe. Gleichzeitig ist ein solcher Befund ein Indiz dafür, daß der verwendeten Liquiditätsvariable nicht nur der Charakter einer weiteren Profitabilitäts-Proxy zukommt.

Zur Beurteilung des Einkommenseinflusses bei der Wohnungsbauaktivität wird in Anlehnung an diese Vorgehensweise versucht Indikatoren zu definieren, die Aufschluß über das Ausmaß an Liquiditätsrestringiertheit geben. Vor dem Hintergrund der im vorliegenden Abschnitt verwendeten Beobachtungseinheiten (Bundesländer) besteht hierbei zunächst das Problem, daß zwar einzelne Wohnungsbauinvestoren von einer Liquiditätsrestriktion betroffen sein können, nicht aber ganze Bundesländer insgesamt als liquiditätsrestringiert angesehen werden können. Sind dagegen in einem Bundesland viele (wenige) einzelne Investoren von einer Restriktion betroffen, wird auch der aggregierte Liquiditätsindikator dieses Landes einen hohen (niedrigen) Wert aufweisen.

Die Datenlage für Bundesländer ist im Hinblick auf finanzielle Größen als schlecht einzustufen. Die Möglichkeiten zur Konstruktion geeigneter Liquiditätsindikatoren sind von daher zwar beschränkt, aber nicht unmöglich. Einer der in der empirischen Investitionsliteratur verwendeten, erklärungskräftigen Indikatoren ist die Relation liquider Mittel zu Sachvermögen.⁵⁹ Ein hoher Wert dieses Indikators weist auf eine liquide Vermögensstruktur hin und sollte mit einem geringeren Einfluß der in der Investitionsfunktion berücksichtigten Liquiditätsvariable einhergehen.

Übertragen auf die Wohnungsbauinvestitionen soll zur Überprüfung eines mit der Vermögensstruktur variierenden Einkommenseinflusses die Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation bestimmt werden. Als Nenner dieser Größe ist das oben bereits erörterte Nettoanlagevermögen zu Wiederbeschaffungspreisen (NAV_{it}) geeignet, das für die einzelnen Bundesländer angegeben werden kann. Der Zähler dieser Größe, das Geldvermögen in den Bundesländern, soll wie folgt bestimmt werden. Aus Angaben des Statistischen Bundesamtes

⁵⁹ Vgl. Hu/Schiantarelli (1998), S. 467 und Behr/Bellgardt (2000), S. 268 und 278-280.

sind die Spareinlagenbestände S_{it} in den Bundesländern bekannt.⁶⁰ Hier existieren auch genügend lange Zeitreihen. Aus der Finanzierungsrechnung läßt sich für die privaten Haushalte des früheren Bundesgebiets insgesamt die Relation von Geldvermögen G_t zu Spareinlagen S_t für die entsprechenden Jahre ermitteln. Unterstellt man, die Geldvermögensstruktur in den Bundesländern hätte sich genauso entwickelt wie in Deutschland insgesamt, so gelangt man zu folgendem Schätzwert für die Geldvermögensbestände G'_{it} in den Bundesländern:

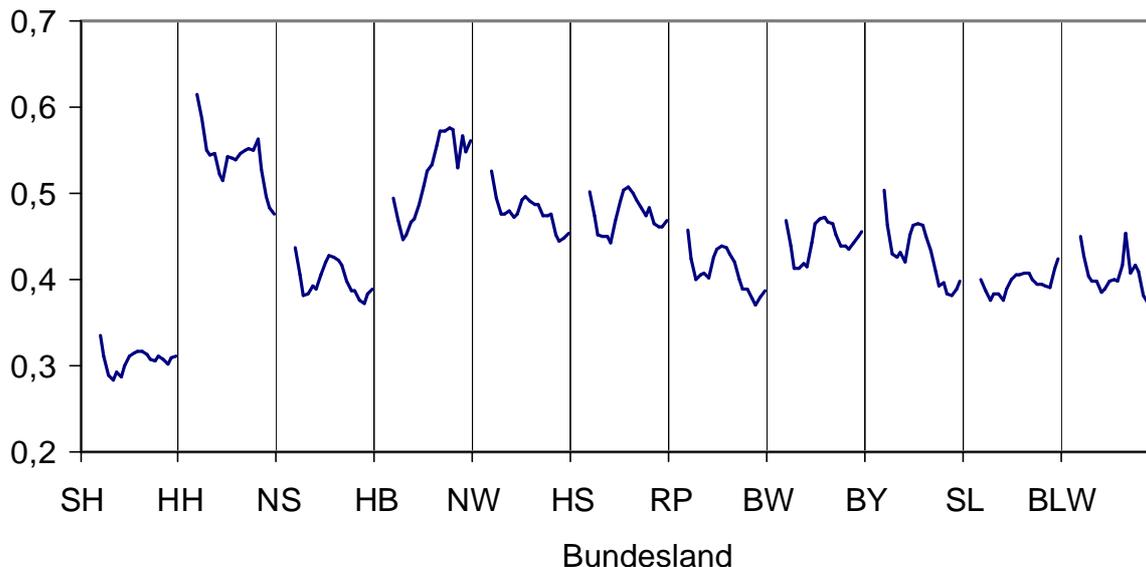
$$G'_{it} = S_{it} \cdot \frac{G_t}{S_t}.$$

Die gesuchte Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation ergibt sich dann als

$$GWR_{it} = \frac{G'_{it}}{NAV_{it}}.$$

Abbildung 2.8: Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation für die Jahre 1979 bis 1997

Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation



Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1997), sowie Ergänzungslieferungen; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997.

Die Abbildung 2.8 zeigt die zeitliche Entwicklung der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation in den Bundesländern. Als konjunkturelle Muster lassen sich niedrige Werte in der ersten Hälfte der achtziger und der neunziger Jahre ausmachen. Hohe Werte sind zu Beginn des Untersuchungszeitraums und in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre zu beobachten.

⁶⁰ Vgl. Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben.

Hohe mittlere Relationen weisen Hamburg, Bremen, Nordrhein-Westfalen und Hessen auf, niedrige mittlere Relationen Schleswig-Holstein, Niedersachsen und Rheinland-Pfalz.

Mit Hilfe der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation werden schließlich zwei Gruppen von Beobachtungseinheiten gebildet, die durch eine niedrige bzw. hohe Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation gekennzeichnet sind. Hierzu ist es erforderlich, einen Schwellenwert GWR^* vorzugeben, bei dessen Überschreitung eine Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation als hoch gilt. Hierzu wird zunächst ad hoc das 75 Prozent-Quantil der Variable GWR_{it} gewählt. Im Anschluß werden die Ergebnisse auf Sensitivität im Hinblick auf die Wahl des Schwellenwertes GWR^* überprüft. Die Gruppenbildung soll nicht länderweise erfolgen, da sich die Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation der Länder im Beobachtungszeitraum von fast 20 Jahren durchaus verändern kann. Die Einheiten, die den Gruppen zugeordnet werden, sollen daher als Länderjahre bezeichnet werden.⁶¹ Die Gruppenzugehörigkeit wird durch die Dummyvariable dum_{it}^g erfaßt, die wie folgt definiert ist:

$$dum_{it}^g = \begin{cases} 1 & \text{falls } GWR_{it} > GWR^* \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Der sprachlichen Einfachheit wegen wird nachfolgend von restringierten und nicht restringierten Länderjahren gesprochen, obwohl natürlich - wie oben erörtert - lediglich einzelne Investoren restringiert sein können.

2.2.1.1.5. Sonstige exogene Variablen

Wie in der Panelanalyse üblich, werden länderspezifische Niveauunterschiede durch additive Terme berücksichtigt, die als Parameter von Länderdummies geschätzt werden (vgl. den unten folgenden methodischen Abschnitt). Damit gelingt es zwar, den von unterschiedlichen Länderniveaus befreiten partiellen Einfluß der "eigentlich" interessierenden Exogenen zu erfassen. Die Niveauunterschiede selbst bleiben damit aber unerklärt. In der vorliegenden Arbeit soll diesem Länderdummymodell daher ein Modell gegenübergestellt werden, das auch diese Länderunterschiede zu erklären versucht. Dies soll durch - alternativ zu den Länderdummies - berücksichtigte weitere Variablen geschehen, denen eine Erklärungskraft im Hinblick auf die Niveauunterschiede zugemessen werden darf.

Bevölkerungsdichte

Die Errichtung eines Neubaus erfordert in der Mehrzahl der Fälle auch zusätzliches Bauland. Das Vorhandensein von neuem Bauland ist davon abhängig, ob potentiell geeignetes Land

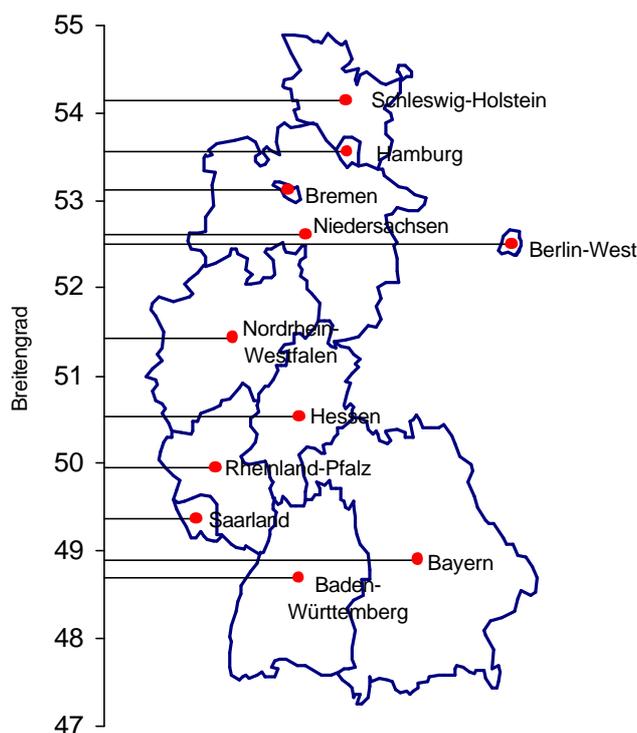
⁶¹ Vgl. die analoge Bezeichnung „firmyear“ bei auf Unternehmen bezogenen Längsschnitts-Querschnitts-Analysen etwa bei Kaplan/Zingales (1997), S. 175.

verfügbar ist und ob die zuständigen Lokalregierungen dieses auch als Bauland ausweisen.⁶² Es ist davon auszugehen, daß in einer Region mit hoher Bevölkerungsdichte potentiell geeignetes Land weniger verfügbar ist als in einer dünnbesiedelten Region. In dicht besiedelten Gebieten dürfte zudem die Neigung der Lokalregierung zum Ausweis neuen Baulandes geringer sein, da ein erwünschter bzw. ein noch verträglicher Verdichtungsgrad bereits erreicht ist. Die Bevölkerungsdichte in Einwohnern je Quadratkilometer (BD_{it}) ist daher die erste anstatt der Länderdummies zu berücksichtigende Variable.

Geographische Lage

Wegen der fehlenden Mobilität von Wohnungen ist darüberhinaus an die Berücksichtigung von Lagevariablen zu denken. Da sich die Analyse auf Ebene der Bundesländer bewegt, können hierbei allerdings nur großräumige Merkmale und nicht objektbezogene Eigenschaften oder kleinräumige Merkmale etwa des Wohnumfeldes berücksichtigt werden.⁶³

Abbildung 2.9: Mittlerer Breitengrad der Bundesländer



Quelle: Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (1998); eigene Graphik und eigene Berechnungen.

Auf Ebene der Bundesländer werden seit den 1970er Jahren im Anschluß an die Sunbelt-Frostbelt-Debatte in den Vereinigten Staaten⁶⁴ großräumige ökonomische Entwicklungsmuster unter dem Stichwort des „Süd-Nord-Gefälles“ diskutiert.⁶⁵ Damit ist gemeint, daß

⁶² Vgl. etwa Eekhoff (1987), S. 184, und Farago/Hager/Panchaud (1993), S. 25 - 26.

⁶³ Vgl. etwa Hansen (1986), S. 114.

⁶⁴ Vgl. Friedrichs/Häußermann/Siebel (1986), S. 1.

⁶⁵ Vgl. etwa Brune/Köppel (1980), Kunz (1984), Porschen (1984) und Läpple (1986).

südliche Bundesländer eine höhere Prosperität der ökonomischen Entwicklung aufweisen als nördliche Bundesländer. Damit einher geht die Untersuchung von großräumigen Bevölkerungsbewegungen,⁶⁶ die bereits in den 1930er Jahren einsetzen⁶⁷ und durch Standortverlagerungen von Großunternehmen in der Nachkriegszeit verstärkt wurden.⁶⁸ Mitte der 1980er Jahre werden erste Untersuchungen zu den ökonomischen Ursachen dieser festgestellten großräumigen Disparität vorgelegt.⁶⁹ Seit der Wiedervereinigung Deutschlands im Jahre 1990 kam diese Diskussion zum Erliegen. Das Augenmerk liegt seither auf Disparitäten zwischen dem früheren Bundesgebiet und den neuen Ländern. Dennoch scheint ein Süd-Nord-Gefälle vor allem bei den Bauinvestitionen noch präsent zu sein.⁷⁰

Die Zuordnung der Bundesländer zu dem Süd-Nord-Kriterium soll nicht diskret, etwa durch Bildung zweier Ländergruppen,⁷¹ erfolgen, sondern kontinuierlich. Dazu wird die Süd-Nord-Lage eines Bundeslandes durch seinen mittleren Breitengrad repräsentiert.⁷² (Vgl. dazu Abbildung 2.9)

Abbildung 2.10 zeigt die Bevölkerungsdichte der Bundesländer, welche im Beobachtungszeitraum leicht angestiegen ist. Zwischen den Stadtstaaten mit einem mittleren Niveau von rund 2000 Einwohnern je Quadratkilometern und den am dünnsten besiedelten Flächenstaaten Schleswig-Holstein und Niedersachsen auf einem Niveau von um 160 Einwohnern je Quadratkilometern liegt eine deutliche Bandweite.

Damit die in den Investitionsfunktionen aufzunehmende Dichtevvariable nicht nur den Unterschied zwischen den Stadtstaaten und den Flächenstaaten mißt, sondern auch unterschiedliche Dichten der Flächenstaaten deutlicher hervortreten, wird die logarithmierte Bevölkerungsdichte als entsprechende Exogene gewählt. Der Verlauf dieser Variable ist in der Abbildung 2.11 gezeigt, die zusätzlich den Breitengrad des jeweiligen Bundeslandes enthält.

⁶⁶ Vgl. etwa Birg (1985) und Tacke (1986).

⁶⁷ Vgl. Petzina (1986), S. 271.

⁶⁸ Vgl. Häußermann/Siebel (1986), S. 84.

⁶⁹ Vgl. Körber-Weik/Wied-Nebbeling (1987) und Geppert u.a. (1987). Beide Quellen sind Gutachten im Auftrag der Bundesregierung.

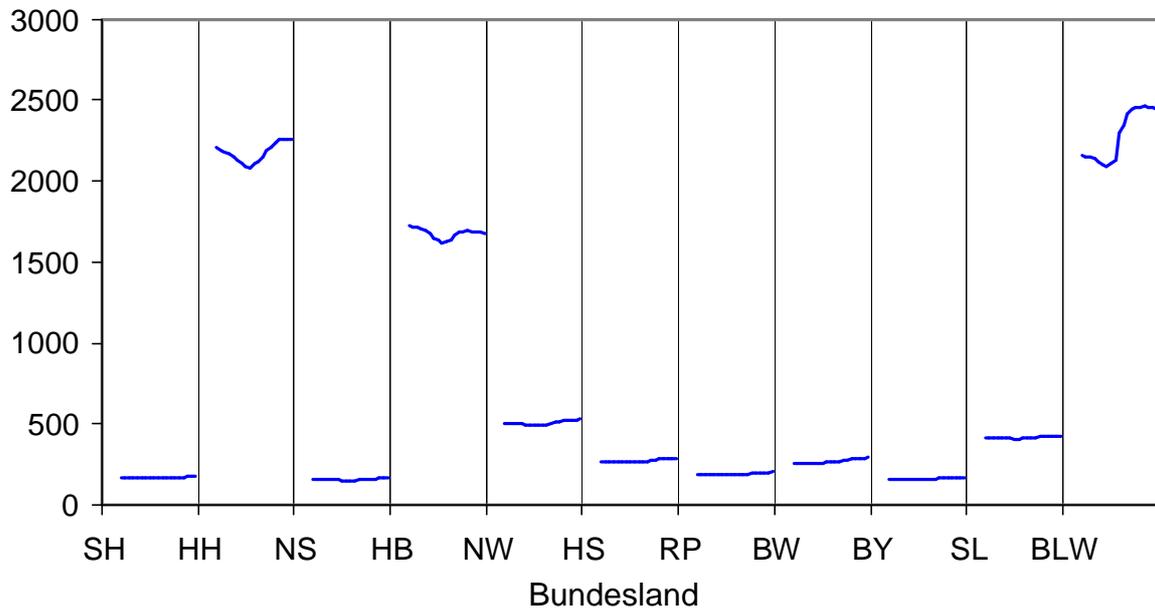
⁷⁰ Vgl. Roncador (2000).

⁷¹ Vgl. etwa Roncador (2000), S. 15.

⁷² Der mittlere Breitengrad ergibt sich aus dem ungewichteten Mittelwert von maximaler Nordbreite und minimaler Nordbreite, was zu einer für den vorliegenden Zweck hinreichenden Genauigkeit führen dürfte. Die Breitengrade werden im geodätischen Bezugssystem (WGS 84) gemessen und wurden aus der digitalen topographischen Karte im Maßstab 1:200.000 des Bundesamtes für Kartographie und Geodäsie gewonnen. Vgl. Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (1998).

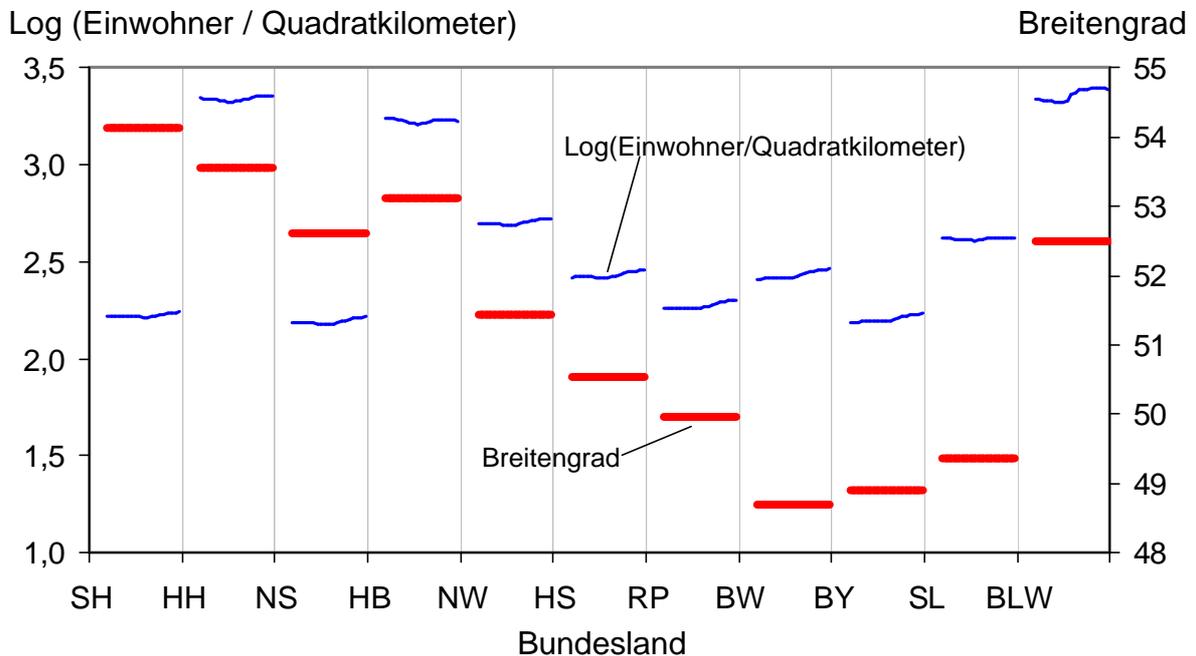
Abbildung 2.10: Bevölkerungsdichte der Bundesländer

Einwohner je Quadratkilometer



Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997.

Abbildung 2.11: Logarithmierte Bevölkerungsdichte und Breitengrad der Bundesländer



Quellen: Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (1998); Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997.

2.2.1.2. Zur verwendeten Methode

Die Investitionsfunktionen sollen mit einem gemischten Längsschnitts-Querschnitts-Ansatz bestimmt werden. Der zugrundeliegende Datensatz kann als Pseudo-Panel betrachtet werden, da für die gleichen Einheiten (Bundesländer) zu verschiedenen Zeitpunkten die interessierenden Merkmale erhoben wurden.⁷³ Die existierenden Schätzverfahren für Paneldaten erlauben die Modellierung von spezifischen Effekten unterschiedlicher Art sowohl für die Einheiten als auch für die Jahre. Aus der Panelstruktur der Daten können daneben typische Verletzungen der Annahmen des Regressionsmodells resultieren, die bei der Schätzung in adäquater Weise berücksichtigt werden können.

Die verwendete Regressionsgleichung

Das einfachste (lineare) Verfahren zur Bestimmung von Regressionsparametern mit Paneldaten ist die sogenannte Pooled Regression: Werden die Baugenehmigungen in Kubikmeter umbauten Raumes pro Kopf der Bevölkerung R_{it} / B_{it} in Bundesland i und Jahr t durch n exogene Variablen x_{jit} , $j=1, \dots, n$ erklärt, so entsteht folgender Regressionsansatz:

$$y_{it} = \sum_{j=0}^v \mathbf{b}_j x_{jit} + u_{it}.$$

y_{it} ist hierbei der Wert der abhängigen Variable in Bundesland i und Jahr t , x_{jit} der Wert der exogenen Variable j für Bundesland i und Jahr t , n ist die Zahl exogener Variablen und u_{it} ist ein stochastischer Störterm. Das Modell berücksichtigt weder bundesland-spezifische Effekte, noch jahresspezifische Effekte. Sowohl die Regressionskonstante \mathbf{b}_0 als auch die Parameter der exogenen Variablen $\mathbf{b}_1, \dots, \mathbf{b}_n$ sind für alle Bundesländer und alle Jahre gleich.

Die in den Investitionsfunktionen zu erklärenden Baugenehmigungen sind - indem auf den genehmigten umbauten Raum je Einwohner abgestellt wird - bereits mit der Bevölkerung relativiert, so daß in dieser Hinsicht unterschiedliche Ländergrößen nicht in Erscheinung treten. Verbleibende länderspezifische Niveauunterschiede der Bauaktivität sollen in den Schätzungen dennoch geeignet berücksichtigt werden.

In der Panelanalyse stehen grundsätzlich zwei Techniken zur Verfügung. Die Niveauunterschiede lassen sich entweder durch sogenannte fixe Effekte oder durch zufällige Effekte erfassen. Die Modellierung als zufälliger Effekt ist dann angeraten, wenn der Datensatz sehr viele Beobachtungseinheiten umfaßt und diese Beobachtungseinheiten eine Zufallsauswahl aus einer Grundgesamtheit darstellen. Im vorliegenden Fall gibt es nur 10 Einheiten (Bundesländer des früheren Bundesgebietes ohne Berlin-West), die zudem nicht als Zufallsauswahl aus einer Grundgesamtheit von Bundesländern aufgefaßt werden können⁷⁴, da

⁷³ Vgl. zum Nachfolgenden auch: Behr/Bellgardt (1998), S. 34 - 38.

⁷⁴ Vgl. die ausführliche Diskussion bei Hsiao (1986), S. 41 - 47. Vgl. auch Baltagi (1995), S. 10 und Judge u. a. (1985), S. 527 - 529.

sie gewissermaßen die Vollerhebung der Einheiten (Bundesländer) des früheren Bundesgebietes darstellen. Aus diesem Grund kommt hier nur die Berücksichtigung fixer länderspezifischer Effekte in Betracht. Dies geschieht durch die Schätzung länderspezifischer Regressionskonstanten und erfordert die Aufnahme entsprechender Länderdummies in den Satz exogener Variablen.⁷⁵ Das Regressionsmodell lautet nun

$$y_{it} = \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^v \mathbf{b}_j x_{jit} + u_{it}.$$

Für die Interpretation der Parameter ist bedeutsam, daß der Parametervektor $\mathbf{b}_j, \dots, \mathbf{b}_n$ mit jenen identisch sind, die man aus einer Regression mit länderspezifisch mittelwertbereinigten Variablen der Art⁷⁶

$$y_{it} - \bar{y}_i = \sum_{j=1}^v \mathbf{b}_j (x_{ijt} - \bar{x}_{ij}) + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

erhalten würde.

Jahresspezifische Effekte

Neben der Berücksichtigung einheitenspezifischer Effekte können in der Panelanalyse auch jahresspezifische Effekte berücksichtigt werden.⁷⁷ Damit soll der Einfluß von nicht berücksichtigten Variablen in den einzelnen Beobachtungsjahren pauschal durch einen additiven Term erfaßt werden. Eine Berücksichtigung jahresspezifischer Effekte erscheint für die vorliegende Analyse wegen der teils gleichförmigen zeitlichen Entwicklung in den Bundesländern angeraten. Diese additiven Terme können wiederum als fixe Effekte oder als zufällige Effekte geschätzt werden.

Für den vorliegenden Datensatz müßten bei der Modellierung fixer Zeiteffekte 19 weitere Parameter geschätzt werden. Sind bereits zwei Exogene und 10 Länderdummies berücksichtigt, würde die Zahl der Parameter auf 31 steigen. Das erscheint bei insgesamt 198 Beobachtungen als nicht angemessen. Daher wird es vorgezogen, Jahreseffekte als zufällige Fehlerterme mit dem Erwartungswert Null und einer über alle Länder konstanten Varianz zu berücksichtigen. Mit Berücksichtigung eines Jahreseffektes \mathbf{I}_t lautet das Modell nun:

$$y_{it} = \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^v \mathbf{b}_j x_{jit} + \mathbf{I}_t + e_{it}.$$

⁷⁵ Vgl. etwa Greene (1993), S. 466- 467.

⁷⁶ Vgl. Baltagi (1995), 11.

⁷⁷ Auch in gesamtwirtschaftlichen Bauinvestitionsfunktionen für Deutschland kommt zeitlichen Sonderinflüssen eine Rolle zu. Vgl. Döpke (1996), S. 308, Fn. 7.

Zur Überprüfung des Einkommenseinflusses bei unterschiedlich liquider Vermögensstruktur

Wie oben diskutiert, soll untersucht werden, ob sich für Gruppen von Beobachtungseinheiten, die sich durch eine unterschiedlich liquide Vermögensstruktur unterscheiden, ein unterschiedlicher Einfluß des Realeinkommens auf die Wohnungsbaugenehmigungen ausmachen läßt. Zur Überprüfung der Differenz des Realeinkommens-Parameters wird das Regressionsmodell um die Variable $x_{ijt}dum_{it}^g$ ergänzt. Das zu schätzende Länderdummy-Modell lautet dann

$$y_{it} = \mathbf{a}_k dum_{kit} + \mathbf{d}_k^{(a)} dum_{kit} dum_{it}^g + \sum_{j=1}^v \mathbf{b}_j x_{jit} + \sum_{j=1}^v \mathbf{d}_j^{(b)} x_{jit} dum_{it}^g + \mathbf{I}_t + e_{it}$$

mit:

$$dum_{kit} = \begin{cases} 1 & \text{falls Land } k = i \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}, \quad k = 2, \dots, n,$$

$$dum_{it}^g = \begin{cases} 1 & \text{falls } GWR_{it} > GWR^* \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

In zwei Varianten werden verschiedene Variablen x_{jit} berücksichtigt: In das *Zinsmodell* gehen Realzins und reales Pro-Kopf-Einkommen ein, in das *Q-Modell* Renditequotient Q und reales Pro-Kopf-Einkommen. Die Parameter $\mathbf{d}_k^{(a)}$ und $\mathbf{d}_j^{(b)}$ geben hierbei die Differenz der Parameter der Länderjahre mit hoher und niedriger Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation an. Der t -Wert des Differenzparameters des Realeinkommens wird zum Test dieses Parameters auf den Wert Null benutzt.

Alternativ werden statt der Länderdummies die beiden Variablen (logarithmierte) Bevölkerungsdichte BD_{it} und mittlerer Breitengrad der Länder BG_i verwendet. Dieses Modell lautet:

$$y_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{d}^{(a)} dum_{it}^g + \mathbf{f}_1 BD_{it} + \mathbf{d}^{(f_1)} BD_{it} dum_{it}^g + \mathbf{f}_2 BG_{it} + \mathbf{d}^{(f_2)} dum_{it}^g + \sum_{j=1}^v \mathbf{b}_j x_{jit} + \sum_{j=1}^v \mathbf{d}_j^{(b)} x_{jit} dum_{it}^g + \mathbf{I}_t + e_{it}$$

Durch Kombination von Zins- versus Q -Modell und Länderdummymodell versus Modell mit Bevölkerungsdichte und Breitengrad entstehen also insgesamt vier zu schätzende Investitionsfunktionen.

Die Modellierung der Störgröße

Die Hypothese gleicher sektorspezifischer Varianzen der Störgrößen wurde bei allen berechneten Funktionen mit Likelihood-Ratio-Tests⁷⁸ abgelehnt. Die Varianz-Kovarianz-Matrix \mathbf{V} ist eine Diagonalmatrix mit sektorweise unterschiedlichen Elementen, die unbekannt sind. Eine Schätzung von \mathbf{V} könnte man auf Grundlage der mit OLS geschätzten Residuen erhalten (Feasible Generalized Least Squares-Methode; FGLS). Wegen der Berücksichtigung zufälliger Jahreseffekte wird allerdings ein Maximum Likelihood-Ansatz verwendet.⁷⁹ Likelihood-Ratio-Tests auf das Vorliegen von Autokorrelation und intersektoraler Korrelation der Störvariablen führten bei den verwendeten Funktionen nicht zu einheitlichen Ergebnissen. Um die Parametersignifikanzen in verschiedenen Investitionsfunktionen vergleichen zu können, wurden alle Funktionen mit dem genannten Ansatz geschätzt, der allein sektorspezifische Heteroskedastizität berücksichtigt.

2.2.1.3. Empirische Ergebnisse

2.2.1.3.1. Ausgangsschätzung

In Tabelle 2.1 finden sich die Ergebnisse der Parameterschätzungen für die vier verwendeten Investitionsfunktionen. Den Rechnungen liegen die Daten der Bundesländer des früheren Bundesgebietes von 1979 bis 1997 zugrunde. Der Stadtstaat Berlin wurde wegen verschiedener Entwicklungsbesonderheiten, vor allem in den 1990er Jahren, nicht berücksichtigt. Der Realzins, Q und das Realeinkommen sind mit ihrem um ein Jahre verzögerten Wert berücksichtigt. Insgesamt weisen die Modelle mit einer Varianzaufklärung von mindestens 75 Prozent eine hohe Anpassungsgüte auf.⁸⁰

Bemerkenswert ist zunächst der Befund, daß die beiden Zinsmodelle im Vergleich zu den beiden Q -Modellen - gemessen an den Bestimmtheitsmaßen - etwa gleichwertige Schätzergebnisse liefern. Das bestätigt zunächst die Hypothesen über die starke Zinsabhängigkeit der Wohnungsbauinvestitionen, die sich für andere Wirtschaftszweige nicht nachweisen läßt.⁸¹ Ein Anstieg des Realzinses um 1 Prozentpunkt führt zu einem Rückgang der Baugenehmigungen um rund $0,45 m^3$ umbauten Raumes pro Kopf der Bevölkerung.

⁷⁸ Vgl. Spanos (1995), S. 330 und Greene (1993), S. 449 - 450.

⁷⁹ Die Berechnungen erfolgen mit der Mixed-Prozedur des Programmpakets SAS.

⁸⁰ Die Bestimmtheitsmaße werden als Quotient aus erklärter Streuung und Gesamtstreuung der Baugenehmigungen berechnet und dürfen nur als Annäherung betrachtet werden, da die Streuungszерlegung bei der gewählten Spezifikation nicht gilt!

⁸¹ Vgl. Kühne-Büning (1996), S. 263. Erst bei Einbezug weiterer Investitionskosten läßt sich eine Signifikanz der entsprechenden Variable nachweisen. Dieser Einfluß wird aber vom Einfluß der Outputveränderung dominiert. Vgl. dazu Chirinko (1993), S. 1881 und Behr/Bellgardt (1998), S. 47.

Tabelle 2.1: Parameter der Investitionsfunktionen

Variable	Zins-Modelle		Q-Modelle	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Länderdummies	Ja	Nein	Ja	Nein
Bevölkerungsdichte ^{a)}		-1,68 (-21,83)		-1,83 (-19,64)
Geographische Lage		-0,15 (-11,12)		-0,19 (-10,00)
Realzins	-0,45 (-5,09)	-0,46 (-5,16)		
Q			0,98 (3,05)	0,76 (2,33)
Realeinkommen	0,90 (3,85)	1,23 (9,91)	0,90 (3,58)	1,18 (9,19)
r^2	0,86	0,75	0,88	0,80

Anmerkung: Angegeben sind die Parameter, darunter die t -Werte. Die Parameterwerte von Länderdummies und Regressionskonstanten sind nicht wiedergegeben. a) Logarithmiert.

Der Renditequotient Q ist zwar signifikant, weist jedoch geringere absolute t -Werte auf als der Realzins in den Zinsmodellen. Das kann einerseits darauf zurückzuführen sein, daß die berechneten Q -Werte Informationen enthalten, die für die Investoren tatsächlich nicht relevant sind. Zum anderen können freilich Operationalisierungsmängel, die sich aufgrund der schlechten Datenlage ergeben, nicht ausgeschlossen werden.

Der Parameter der Einkommensvariable ist in allen Modellen signifikant. Mit einem Anstieg des Pro-Kopf-Realeinkommens um 10.000 DM p.a. geht im Mittel der betrachteten Länder und Jahre ein Anstieg der Pro-Kopf-Baugenehmigungen um 0,90 bis 1,23 m^3 umbauten Raumes einher.

Die Modelle, die länderspezifische Variablen verwenden, weisen zwar eine schlechtere Anpassungsgüte als die Modelle mit Länderdummies auf. Mit Bestimmtheitsmaßen über 75 Prozent ist die Anpassung aber immer noch gut. Das zeigt, daß ein Teil der beobachteten unterschiedlichen länderspezifischen Niveaus der Baugenehmigungen auf deren unterschiedliche Bevölkerungsdichte und deren geographische Lage in der Nord-Süd-Achse zurückzuführen ist. Die entsprechenden Parameter sind in Zinsmodell (2) und in Q -Modell (2) hochsignifikant und weisen ähnliche Werte auf. Eine Verdoppelung der Bevölkerungsdichte ($\Delta \log(BD)=0,3$) führt zu einem Rückgang der Baugenehmigungen um 0,50 Kubikmeter

umbauten Raumes in Zinsmodell (2) und um 0,55 Kubikmeter umbauten Raumes in Q -Modell (2).

Vergleichsrechnungen zeigten im übrigen, daß die (logarithmierte) Bevölkerungsdichte nicht nur die Differenzierung zwischen den Stadtstaaten und den Flächenstaaten erfaßt, sondern darüberhinaus auch die unterschiedliche Entwicklung in den Flächenstaaten einschließt. Ersetzt man die Bevölkerungsdichte durch eine Dummyvariable, die alleine die Unterscheidung zwischen Stadt- und Flächenstaaten abbildet, führt dies zu einer verschlechterten Anpassungsgüte.

Mit wachsender geographischer Breite (also einer nördlicheren geographischen Lage) gehen die Bauinvestitionen im Mittel zurück. Je Breitengrad sinkt das Niveau der Baugenehmigungen um $0,15 m^3$ umbauten Raumes im Zinsmodell (2) bzw. um $0,19 m^3$ im Q -Modell (2). Das entspricht einem Rückgang von etwa $0,14 m^3$ umbauten Raumes je 100 Kilometer Süd-Nord-Entfernung im Zinsmodell (2) bzw. um $0,17 m^3$ im Q -Modell (2).⁸²

Zur Überprüfung auf eventuell vorhandene Multikollinearitäten wird der Test nach Belsley, Kuh und Welsch verwendet.⁸³ Für die obigen Modelle wurde mittels OLS-Schätzungen der Konditionsindex berechnet und eine Dekomposition der Parametervarianzen durchgeführt. Auch in den Fällen, in denen der Konditionsindex Werte größer als 30 aufwies, zeigten sich bei der Varianzdekomposition keine Hinweise auf starke Abhängigkeiten der Exogenen. Insbesondere zeigten sich in den Modellen ohne Länderdummies keine bedenkliche Abhängigkeiten zwischen der Bevölkerungsdichte und dem Pro-Kopf-Einkommen.

2.2.1.3.2. Schätzung mit Gruppenbildung

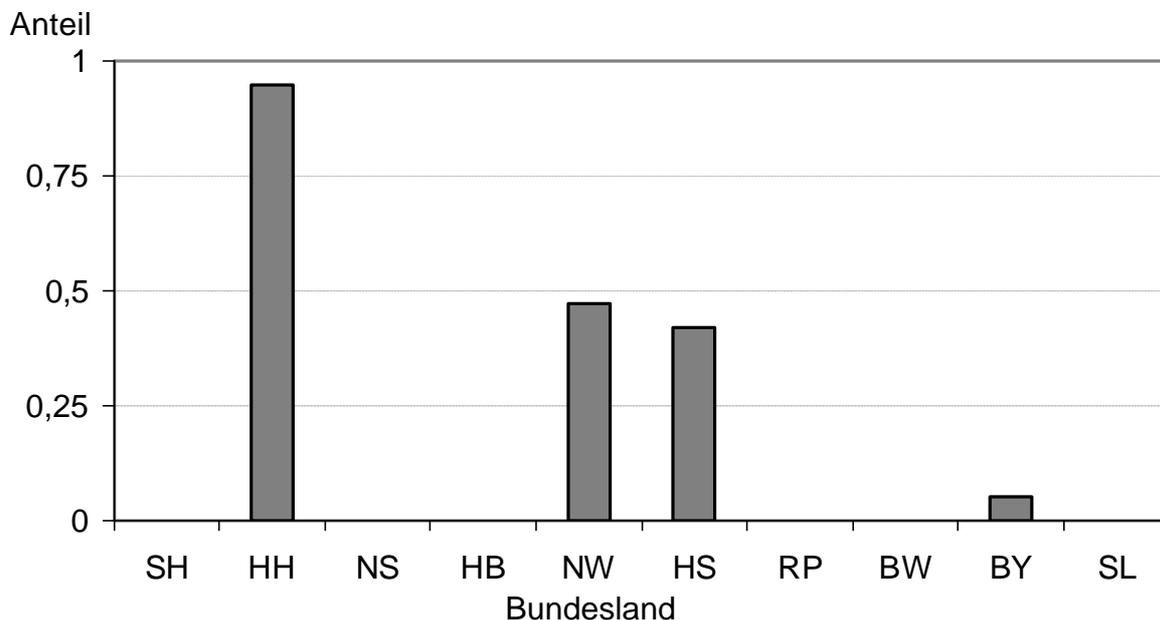
In diesem Abschnitt werden Schätzungen der vier Investitionsfunktionen präsentiert, die für zwei unterschiedliche Gruppen von Beobachtungseinheiten unterschiedliche Parameter zulassen. Die beiden Gruppen werden nach Maßgabe der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation gebildet. In der Gruppe mit liquider Vermögensstruktur sollen jene Länderjahre zusammengefaßt werden, deren Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation über dem 75 Prozent-Quantil dieser Variable liegen.

Abbildung 2.12 zeigt, in welchem Ausmaß die einzelnen Bundesländer der Gruppe mit liquider Vermögensstruktur angehören, wenn man das 75 Prozent-Quantil der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation zugrundelegt. Dieser Gruppe gehören die meisten Beobachtungen des Stadtstaates Hamburg an, knapp die Hälfte der Beobachtungen von Nordrhein-Westfalen und Hessen, sowie eine Beobachtung von Bayern.

⁸² Ein Breitengrad entspricht einer Entfernung von 111,1 Kilometern.

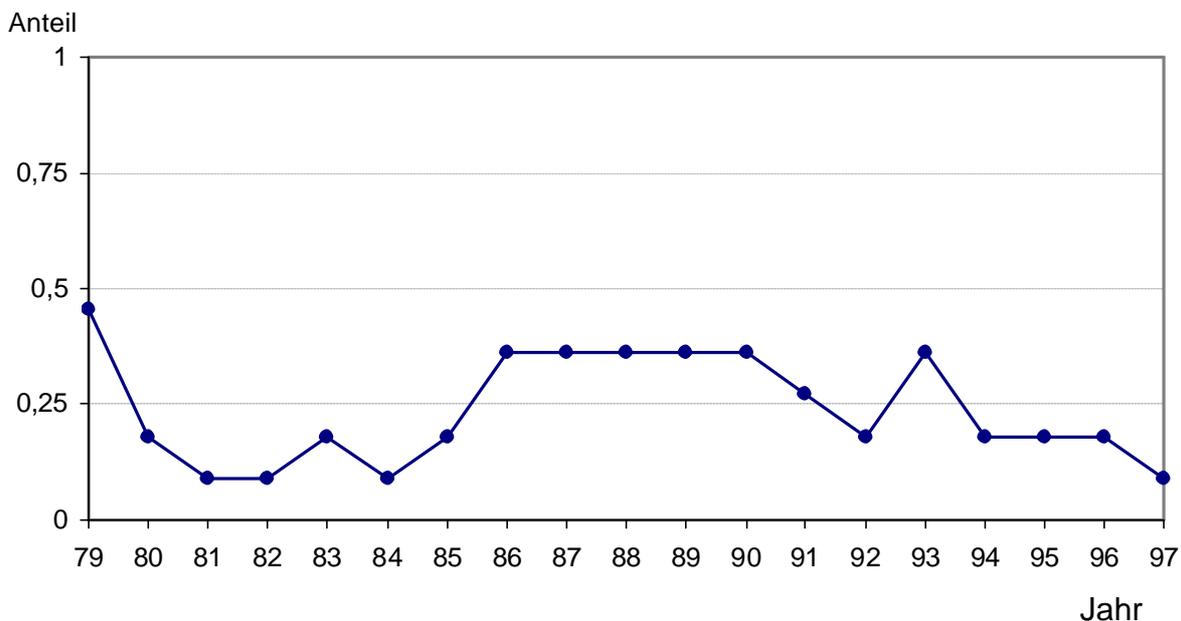
⁸³ Vgl. Belsley/Kuh/Welsch (1980) und Belsley (1991).

Abbildung 2.12: Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur^{a)} über die Länder



Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; eigene Berechnungen. Anmerkung: a) Länderjahre mit einer Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation über dem 75 Prozent-Quantil dieser Variable.

Abbildung 2.13: Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur^{a)} über die Jahre



Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; eigene Berechnungen. Anmerkung: a) Länderjahre mit einer Geldvermögens-Bauvermögens-Relation über dem 75 Prozent-Quantil dieser Variable.

Im Hinblick auf den in den Länderjahren mit liquider Vermögensstruktur erfaßten Zeitraum zeigt die Abbildung 2.13, daß das Jahr 1979 mit 45 Prozent seiner Beobachtungen und der

Zeitraum von 1986 bis 1990 mit mehr als 36 Prozent seiner Beobachtungen in der Gruppe der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur vertreten sind. Jedes der Jahre des Beobachtungszeitraumes ist zudem mit wenigstens einem Bundesland vertreten.

In der Tabelle 2.2 entsprechen die Parameter b_j jenen der Länderjahre mit illiquider Vermögensstruktur, also Länderjahren, in denen die Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation unter dem 75 Prozent-Quantil dieser Variable liegt. Die Parameter d_j entsprechen hingegen den Differenzparametern. Diese geben die Parameterdifferenz zwischen der Gruppe mit liquider Vermögensstruktur und der Gruppe mit illiquider Vermögensstruktur an.

Von besonderem Interesse sind zunächst die Werte der Realeinkommensvariable. Im Zinsmodell (1), das Länderdummies berücksichtigt, liegt der Einkommenseinfluß um 0,66 Einheiten unter dem Parameterwert der Gruppe mit illiquider Vermögensstruktur. Der Wert des Differenzparameters ist mit einem t -Wert von -3,47 signifikant negativ. Auch im Zins-Modell (2) liegt der Einkommenseinfluß in der Gruppe mit liquider Vermögensstruktur signifikant unter dem Parameterwert der Vergleichsgruppe. Der Einkommenseinfluß liegt hier um 0,68 Einheiten unter dem Einkommenseinfluß der Vergleichsgruppe. Der t -Wert des Differenzparameters beträgt -3,88 und ist damit leicht höher als im Modell mit Länderdummies. Die Q -Modelle liefern im Hinblick auf die Differenzen des Einkommensparameters vergleichbare Ergebnisse. Auch hier weisen die nicht restringierten Einheiten einen niedrigeren Einkommenseinfluß auf. Diese Ergebnisse weisen auf eine signifikante Liquiditätsabhängigkeit der Wohnungsbauinvestitionen hin und zeigen, daß in dem signifikanten Einkommenseinfluß nicht lediglich ein erwarteter Einkommenseffekt der Nachfrage nach dem Konsumgut Wohnung zum Ausdruck kommt.

Darüberhinaus ist allerdings bemerkenswert, daß sich auch der Zinseinfluß bzw. der Einfluß von Q zwischen den gebildeten Einheiten signifikant unterscheidet. Die nicht restringierten Einheiten weisen nicht nur eine geringere Einkommensabhängigkeit ihrer Investitionen, sondern auch einen signifikant geringeren Einfluß des Realzinses und von Q auf. Dieser Befund steht im Widerspruch zu Befunden, die sich für Produktionsunternehmen ergeben. Für Sektoren des deutschen Produzierenden Gewerbes geht der geringere Cash Flow-Einfluß von nicht liquiditätsrestringierten Einheiten mit keinen signifikanten Unterschieden des Q -Einflusses beider Gruppen einher.⁸⁴ Allerdings ist ersichtlich, daß der Rückgang des Realeinkommenseinflusses - bis auf Q -Modell (2) - sehr viel deutlicher ausfällt als der Rückgang des Realzins- bzw. Q -Parameters.

Der Differenzparameter der Bevölkerungsdichte in Zinsmodell (2) und Q -Modell (2) ist zwar nicht signifikant, dem Wert nach aber positiv, was darauf hindeutet, daß in den nicht restringierten Einheiten der negative Einfluß der Bevölkerungsdichte niedriger ausfällt. Die

⁸⁴ Vgl. Behr/Bellgardt (1998), S. 49, Tabelle 4, und S. 51, Tabelle 6.

Differenzparameter der geographischen Lage sind in beiden genannten Modellen nicht signifikant negativ.

Mit abnehmender Liquiditätsrestringiertheit sinkt im Wohnungsbau die Abhängigkeit der Investitionen vom Einkommen *und* von den Kapitalkosten bzw. der Rentabilität und ist damit offenbar durch andere, einheitenspezifische und hier nicht erfaßte Bestimmungsgründe, zu erklären. Dies muß auch als Hinweis auf die Grenzen einer mesoökonomischen Modellierung der Investitionstätigkeit gewertet werden, in der etwa haushaltsindividuelle Steuervorteile nicht berücksichtigt werden können.

Tabelle 2.2: Parameter und Differenzparameter der Investitionsfunktionen

Variable	Zinsmodelle				Q-Modelle			
	(1)		(2)		(1)		(2)	
Länderdummies	Ja		Nein		Ja		Nein	
	b_j	d_j	b_j	d_j	b_j	d_j	b_j	d_j
Bevölkerungsdichte ^{a)}			-1,69 (-17,36)	1,60 (0,80)			-1,84 (-16,98)	2,45 (1,24)
Geographische Lage			-0,15 (-11,11)	-0,37 (-0,61)			-0,19 (-10,76)	-0,57 (-0,96)
Realzins	-0,50 (-5,41)	0,16 (4,68)	-0,52 (-5,72)	0,18 (5,24)				
Q					1,59 (4,74)	-0,65 (-3,97)	1,05 (3,13)	-0,72 (-4,14)
Realeinkommen	0,97 (4,20)	-0,66 (-3,47)	1,38 (10,88)	-0,68 (-3,88)	0,99 (3,94)	-0,61 (-3,18)	1,29 (9,97)	-0,50 (-2,73)
r^2	0,86		0,75		0,89		0,79	

Anmerkung: b_j Parameter, d_j Differenzparameter (der liquiden Länderjahre). Angegeben sind die Parameterwerte, darunter die t -Werte. Die Parameterwerte von Länderdummies bzw. die Regressionskonstanten sind nicht angegeben. a) Logarithmiert.

2.2.1.3.3. Sensitivitätsanalysen

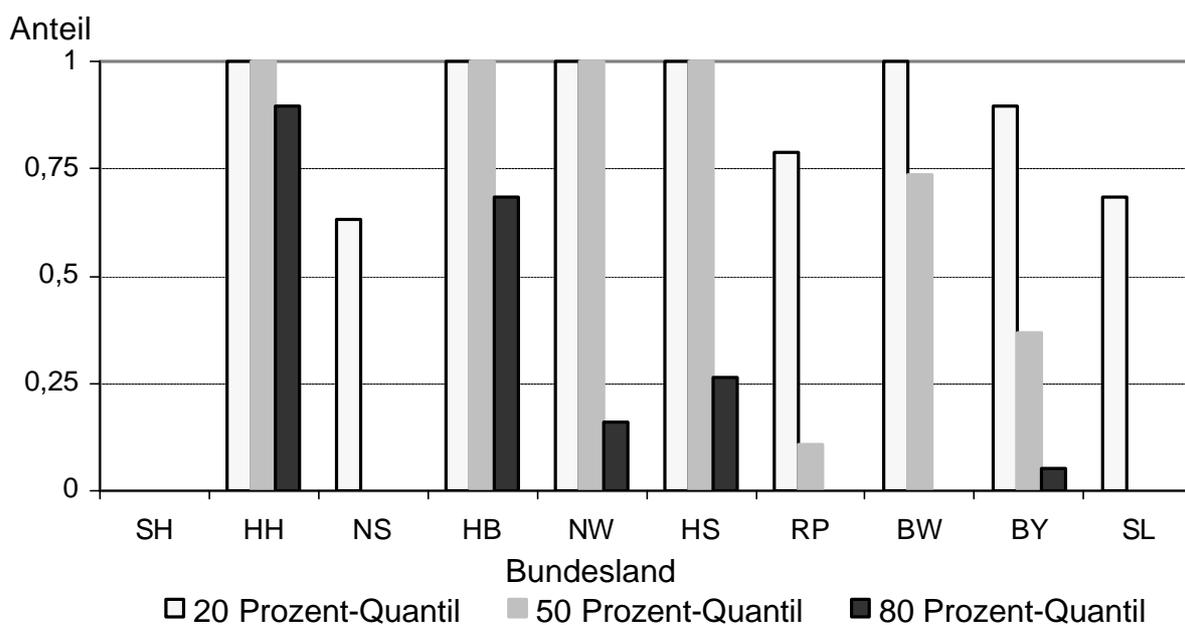
In den Vorabschnitten fand die Gruppenbildung anhand des 75 Prozent-Quantils der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation statt. Die Wahl dieses Schnittwertes erfolgte

ad hoc und damit mehr oder weniger willkürlich. Um zu überprüfen, inwieweit die Befunde sensitiv im Hinblick auf den gewählte Gruppengröße sind, werden anhand einer Sequenz von Quantilswerten unterschiedlich große Gruppen gebildet. Begonnen wird mit dem 20 Prozent-Quantil, sodann wird mit dem 25 Prozent-Quantil gerechnet. In 5 Prozentschritten wird der Quantilswert allmählich auf 80 Prozent erhöht. Für jede der entstehenden 13 Gruppenbildungen wird die Schätzung der Investitionsfunktionen wiederholt.

Zur Zusammensetzung der mit unterschiedlichen Schwellenwerten gebildeten Gruppen

Zunächst soll gezeigt werden, welche Bundesländer und welche Jahre bei den Gruppenbildungen beteiligt sind. Exemplarisch wird dazu in Abbildung 2.14 die Zusammensetzung der Gruppe mit liquider Vermögensstruktur gezeigt, die sich bei Anwendung des 20-, 50- und 80-Prozent Quantils ergibt.

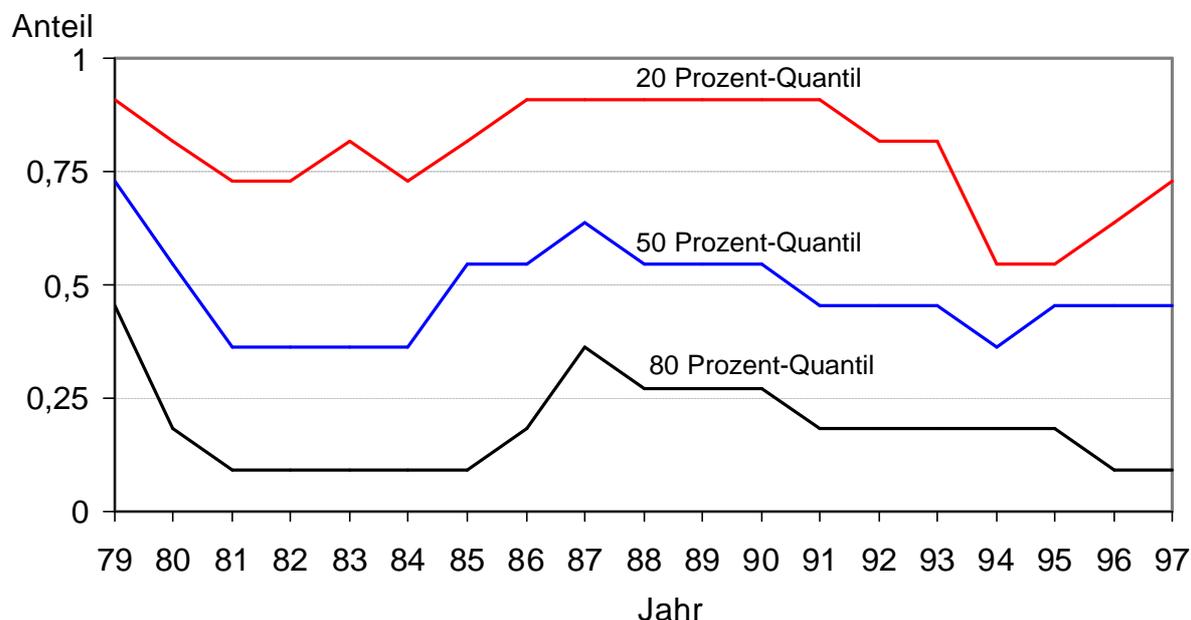
Abbildung 2.14: Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur über die Länder bei unterschiedlicher Gruppengröße^{a)}



Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; eigene Berechnungen. Anmerkung: a) Länderjahre mit einer Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation über dem 20-, 50- und 80 Prozent-Quantil dieser Variable.

Abbildung 2.15 zeigt die Beteiligung der einzelnen Beobachtungsjahre an den nach den genannten Quantilen gebildeten Gruppen von Länderjahren.

Abbildung 2.15: Verteilung der Länderjahre mit liquider Vermögensstruktur über die Jahre bei unterschiedlicher Gruppengröße^{a)}



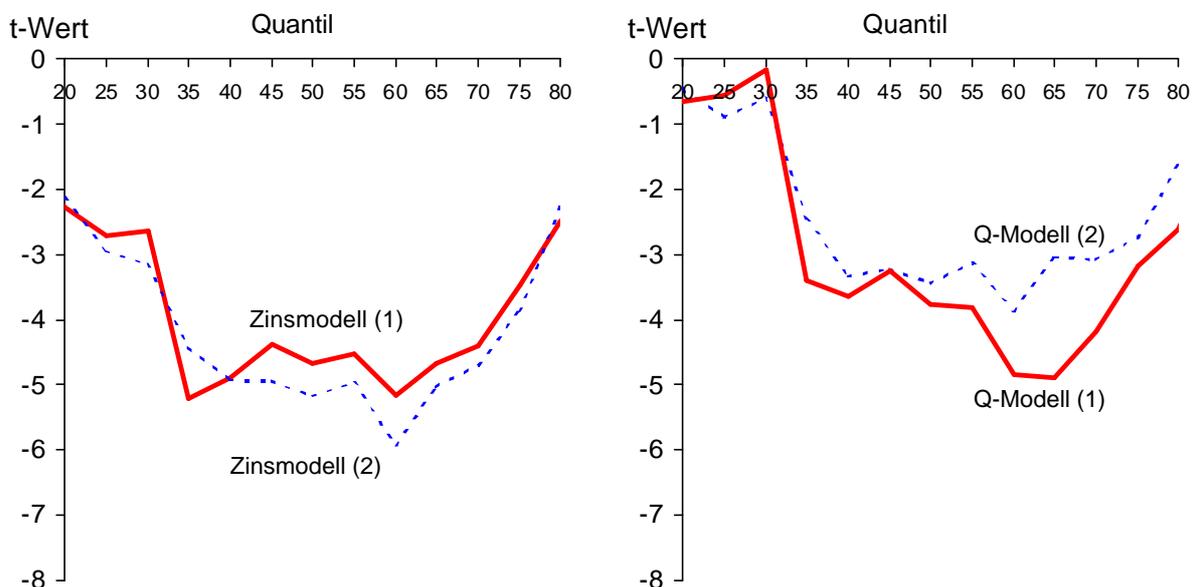
Quellen: Statistisches Bundesamt, Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben; eigene Berechnungen. Anmerkung: a) Länderjahre mit einer Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation über dem 20-, 50- und 80 Prozent-Quantil dieser Variable.

Zur Signifikanz des Realeinkommensparameters

Von besonderem Interesse ist die Frage, ob und wie sich die Signifikanz des Differenzparameters des Realeinkommens verändert, wenn man statt des 75 Prozent-Quantils der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation andere Quantile dieser Variable zur Gruppenbildung verwendet.

Die Abbildung 2.16 gibt die t -Werte der genannten Differenzparameter wieder, wie sie sich in den vier Modellen bei unterschiedlicher Gruppenbildung ergeben. In allen Modellen ist der Differenzparameter des Einkommens bei den allermeisten Gruppenbildungen auf dem 5 Prozent-Niveau signifikant. Alleine in den beiden Q -Modellen ist er erst ab Verwendung des 35 Prozent-Quantils signifikant. Generell ist die Signifikanz der Tendenz nach zunächst mit steigendem Quantil zunehmend und dann nach dem 60- bzw. 65 Prozent-Quantil wieder abzunehmen. Dieser U-förmige Verlauf ist durchaus erwartungsgemäß, wenn man bedenkt, daß die jeweils größere Gruppe im Hinblick auf die Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation eine sehr viel heterogenere Zusammenfassung von Länderjahren darstellt als die kleinere Gruppe.

Abbildung 2.16: *t*-Werte der Differenzparameter des Realeinkommens bei unterschiedlicher Gruppengröße



Anmerkung: Die Abszisse kennzeichnet das Quantil der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation, das zur Bildung der beiden Gruppen benutzt wurde.

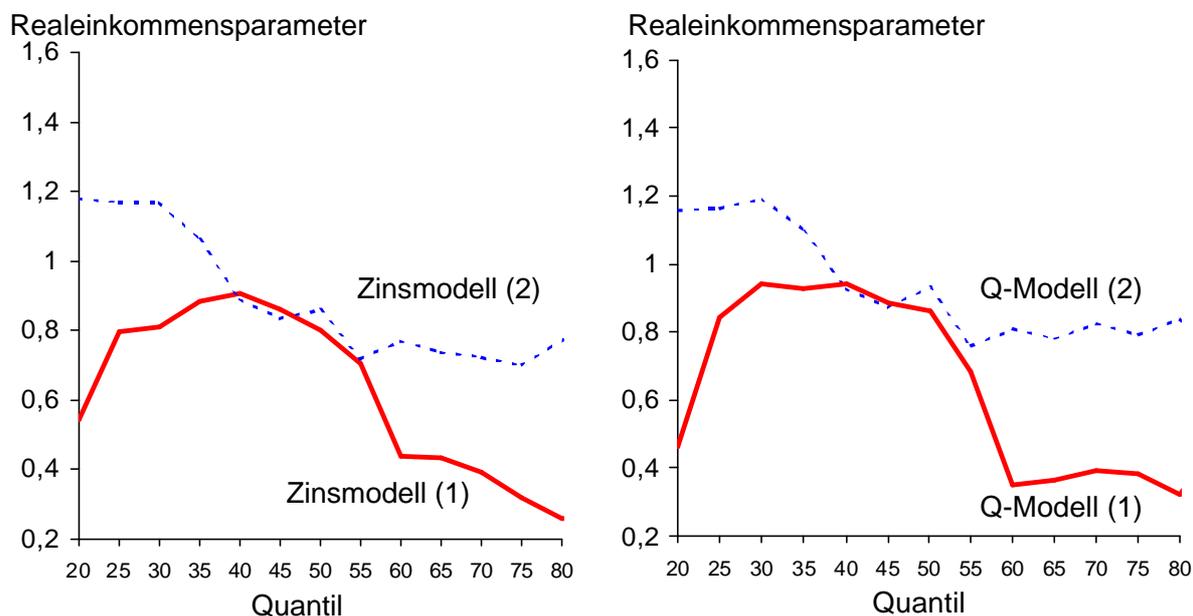
Zur Veränderung des Realeinkommenseinflusses

Betrachtet sei nun der Realeinkommenseinfluß in Gruppen von Länderjahren mit unterschiedlich liquider Vermögensstruktur.

Die Abbildung 2.17 zeigt, daß der Realeinkommenseinfluß in Zinsmodell (2), ausgehend von einem Niveau von 1,2, nahezu monoton auf ein Niveau von etwa 0,7 fällt. Im Zinsmodell (1), das Länderdummies verwendet, kommt es zunächst zu einem Anstieg auf einen Wert von rund 0,9 (40 Prozent-Quantil). Danach folgt ein monotoner Rückgang auf einen Wert von 0,26.

Bei den *Q*-Modellen ergeben sich vergleichbare Befunde. Auch hier kommt es bei Verwendung von Länderdummies zunächst zu einem Anstieg des Parameters. Zwischen dem 50- und 60 Prozent-Quantil kommt es zu einem deutlichen Rückgang.

Abbildung 2.17: Parameter des Realeinkommens der Gruppe mit liquider Vermögensstruktur bei unterschiedlicher Gruppengröße



Anmerkung: Die Abszisse kennzeichnet das Quantil der Geldvermögens-Wohnungsvermögens-Relation, das zur Bildung der beiden Gruppen benutzt wurde. Der dargestellte Realeinkommensparameter entspricht $b_j + d_j$.

Der Einfluß der Gruppenbildung auf den Realzins- und den Q -Parameter

Der signifikant niedrigere Einfluß des Realzinses bzw. von Q in der Gruppe der nicht restringierten Einheiten bestätigt sich auch bei alternativen Gruppenbildungen. Die entsprechenden Differenzparameter sind bei allen Gruppierungen signifikant.

Der Realzinsparameter der nicht restringierten Gruppe steigt monoton aber nur leicht von -0,43 bei Verwendung des 35 Prozent-Quantils auf -0,34 bei Verwendung des 75 Prozent-Quantils. Der Verlauf des Q -Parameters der nicht restringierten Gruppe weist dagegen keinen entsprechenden monotonen Verlauf auf. In Q -Modell (1) schwankt er um ein Niveau von 1 und in Q -Modell (2) um ein Niveau von 0,3.

Insgesamt sind damit die obigen Befunde, daß Einheiten mit liquiderer Vermögensstruktur sowohl einen niedrigeren Einkommenseinfluß als auch einen niedrigeren Zins- bzw. Rentabilitätseinfluß aufweisen, auch für alternative Gruppenbildungen bestätigt worden.

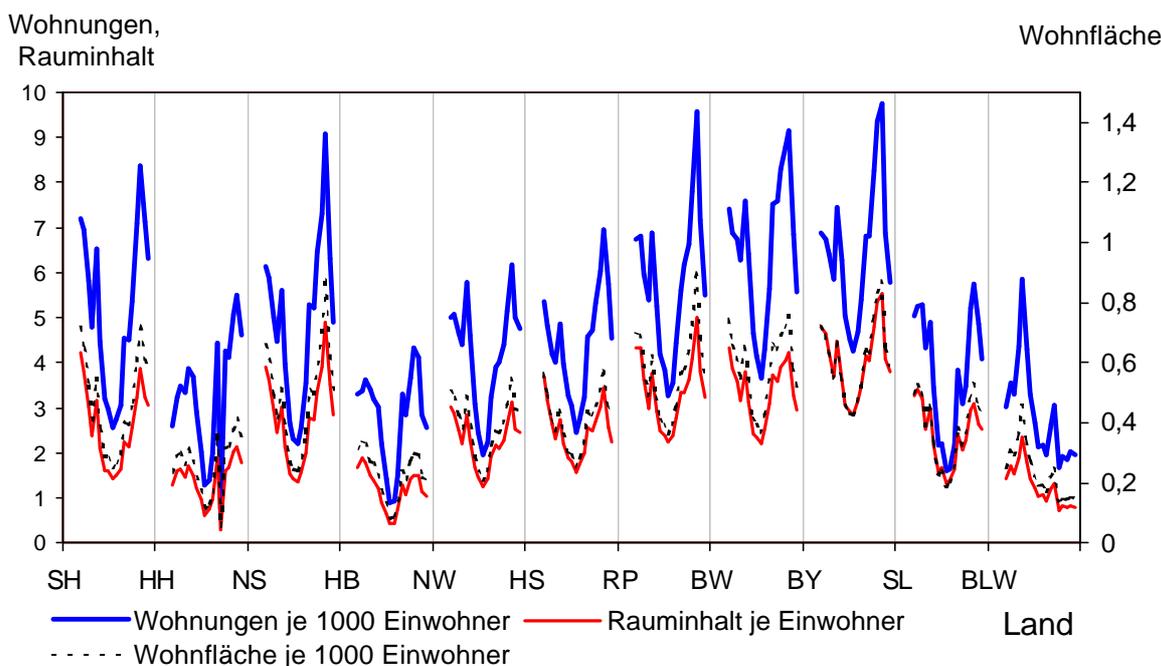
2.2.2. Kennziffermodelle

2.2.2.1. Vorbemerkung

Bei der Berechnung der Investitionsfunktionen erschien die Größe genehmigter umbauter Raum (je Einwohner) die adäquateste Abhängige. Es soll nun gezeigt werden, in welchem Zusammenhang die Größe mit alternativen Investitionsindikatoren steht. Weitere denkbare

Indikatoren sind die genehmigte Wohnfläche je Einwohner und die Zahl genehmigter Wohnungen je Einwohner. Abbildung 2.18 stellt die zeitliche Entwicklung dieser drei Indikatoren für die einzelnen Bundesländer dar. Es zeigt sich, daß die groben zyklischen Charakteristika der Reihen und die Niveauabstufungen zwischen den Bundesländern ähnlich sind.

Abbildung 2.18: Zur zeitlichen Entwicklung alternativer Investitionsindikatoren (1)

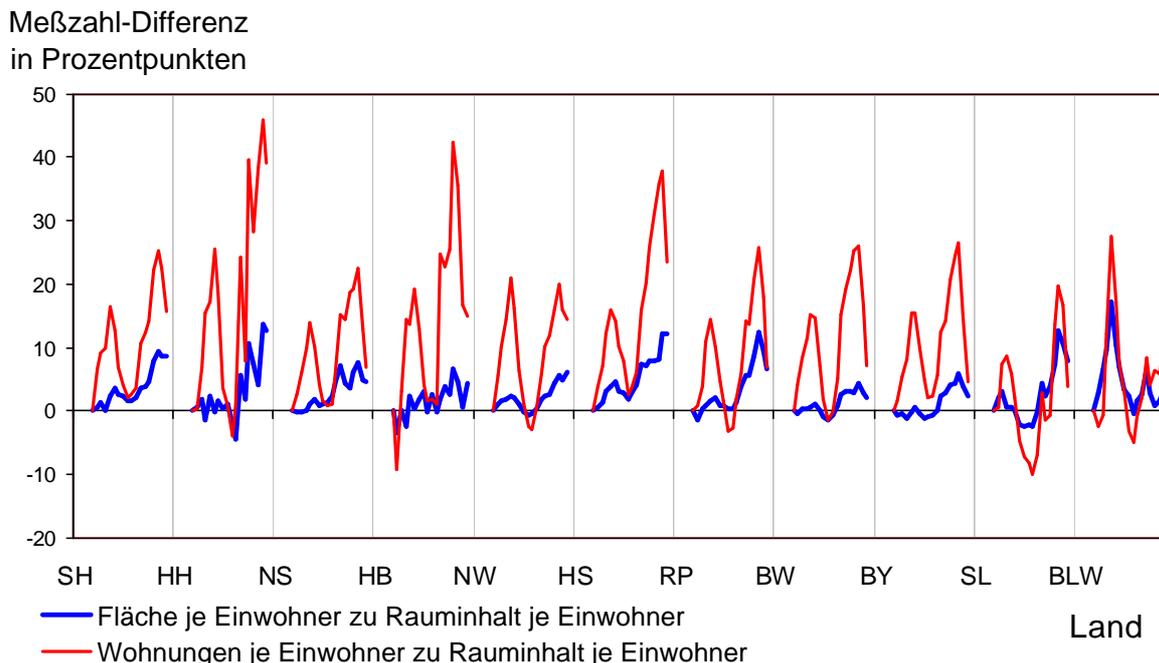


Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997.

Die horizontalen Abstände der Reihen voneinander scheinen jedoch im Zeitablauf zu variieren. Daher werden zu einem weiteren Vergleich für alle drei Indikatoren die bundeslandspezifischen Meßzahlenreihen (mit 1979 = 100) gebildet. Die Abbildung 2.19 zeigt die Differenzen der Meßzahlreihen der beiden alternativen Indikatoren und der Meßzahlreihe "Genehmigter umbauter Raum je Einwohner" in Prozentpunkten.

Es ist ersichtlich, daß die genehmigte Wohnfläche je Einwohner insbesondere seit Mitte des Untersuchungszeitraumes stärker gestiegen ist als der genehmigte umbaute Raum. Besonders deutlich ist diese Entwicklung in Hamburg, Hessen, Rheinland-Pfalz und im Saarland ausgefallen. Dies weist auf teilweise gravierende Veränderungen in den Baukonventionen hin (vgl. Abschnitt 2.2.2.2).

Abbildung 2.19: Zur zeitlichen Entwicklung alternativer Investitionsindikatoren (2)



Anmerkung: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997. Dargestellt sind die Differenzen der Meßzahlreihen genehmigte Wohnfläche je Einwohner und genehmigte Wohnungen je Einwohner und der Meßzahlreihe genehmigter umbauter Raum je Einwohner (je mit 1979 = 100).

Noch deutlicher sind die Unterschiede bei Betrachtung der Meßzahldifferenz der genehmigten Wohnungen je Einwohner. Zunächst fallen die deutlichen Schwankungen auf, die in den Bundesländern in etwa nach dem gleichen Muster verlaufen. Wegen dieser Schwankungen kann hier nur mit aller Vorsicht auf nachhaltige Veränderungen der Baukonventionen geschlossen werden. Dennoch zeigt sich, daß beide Indikatoren im Untersuchungszeitraum zu sehr unterschiedlichen Eindrücken der Investitionsaktivität am Wohnungsmarkt führen. In einigen Bundesländern und in einigen Jahren kommt es zu Abweichungen, die mehr als 30 Prozentpunkte in den Meßzahlreihen ausmachen.

2.2.2.2. Komponenten der genehmigten Wohnungen

Im Vorabschnitt wurden Indizien für eine Veränderung der Baukonventionen im Untersuchungszeitraum gefunden. Im vorliegenden Abschnitt wird mittels geeigneter einfacher Kennzahlen, die diese Konventionen beschreiben, eine Verknüpfung zwischen dem in den Investitionsmodellen gewählten Investitionsindikator und der wohnungspolitisch relevanten Anzahl genehmigter neuer Wohnungen gebildet.

Zur gewählten Methode

Die Zahl genehmigter neuer Wohnungen je Einwohner soll in drei relevante Komponenten aufgespalten werden. Die Aufspaltung geschieht formal durch einfache identische

Erweiterungen dieser Größe. Die gewonnenen Kennzahlen besitzen aber einen höchst eigenständigen, ökonomisch interpretierbaren Charakter. Zur Erweiterung wird der genehmigte umbaute Raum und die genehmigte Wohnfläche herangezogen. Für die Periode t ergibt sich folgender Ausdruck.

$$\frac{DW_t}{E_t} = \frac{R_t}{E_t} \cdot \frac{F_t}{R_t} \cdot \frac{DW_t}{F_t},$$

mit

DW_t Zahl neu genehmigter Wohnungen.

E_t Einwohnerzahl,

R_t genehmigter umbauter Raum in Kubikmetern,

F_t genehmigte Wohnfläche neuer Wohnbauten in Quadratmetern.

Der erste Faktor auf der rechten Gleichungsseite ist die abhängige Variable in den Investitionsfunktionen. Die beiden nächsten Faktoren können als Maßzahlen der Baukonventionen interpretiert werden. Der Quotient aus Wohnfläche und Rauminhalt erfasst summarisch eine Vielzahl bestimmter Baugewohnheiten. So führt etwa eine niedrigere Dachkonstruktion, ein dünneres Mauerwerk, ein kleinerer Keller, ein kleineres Treppenhaus und eine Verringerung der Geschobhöhe zu einem Anstieg der Maßzahl. Der Quotient aus der Zahl neu genehmigter Wohnungen und Wohnfläche stellt schlicht die reziproke Wohnungsgröße der neu genehmigten Wohnungen dar. In den anstehenden deskriptiven Analysen soll zunächst die Entwicklung der beiden letztgenannten Komponenten im Zeitablauf gezeigt werden. Sodann soll die oben definierte Komponentenfunktion zur Analyse der Veränderung der Anzahl genehmigter neuer Wohnungen in einem längeren Untersuchungszeitraum benutzt werden. Diese Veränderungsanalyse ermittelt für jede der drei Komponenten jene hypothetische Veränderung, die sich im Betrachtungszeitraum ergeben hätte, wenn man jeweils isoliert nur für eine der drei Komponenten die beobachtete Veränderung zulässt und die anderen beiden Komponenten auf deren Ausgangsniveau belässt. Formal lässt sich die Veränderung der interessierenden Größe Anzahl neu genehmigter Wohnungen je 1000 Einwohner zwischen der Basisperiode 0 und der Berichtsperiode t wie folgt additiv zerlegen:

$$D \frac{DW_t}{E_t} = D \frac{R_t}{E_t} \cdot \frac{F_0}{R_0} \cdot \frac{DW_0}{F_0} + \frac{R_0}{E_0} \cdot D \frac{F_t}{R_t} \cdot \frac{DW_0}{F_0} + \frac{R_0}{E_0} \cdot \frac{F_0}{R_0} \cdot D \frac{DW_t}{F_t} + \sum_{j=1}^4 ME_{jt}.$$

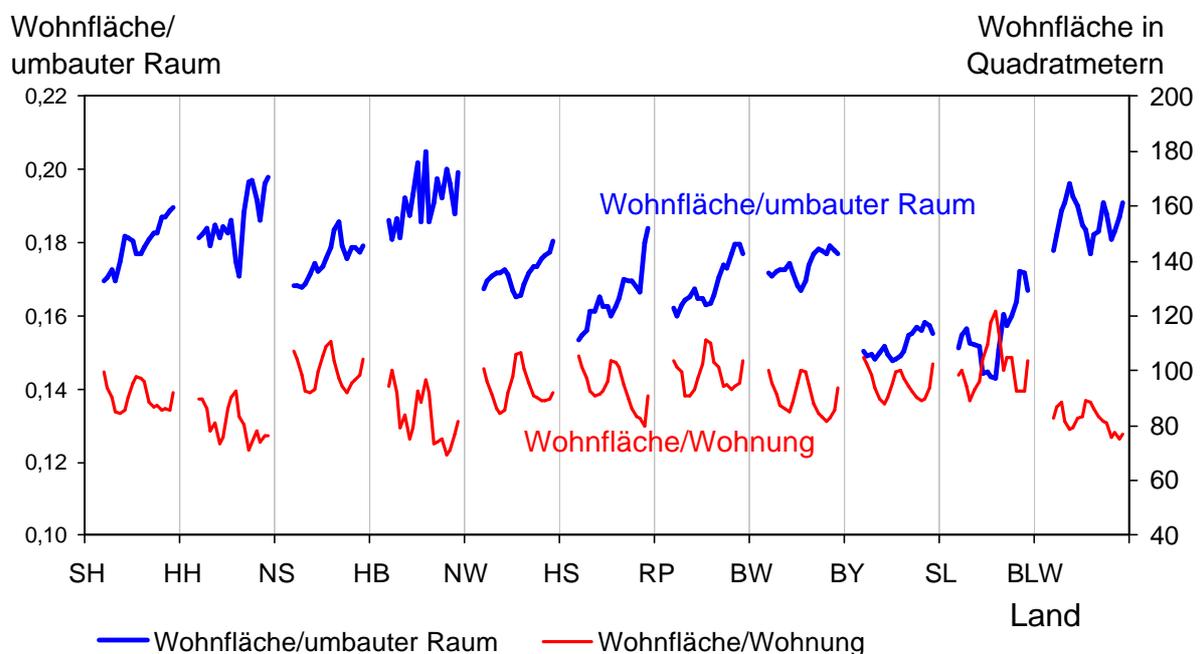
Während die ersten drei Terme, die isolierten Beiträge der interessierenden Komponenten zur Veränderung der Untersuchungsgröße angeben, umfaßt der vierte Term ein Gemisch der gemeinsamen Veränderungen der drei Komponenten. Je geringer der Beitrag dieser insgesamt vier Mischeffekte ist, als umso gelungener darf die Zerlegung betrachtet werden.

Zunächst wird für die Bundesländer die zeitliche Entwicklung der die Baukonventionen beschreibenden Relationen betrachtet (vgl. Abbildung 2.20). Pro Einheit umbauten Raumes

wird eine im Zeitablauf trendmäßig steigende Wohnfläche "gewonnen". In keinem der Länder kommt es zu einem trendmäßigen Rückgang dieser Relation. Eine besonders deutliche Entwicklung hat hier Hessen genommen. Hier steht am Ende des Untersuchungszeitraumes einem Kubikmeter umbauten Raums rund 19 Prozent mehr Wohnfläche gegenüber als noch im Jahr 1979. Der Anstieg dieser Relation darf als Indiz für insgesamt "sparsameres" Bauen gelten (vgl. oben).

Die Wohnfläche je Wohnung hat trendmäßig einen leichten Rückgang erfahren. Markanter fallen hier die zyklischen Schwankungen auf. Ursache dieser Schwankungen kann auch die unterschiedliche strukturelle Zusammensetzung aus Geschoßwohnungsbau (kleine Wohnflächen) und dem klassischen Eigenheimbau (große Wohnflächen) sein.

Abbildung 2.20: Zeitliche Entwicklung der Flächen-Raum-Relation und der Wohnungsgröße in den Bundesländern



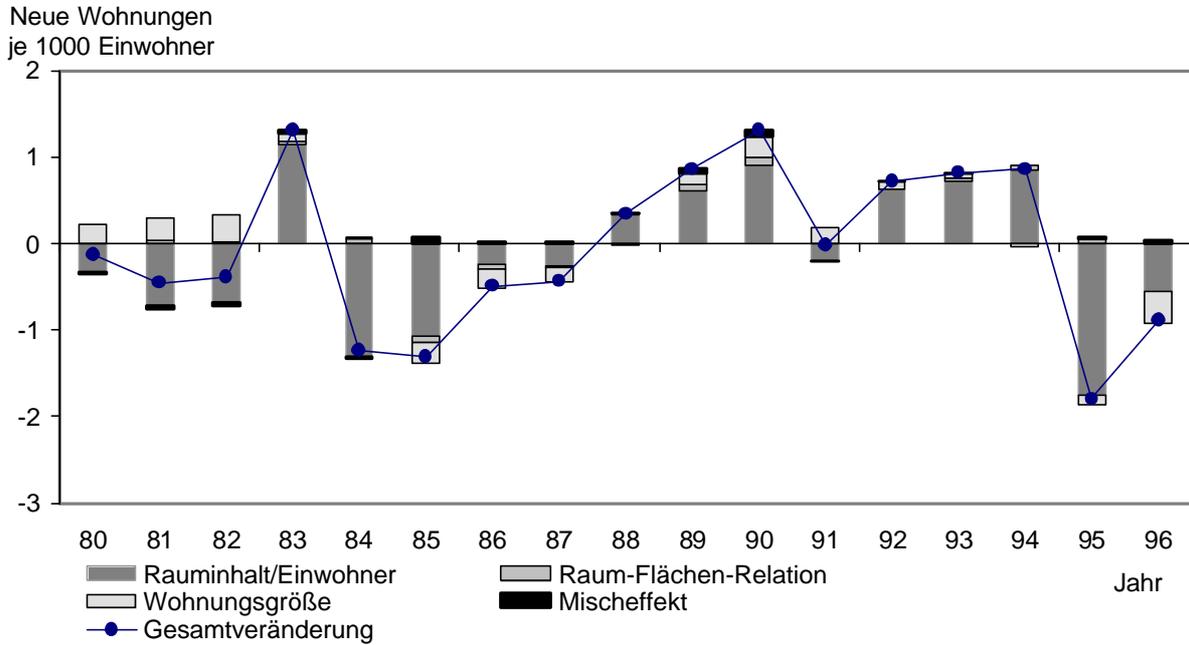
Anmerkungen: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997. Wegen der besseren Anschaulichkeit ist die Wohnfläche je Wohnung und nicht die in der Komponentenfunktion verwendete reziproke Wohnfläche dargestellt.

Zeitliche Entwicklung der Veränderungskomponenten für das frühere Bundesgebiet insgesamt

In der Abbildung 2.21 sind die jährlichen Veränderungen der Zahl neu genehmigter Wohnungen in die oben definierten Veränderungskomponenten zerlegt. Der geringe Mischeffekt weist zunächst auf eine gelungene Zerlegung hin. Der Hauptbeitrag entfällt in allen Jahren auf den umbauten Raum je Einwohner. Die zweit wichtigste Komponente ist die Wohnungsgröße, bei deren Beitrag allerdings kein einheitliches Entwicklungsmuster zu erkennen ist, die aber in den meisten Jahren expansiv wirkt, daß heißt durch ihren Rückgang

zu einer höheren Zahl an Wohnungen bei gegebenem umbauten Raum beiträgt. Der Beitrag der Raum-Flächen-Relation ist gering, jedoch meist positiv.

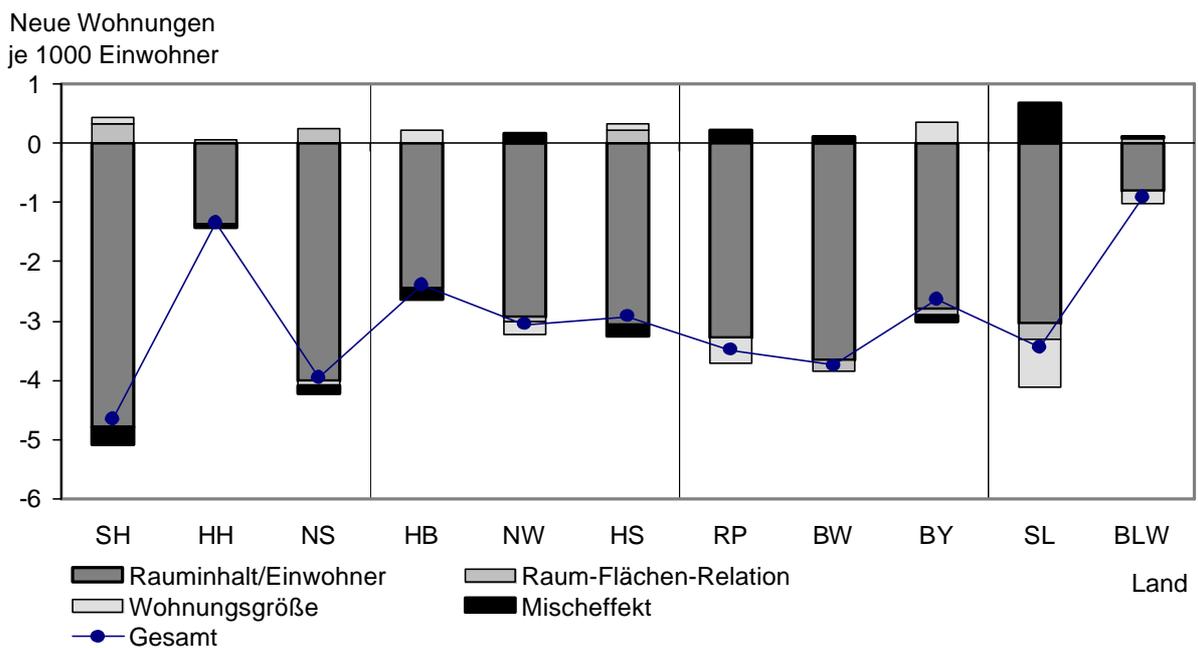
Abbildung 2.21: Komponenten der Veränderung der Anzahl neu genehmigter Wohnungen im früheren Bundesgebiet, Veränderungen in den Einzeljahren von 1979 bis 1996



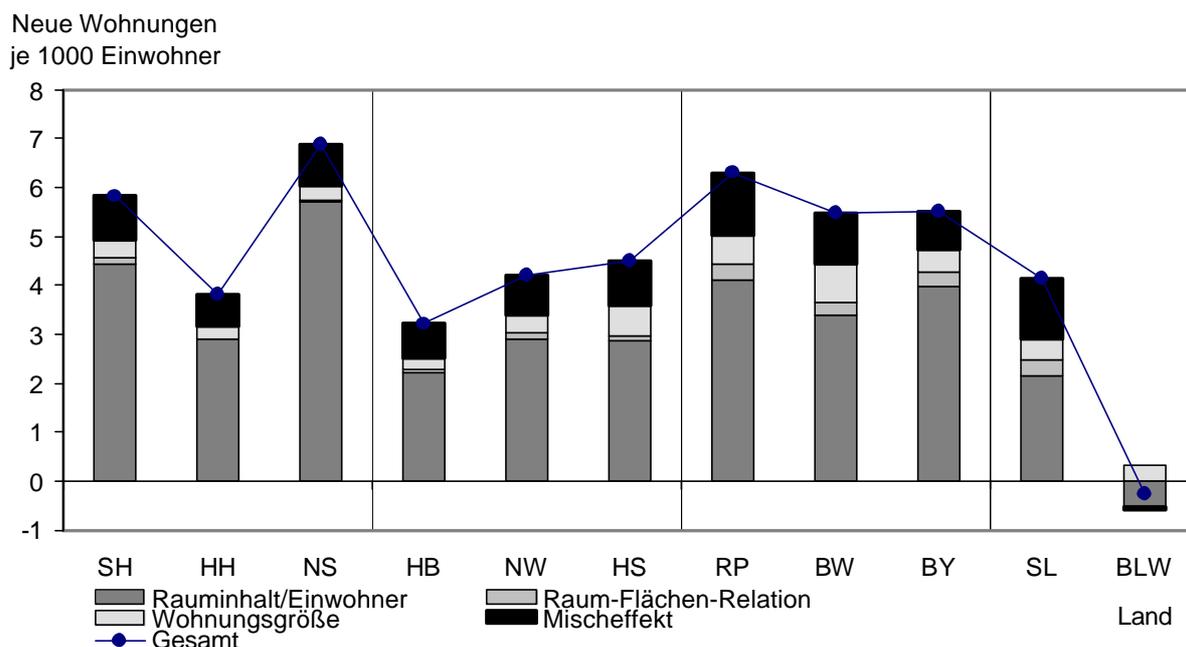
Veränderungskomponenten für die Bundesländer in zwei Teilzeiträumen

Abbildung 2.22: Komponenten der Veränderung der Anzahl neu genehmigter Wohnungen in den Bundesländern in zwei Teilzeiträumen

a) Teilzeitraum 1979 bis 1987



b) Teilzeitraum 1987 bis 1994



Zur Betrachtung bundeslandspezifischer Komponenten werden zwei Teilzeiträume gebildet. Im ersten Teilzeitraum der Jahre von 1980 bis 1987 ist ein Rückgang der Baugenehmigungen zu beobachten und im zweiten Teilzeitraum von 1987 bis 1994 ist ein Anstieg der Baugenehmigungen zu beobachten.

Der Abschwung des ersten Teilzeitraumes vollzieht sich ohne markanten Beitrag veränderter Baukonventionen, während dieser im Aufschwung der Jahre 1987 bis 1984 deutlicher in Erscheinung tritt. (Der hohe Mischeffekt zeigt allerdings, daß den gemeinsamen Entwicklungen der untersuchten Größen ein hoher Stellenwert zukommt.) Der Aufschwung geht also mit einer Veränderung der Baukonventionen einher, die insgesamt auf ein "sparsameres" Bauen, wie etwa Einsparen von Nebenflächen und Verringerung der Wohnungsgrößen hinweisen. Dies gibt eine Vorstellung von stattfindenden qualitativen Veränderungen des Wohnungsbestandes, die bei alleinigem Blick auf die Zahl neuer Wohnungen verborgen bleiben. Da die berechneten Effekte zudem in den Bundesländern mit unterschiedlichem Gewicht in Erscheinung treten, tragen diese auch zu qualitativen Veränderungen des regionalen Wohnungsbestandes bei.

2.2.2.3. Baugenehmigungen und Baufertigstellungen

Mit dem Ausspruch der Baugenehmigung ist noch kein neuer Wohnraum geschaffen. Das Ausmaß genehmigten, aber noch nicht fertiggestellten Wohnraums wird als Bauüberhang bezeichnet und ist von der Dauer folgender Aktivitäten abhängig:

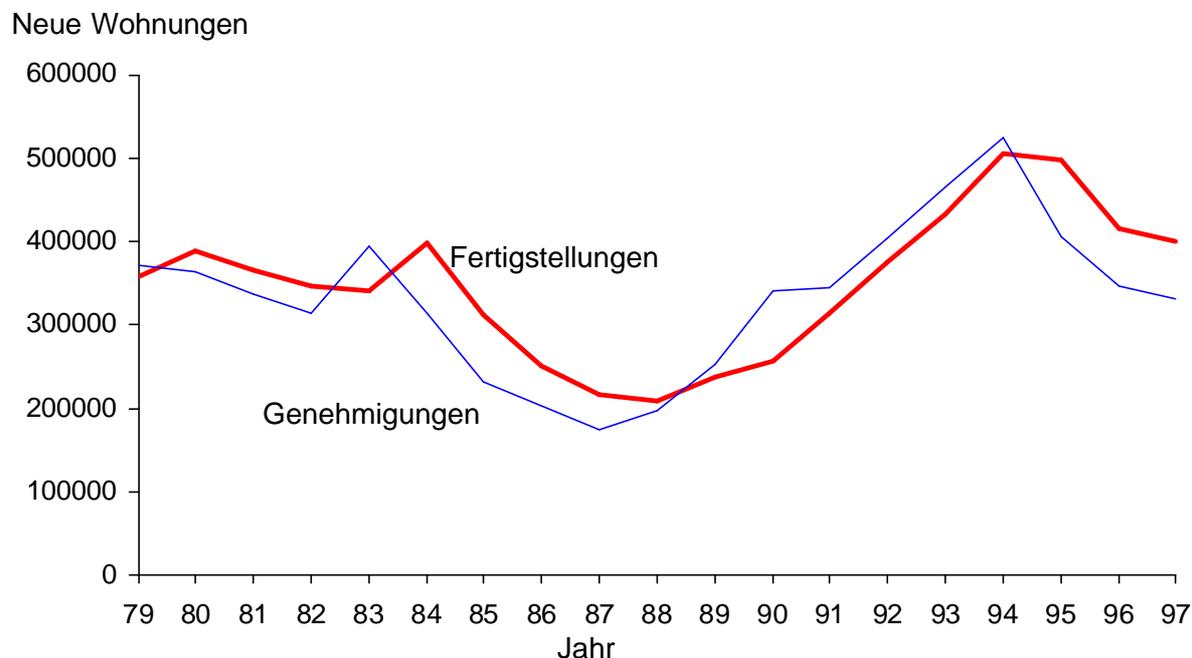
- Die Dauer zwischen Baugenehmigung und Baubeginn ist einerseits davon abhängig, wie sich die Bauvoraussetzungen, die Planungsgrundlage zum Zeitpunkt der Stellung des

Bauantrages waren bis zum Genehmigungszeitpunkt verändert haben.⁸⁵ So können etwa Finanzierungsprobleme, Probleme bei der Beschaffung von Sachgütern und Bauleistungen den Baubeginn hinauszögern.

- Die Dauer des Zeitraums zwischen Baubeginn und Baufertigstellung ist neben klimatischen Einflüssen, deren Bedeutung durch technischen Fortschritt allerdings im Zeitablauf abgenommen hat, vor allem von der Leistungsfähigkeit der bauausführenden Unternehmen abhängig. Dazu zählt auch die Koordinations- und Synchronisationsfähigkeit der mit Teilaufgaben betrauten Akteure.

Abbildung 2.23 zeigt die zeitliche Entwicklung der genehmigten und fertiggestellten Wohnungen im früheren Bundesgebiet. Deutlich ist der zeitliche Nachlauf der Fertigstellungen zu erkennen. Überschreitet in einem bestimmten Jahr die Zahl der Fertigstellungen die Zahl der Genehmigungen, so schrumpft der Bauüberhang. Das ist typischerweise in Phasen abnehmender Bauaktivität der Fall, in denen die genehmigten Bauten der Vorperioden fertiggestellt werden, während aktuell die Zahl neuer Genehmigungen zurückgeht. Mit Ausnahme des Jahres 1983 ist dies in der Zeit von 1980 bis 1987 der Fall, während im Aufschwung der Jahre 1989 bis 1994 die Zahl der Genehmigungen die Zahl der Fertigstellungen überschreitet und damit der Bauüberhang zurückgeht.

Abbildung 2.23: Entwicklung von Baugenehmigungen und Baufertigstellungen im früheren Bundesgebiet



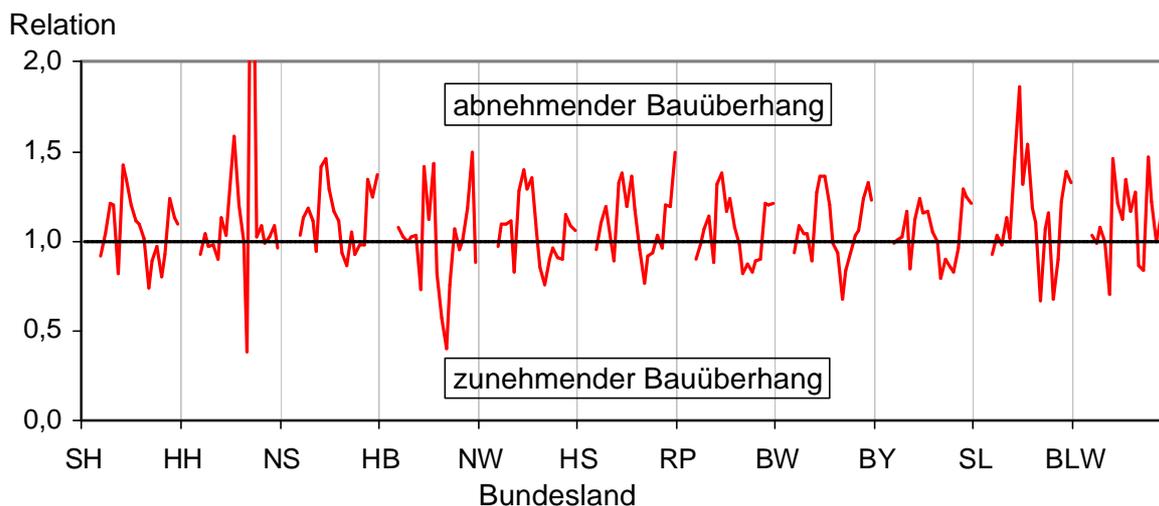
Quelle: Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, verschiedene Segmente.

Nachfolgend ist für die Bundesländer des früheren Bundesgebiets die Veränderung des Bauüberhangs betrachtet. Dazu wird für die Bundesländer die Relation von Baufertigstellungen

⁸⁵ Vgl. etwa Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 36.

gen zu Baugenehmigungen gebildet (vgl. Abbildung 2.24). Übersteigt die Zahl der Fertigstellungen die der Genehmigungen, ist die gebildete Relation größer Eins und weist auf einen abnehmenden Bauüberhang hin. Abgesehen von einigen regionalen Besonderheiten in der Entwicklungsintensität zeigt sich in den Ländern ein vergleichbares zyklisches Muster.

*Abbildung 2.24: Entwicklung der Veränderung des Bauüberhangs in den Bundesländern des früheren Bundesgebiets
- Relation der Baufertigstellungen zu den Baugenehmigungen -*



Quelle: Statistisches Bundesamt, Zeitreihenservice, verschiedene Segmente. Anmerkungen: Die Abbildung enthält nebeneinander angeordnet die Zeitreihen der 11 Bundesländer für die Jahre 1979 bis 1997.

2.3. Zusammenfassung

Längerfristige makroökonomische Entwicklung des Wohnungsbestandes

In langer Sicht zeigt sich, daß die seit 1950 entstandenen Wohnungen nur zum Teil durch eine wachsende Bevölkerung erklärt werden können. Nur rund 25 Prozent der von 1950 bis 1998 entstandenen Wohnungen lassen sich durch eine isolierte Veränderung der Bevölkerung erklären. Von größerem Stellenwert sind dagegen veränderte Wohngewohnheiten, die eine Ausweitung des Wohnungsbestandes erforderlich machen. Zum einen ist hier die Verringerung der Zahl der Haushalte zu nennen, die sich eine Wohnung teilen. Dieser Rückgang war besonders in der unmittelbaren Nachkriegszeit markant, setzte sich aber auch bis in die Gegenwart fort. Mit diesem Effekt sind rund 33 Prozent des Wohnungswachstums seit 1950 zu erklären. Zum anderen hat sich die Haushaltsgröße verkleinert (von 3 Personen je Haushalt im Jahre 1950 auf 2,18 Personen im Jahre 1998), wodurch ceteris paribus 35 Prozent der zusätzlichen Wohnungen dieses Zeitraums erklärbar sind.

Mittelfristige regionale Entwicklung des Wohnungsbestandes

Auffälligste Entwicklung der letzten Jahrzehnte ist der deutliche Rückgang der Zahl neuer Wohnungen seit den 1970er Jahren bis 1987 und der danach einsetzende Wiederanstieg bis zu einem neuen Umkehrpunkt im Jahre 1994. Zur Untersuchung der konjunkturellen Bestimmungsgründe dieser Entwicklung werden Längsschnitts-Querschnitts-Bauinvestitionsfunktionen für Bundesländer mit Methoden der Panelanalyse geschätzt. Als Investitionsindikator werden die realen Baugenehmigungen (in Kubikmetern umbauten Raums) je Einwohner herangezogen.

Es werden verschiedene Funktionsspezifikationen berücksichtigt. Zum einen wird alternativ zu den Realzinsen ein mit Tobins Q vergleichbarer Renditequotient verwendet, zum anderen wird alternativ zu den verwendeten Länderdummies die Bevölkerungsdichte und die geographische Nord-Süd-Lage des Bundeslandes verwendet. Durch Kombination dieser unterschiedlichen Spezifikationen entstehen insgesamt vier zu schätzende Investitionsfunktionen.

Im Vergleich zu Spezifikationen, die den länderindividuellen Renditequotient Q als Exogene enthalten, zeigen sich hierbei Modelle, die stattdessen die gesamtwirtschaftlichen Realzinsen berücksichtigen, im Hinblick auf die Anpassungsgüte ebenbürtig. Neben einem signifikant positiven Einfluß des Prokopfeinkommens zeigt sich ein signifikant negativer Einfluß der Bevölkerungsdichte und ein signifikanter Einfluß der geographischen Nord-Süd-Lage, mit höherer durchschnittlicher Investitionsaktivität der südlichen Bundesländer. Im übrigen zeigt sich, daß der Einfluß des realen Prokopfeinkommens signifikant von der Vermögensstruktur der untersuchten Einheiten abhängt: Je höher in den Länderjahren der Anteil des Finanzvermögens im Vergleich zum Wohnungsvermögen ist, umso geringer ist der Einfluß des Realeinkommens auf die Investitionstätigkeit. Da das Einkommen als Indikator des Zustroms liquider Mittel gesehen werden kann, bestätigen sich damit für das Investitionsverhalten von Produktionsunternehmen vorliegende Befunde auch für die Wohnungsbautätigkeit. Bemerkenswert ist jedoch, daß die liquiden Einheiten auch einen signifikant geringeren Einfluß des Realzinses bzw. des Renditequotienten aufweisen. Mit abnehmender Liquiditätsrestringiertheit sinkt im Wohnungsbau die Abhängigkeit der Investitionen von den Kapitalkosten bzw. der Rentabilität *und* dem Einkommen und ist damit offenbar durch andere, einheitenspezifische und hier nicht erfaßte Bestimmungsgründe, zu erklären.

Zusammenhänge zwischen dem verwendeten Investitionsindikator und der wohnungspolitisch relevanten Zahl neuer Wohnungen werden im Anschluß untersucht. Dabei zeigt sich zwar eine weitgehend gleichläufige Entwicklung beider Größen. Da jedoch einer gegebenen Menge umbauten Raumes sowohl im Zeit- als auch im Ländervergleich eine unterschiedliche Zahl neuer Wohnungen gegenübersteht, ist dieser Zusammenhang durch den Einfluß sich unterscheidender Baukonventionen überlagert. So gibt es etwa - besonders für die

Aufschwungphase von 1987 bis 1994 - Hinweise auf "sparsames" Bauen, wie etwa kleinere Nebenflächen und geringere Wohnflächen der Wohnungen. Da die berechneten Effekte zudem in den Bundesländern mit unterschiedlichem Gewicht in Erscheinung treten, tragen diese nicht nur zu einer qualitativen Veränderung des Wohnungsbestandes im Zeitablauf, sondern auch zu einer qualitativen Differenzierung des regionalen Wohnungsbestandes bei.

Zum Schluß wurde der sogenannte Bauüberhang analysiert, eine Größe die mißt, wieviele der genehmigten Wohnungen noch nicht fertiggestellt sind. Hierbei ergibt sich zwischen den Ländern kein markanter Unterschied beim zyklischen Muster der Veränderungen des Bauüberhangs. Dies weist darauf hin, daß diese eher durch gesamtwirtschaftliche als durch regionale Ursachen bestimmt sind.

3. Wohnkosten, Besitzformwahl und steuerpolitische Implikationen

Nachdem im vorherigen Abschnitt ausgewählte Bestimmungsgründe des Wohnungsbestandsniveaus und dessen Veränderung behandelt wurden, stellt das vorliegende Kapitel das wichtige Strukturmerkmal Besitzform in den Mittelpunkt. Mit Besitzform ist gemeint, ob die von einem Haushalt bewohnte Wohnung angemietet ist, oder ob der Haushalt Eigentümer dieser Wohnung ist. Es werden die Bestimmungsgründe der Besitzformwahl unter besonderer Berücksichtigung der steuerlichen Förderung eigengenutzten Wohneigentums untersucht. Dies ist für Deutschland vor allem aus zwei Gründen von besonderem Interesse: Erstens weist Deutschland im Vergleich mit anderen Industrienationen eine vergleichsweise geringe Eigentümerquote auf: Nur rund 41 Prozent der Haushalte leben in der eigenen Wohnung oder im eigenen Haus.⁸⁶ Zweitens ist die Ausgestaltung der steuerlichen Förderung eigengenutzter Wohnungen umstritten. Hier gab es in der Vergangenheit immer wieder Veränderungen der Förderpraxis.

3.1. Vorbemerkungen

Nach einer Schilderung der Vorgehensweise wird zunächst die als Datenbasis verwendete Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993 (EVS 1993) beschrieben, die neben der Besitzform zahlreiche weitere wohnungsrelevante Informationen enthält. Es schließt sich ein Vergleich mit den Datengrundlagen deutscher und internationaler Arbeiten zur Besitzformwahl an, der zeigt, daß mit Verwendung der EVS 1993 die weitaus meisten erforderlichen Angaben haushaltsindividuell vorliegen. Damit kann auf die oft erforderliche Verwendung mittlerer oder typischer Werte weitgehend verzichtet werden. Da in den steuerpolitischen Szenarien als Zielgröße die Steigerung der Eigentümerquote im Mittelpunkt stehen wird, folgt eine kurze Erörterung zur politischen Rechtfertigung dieser Zielsetzung.

3.1.1. Vorgehensweise

Die Analyse der Besitzformwahl stellt eine besondere Form der Wohnungsnachfrageanalyse dar,⁸⁷ bei der nicht nachgefragte Mengen des Gutes Wohnung,⁸⁸ sondern alleine die nachgefragte Besitzform der genutzten Wohnung im Mittelpunkt des Interesses steht. Dabei muß davon ausgegangen werden, daß eine eigene Wohnung, die aufgrund der beobachtbaren Lage- und Ausstattungsmerkmale identisch mit einer Mietwohnung ist, den gleichen Nutzen abgibt, wie diese - bis auf die Besitzform - identische Mietwohnung. Außer Betracht bleibt damit der Nutzen, den eine eigene Wohnung als Vermögenobjekt abgibt und jene Vor- und Nachteile, die mit der Sicherheit und dem möglichen psychologischen Wert des eigenen

⁸⁶ Diese Quote ist mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993 berechnet.

⁸⁷ Vgl. Dusansky/Wilson (1993), S. 121.

⁸⁸ Vgl. Laidler (1969), Aaron (1970), Leeuw (1971), Polinsky/Ellwood (1979) und Hoyt/Rosenthal (1990).

Grund und Bodens beim Eigenheim und mit der Flexibilität, der räumlichen Mobilität und der geringen Verantwortlichkeit bei der Mietwohnung zusammenhängen.

Zunächst soll untersucht werden, welchen Einfluß die Wohnkosten auf die Besitzformwahl (Miete oder Eigentum) der Haushalte haben. Dazu werden die relevanten Kosten der Wohnungsnutzung sowohl für Mieter- als auch für Eigentümerhaushalte zusammengestellt. Im Anschluß werden diesen Kosten jene hypothetischen Kosten gegenübergestellt, die

- Wohnungsmietern entstünden, wenn sie die gemietete oder eine gleichwertige Wohnung kauften und
- Eigentümerhaushalten entstünden, wenn sie eine gleichwertige Wohnung mieteten.

Dazu ist es nötig, eine kalkulatorische Miete von Eigentümerwohnungen und - als Berechnungsgrundlage der hypothetischen Kapitalkosten - die Verkehrswerte von Mietwohnungen zu schätzen. Aus der Gegenüberstellung von Mietkosten und Selbstnutzungskosten ergibt sich eine Kostendifferenz.

Es wird sodann untersucht, wie gut diese Kostendifferenz die jeweils gewählte Besitzform erklärt. Das geschieht zunächst durch deskriptive Vergleiche und wird dann in einem Logit-Modell der Besitzwahl zusammengefaßt. Im Anschluß wird geprüft, ob durch den Einbezug weiterer soziodemographischer und ökonomischer Einflußfaktoren eine Verbesserung der Erklärungsgüte zu erreichen ist.

Aufgrund der vorhandenen Datenfülle kann zudem die Modellierung der Besitzformwahl durch mikroökonomische Besteuerungsszenarien ergänzt werden, die ihrer Art nach gehaltvoller sind als übliche Modellrechnungen für typische Fälle⁸⁹ oder Rechnungen, die auf synthetischen Mikrodaten basieren.⁹⁰ Im Rahmen von speziellen steuerlichen Szenarien soll untersucht werden, welchen Beitrag eine unterschiedliche Besteuerung selbstgenutzten Wohnraums zur Besitzformwahl der Haushalte leistet. Zunächst wird dabei ermittelt, wie ausgewählte alternative einkommensteuerliche Regelungen die Wohnkosten der Haushalte und die ermittelte Kostendifferenz beeinflussen. Es wird zudem untersucht, für wieviele Mieterhaushalte Eigennutzung bei Gültigkeit der alternativen Regelungen in Frage kommt. Dazu wird das Logit-Modell der Status Quo-Rechnung auf die neue Kostendifferenz zur Vorhersage der Besitzform verwendet. Die fiskalischen, interpersonellen und interregionalen Wirkungen der in den Szenarien untersuchten steuerlichen Regelungen bilden den Schluß des Abschnitts.

⁸⁹ Vgl. etwa Pfeifer (1993), Capone (1995), Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a) und Nakagami/Pereira (1995).

⁹⁰ Vgl. Gyárfás (1990).

Vorüberlegungen zur Darstellung von Häufigkeitsverteilungen

Die Darstellung der berechneten Kenngrößen und deren Vergleich zwischen Mieter- und Eigentümerhaushalten soll nachfolgend nicht nur summarisch durch Verwendung von Mittelwerten erfolgen, sondern wird durch die graphische Präsentation der Verteilung ergänzt, um alle relevanten Charakteristika offenzulegen. Nachfolgend werden einige Anmerkungen zur gewählten Technik gegeben.

In Anhang 1 findet sich eine Übersicht der gebräuchlichen Techniken zur graphischen Darstellung von Häufigkeitsverteilungen mittels Histogrammen und Kerndichteschätzern. Vergleichsrechnungen mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe zeigen, daß angesichts einer großen Beobachtungszahl (auch bei der Bildung von Teilgruppen liegen mehrere Tausend Beobachtungen zugrunde) bei Verwendung alternativer Techniken keine markanten Unterschiede in der Gestalt der Häufigkeitsverteilung zu Tage treten. So führen Histogramme auch bei vergleichsweise kleiner Klassenbreite und Kerndichteschätzer bei vergleichsweise kleiner Bandweite in den dicht besetzten Bereichen zu einem recht ruhigen und ähnlichen Verlauf der geschätzten Dichten. Da die Kerndichteschätzer jedoch einen stetigen Verlauf aufweisen, wird diesen im allgemeinen der Vorzug gegeben.

Vor allem im Abschnitt der steuerpolitischen Szenarien existieren Verteilungen, die für einen bedeutenden Teil der Merkmalsträger Nullwerte aufweisen. Für solche Verteilungen ist die Präsentation von Dichtefunktionen problematisch, da diese Nullwerte bei der Berechnung der Dichte für die nächsten von Null verschiedenen Merkmalswerte berücksichtigt werden, was zu einem falschen Bild der Dichtefunktion führen kann, wenn nahe Null keine Häufungsstelle existiert. Verteilungen, die zahlreiche Nullwerte aufweisen, werden daher wie folgt dargestellt: Zunächst wird - auf Grundlage eines Histogramms mit genügend vielen gleich breiten Klassen - die Verteilungsfunktion ermittelt. Verwendet werden die kumulierten relativen Häufigkeiten an den Klassenobergrenzen. Bei Merkmalswerten $x_i \geq 0$ wird als Obergrenze der untersten Klassen der Wert 0 gewählt. Auf diese Weise ist die Zahl der Fälle mit einem Merkmalswert von Null sehr anschaulich als Ordinatenwert der Verteilungsfunktion abzulesen. Sodann wird für die von Null verschiedenen Merkmalswerte die Dichtefunktion mit einem Kerndichteschätzer ermittelt.

Die Wahl verschiedener Kernfunktionen führt in den Vergleichsrechnungen bei geeigneter Bandweitenwahl zu praktisch gleichen Ergebnissen. Daher wird als Kernfunktion ein Dreieckskern gewählt, da er - im Gegensatz zum Normalkern - rechentechnisch effizienter ist und ebenso wie etwa der Normalkern ein anschauliches Gewichtungsschema aufweist.

Techniken zur optimalen Bandweitenwahl werden nicht verwendet. Neben der Gefahr, damit bestehende Verteilungscharakteristika gewissermaßen automatisch wegzuglätten, spricht folgende Überlegung dagegen. In den meisten Fällen der nachfolgenden Analysen werden die Häufigkeitsverteilungen einer interessierenden Variable für die beiden Gruppen Mieter und

Eigentümer gegenübergestellt. Im Falle einer durchgehenden optimalen Bandweitenwahl würde man damit u.U. Kerndichteschätzungen, die auf verschiedenen (optimalen) Bandweiten der beiden Gruppen basieren einander gegenüberstellen, was nicht angeraten erscheint.

Die Bandweitenwahl erfolgt ad hoc derart, daß noch genügend Charakteristika der Verteilungen in Erscheinung treten, die resultierenden Dichtekurven also nicht zu sehr geglättet erscheinen. Und sie erfolgt - im Falle von Vergleichen von Mietern und Eigentümer - einheitlich. Die konkrete Berechnung der Dichtewerte erfolgt nicht für alle Beobachtungen, sondern für eine genügend große Zahl von Stützstellen (mindestens 100), die jeweils einen gleichen Abstand zueinander aufweisen.⁹¹

3.1.2. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993 als Datenquelle

Die Grundkonzeption der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe ist die einer freiwilligen Erhebung aus dem Kreis der Mikrozensus Haushalte. Für die vorliegende Arbeit wurde eine 80 Prozent-Unterstichprobe zur Verfügung gestellt. Alle nachfolgenden Berechnungen, die mit "Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993" (EVS 1993) belegt sind, basieren auf dieser Unterstichprobe.

Um systematische Verzerrungen auszugleichen, werden für jeden Haushalt Hochrechnungsfaktoren für Hochrechnungen in drei unterschiedlichen Gebietsabgrenzungen zur Verfügung gestellt: früheres Bundesgebiet, Deutschland und Bundesländer. Von diesen Hochrechnungsfaktoren wird vor allem in den steuerpolitischen Szenarien des Abschnitts 3.4 Gebrauch gemacht, wenn es darum geht, die Anzahl von Personen in der Stichprobe und DM-Beträge der Stichprobe auf Summen des Bundesgebiets bzw. der Bundesländer hochzurechnen. Die präsentierten Regressionsergebnisse werden dagegen ohne Verwendung der Hochrechnungsfaktoren durchgeführt, was durch den Hinweis "ungewichtete Rechnung" vermerkt wird.⁹² Bei der Berechnung von Verteilungen und Dichten von Kostenkomponenten wird ebenfalls auf eine Hochrechnung verzichtet, da die ungewichteten Kostenkomponenten bei der Klassifikation der EVS-Haushalte in Mieter- und Eigentümerhaushalte relevant sind.⁹³

Beim Bezug der Unterstichprobe mußte aus Gründen des Datenschutzes eine Beschränkung auf zwei der drei verfügbaren Regionalvariablen stattfinden. Der Verfasser hat hier das Bundesland und eine Wohnlage-Variable⁹⁴ gewählt. Die Wohnlage-Variable enthält die

⁹¹ Zur Beurteilung vgl. etwa Jones (1989).

⁹² Zum Vergleich wurde der Mietspiegel in Abschnitt 3.2.1.4, der Verkehrswertspiegel in Abschnitt 3.2.2.1.3 und die verschiedenen Logit-Modelle in den Abschnitten 3.3.1 und 3.3.2 auch mit den Hochrechnungsfaktoren als Gewicht durchgeführt. Die berechneten Parameter wiesen dabei keine merklichen Unterschiede zur ungewichteten Rechnung auf.

⁹³ Auch hierbei zeigen allerdings gewichtete Vergleichsrechnungen, daß die wesentlichen Charakteristika der Verteilung von einer Gewichtung weitgehend unberührt bleiben.

⁹⁴ Im Originaldatensatz der vorliegenden CD-ROM ist diese Variable mit "Wohngegend" bezeichnet.

Information, ob der Haushalt in einer Großstadt lebt (mehr als 100.000 Einwohner) und, falls er nicht in einer Großstadt lebt, die geographische Entfernung zur nächsten Großstadt (in den Klassen unter 10 km, 10 bis unter 25 km, 25 bis unter 40 km, 40 bis unter 60 km und mehr als 60 km). Lebt der Haushalt in einer Großstadt, ist zudem angegeben, durch welche Bebauung der Stadtteil geprägt ist: überwiegend Ein- und Zweifamilienhäuser, Mehrfamilienhäuser, Geschäftshäuser, Fabriken, Einkaufszentren u.ä., sowie Wohn- und Geschäftshäuser.

Verzichtet wurde auf die Angabe der Gemeindegrößenklasse: Erstens wäre diese für die einzelnen Bundesländer nur in unterschiedlich tiefer Gliederung zu beziehen gewesen (in kleinen Ländern wurden bestimmte Gemeindegrößenklassen zusammengefaßt). Zweitens ist die wichtige Information, ob der Haushalt in einer Großstadt lebt in der Wohnlage-Variable enthalten. Drittens wäre bei Verwendung der Gemeindegrößenklasse die Situation kleinerer Städte im Einzugsbereich der Großstädte nicht adäquat wiedergegeben, da diese sich im Hinblick auf den Wohnungsmarkt kaum von den Großstädten unterscheiden.⁹⁵

Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993 besteht aus den drei Teilen Grundinterview, Jahresrechnung und Schlußinterview. Alle drei Teile enthalten wohnungsrelevante Variablen:

- (1) Im Grundinterview sind Angaben zu der vom Haushalt bewohnten Wohnung enthalten: die Wohnlage, die Art und das Baujahr des Gebäudes, die Anzahl der Räume, die Wohnfläche, einige Ausstattungsmerkmale und Angaben zur Energienutzung. Ferner ist die gezahlte Bruttokaltmiete erfragt worden.
- (2) Das Schlußinterview enthält Angaben zu den Beständen des vom Haushalt gehaltenen Wohnungsvermögens: Anzahl unbebauter Grundstücke, Anzahl von Häusern (gegliedert nach Haustypen und Erwerbungsart), Summe der Einheitswerte und - erstmals in der EVS⁹⁶ - die Summe der Verkehrswerte. Auch sind die Verpflichtungen, die dem gehaltenen Wohnungsvermögen gegenüberstehen enthalten: Summen der gezahlten Zinsen, Tilgungen und Stand der Restschuld. Die Einkünfte aus Mieten und Pachten sind in Größenklassen unterschiedlicher Breite angegeben.

Die Angaben zu dem vom Haushalt gehaltenen Finanzvermögen und den Restschulden sind ebenfalls dem Schlußinterview zu entnehmen.

- (3) Die auf den von den beteiligten Haushalten geführten Haushaltsbüchern basierende Jahresrechnung enthält einige mit der Wohnungsnutzung einhergehende Stromgrößen. Auf der Einnahmenseite sind dies: Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung (nach Abzug der Unterhaltungskosten), Mietwert von Eigentümerwohnungen, erhaltenes Wohngeld nach dem Wohngeldgesetz, Einnahmen aus Untervermietung, Einnahmen aus

⁹⁵ Vgl. etwa Gress (1983), S. 374.

⁹⁶ Vgl. auch Hauser/Stein (1999), S. 22.

dem Verkauf von Grundstücken, Gebäuden und Eigentumswohnungen. Als Finanzierungsvariable erscheinen die Einnahmen aus der Aufnahme von Hypotheken.

Tabelle 3.1: Wohnungsrelevante Variablen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993

Datenquelle	Wohnungsnutzung		Wohnungsvermögen	
Grund- interview 1.1.1993	Wohnlage (Zentrumsnähe bzw. Bebauungsart im Zentrum) Eigentumsverhältnisse (Eigentümer, Hauptmieter etc.) Art des Gebäudes (Zahl der Wohnungen) Baujahr des Gebäudes (Altersstufen) Ausstattungsmerkmale (Heizung, Bad etc.) Energienutzung (verschiedene Energieträger- und Verwendungszwecke) Untervermietung (ja/nein) gezahlte Bruttokaltmiete (DM) Wohnungsart (Werkswohnung etc.) Garagen bzw. Stellplätze (Anzahl)			
Schluß- interview 31.12.1993			Anzahl der gehaltenen Objekte nach Ein-/Zwei-familienhäuser, Mehrfamilienhäuser, Eigentumswohnungen Summe der Einheitswerte (in DM) Summe der Verkehrswerte (in DM) Miet- und Pachteinnahmen (Größenklassen) Verpflichtungen, die dem Wohnungsvermögen gegenüberstehen (in DM)	
Jahres- rechnung ^{a)}	Einnahmen	Ausgaben	Einnahmen	Ausgaben
	Wohngeld Untermiete Mietwert der Eigentümerwohnung	Miete einschließlich Umlagen Mietwert der Eigentümerwohnung Fehlbelegungsabgabe	Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung nach Abzug der Kosten Hypothekenaufnahme Objektverkauf	Objektkauf Instandhaltung Hypothekenzinsen, -tilgung

Anmerkungen: a) Alle Angaben der Jahresrechnung erfolgen in DM pro Jahr.

Auf der Ausgabenseite: Wohnungsmiete, Untermieten, Mietwert der Eigentümerwohnung, Energieausgaben, Garagenmieten, Fehlbelegungsabgabe, Tilgung und Zinsen von Hypotheken, Kauf bzw. Instandsetzung von Grundstücken, Gebäuden und Eigentumswohnungen.

3.1.3. Vergleich mit anderen Arbeiten

Bei den Angaben der EVS-Haushalte handelt es sich um die zu einem bestimmten Zeitpunkt realisierte Nachfrage nach bestimmten Besitzformen. Über die theoretisch interessantere, bei alternativen Preisen hypothetisch gewählte Besitzform läßt sich kein Aufschluß erlangen. Generell läßt sich diese hypothetische Nachfrage auch nur sehr bedingt von Haushalten erfragen.⁹⁷ Wie in vergleichbaren Arbeiten zur Besitzformwahl⁹⁸ auch stellt die verwendete Datenbasis reine Querschnittsdaten zur Verfügung. Der Wahlakt an sich, also der Übergang von einer Besitzform in die andere, läßt sich damit nicht nachzeichnen. Das resultierende Nachfragemodell ist insofern als Zustandsmodell, nicht als Übergangsmodell zu bezeichnen.⁹⁹ Die Konstruktion eines Übergangsmodells würde erfordern, daß die Besitzform und die relevanten Einflußgrößen ihrer Wahl für mindestens zwei Zeitpunkte vorliegen. Das ist in Modellen der Fall, denen Paneldaten zugrundeliegen.¹⁰⁰

In der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe fehlen direkte Angaben über Umzüge. Zwar könnte daran gedacht werden, über die Angaben zu Wohnungskäufen einen Wechsel von der Besitzform Miete zur Besitzform Eigentum abzuschätzen. Ob es sich bei den Käufen allerdings um eine eigengenutzte Wohnung handelt oder ob diese vermietet wird, ist nicht bekannt. Auch würden alle weiteren wohnungsspezifischen Merkmale dieser erworbenen Immobilien fehlen, da diese nur im Grundinterview erfragt werden.

Alle nachfolgenden Analysen haben rein partialanalytischen Charakter, da die gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen und die Verflechtungsbeziehungen zwischen Wohnungsmarkt und anderen Sektoren vernachlässigt werden müssen und - aufgrund der Datenlage - allein auf die Nachfrageseite abgestellt werden kann und somit die Angebotsseite unberücksichtigt bleiben muß.¹⁰¹

Bei den Bestimmungsgründen der Besitzformwahl stehen die ökonomischen Kosten der zur Wahl stehenden Alternativen im Mittelpunkt. Frühe Arbeiten zu dieser Fragestellung gehen alleine von durchschnittlichen Größenordnungen der relevanten Kostengrößen aus,¹⁰² ohne haushalts- oder objektindividuelle Merkmale einzubeziehen. Das gewonnene Urteil zur Vorteilhaftigkeit ist denn auch sehr pauschal. In späteren Arbeiten konnten durch die Verfügbarkeit entsprechender Datenquellen mehr und mehr individuelle Informationen berücksichtigt werden.

Gerade die gemeinsame Präsenz von haushalts- und objektindividuellen Variablen ist der Vorzug der in vorliegender Arbeit verwendeten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des

⁹⁷ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 46.

⁹⁸ Vgl. etwa King (1980), Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988) und Aebersold (1994).

⁹⁹ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 57 - 58.

¹⁰⁰ Vgl. Dieleman/Everears (1994), Haurin/Hendershott/Wachter (1996) und Clark/Deurloo/Dieleman (1997).

¹⁰¹ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 50.

¹⁰² Vgl. Shelton (1968), S. 63.

Jahres 1993. In vergleichbaren deutschen und internationalen Arbeiten ergeben sich im genannten Datenbereich oft erhebliche Lücken.¹⁰³ In einigen verwendeten Datenbasen fehlen etwa geeignete Wohnungsdaten, was u.a. die Berechnung einer kalkulatorischen Miete¹⁰⁴ verhindert. In der EVS 1993 liegen dagegen neben der gezahlten Miete auch mietpreisrelevante Wohnungsmerkmale wie Größe, Sanitärausstattung, Heizungsausstattung und Baualter des Gebäudes vor.

Die Berechnung kalkulatorischer Selbstnutzungskosten, in die die Kosten des gebundenen Kapitals eingehen, erfordert darüberhinaus Angaben zum Verkehrswert der betrachteten Wohnung, der in den verwendeten Datenbasen meist nicht enthalten ist.¹⁰⁵ Hier wird auf zusätzliche externe Datenquellen zurückgegriffen und versucht, etwa auf Grundlage von Hauspreisindizes und Hauspreisen¹⁰⁶ oder mittels Baupreisen und Baulandpreisen¹⁰⁷ geeignete Proxies zu konstruieren. Enthalten alternative deutsche Datenquellen wie der Mikrozensus oder das Sozioökonomische Panel (SOEP) keine Angaben zum Verkehrswert, so ist dieser in der EVS 1993 summarisch für alle Wohnungen/Häuser, die im Eigentum des Haushalts stehen, angegeben. Der Nachteil der summarischen Angabe wird im späteren Vorgehen eine Einschränkung der betrachteten Eigentümergruppen erforderlich machen. Nachteil ist zudem, daß es sich bei den Angaben um eigene Schätzungen der Haushalte handelt. Dennoch dürfte dieser Wert mehr Informationen enthalten als die ebenfalls erfragte und verlässlicher ermittelbare Summe aller Einheitswerte der im Eigentum des Haushalts stehenden Wohnungsimmobilien, die weitgehend unabhängig vom tatsächlichen Verkehrswert ist. Teilweise enthalten die Besitzwahlmodelle gar keine Wohnkostenvariable. Hier werden dann Ersatzkonstruktionen, wie beispielsweise die Berücksichtigung von Vermögens- und Einkommensvariablen sowie soziodemographischer Merkmale als Proxies verwendet.¹⁰⁸

Fehlende Regionalvariablen sind weitere Defizite einiger Datenquellen.¹⁰⁹ Obwohl in der EVS 1993 nur zwei der drei Regionalvariablen zur Verfügung gestellt wurden, ist das Ausmaß regionaler Information in der vorliegenden Unterstichprobe besser zu bewerten als etwa im Sozioökonomischen Panel (SOEP).¹¹⁰ So steht im SOEP zwar der Urbanisierungsgrad zur Verfügung, doch fehlen Merkmale zur Abbildung räumlich-regionaler Besonderheiten.¹¹¹ Die Fallzahlen der EVS 1993 sind auch genügend groß, um die großräumige Lage der Wohnung (Bundesland) und die Zentralität der Wohnungslage (Entfernung zur nächsten Großstadt in Kilometern) *gemeinsam* zu berücksichtigen.

¹⁰³ Vgl. die grundsätzliche Kritik etwa von Litzberger/Sosin (1978), S. 964.

¹⁰⁴ Vgl. etwa King (1980), S. 142 - 143.

¹⁰⁵ Vgl. Jones (1990), S. 426 - 427.

¹⁰⁶ Vgl. Haurin/Hendershott/Wachter (1996), S. 8.

¹⁰⁷ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 125.

¹⁰⁸ Vgl. Maki (1993), S. 433.

¹⁰⁹ Vgl. etwa Jones (1990), S. 426 - 427.

¹¹⁰ Vgl. Deurloo/Dielemann/Clark (1997), S. 323.

¹¹¹ Vgl. Deurloo/Dieleman/Clark (1997), S. 328 - 329.

Erhebliche Defizite bestehen ferner oft bei den Variablen, die die einkommensteuerliche Situation des untersuchten Haushalts beschreiben, obwohl gerade die steuerliche Behandlung die Verwendung haushaltsspezifischer Daten unverzichtbar macht.¹¹² Ist die Schätzung des relevanten Grenzsteuersatzes aus anderen Datenquellen über einen Regressionsansatz¹¹³ noch zu rechtfertigen, erscheint die Wahl eines durchschnittlichen Grenzsteuersatzes gänzlich ungeeignet, den individuellen Steuervorteil eines Haushalts abzuschätzen.¹¹⁴ Zwar ist in der EVS 1993 der Grenzsteuersatz und das zu versteuernde Einkommen direkt ebenfalls nicht enthalten. Doch wird eine Berechnung dieser Variablen mit Hilfe der Einnahmen- und Ausgabenrechnung ermöglicht. Diese enthält detailliert Bruttoeinkünfte verschiedener Art und die gezahlte Einkommen- und Kirchensteuer.

Fehlende Angaben zum Finanzvermögen der untersuchten Haushalte ist schließlich ein weiteres datenseitiges Defizit einiger Arbeiten. Einer der gewählten Auswege ist die Verwendung der Zinseinnahmen als Proxy der Eigenkapitalausstattung,¹¹⁵ was aber aufgrund unbekannter Renditen der zugrundeliegenden Finanzaktiva nicht befriedigend erscheint. Eine andere Ersatzkonstruktion ist das Verwenden von Informationen externer Datenquellen über die Finanzierungsstruktur beim Eigentumserwerb¹¹⁶, was aber die Abwesenheit haushaltsindividueller Information nicht zu ersetzen vermag. Die EVS 1993 enthält Angaben der Haushalte zu verschiedenen Arten ihres Finanzvermögens, so daß die Eigenkapitalausstattung von Mieterhaushalten im Falle eines Wohnungskaufs haushaltsindividuell berechenbar ist. Das im Wohnungsvermögen gebundene Eigenkapital von Eigentümerhaushalten läßt sich aus der Gegenüberstellung von Verkehrswert und des Bestandes an Restschulden¹¹⁷ aufgenommener Hypothekendarlehen ermitteln.

Insgesamt wird mit Verwendung der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe also der haushaltsindividuellen Abbildung Vorrang eingeräumt vor der expliziten Modellierung von Besitzformübergängen.

3.1.4. Zur Bedeutung der Eigentümerquote in der Wohnungspolitik

Die Förderung des selbstgenutzten Wohneigentums wird als eines der Hauptziele der Wohnungspolitik betrachtet¹¹⁸. Die Erreichung dieses Ziels gilt auch im internationalen

¹¹² Vgl. dazu auch Rosen (1979), S. 6. Wegen der Vernachlässigung haushaltsspezifischer Informationen gelten etwa aggregierte Nachfragestudien als besonders unbefriedigend. Vgl. King (1980), S. 138.

¹¹³ Vgl. Ionannides/Rosenthal (1994), S. 133.

¹¹⁴ Aebersold (1994), S. 128 - 129, wählt diese pauschalierende Vorgehensweise, obwohl er den Grenzsteuersatz als die "kritischste" Variable der Eigentümerkosten bezeichnet.

¹¹⁵ Vgl. Aebersold (1994), S. 134.

¹¹⁶ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 126.

¹¹⁷ Auch diese wichtige Größe ist in empirischen Arbeiten nicht immer bekannt. Vgl. etwa Rosen (1979), S. 10.

¹¹⁸ Vgl. Rüschi (1995), S. 594. Eine Ableitung dieses Ziels etwa aus dem Wohnungsbaugesetz ist allerdings nur vage und erst unter Einbezug "vielerlei Hinweise aus Politik und Wissenschaft" möglich (Behring/Goldrian (1991), S. 41).

Vergleich immer wieder als Erfolgsindikator (home ownership performance) der Wohnungspolitik. Bemerkenswert ist dabei aber, daß die Eigentümerquote nicht mit anderen Wohlstandsindikatoren korreliert, wie die große Bandweite dieser Kenngröße auch innerhalb von Ländergruppen mit vergleichbarem Wohlstandsniveau zeigt.¹¹⁹ Die Ursachen international unterschiedlicher Eigentümerquoten sind denn zum Teil auch historischer Art. So muß die im internationalen Vergleich relativ niedrige Eigentümerquote Deutschlands vor dem Hintergrund einer ausgeprägten Förderung des Mietwohnungsbaus in der Nachkriegszeit gesehen werden, als es darum ging, möglichst rasch möglichst viele Wohnungen zu erstellen.¹²⁰ Die beobachtete niedrige Eigentümerquote in Großstädten hängt dagegen auch von der Struktur der dortigen Wohnungen (überproportional viele kleinere Mietwohnungen) und vom Baugenehmigungsverhalten der großstädtischen Genehmigungsorgane ab.¹²¹

Die Begründungen, die für das Ziel einer hohen Eigentümerquote gegeben werden, sind unterschiedlich und umstritten. So läßt sich etwa eine wachstums- und konjunkturpolitische Begründung zur Förderung des Wohneigentums nicht angeben, da sich die entsprechenden ökonomischen Impulse des Eigenheimbaus nicht von jenen des Mietwohnungsbaus unterscheiden. Auch wird ein Alterssicherungsmotiv zur Begründung vorgebracht.¹²² Dies läßt sich v.a. mit dem Schutz der Haushalte vor Mietsteigerungen bei gleichzeitiger Aussicht auf Wertsteigerungen begründen.¹²³ Zu bedenken ist aber, daß auch eine vermietete Wohnimmobilie über die Mieteinnahmen einen Betrag zur Alterssicherung leisten kann. Wegen des hohen Anteils von Wohnimmobilien am gesamtwirtschaftlichen Vermögen wird auch eine verteilungspolitische Motivation gegeben, die angesichts der ungleichen Verteilung der überproportionalen Wertsteigerungen von Wohnimmobilien verstärkt wird.¹²⁴ Zu bedenken ist aber, daß Haushalte nicht nur über eigengenutzte Wohnungen, sondern etwa über Fonds Anteile am gesamtwirtschaftlichen Immobilienvermögen und dessen Wertsteigerungen erlangen können.

Es verbleibt daher insbesondere eine wohnungspolitische Rechtfertigung, die das Leben "in den eigenen vier Wänden" als besonders förderungswürdiges Gut erachtet, das im Vergleich mit einer Mietwohnung mehr Sicherheit, mehr Unabhängigkeit und einen höheren Grad an Gestaltungsmöglichkeiten bietet.¹²⁵ Vor diesem Hintergrund sind progressionswirksame Förderarten problematisch, da die damit einhergehende besondere Förderung höher verdienender Haushalte mit dieser wohnungspolitischen Zielvorgabe nicht zu rechtfertigen

¹¹⁹ Vgl. Megbolugbe/Linneman (1993), S. 662, und Deurloo/Dieleman/Clark (1997), S. 321 - 322.

¹²⁰ Vgl. Clark/Deurloo/Dieleman (1997), S. 11.

¹²¹ Vgl. Clark/Deurloo/Dieleman (1997), S. 12.

¹²² Vgl. etwa o.V. (1998), S. 6.

¹²³ Vgl. Schlomann (1992), S. 23.

¹²⁴ Vgl. Schlomann (1992), S. 73, und Heni (1998), S. 103 - 104.

¹²⁵ Freilich darf dabei nicht übersehen werden, daß ein Eigenheim im Vergleich mit einer Mietwohnung auch die räumliche Immobilität erhöht.

ist.¹²⁶ Begründet man die Eigenheimförderung mit dem Ausgleich des Nachteils, den ein Eigennutzer gegenüber einem Mieter hat (Nichtteilhabe an der Steuervergünstigung¹²⁷ von Mietwohnungen), muß die Eigenheimförderung dagegen progressionsabhängig sein, da auch der Steuervorteil der Mietwohnung progressionsabhängig ist.¹²⁸ Gegeneinwand ist allerdings, daß Vergünstigungen aus degressiven Abschreibungen lediglich auf einen zinslosen Steuerkredit hinauslaufen, da jedes Gut nur einmal abgeschrieben werden kann und den anfänglich hohen Abschreibungssätzen spätere niedrigere Abschreibungssätze gegenüberstehen.¹²⁹

3.2. Wohnkosten

Dieser Abschnitt dient der Definition und empirischen Ermittlung der relevanten Kosten der Wohnungsnutzung für Mieter- und Eigentümerhaushalte. Für Mieter sind hierbei Mietkosten und hypothetische Selbstnutzungskosten bei Kauf der angemieteten Wohnung zu bestimmen. Für Eigentümer sind hypothetische Mietkosten und Selbstnutzungskosten der eigenen Wohnung abzuschätzen.

3.2.1. Mietkosten

3.2.1.1. Vorüberlegungen

Für einen Vergleich der Mietkosten mit den Selbstnutzungskosten eines Eigentümers erscheint die Nettokaltmiete als adäquate Größe, weil alle darüberhinausgehenden Kosten (wie Heizung und alle Umlagen) auch bei einem Eigentümerhaushalt anfallen. Im Grundinterview vom 1. Januar 1993 wird die Bruttokaltmiete (abgeleitet aus der Systematik der Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte (SEA) 1983) erfragt. Diese enthält die Nettokaltmiete plus Nebenkosten wie Umlagen für Schornstein- und Straßenreinigung, Aufzug, Kanalisation, Müllabfuhr, Wasser etc. Die Kosten für Wohnungsheizung und Warmwasserbereitung sind nicht enthalten.¹³⁰ Aus dieser Größe wird die gesuchte Nettokaltmiete ermittelt (vgl. unten). Über die Mietzahlung hinaus entstehen einem Mieterhaushalt keine regelmäßigen Kosten. Die entstehenden unregelmäßigen Ausgaben wie etwa für Bodenbeläge, eventuell zu tragende Reparaturen für Geräte und sogenannte Schönheitsreparaturen an der Wohnung sollen unberücksichtigt bleiben, da sie in gleicher Höhe auch bei Eigentümerhaushalten anfallen.

Zugrundegelegt werden soll eine kalkulatorische Nettokaltmiete. Dies ist zum einen erforderlich, um abzuschätzen, welche Miete Eigentümerhaushalte zahlen müßten, würden sie

¹²⁶ Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 330.

¹²⁷ Dazu zählen v.a die degressiven Abschreibungsmöglichkeiten und Sonderabschreibungen.

¹²⁸ Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 335.

¹²⁹ Vgl. Oberhauser (1997), S. 584.

¹³⁰ Vgl. Statistisches Bundesamt (1995a), S. 12.

ihre eigene Wohnung mieten. Wegen des beabsichtigten Vergleichs mit der Situation der Eigennutzung, die bei Mieterhaushalten allein auf einen kalkulatorischen Verkehrswert abstellen kann, soll zudem auch bei den Mieterhaushalten auf die kalkulatorische Miete abgestellt werden. Diese Vorgehensweise hat zugleich den Vorzug, daß damit sowohl bei der Miete als auch beim Verkehrswert allein auf die beobachteten, vom Markt bewerteten, preisbestimmenden Faktoren abgestellt wird.¹³¹ Ein Einfluß nicht explizit berücksichtigter Wohnungsmerkmale auf die Besitzformwahl wird so ausgeschaltet.¹³²

Das Statistische Bundesamt ermittelt für die Eigentümerhaushalte der EVS 1993 eine sogenannte „unterstellte Miete“. Grundlage sind die mittleren Quadratmetermieten von 112 Wohnungstypen (Mietbezugstabelle). Die unterstellte Miete für einen bestimmten Haushalt ergibt sich aus der mittleren Quadratmetermiete jenes Wohnungstyps, dem seine Wohnung angehört, und der tatsächlichen Größe der eigengenutzten Wohnung. Die Mietbezugstabelle wird aus dem Baulter (7 Klassen), aus einer Sammelheizungsvariable (vorhanden, nicht vorhanden), einer zweiwertigen Regionalvariable (früheres Bundesgebiet, neue Länder und Berlin-Ost) und 4 Gemeindegrößenklassen gebildet. Obwohl die berücksichtigten Variablen sachlich relevant erscheinen, wird eine Begründung für die spezielle Wahl nicht gegeben. Warum als Methode eine Tabelle verwendet wird, wird ebenso nicht begründet.

Abgesehen von diesen Problemen liegen für Eigentümerhaushalte damit zwar grundsätzlich Angaben zur kalkulatorischen Miete vor und diese sind auch Operationalisierungen des für die vorliegende Arbeit gewünschten Idealtyps. Die Tabelle läßt sich aber auf Mieterhaushalte zur Berechnung von deren kalkulatorischer Miete nicht übertragen. Der Grund liegt in der dem Verfasser vorliegenden Datenbasis, in der die vom Statistischen Bundesamt zur Berechnung verwendete Gemeindegrößenklasse fehlt. Wegen der genannten Probleme soll die Berechnung einer eigenen kalkulatorischen Miete vorgenommen werden, die auf die in der Datenbasis vorhandenen Ausstattungs- und Lagevariablen abstellt.

Als Datengrundlage wird hierzu von den in der vorliegenden Stichprobe enthaltenen 21.607 Hauptmieterhaushalten ausgegangen und davon jene 403 Haushalte unberücksichtigt gelassen, die angeben, mietfrei zu wohnen (z.B. Familienangehörige). Grundlage sind also 21.204 Hauptmieterhaushalte, die nicht mietfrei wohnen.

Es wird nun gezeigt, wie ausgehend von dieser Bruttokaltmiete die relevante Nettokaltmiete berechnet wird. Die Differenz zwischen beiden Ansätzen besteht in den Nebenkosten. In den zur Verfügung stehenden EVS-Daten sind diese Nebenkosten nicht direkt enthalten. Informationen darüber enthält aber die vom Statistischen Bundesamt berechnete kalkulatorische Kaltmiete für Eigentümerhaushalte. Diese wird in der Einnahmenrechnung netto und in der Ausgabenrechnung brutto angesetzt. Damit steht für Eigentümerhaushalte ein Nachweis

¹³¹ Vgl. dazu auch Rosen (1980), S. 142 - 143 und Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 98.

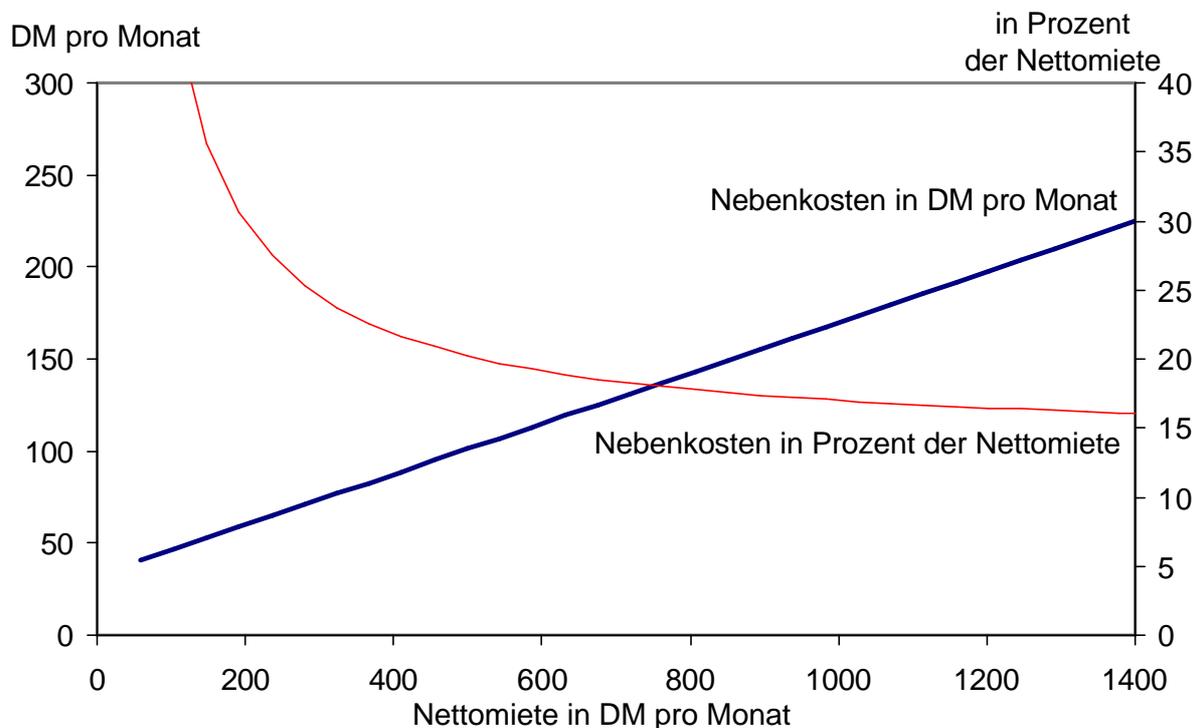
¹³² Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 53.

der (kalkulatorischen) Nebenkosten zur Verfügung. Versuchsrechnungen ergaben allerdings keine stabile Beziehung zwischen diesen Nebenkosten und wohnungsspezifischen Ausstattungs- und Lagemerkmalen. Am sichersten und vielversprechensten erscheint daher eine einfache lineare Beziehung zwischen der jährlichen Netto- und Bruttokaltmiete zu formulieren. Die ungewichtete OLS-Schätzung ergab folgende Funktion (in Klammern t -Werte):

$$\begin{aligned} \text{Nettokaltmiete} &= -340,32 + 0,879 \text{ Bruttokaltmiete.} \\ & \quad (-11,07) \quad (343,13) \\ n &= 8.249 \quad r^2 = 0,94 \end{aligned}$$

Abbildung 3.1 zeigt den Verlauf der mit dieser Funktion geschätzten Nebenkosten in Abhängigkeit von der geschätzten Nettokaltmiete, einmal in DM pro Monat und zum anderen in Prozent der geschätzten Nettokaltmiete.

Abbildung 3.1: Nebenkosten in Abhängigkeit von der Nettomiete



Quellen: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Auf Grundlage der Ausstattungs- und Lagemerkmale A_m der Wohnungen der oben gebildeten Haushaltsgruppe im Grundinterview ist eine Mietpreistabelle $f_m(A_m)$ zu erstellen. Mit dieser lässt sich eine mittlere (monatliche) Miete je Quadratmeter Wohnungsgröße in Abhängigkeit dieser Ausstattungs- und Lagemerkmale ermitteln:

$$m'_m = f_m(A_m).$$

Diese Mietpreistabelle lässt sich zur Schätzung einer kalkulatorischen Miete auf Eigentümerhaushalte übertragen:

$$m'_e = f_m(A_e).$$

3.2.1.2. Zur Auswahl der mietpreisbestimmenden Merkmale

3.2.1.2.1. Zur Eignung der Datenbasis EVS 1993

Bevor die in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 verfügbaren Merkmale im einzelnen untersucht werden, soll die Eignung dieser Datenquelle abgeschätzt werden. Dazu findet ein Vergleich der EVS-Mietkosten mit anderen Datenquellen statt, deren statistische Erhebung speziell zu wohnungsbezogenen Fragen stattfand.

Vergleich der EVS 1993 mit der 1 Prozent-Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993

*Tabelle 3.2:
Vergleich: Bruttokalt-Mieten EVS 1993
mit 1 Prozent-Gebäude- und Wohnungsstichprobe 1993
- monatliche Bruttokaltmieten in DM -*

Region	Berechnungsgrundlage		
	<i>EVS 1993</i>		
	Mittelwert	Anzahl	Anteile
Deutschland	525,71	17.150	100,00
früheres Bundesgebiet	626,14	11.201	65,31
Neue Länder und Berlin-Ost	336,62	5.949	34,69
	<i>EVS 1993, hochgerechnet mit Länderfaktoren</i>		
	Mittelwert	Anzahl	Anteile
Deutschland	499,49	15.838.489	100,00
früheres Bundesgebiet	573,97	11.205.882	70,75
Neue Länder und Berlin-Ost	319,32	4.632.607	29,25
	<i>Wohnungsstichprobe 1993</i>		
	Mittelwert	Anzahl	Anteile
Deutschland	574,00	17.011.600	100,00
früheres Bundesgebiet	654,00	12.827.200	75,40
Neue Länder und Berlin-Ost	333,00	4.184.400	24,60

Quelle: Scheewe (1995a, 1995b); EVS 1993, Grundinterview; eigene Berechnungen.

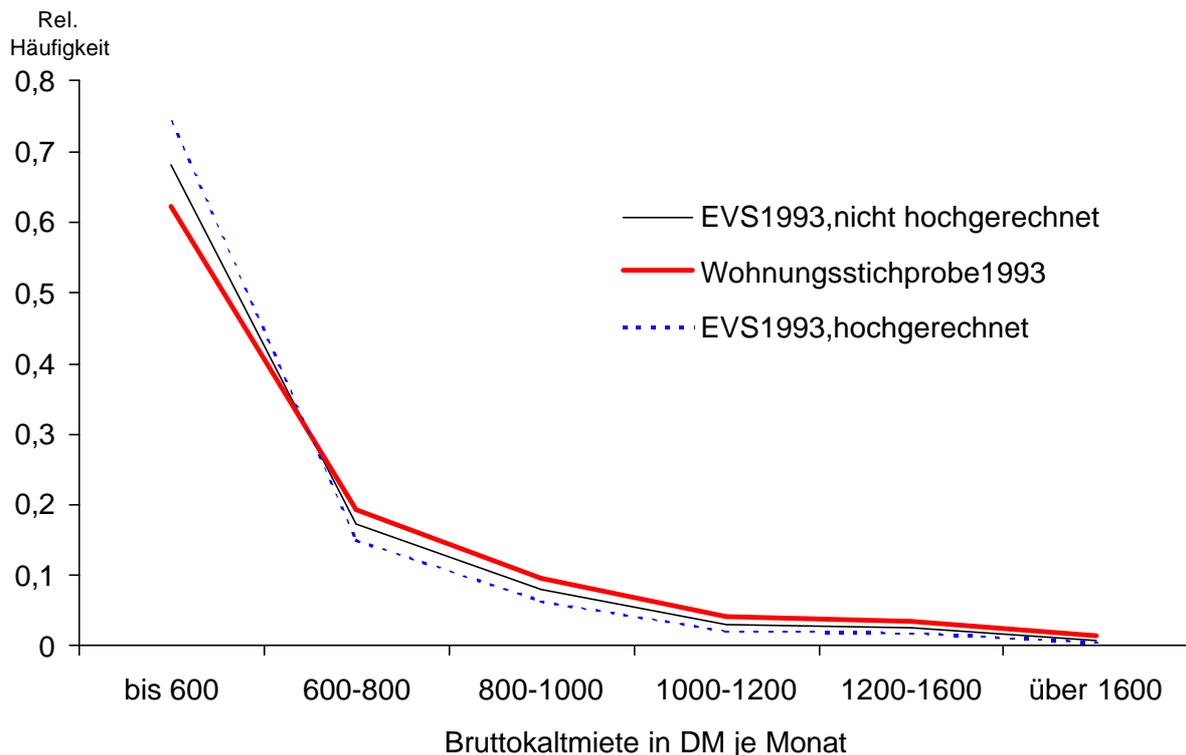
Im Jahre 1993 fand eine 1 Prozent-Gebäude- und Wohnungsstichprobe statt.¹³³ Sie dient als Ergänzung der Gebäude- und Wohnungszählung, die zuletzt im Jahre 1987 stattfand.¹³⁴ Im folgenden sollen Niveau und Struktur der monatlichen Bruttokaltmieten beider Datenquellen verglichen werden.

¹³³ Vgl. Scheewe (1995a, 1995b).

¹³⁴ Vgl. Scheewe (1995a), S. 361.

Es zeigt sich zunächst, daß die mittleren EVS-Mieten für Deutschland insgesamt niedriger ausfallen als die mittleren Mieten gemäß Wohnungsstichprobe. Im Fall der nicht hochgerechneten Werte ist diese Unterschätzung auf die Unterschätzung des Mittelwertes im früheren Bundesgebiet zurückzuführen, während die EVS-Mieten in Ostdeutschland die Werte der Wohnungsstichprobe leicht übersteigen. Die Unterschätzung in Westdeutschland erhöht sich sogar noch, wenn man die Hochrechnungsfaktoren ("Länderfaktoren")¹³⁵ berücksichtigt.

Abbildung 3.2: Verteilung der Wohnungen nach der monatlichen Bruttokaltmiete
- Deutschland insgesamt -



Quelle: EVS 1993, Grundinterview; Scheewe (1995a), S. 363, Tabelle 4; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Hochrechnung erfolgte mit den Bundesfaktoren.

Der Vergleich zeigt zudem die geringere Repräsentanz westdeutscher Hauptmieterhaushalte in der EVS. Auch mit Berücksichtigung der Hochrechnungsfaktoren läßt sich diese nicht ausgleichen, wie die in der Abbildung 3.2 präsentierten Anteilswerte zeigen. Die Form der Verteilung der monatlichen Bruttokaltmieten in der EVS und in der Wohnungsstichprobe ist allerdings recht ähnlich. So zeigen beide Datenquellen an, daß mehr als 60 Prozent der Wohnungen eine monatliche Bruttokaltmiete von bis zu 600 DM aufweisen.

Generell ist bei der Betrachtung mittlerer Mietniveaus zu berücksichtigen, daß es sich hierbei um die Mieten eines sowohl im Hinblick auf Lage und Ausstattung sehr heterogenen Wohnungsbestandes handelt. Auch das wichtige Merkmal "Dauer des Mietverhältnisses" ist

¹³⁵ Bei Verwendung der beiden alternativ verwendbaren Hochrechnungsfaktoren, also den Faktoren zur Hochrechnung für Gesamtdeutschland und für Hochrechnungen getrennt nach Ost- und Westdeutschland ergeben sich nur geringfügige Änderungen der präsentierten Ergebnisse.

in der EVS nicht enthalten. Es ist davon auszugehen, daß das Mietniveau neu vermieteter Wohnungen deutlich über dem hier präsentierten mittleren Niveau liegt. Andererseits ist zu bedenken, daß die Miete ein Merkmal ist, das von den Befragten recht verlässlich angegeben werden kann.

Vergleich der EVS 1993 mit bundesweiten Mietspiegeln

Tabelle 3.3: Vergleich der EVS-Mieten 1993 mit deutschen Mietspiegeln des Jahres 1995

Region Lage	Mietspiegel in West- Deutschland			EVS 1993 Westdeutschland		
	Altbau 1935	Altbau 1955	Neubau 1991	1919 bis 1948	1949 bis 1960	1988 bis 1992
Alle	7,62	7,98	12,90	6,36	6,66	9,39
Großstadt	7,95	8,25	13,62	6,77	7,11	10,11
Nicht-Großstadt	6,53	7,14	10,78	5,69	5,98	9,09
Nord	7,59	7,52	15,35	6,86	7,05	9,37
Großstadt	7,76	7,74	14,18	7,18	7,36	9,91
Nicht-Großstadt	8,35	8,57	12,36	5,93	6,20	9,01
NRW	7,22	7,80	11,86	6,30	6,53	9,17
Großstadt	7,69	8,28	12,76	6,47	6,70	9,53
Nicht-Großstadt	6,38	7,04	10,62	5,91	6,12	8,86
Mitte	8,53	8,84	13,18	6,16	6,40	8,60
Großstadt	9,15	9,33	14,54	6,99	7,34	10,47
Nicht-Großstadt	6,54	7,12	10,41	5,70	5,84	8,41
Süd	8,63	8,94	13,42	5,83	6,59	9,99
Großstadt	9,06	9,33	13,89	6,47	7,62	11,36
Nicht-Großstadt	6,86	7,42	11,42	5,31	5,85	9,65

Quelle: EVS 1993, Grundinterview; Forschung und Beratung für Wohnen, Immobilien und Umwelt (1995); eigene Berechnungen. Anmerkungen: Region Nord = Schleswig-Holstein, Bremen, Hamburg, Niedersachsen, Ost-Berlin, Region NRW = Nordrhein-Westfalen, Region Mitte = Rheinland-Pfalz, Hessen, Saarland Region Süd = Bayern, Baden-Württemberg. Quelle: Verschiedene Mietspiegel.

In vielen deutschen Städten, vor allem in Großstädten, existieren Mietspiegel, die es erlauben, die ortsübliche Vergleichsmiete einer Wohnung mit bestimmten Lage- und Ausstattungsmerkmalen zu ermitteln. Eine systematische Aggregation der Einzelergebnisse zu bundesweiten Angaben findet zwar nicht statt.

Dennoch gibt es Versuche, die Einzelergebnisse zu bundesweiten Ergebnissen zu verdichten. Ein solcher Versuch liegt für das Jahr 1995 vor.¹³⁶ Trotz der zeitlichen Differenz von zwei Jahren soll im folgenden aus einer Gegenüberstellung dieser Ergebnisse mit den Ergebnissen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 eine Tendenzaussage gewonnen werden.

¹³⁶ Vgl. Forschung und Beratung für Wohnen, Immobilien und Umwelt (1995).

Vor allem können durch diesen Vergleich wichtige Regional-, Verdichtungs- und Altersvariable berücksichtigt werden.

Das Baualtersmerkmal betreffend können die in der EVS ausgewiesenen Baualtersklassen nur in etwa den in den aggregierten Mietspiegeln enthaltenen Baujahren gegenübergestellt werden. So wird etwa dem Altbau mit Baujahr 1935 die EVS-Baualtersklasse 1919 bis 1948 und dem Neubau des Jahres 1991 die EVS-Baualtersklasse 1988 bis 1992 gegenübergestellt. Im Hinblick auf die Verdichtungsvariable (Großstadt, Nicht-Großstadt) ist allerdings grundsätzlich zu bedenken, daß Kleinstädte in den Mietspiegeln deutlich unterrepräsentiert sind, da die Verbreitung von Mietspiegeln mit der Größe der Stadt deutlich ansteigt. In Städten unter 10.000 Einwohnern gibt es so gut wie keine Mietspiegel.

Hauptbefund ist, daß die mittleren EVS-Mieten generell niedriger ausfallen als die mittleren Mieten der aggregierten Mietspiegel. Im Hinblick auf das Baualter fallen die Differenzen am größten bei den Neubauten aus. Insgesamt liegen die EVS-Mieten hier um 27 Prozent unter den Mietspiegelwerten, während dieser Unterschied bei den berücksichtigten Altbauten nur 17 Prozent ausmacht.

Daneben gibt es in den Regionen und in unterschiedlich verdichteten Lagen sehr differenzierte Befunde. Die Mieten von Altbauten in norddeutschen Großstädten fallen in der EVS um nur 5 bis 7,5 Prozent niedriger aus, während der EVS-Wert des gleichen Segments in Süddeutschland um 18 bis 29 Prozent geringer ausfällt. Nordrhein-Westfalen und die Region Mitte nehmen bezüglich dieses Abweichungskriteriums eine mittlere Stellung ein. Bei den Großstadtmieten der Neubauten ist das großräumige regionale Gefälle der Abweichung genau umgekehrt: 39 Prozent in Norddeutschland¹³⁷ und 26 Prozent in Süddeutschland.

3.2.1.2.2. Die Merkmale im einzelnen

In diesem Abschnitt werden die verfügbaren mietkosten-relevanten Merkmale vorgestellt und auf ihre Erklärungskraft hin untersucht. Die EVS 1993 weist zwar zahlreiche wohnungsrelevante Variablen auf, hat aber dennoch nicht die Fülle von Informationen wie sie andere deutschlandweite Ansätze aufweisen. Insbesondere fehlen Variable wie "Dauer des Mietverhältnisses" und bestimmte kleinräumliche Nachbarschaftsmerkmale.¹³⁸

Metrische Merkmale

Im Gegensatz zur Mietbezugstabelle des Statistischen Bundesamts, die auf die Berücksichtigung der Wohnungsgröße als mietpreisbestimmendes Merkmal verzichtet, kommt dieser Variable in fast allen Mietspiegeln deutscher Großstädte eine dominante Rolle zu. Neben

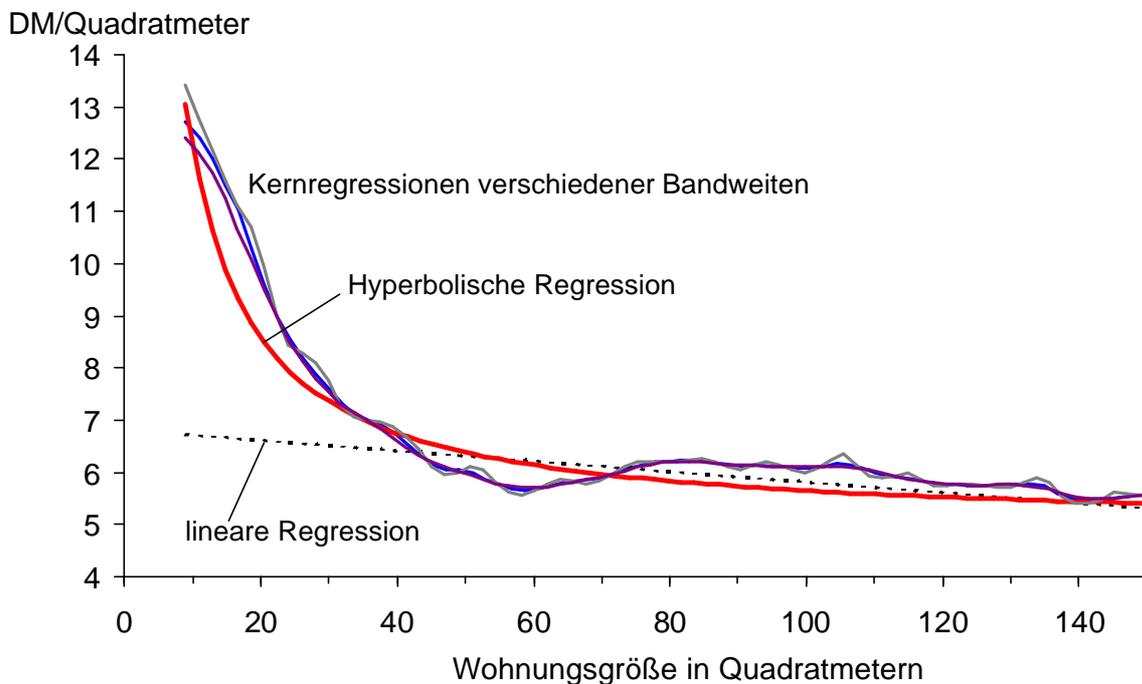
¹³⁷ Dies ist gleichzeitig die größte relative Abweichung der betrachteten Segmente.

¹³⁸ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 107.

offenkundigen praktischen Vorzügen der Verfügbarkeit gibt es fast immer auch eine empirische Evidenz.

Grundsätzlich gibt es zwei Verfahren zur Ermittlung kalkulatorischer Mieten: Tabellen- und Regressionsmethode. Diese werden in Abschnitt 3.2.1.3 beschrieben und unterscheiden sich u.a. in der unterschiedlichen Behandlung metrischer Variablen. Im vorliegenden Fall ist die Wohnfläche in Quadratmetern die einzige zu berücksichtigende metrische Variable. Im Rahmen der Tabellenmethode muß die Variable Wohnfläche geeignet diskretioniert werden. Zunächst soll ein nichtparametrischer Blick auf den (einfachen, nicht partiellen) empirischen Zusammenhang zwischen Wohnfläche und Quadratmetermiete geworfen werden. Dazu wird eine nichtparameterische Kernregression mit verschiedenen Bandweiten durchgeführt.

Abbildung 3.3: Netto-Kaltmiete je Quadratmeter und Wohnungsgröße



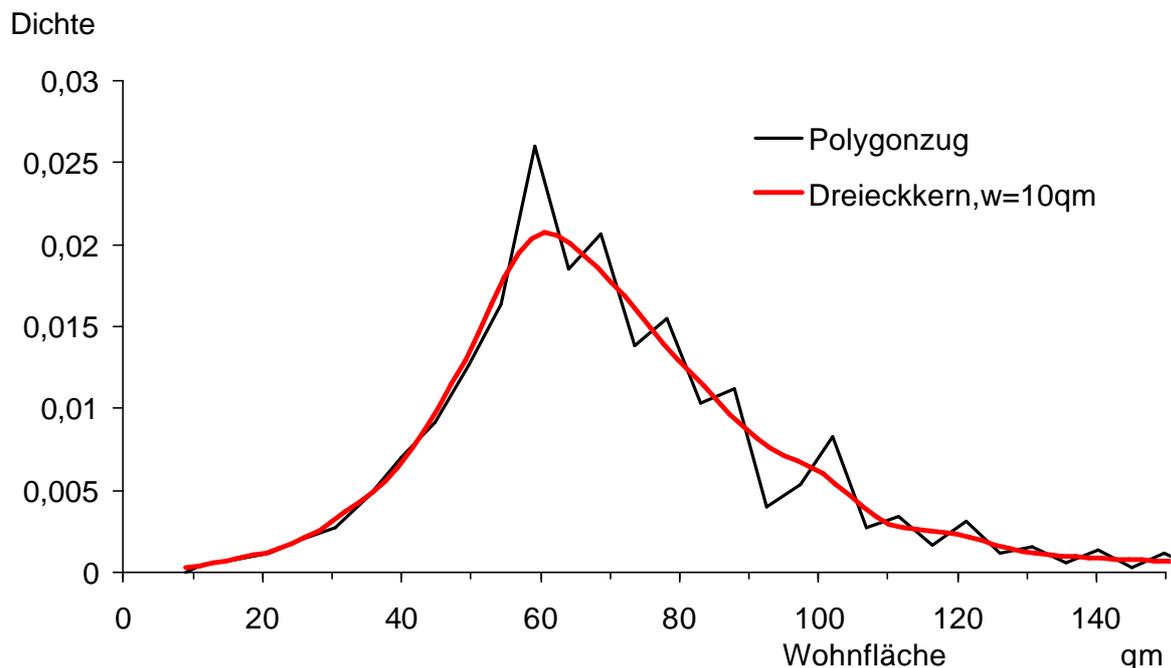
Quelle: EVS 1993, Grundinterview; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Kernregressionen basieren auf Dreieckkernen mit Bandweiten von 5, 7,50 und 10 Quadratmetern.

Die Ergebnisse sind für die Wohnungen bis 150 Quadratmeter Wohnfläche graphisch in der Abbildung 3.3 dargestellt. Es zeigt sich, daß es bei den Kurvenzügen unterschiedlicher Bandweiten oberhalb von 30 Quadratmetern Wohnfläche zu keinen nennenswerten Abweichungen kommt. Die Ausschläge oberhalb von 100 Quadratmetern stammen von der Kernregression mit der kürzesten Bandweite von 5 Quadratmetern. Der Befund weist insgesamt auf eine deutliche negative Abhängigkeit bei Wohnungen bis etwa 50 Quadratmetern hin. Danach ergibt sich mit steigender Wohnungsgröße keine systematische Veränderung der Quadratmetermieten. Das mittlere Niveau beträgt etwas weniger als 6 DM je Quadratmeter.

Ferner enthält die Abbildung 3.3 eine parametrische lineare und hyperbolische Regression. Hier zeigt sich, daß die hyperbolische Regression, in die die reziproke Wohnfläche eingeht, geeigneter erscheint als die lineare Regression.

Die Verteilung der Wohnungsgröße ist in Abbildung 3.4 gezeigt. Der Modus liegt bei etwa 60 Quadratmetern. Die Verteilung ist leicht linkssteil. Die Unebenheiten im präsentierten Polygonzug weisen auf die Nennung gerundeter Wohnungsgrößen durch die Befragten hin. Der präsentierte Kerndichteschätzer mit einer Bandweite von 10 Quadratmetern gleicht diese Unebenheiten dagegen aus.

Abbildung 3.4: Verteilung der Wohnungsgröße von Mieterhaushalten



Quelle: EVS 1993, Grundinterview; eigene Berechnungen.

Nominale und ordinale Merkmale

In der Tabelle 3.4 werden zunächst mittlere Mietpreise (monatliche Nettokaltmiete je Quadratmeter in DM) in Abhängigkeit der grundsätzlich in Frage kommenden, in der Datenbasis vorhandenen mietpreisbestimmenden nominalen und ordinalen Merkmale wiedergegeben.

Zur Verdichtung des Mittelwertvergleichs werden zudem einfache Varianzanalysen durchgeführt, die je eine nominale Variable berücksichtigen. Es wird ermittelt, welcher Anteil der Gesamtstreuung der Mieten auf die Streuung der Mieten zwischen den durch die Werte des nominalen Wohnungsmerkmals gebildeten Gruppen entfällt. Je mehr sich die Mittelwerte dieser Gruppen unterscheiden, umso höher ist dieser Anteil, der als Varianzaufklärung bezeichnet werden soll.

Die höchste einfache Varianzaufklärung der Quadratmetermieten erhält man, wenn man nach Bundesländern gruppiert (26 Prozent). Mit 8,68 DM sind in Hamburg die höchsten mittleren Mieten zu zahlen. Mit mittleren Mieten, die etwas über 7 DM liegen, folgen die Bundesländer Hessen, Schleswig-Holstein, Bremen und Bayern. Rheinland-Pfalz (6,20 DM) und das Saarland (5,31 DM) weisen die geringsten westdeutschen Mieten auf. Am unteren Ende stehen die ostdeutschen Regionen. Sie weisen mittlere Mieten zwischen 4,05 DM (Brandenburg) und 4,88 DM (Ost-Berlin) auf.

Bei der Wohnlage ist eine Differenzierung der mittleren Mieten zwischen gut 5 DM in zentrumsfernen Lagen und knapp 7 DM in den Großstädten und deren Peripherien zu beobachten. Im Hinblick auf das Baualter ist erwartungsgemäß in der ältesten Baualtersklasse (Baujahre bis 1919) mit 5,20 DM eine deutlich geringere Miete zu zahlen als in neueren Gebäuden, die 1988 oder später errichtet wurden (7,47 DM).

Tabelle 3.4: Mittlere Nettokaltmieten je Quadratmeter

Merkmal Merkmalswerte	Mittelwert	Anzahl	Quantil	
			5 %	95 %
Bundesland (26%)				
Schleswig-Holstein	7,38	757	3,87	12,17
Hamburg	8,68	738	5,08	13,67
Niedersachsen	6,63	1.324	3,11	10,38
Bremen	7,28	231	3,73	10,75
Nordrhein-Westfalen	6,81	4.916	3,64	10,75
Hessen	7,40	1.080	3,07	13,35
Rheinland-Pfalz	6,20	794	2,96	10,92
Baden-Württemberg	6,89	1.813	3,17	11,75
Bayern	7,12	1.864	2,80	14,17
Saarland	5,31	145	2,26	9,81
Berlin-West	6,54	806	3,56	10,78
Brandenburg	4,05	1.258	2,70	5,45
Mecklenburg-Vorpommern	4,31	970	2,65	6,54
Sachsen	4,08	2.194	2,18	5,87
Sachsen-Anhalt	4,26	983	2,59	6,25
Thüringen	4,15	632	2,12	5,99
Berlin-Ost	4,88	699	3,33	6,14
Wohnlage (6,5%)				
<i>Nicht-Großstadt</i>				
unter 10 km	6,92	812	3,40	11,74
10 bis unter 25 km	6,44	2.732	2,65	11,54
25 bis unter 40 km	5,46	2.163	2,35	10,18
40 bis unter 60 km	5,04	2.129	2,46	8,92
60 km und mehr	5,09	2.780	2,57	8,98

Großstadt

Ein- und Zweifamilienhäuser	7,21	798	3,34	12,15
Mehrfamilienhäuser	6,42	7.782	3,25	11,23
Geschäftshäuser, Fabriken, etc.	7,03	205	3,37	13,31
Wohn- u. Geschäftshäuser	6,68	1.803	3,38	11,94

**Baujahr des Wohngebäudes
(3,4%)**

vor 1919	5,20	2.614	2,05	10,12
1919 bis 1948	5,63	3.078	2,62	9,88
1949 bis 1960	6,27	3.999	3,16	10,68
1961 bis 1970	6,22	4.340	3,13	10,47
1971 bis 1977	6,25	2.876	3,06	10,78
1978 bis 1987	6,24	3.253	3,09	11,52
1988 und später	7,47	1.044	3,11	14,80

Beheizungseinrichtung (11,6%)

Fern-, Blockheizung	5,56	5.583	3,02	9,42
Zentralheizung	7,03	9.002	3,11	12,28
Etagenheizung	6,14	2.411	3,28	9,92
Einzel-, Mehrraumöfen	4,75	4.208	2,33	8,75

Art des Gebäudes (1,5%)

Wohngeb. mit 1 Wohnung	5,97	1.269	2,15	11,53
... mit 2 Wohnungen	5,60	2.405	1,97	10,11
... mit 3 und mehr Wohnungen	6,15	17.095	3,05	10,90
sonstiges Gebäude	6,85	435	2,73	12,79

**Ausstattung mit Bad oder Dusche
(1,5%)**

ohne Bad oder Dusche	4,06	531	1,64	9,56
mit Bad oder Dusche	6,14	20.673	2,95	10,91

Ausstattung mit Toilette (1,2%)

ohne Toilette	3,46	259	1,13	7,89
mit Toilette	6,12	20.945	2,94	10,90

Warmwasserversorgung (2%)

zentral	6,44	9.622	3,04	11,63
durch Boiler etc.	5,84	11.298	2,77	10,28
keine Versorgung	4,09	284	1,40	7,61

Sozial-, Werkswohnung (0%)

nein	6,10	17.150	2,81	11,31
ja	6,02	4.054	3,16	9,24

Quelle: EVS 1993, Grundinterview; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Werte in Klammern geben die Varianzaufklärung einer einfachen Varianzanalyse bei Verwendung des jeweiligen Merkmals an.

Gegliedert nach der Beheizungseinrichtung sind erwartungsgemäß die geringsten Mieten in Wohnungen mit einer Ofenbeheizung zu zahlen (4,75 DM). Mit 7,03 DM ist die höchste Miete in Wohnungen mit Zentralheizung zu beobachten. Auch bei der Art der Warmwasserversorgung und der Ausstattung mit Bad und Toilette ergeben sich im einfachen Mittelwertvergleich markante Unterschiede in den mittleren Mieten.

In einem einfachen Mittelwertvergleich ergibt sich bei alleiniger Berücksichtigung des Merkmals "Sozial- oder Werkswohnung" kaum ein Unterschied der betreffenden mittleren Mieten.

3.2.1.3. Zur Methodik der Ermittlung einer Mietpreistabelle

In diesem Abschnitt soll ein grundsätzlicher Verfahrensvergleich zur Ermittlung von Mietpreistabellen durchgeführt werden. Die methodische Diskussion setzt an der seit einigen Jahren in Deutschland geführten Debatte zur geeigneten Ermittlung von Vergleichsmieten v.a. in Großstädten an.¹³⁹ Eine zentrale statistisch-methodische Frage hierbei ist, ob eine tabellarische oder eine regressionsanalytische Ermittlung von Vergleichsmieten zu adäquateren Ergebnissen führt.

Bei beiden Verfahren wird davon ausgegangen, daß eine Stichprobe von n Wohnungen vorliegt, die Angaben über die Mietzahlung, die Wohnungsgröße und eine Reihe relevanter Ausstattungs- und Lagemerkmale enthält. Ziel ist es, mit Hilfe der Merkmale einen mittleren Mietpreis (Mietzahlung je Quadratmeter Wohnfläche pro Monat), abzuschätzen, mit dessen Hilfe dann für Wohnungen mit bestimmten Merkmalsausprägungen eine Vergleichsmiete berechnet werden kann. Beide Verfahren unterscheiden sich vor allem in der Art und Weise wie die Beziehung zwischen dem Mietpreis und den relevanten Merkmalen beschrieben wird.

¹³⁹ Die Erstellung von Mietpreistabellen für zahlreiche deutsche Städte stellt im übrigen den wohl umfassendsten empirischen Versuch dar, hedonische Preise zu ermitteln.

Tabellenmethode

Die Tabellenmethode verwendet dazu v ausgewählte erklärende Merkmale $X_j, j = 1, \dots, v_x$, nominalen Skalenniveaus zur (meist nachträglichen) Aufteilung der n Stichprobenwohnungen in Gruppen (Teilstichproben) von Wohnungen ähnlicher Ausstattung und Lage.¹⁴⁰ Bezeichnet man mit W_j die Menge der vorkommenden Merkmalswerte von Merkmal X_j und mit $K_j = |W_j|, K_j > 1$, die Zahl derselben, so entspricht die Menge aller Merkmalskombinationen W dem Kreuzprodukt aller Merkmalswertmengen W_j :

$$W = W_1 \times W_2 \times \dots \times W_{v_x}$$

und die Zahl der Gruppen

$$K = K_1 K_2 \dots K_{v_x} .$$

W läßt sich dabei als $K \times v_x$ -Matrix anordnen. Für alle $k = 1, \dots, K$ Gruppen werden dann die gruppenspezifischen arithmetischen Mittelwerte \bar{m}_k als Schätzwert des relevanten Vergleichsmietpreises berechnet. Für eine Wohnung i mit Merkmalswerten w_i ergibt sich so die Vergleichsmiete als Mittelwert \bar{m}_k jener Wohnungsgruppe k , deren Merkmale w_k den Merkmalen w_i entsprechen. Jeder der Mittelwerte \bar{m}_k weist eine von der Teilstichprobengröße abhängige Streuung auf. Die Größen der Teilstichproben hängen neben n von der Zahl der berücksichtigten Merkmale sowie der Zahl der vorkommenden Merkmalsausprägungen ab. Da aus Kostengründen der Stichprobenumfang n nicht zu groß sein darf, muß daher die Zahl der Merkmale bzw. die Zahl der vorkommenden Merkmalsausprägungen beschränkt bleiben. Werden zuviele Merkmale und Merkmalsausprägungen berücksichtigt, entstehen Teilstichproben mit nur einer geringen Besetzungszahl und einem entsprechend großen Stichprobenfehler. In der Praxis der Mietspiegelerstellung werden daher „unsichere“ gruppenspezifische Mittelwerte nicht veröffentlicht und führen zu leeren Feldern in den Mietpreistabellen.¹⁴¹ Für bestimmte Wohnungen ist dann eine Vergleichsmiete nicht anzugeben.

Haben zu berücksichtigende Merkmale metrisches Skalenniveau (wie etwa Wohnungsgröße und Baujahr des Gebäudes), so sind sie durch Größenklassenbildung zu diskretionieren. Diese Größenklassenbildung erfolgt meist ad hoc und nicht optimal in dem Sinne, daß möglichst homogene Klassen entstehen. Bei in bestimmten Zeitabständen wiederholter Aufstellung von Mietpreistabellen macht es auch praktisch Sinn, von festen Größenklassen auszugehen.

¹⁴⁰ In der Literatur wird die Tabellenmethode auch als varianzanalytisches Auswertungsdesign bezeichnet (vgl. Börstinghaus/Clar (1997), S. 239). Beachtenswert dabei ist, daß es sich bei nachträglich aufgeteilten Stichproben in der Regel um ein nichtbalanciertes Design handelt, bei dem die einzelnen Teilgruppen ungleiche Größen aufweisen. Das Instrumentarium der Varianzanalyse ist dann aber nicht mehr verwendbar, da die exogenen Variablen nicht mehr unkorreliert sind. Die Zerlegung in isolierte Effekte gelingt dann nicht mehr, da diese verbunden sind.

¹⁴¹ Vgl. Börstinghaus/Clar (1997), S. 144 - 145.

Vorteil dieses Ansatzes ist vor allem, daß auch Zusammenhangsmuster, die nicht einer linearen bzw. einer anderen stetigen Funktion folgen, abgebildet werden können. Wesentlicher Nachteil ist der mit der Diskretionierung einhergehende Informationsverlust.

Regressionsmethode

Wird zur Ermittlung von Vergleichsmieten die Regressionsanalyse verwendet, kann auf die Bildung von Teilstichproben verzichtet werden. Die mietspreisrelevanten Merkmale werden als exogene Variablen in eine multiple Regressionsgleichung aufgenommen.

In der Methodendiskussion wird besonders betont, daß an die Anwendung der Regressionsanalyse besondere Voraussetzungen geknüpft sind.¹⁴²

Eine der genannten Voraussetzungen ist, daß zwischen den Merkmalen und dem Mietpreis eine bestimmte Form von kausaler Beziehung besteht, nämlich die einer Linearkombination.¹⁴³ (Daß auch die Tabellenmethode implizit eine bestimmte kausale Struktur unterstellt, wird dabei übersehen.¹⁴⁴) Als Vorteil der Regressionsmethode wird genannt, daß es grundsätzlich leichter möglich sei, eine größere Zahl von Ausstattungs- und Lagemerkmale zu berücksichtigen als bei der Tabellenmethode, da damit keine Verkleinerung von Teilstichproben einherginge.¹⁴⁵ Die Merkmale werden freilich in anderer Weise als in der Tabellenmethode berücksichtigt, was weiter unten noch dargestellt wird.

Nominale Wohnungsmerkmale werden als Dummyvariablen berücksichtigt. Ein nominales Merkmal mit K_j Merkmalsausprägungen wird dazu in K_j-1 Dummyvariablen aufgelöst, die dann als exogene Variable in die Gleichung eingehen. Bei insgesamt v nominalen Variablen ergibt sich als Gesamtzahl der Dummyvariablen zunächst

$$v = (K_1 - 1) + (K_2 - 1) + \dots + (K_{v_x} - 1) = \sum_{j=1}^{v_x} K_j - v_x, K_j > 1.$$

Einschließlich der Regressionskonstanten sind damit $v+1$ Parameter zu schätzen.

Möchte man im Rahmen einer Regressionsanalyse allerdings berücksichtigen, daß von einem gemeinsamen Vorliegen bestimmter Wohnungsmerkmale ein zusätzlicher Einfluß auf den Mietpreis ausgeht, so müssen zusätzlich Interaktionsvariablen in das Modell eingebaut werden. Damit steigt die Zahl der Regressoren und es resultieren u.U. - als Analogon zu unsicheren Gruppenmittelwerten - unsichere Parameterschätzwerte.

Metrische Wohnungsmerkmale müssen bei Anwendung der Regressionsanalyse nicht nachträglich in Größenklassen diskretioniert werden, sondern können originär verwendet

¹⁴² Vgl. Krämer (1992), S. 172-173.

¹⁴³ Vgl. Börstinghaus/Clar (1997), S. 241.

¹⁴⁴ Nicht so bei Blinkert/Höfflin (1994), S. 589.

¹⁴⁵ Vgl. Börstinghaus/Clar (1997), S. 241.

werden. Daß damit automatisch ein linearer Zusammenhang unterstellt wird, wie gelegentlich von Kritikern vorgetragen wird,¹⁴⁶ ist nicht zutreffend. Durch geeignete Variablentransformationen lassen sich natürlich auch nicht-lineare Verläufe modellieren, die weiterhin mit der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt werden können. Bei der Wohnungsgröße etwa führt die Verwendung des reziproken Wertes zu einem hyperbolischen Verlauf mit gutem Erklärungswert.¹⁴⁷

Methoden-Vergleich

Entscheidend bei dem Methodenvergleich erscheint vor allem folgende Tatsache: Sieht man von der unterschiedlichen Behandlung metrischer Variablen ab und stellt nur auf nominale Variablen ab, so führt die Tabellenmethode und die Regressionsmethode zu völlig identischen Ergebnissen, falls bei der Regressionsmethode alle Interaktionseffekte berücksichtigt werden. Die Gesamtzahl aller Interaktionseffekte beträgt

$$v_{IE} = (K_1 - 1)(K_2 - 1) \cdots (K_{v_x} - 1) = \prod_{j=1}^{v_x} (K_j - 1), K_j > 1.$$

Insgesamt sind in diesem Fall $v + v_{IE} + 1 = K$ Regressionsparameter zu schätzen. Bei der Tabellenmethode waren K gruppenspezifische Mittelwerte zu bestimmen. Die Zahl der unbekanntenen Größen ist also in diesem Fall identisch. Auch die geschätzten Mieten sind identisch. Unterschiede können erst dann zu Tage treten, wenn in der Regressionsgleichung auf bestimmte Interaktionsvariablen verzichtet wird. Die Interaktionseffekte lassen sich in verschiedene Ordnungen einteilen. Interaktionseffekte erster Ordnung basieren auf dem Zusammenwirken der Werte zweier nominaler Variablen, Interaktionseffekte zweiter Ordnung basieren auf dem Zusammenwirken der Werte dreier nominaler Variablen usw. Die höchste Ordnung ist damit $v - 1$. Die Bestimmungsgleichung der Anzahl der Interaktionseffekte erster Ordnung ist

$$v_{IE,1} = \sum_{j_1=1}^{v_x} \sum_{j_2=j_1}^{v_x} K_{j_1} K_{j_2}.$$

Und allgemein für die Ordnung $q < v_x$:

$$v_{IE,q} = \sum_{j_1=1}^{v_x} \sum_{j_2=j_1}^{v_x} \cdots \sum_{j_{v_x}=j_{v_x-1}}^{v_x} K_{j_1} K_{j_2} \cdots K_{j_{v_x}}.$$

Zur Illustration sollen kalkulatorische Mieten (Mieten je Quadratmeter Wohnfläche pro Monat) m aus drei 0,1-Wohnungsmerkmalen (Dummies) berechnet werden. Die Tabellenmethode bestimmt für alle durch Merkmalswertkombination gebildeten $2^3 = 8$ Gruppen die

¹⁴⁶ Vgl. Krämer (1992), S. 174.

¹⁴⁷ Vgl. Blinkert/Höfflin (1994), S. 591.

gruppenspezifischen arithmetischen Mittel der Mietpreise. Diese sollen mit \bar{m}_{ijk} bezeichnet werden. Die Subindizes nehmen die Werte 0 und 1 an und kennzeichnen die Gruppenzugehörigkeit: \bar{m}_{101} etwa kennzeichnet den mittleren Mietpreis von Wohnungen, die mit Merkmal 1 und Merkmal 3 ausgestattet sind.

Mit der Regressionmethode wird eine inhomogene lineare Gleichung ermittelt. Folgende sieben exogenen Variablen finden Verwendung: Für jedes der drei Wohnungsmerkmale wird zunächst eine Dummyvariable definiert (D_1, D_2, D_3). Sodann werden die Dummies für die Interaktionseffekte zweiter Ordnung berechnet als $D_{12}=D_1D_2$, $D_{13}=D_1D_3$ und $D_{23}=D_2D_3$, schließlich der Dummy für den Interaktionseffekt dritter Ordnung als $D_{123}=D_1D_2D_3$. Faßt man diese Dummies spaltenweise in der Matrix \mathbf{D} zusammen und ergänzt in der ersten Spalte einen $n \times 1$ -Einsvektor (zur Ermittlung der Konstanten), so ergibt sich als Regressionsmodell

$$\mathbf{m} = \mathbf{D}\mathbf{b} + \mathbf{u} .$$

\mathbf{m} stellt den $n \times 1$ -Vektor der beobachteten Mietpreise dar, \mathbf{b} den $(v+1) \times 1$ -Vektor der Regressionsparameter und \mathbf{u} den $n \times 1$ -Vektor der Störterme. Die Parameter lassen sich damit mit der Methode der kleinsten Quadrate bestimmen. Sie entsprechen bestimmten Mittelwertdifferenzen der durch die Tabellenmethode gebildeten Teilgruppen und sind daher auch ohne den Rückgriff auf das regressionsanalytische Instrumentarium bestimmbar! Beide Methoden führen zu einer identischen Mietvergleichstabelle.

Zur Interpretation der Parameter¹⁴⁸ (vgl. Tabelle 3.5): Die Regressionskonstante b_{000} entspricht dem Gruppenmittelwert jener Teilgruppe, die die Wohnungen enthält, die keines der berücksichtigten Wohnungsmerkmale aufweisen. Der Parameter b_{100} stellt den Einfluß dar, der alleine vom Vorhandensein des Wohnungsmerkmals 1 ausgeht und entspricht der Differenz des Mittelwertes von Wohnungen, die alleine Wohnungsmerkmal 1 aufweisen, zum Mittelwert der Wohnungen, die keines der drei Merkmale aufweisen. Analog sind die Parameter b_{010} und b_{001} der beiden nächsten Dummyvariablen zu interpretieren. Parameter b_{110} (Parameter des ersten Interaktionseffektes zweiter Ordnung) stellt den Zuschlag dar, der im Mittel für Wohnungen zu zahlen ist, die sowohl Merkmal 1 als auch Merkmal 2 aufweisen. Analog sind die Parameter b_{101} und b_{011} zu interpretieren. Der Parameter des Interaktionsdummies dritter Ordnung b_{111} schließlich stellt den weiteren Zuschlag dar, der im Mittel für Wohnungen zu zahlen ist, die alle drei Merkmale aufweisen. Für jede disjunkte Teilgruppe läßt sich damit der korrespondierende Stichprobenmittelwert exakt bestimmen.

¹⁴⁸ Vgl. etwa Proföhr (1976).

Tabelle 3.5: Tabellenmethode und Regressionsmethode bei drei Dummymerkmalen und Berücksichtigung aller Interaktionseffekte

Tabellenmethode				Regressionsmethode		
Gruppe	Merkmalsvektor w_k			Miete	Parameter	Parameterwert
k	w_{k1}	w_{k2}	w_{k3}	\bar{m}_{ijk}	b_{ijk}	
1	0	0	0	\bar{m}_{000}	b_{000}	\bar{m}_{000}
2	1	0	0	\bar{m}_{100}	b_{100}	$\bar{m}_{100} - \bar{m}_{000}$
3	0	1	0	\bar{m}_{010}	b_{010}	$\bar{m}_{010} - \bar{m}_{000}$
4	0	0	1	\bar{m}_{001}	b_{001}	$\bar{m}_{001} - \bar{m}_{000}$
5	1	1	0	\bar{m}_{110}	b_{110}	$\bar{m}_{110} - (\bar{m}_{100} + \bar{m}_{010} - \bar{m}_{000})$
6	1	0	1	\bar{m}_{101}	b_{101}	$\bar{m}_{101} - (\bar{m}_{100} + \bar{m}_{001} - \bar{m}_{000})$
7	0	1	1	\bar{m}_{011}	b_{011}	$\bar{m}_{011} - (\bar{m}_{010} + \bar{m}_{001} - \bar{m}_{000})$
8	1	1	1	\bar{m}_{111}	b_{111}	$\bar{m}_{111} - (\bar{m}_{000} + \bar{m}_{110} + \bar{m}_{101} + \bar{m}_{011} - \bar{m}_{100} - \bar{m}_{010} - \bar{m}_{001})$

So ergibt sich für eine Wohnung der Gruppe $k=5$ mit dem Merkmalsvektor (1 1 0) der Mittelwert

$$\begin{aligned}
 & \bar{m}_{000} \\
 & + \bar{m}_{100} - \bar{m}_{000} \\
 & + \bar{m}_{010} - \bar{m}_{000} \\
 & + \bar{m}_{110} - (\bar{m}_{100} + \bar{m}_{010} - \bar{m}_{000}) \\
 & = \bar{m}_{110}
 \end{aligned}$$

Sind bei dem untersuchten Zusammenhang Interaktionseffekte von Bedeutung und werden die entsprechenden Interaktionsdummies aus der Dummymatrix \mathbf{D} weggelassen, kommt es zu unterschiedlichen Ergebnissen von Tabellen- und Regressionsmethode. Es resultieren dann andere als in der Tabelle 3.5 angegebene Parameterschätzer.

Wichtig erscheinen die Mittelwerteigenschaften dieser Regressionsschätzer, die in Anhang 3 erläutert sind. Setzt man in die Regressionsbeziehung den Vektor der Gesamtmittel der Dummyvariablen $\bar{\mathbf{d}}$ ein, so resultiert das Gesamtmittel der Mieten \bar{m} :

$$\bar{m} = \bar{\mathbf{d}} \mathbf{b}.$$

Analoge Mittelwerteigenschaften gelten zudem für die v Mittelwerte \bar{m}_k der durch die Werte der Dummyvariablen gebildeten, nicht überschneidungsfreien Gruppen, wenn man den entsprechenden Mittelwertvektor der Dummyvariablen dieser Gruppen $\bar{\mathbf{d}}_k$ mit dem Parametervektor multipliziert:

$$\bar{m}_k = \bar{\mathbf{d}}_k \mathbf{b}.$$

Mit dem Regressionsmodell wird dann etwa die mittlere Miete von Großstadtwohnungen und die mittlere Miete von Wohnungen mit Sammelheizung reproduziert, nicht aber die mittlere Miete von Großstadtwohnungen mit Sammelheizung.

Zur Wahl der verwendeten Methode

In der vorliegenden Arbeit soll die Regressionsanalyse als Methode zur Bestimmung kalkulatorischer Mieten verwendet werden. Das läßt sich aufgrund folgender Einzelergebnisse rechtfertigen:

1. Die Tabellenfelder der Tabellenmethode stellen Gruppenmittelwerte dar und sind sachlogisch entsprechend anschaulich interpretierbar. Ein Problem besteht aber in der nachträglichen Schichtung, die zu unterschiedlichen Gruppengrößen und damit zu unterschiedlichen Unsicherheitsbereichen der einzelnen Tabellenmittelwerte führt. Ein Vergleich der mit der Tabellenmethode durch das Statistische Bundesamt berechneten kalkulatorischen Miete für Eigentümerhaushalte zeigt in einigen Teilgruppen erhebliche Unsicherheiten der geschätzten Mittelwerte. Auf die Berücksichtigung von Interaktionseffekten wird daher in den Regressionsmodellen generell verzichtet.
2. Empirisch zeigt sich, daß der metrischen Variable "Wohnungsgröße" eine erhebliche Bedeutung zur Erklärung der Quadratmetermiete zukommt und das sich dieser Einfluß sehr gut durch eine hyperbolische Regressionsfunktion beschreiben läßt, während bei Einsatz der Tabellenmethode die Gesamteinheit der Wohnungen in Gruppen vergleichbarer Größe aufzuspalten wäre.
3. Es zeigen sich zahlreiche regionale Besonderheiten, die durch die grobe regionale Gliederung in Ost- und Westdeutschland (Vorgehensweise des Statistischen Bundesamts) nicht zu erfassen sind. Eine Erfassung dieser regionalen Besonderheiten durch die Tabellenmethode würde andererseits zu zu kleinen Gruppenbesetzungen führen.

Durch die Verwendung der Regressionsanalyse wird also der Berücksichtigung partieller Effekte Vorrang eingeräumt vor einer Berücksichtigung von nur unsicher meßbaren eventuellen Interaktionseffekten der einzelnen berücksichtigten Dummyvariablen.

Ein oft diskutiertes Problem bei der Konstruktion von Mietpreistabellen ist die Signifikanz der berücksichtigten Lage- und Ausstattungsmerkmale.¹⁴⁹ Die ausgetauschten Argumente verkürzen sich allerdings meist auf die Beurteilung der Tauglichkeit der Regressionsanalyse zur Erstellung von Mietspiegeln. Übersehen wird dabei, daß natürlich auch ohne Regressionsanalyse erstellte Mietpreistabellen mit stochastischen Unsicherheiten behaftet sind, wenn die zugrundeliegenden Daten Stichproben und keine Vollerhebungen sind. Diese Unsicherheit

¹⁴⁹ Vgl. etwa Krämer (1992).

würde sich bei der Weiterverwendung des Tabellenwerts zur Berechnung weiterer Maßzahlen natürlich fortpflanzen.

Zur Wahl der Funktionsform

Als Funktionsform wird eine lineare Funktion der Quadratmetermieten gewählt. Auf die Quadratmetermiete wird abgestellt, da diese den eigentlichen Preis einer Einheit Wohnraum darstellt. Damit ist auch eine Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen des Statistischen Bundesamts und den für deutsche Städte ermittelten Mietspiegeln gegeben.

Proberechnungen zeigten zwar, daß der halblogarithmische Ansatz, bei dem die logarithmierten Quadratmetermieten erklärt werden, zu höheren Bestimmtheitsmaßen führten. Gleichzeitig sind mit diesem Ansatz aber gruppenspezifische Mittelwerte verzerrt. In den nachfolgenden Abschnitten - insbesondere bei den Szenarien - werden auch disaggregierte Ergebnisse nach Bundesländern und Wohnlagen präsentiert. Die Wahl einer linearen Regressionsfunktion stellt daher sicher, daß für diese Einheiten von den tatsächlichen mittleren Quadratmetermieten ausgegangen wird (vgl. die obige Diskussion über Mittelwertigenschaften und die Ausführungen in Anhang 3).

3.2.1.4. Mietspiegel

Tabelle 3.6 zeigt die Parameter und die *t*-Werte der berechneten Regressionsfunktion. Für die Parameterwerte der Dummyvariablen ist es von Bedeutung, welche Wohnung als Standardwohnung gewählt wurde. Als Standardwohnung wurde eine Wohnung gewählt, die bei dem einfachen Mittelwertvergleich des Abschnitts 3.2.1.2.2 den geringsten Abstand zur mittleren Quadratmetermiete in Deutschland insgesamt aufweist. Dies ist eine Wohnung, die zwischen 1961 und 1970 gebaut wurde, zwischen 10 und 25 Kilometer von der nächsten Großstadt entfernt ist, in Rheinland-Pfalz liegt und sich in einem Gebäude befindet, das drei und mehr Wohnungen aufweist. Die Parameterwerte der Dummyvariablen geben mithin den Zuschlag bzw. Abschlag zu dieser Standardwohnung an.

Zunächst ist die für eine mikroökonomische Querschnittsanalyse gute Anpassung mit einem Bestimmtheitsmaß von über 42 Prozent hervorzuheben. Dieser deutschlandweite Mietspiegel weist damit eine Anpassungsgüte auf, die mit städtischen Mietspiegeln vergleichbar ist. Wohl vor allem wegen fehlender Information über die Dauer des Mietverhältnisses und Merkmale des Wohnumfeldes¹⁵⁰ fällt die Güte aber geringer aus als in Arbeiten, die auf derartige Variablen zurückgreifen können.¹⁵¹

¹⁵⁰ Hierzu zählen etwa die Erreichbarkeit von Infrastruktureinrichtungen und Indikatoren der Umweltbelastung wie Störungen durch Verkehrslärm, Fluglärm und Abgasen. Vgl. Statistisches Bundesamt (2000), S. 113 - 121

¹⁵¹ Vgl. etwa Cronin (1982), S. 101.

*Table 3.6: Mietspiegel
Nettokaltmiete je Monat und Quadratmeter
- ungewichtete Kleinste-Quadrate-Schätzung -*

Variable	b	t
Konstante	5,15	53,21
1 / Wohnfläche	78,94	40,87
Baujahr		
vor 1919	-0,60	-11,51
1919-1948	-0,44	-9,10
1949-1960	-0,29	-6,56
1961-1970	/	/
1971-1977	0,34	6,95
1978-1987	0,70	14,58
1988 u. später	1,66	23,71
Wohnlage		
Großstadt	0,21	4,64
Nicht-Großstadt, Großstadt-Entfernung		
unter 10 km	0,21	2,54
10 bis unter 25 km	/	/
25 bis unter 40 km	-0,40	-6,76
40 bis unter 60 km	-0,70	-11,80
60 km und mehr	-0,80	-14,37
Bundesland		
Schleswig-Holstein	0,90	8,77
Hamburg	1,89	17,70
Niedersachsen	0,28	3,11
Bremen	0,49	3,19
Nordrhein- Westfalen	0,27	3,40
Hessen	0,98	10,34
Rheinland-Pfalz	/	/
Baden- Württemberg	0,47	5,49
Bayern	0,85	9,87
Saarland	-0,82	-4,51
Berlin-West	0,03	0,25
Neue Länder	-2,51	-32,13
Berlin-Ost	-2,20	-20,22
Gebäudeart		
Wohngebäude		
mit 1 Wohnung	-0,33	-5,29
mit 2 Wohnungen	-0,88	-18,70
mehr als 3 Wohnungen	/	/
Sonstiges Gebäude	-0,02	-0,15
Sammelheizung vorhanden	0,58	14,88
Sozial- oder Werkswohnung	-0,93	-24,98

Quelle: EVS 1993, Grundinterview; eigene Berechnungen. Anmerkungen: / = "Standardwohnung", $n=21.204$, $r^2=0,421$

Die berücksichtigten Variablen sind in den meisten Fällen signifikant und haben das erwartete Vorzeichen. Den höchsten t -Wert weist die reziproke Wohnfläche auf. Wie Vergleichsrechnungen zeigen, ist auch partiell die reziproke Wohnfläche geeigneter als die Wohnfläche. Ein Verzicht auf die Berücksichtigung der Wohnfläche, wie es mit der Methode des Statistischen

Bundesamts zur Berechnung der kalkulatorischen Miete von Eigentümerhaushalten praktiziert wird, erscheint hiernach nicht angeraten.

Die Abstufungen der Parameter über die einzelnen Baualtersklassen sind plausibel. Es ergibt sich ausgehend von Baujahren bis 1919 hin zu Baujahren ab 1988 ein monoton wachsender Parameterwert. Die Differenz zwischen den beiden Parametern der ältesten und jüngsten Baualtersklasse beträgt 2,26 DM. Ein darüber hinaus gehender Abschlag für Wohnungen, die älter als 30 Jahre sind, läßt sich nicht erkennen.¹⁵² Auch die Parameterabstufung über die Wohnlagetypen ist plausibel, der Übergang von Großstadtlagen (+0,21 DM) hin zu peripheren Lagen mit mehr als 60 Kilometer Entfernung zur nächsten Großstadt (-0,80 DM) ist monoton fallend.

Die Bundeslanddummies weisen Werte zwischen -2,51 DM für die neuen Länder und +1,89 DM für den Stadtstaat Hamburg auf. Geringe Zuschläge gegenüber der in Rheinland-Pfalz gelegenen Standardwohnung ergeben sich für die nördlichen Bundesländer Bremen, Nordrhein-Westfalen und Niedersachsen, hohe Zuschläge verzeichnet dagegen das nördlichste Bundesland Schleswig-Holstein sowie die Länder Hessen, Bayern und Baden-Württemberg. Einen Abschlag erfährt als einziges westdeutsches Land das Saarland. Die dort gelegenen Wohnungen weisen partiell eine um 82 Pfennige niedrigere Quadratmetermiete auf als die in Rheinland-Pfalz gelegenen Wohnungen.

Die Parameter der Gebäudeart lassen kein klares Muster erkennen. Die Standardwohnung liegt hier in einem Wohngebäude mit mehr als drei Wohnungen. Die in anderen betrachteten Gebäudetypen gelegenen Wohnungen erfahren durchweg Abschläge. Besonders die Wohnungen in Zweifamilienhäusern erhalten einen deutlichen Abschlag von rund 88 Pfennigen je Monat und Quadratmeter.¹⁵³ Geht man hier vom typischen Fall aus, daß der Vermieter eine der beiden Wohnungen bewohnt, kann dieser Abschlag darin begründet sein, daß wegen der räumlichen Nähe ein auskömmliches Zusammenleben wichtiger ist als das Ausschöpfen des vom Markt gegebenen Mietspielraums. Im "typischen" Eigenheim (Wohngebäude mit einer Wohnung) sind pro Monat und Quadratmeter rund 33 Pfennige weniger Miete zu zahlen als in einer "typischen" Mietwohnung in einem Gebäude mit drei und mehr Wohnungen.

Schließlich schlägt das Vorhandensein einer Sammelheizung mit +58 Pfennigen zu Buche und in einer Sozial- oder Werkswohnung sind partiell rund 93 Pfennige weniger Miete je Quadratmeter zu zahlen. Hier ist beachtenswert, daß sich zwischen einer Sozial- oder Werkswohnung und einer sonstigen Wohnung nur in dieser regressionsanalytisch partiellen Betrachtung Unterschiede ergeben, die bei dem einfachen Mittelwertvergleich, der in Abschnitt 3.2.1.2.2 vorgenommen wurde, nicht zu Tage traten.

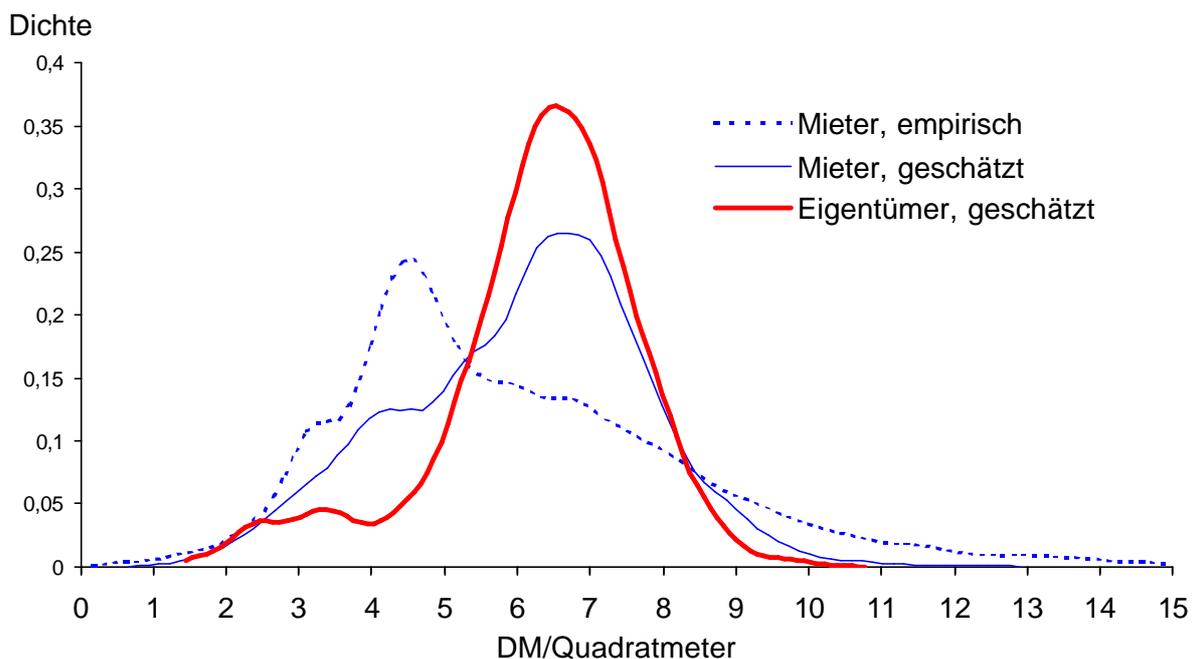
¹⁵² Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 113 - 118.

¹⁵³ Vgl. den analogen Befund von Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 113 - 118.

Ferner treten die im genannten Abschnitt im Rahmen einfacher Mittelwertvergleiche beobachteten Unterschiede im Hinblick auf die Ausstattung mit Bad/Dusche und Toilette sowie der Art der Warmwasserversorgung in der partiellen Betrachtung der Regressionsanalyse nicht mehr in Erscheinung. Diese Mittelwertdifferenzen werden offenbar durch andere Merkmale, vermutlich insbesondere durch das Baujahr des Gebäudes miterfaßt.

Die Abbildung 3.5 zeigt, ergänzend zu der obigen Parameterschätzung, die Verteilung der empirischen sowie für Mieter und Eigentümer geschätzten monatlichen Nettokaltmieten je Quadratmeter. Die Form der empirischen Verteilung wird mit dem Schätzansatz zwar nicht reproduziert. Jedoch sind die Mittelwerte aller berücksichtigten Wohnungen und die Mittelwerte aller durch die Dummyvariablen gebildeten Gruppen exakt bestimmt (vgl. hierzu Abschnitt 3.2.1.3 und Anhang 3). Ein halblogarithmischer Ansatz hätte zwar die Verteilungsform besser reproduziert, doch wären hier die Gruppenmittelwerte der Mieten verzerrt, da mit dieser Rechnung der Logarithmus der Quadratmetermieten in den Gruppen exakt bestimmt gewesen wäre.

Abbildung 3.5: Verteilung der monatlichen Netto-Kaltmieten je Quadratmeter



Quelle: EVS 1993, Grundinterview; eigene Berechnungen. Anmerkungen: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 0,50 DM.

3.2.2. Selbstnutzungskosten

Die Selbstnutzungskosten von Eigentümerhaushalten und die hypothetischen Selbstnutzungskosten von Mietern im Fall des Wohnungskaufs setzen an den Kosten des im Wohnungsvermögen gebundenen Kapitals an, dessen Höhe wiederum vom Verkehrswert der Wohnung abhängt, und berücksichtigen darüberhinaus Steuervorteile und den Erhaltungsaufwand. Bei

Mietern wird davon ausgegangen, sie würden die von ihnen bewohnte oder eine gleichwertige Wohnung kaufen.

3.2.2.1. Verkehrswert und kalkulatorischer Verkehrswert

Der Wert von Wohnungsvermögen wird in der EVS 1993 nach zwei Konzepten angegeben. Das erste ist das Einheitswertkonzept. Diese Größe steht den Befragten in Form der Einheitswertbescheide zur Verfügung und ist insofern als verlässlich einzustufen. Problematisch ist, daß dieser Wertansatz nicht mit dem eigentlich interessierenden Wohnungswert des Jahres 1993 korrespondiert. Pauschale Fortschreibungen mit Hilfe geeigneter Preisindizes kommen zwar als Hilfslösung in Frage,¹⁵⁴ sind aber wegen der regional- und lagespezifischen unterschiedlichen Preisentwicklung von Immobilien mit Problemen behaftet. Der ausgewiesene Verkehrswert des Immobilienvermögens wird von den EVS-Haushalten selbst geschätzt und gilt als überhöht.¹⁵⁵ Die dadurch einhergehende Verzerrung wird bezogen auf den gesamtwirtschaftlichen Wohnungsbestand mit 10 bis 15 Prozent angegeben.¹⁵⁶

3.2.2.1.1. Zur Berechnung eines kalkulatorischen Verkehrswerts

Analog dem Mietspiegel soll auch ein Verkehrswertspiegel bestimmt werden. Dies soll mit den Angaben von Eigentümerhaushalten geschehen. Die vorliegende Datenbasis stellt zwar Angaben zum Verkehrswert von Eigentümerhaushalten bereit, zum Verkehrswert der von Mietern genutzten Wohnung gibt es allerdings keine Angaben.

Eine erste Möglichkeit stellt das Abschätzen einer Verkehrswert-Miete-Relation (Mietzinsatz) allein mit Hilfe der Angaben von Wohnungseigentümern dar. Die genannte Relation könnte dann auf Mieterhaushalte angewandt werden. Im Schlußinterview finden sich hierzu neben den bereits in früheren Einkommens- und Verbrauchsstichproben erfragten Einheitswerten in der 1993er Stichprobe auch die Verkehrswerte des Wohnungsvermögens. Daneben existieren Angaben zu Einkünften aus Mieten und Pachten. Die Verkehrswerte werden dabei als Summe und nicht für Einzelobjekte angegeben. Die Miet- und Pachteinkünfte liegen nur nach neun Größenklassen gruppiert vor. Die neunte Größenklasse weist zudem eine offene Flügelgruppe auf (über 60.000 DM pro Jahr). Die Charakterisierung des Wohnungsvermögens erfolgt sehr pauschal: Es liegt nur die vom befragten Haushalt besessene Anzahl von Ein- und Zweifamilienhäusern, Mehrfamilienhäusern und Eigentumswohnungen vor. Diese Anzahlvariablen werden noch in je drei weitere Anzahlvariablen nach Art des Zugangs (neu gebaut oder gekauft, gebraucht gekauft, ererbt oder geschenkt) zerlegt. Mit den Angaben des Schlußinterviews könnte der Mietzins also abgeschätzt werden als Klassenmitte der angegebenen Größenklasse dividiert durch den angegebenen Verkehrswert. Für Fälle, die die

¹⁵⁴ Vgl. etwa Schlomann (1992), S. 306.

¹⁵⁵ Vgl. Hauser/Stein (1999), S. 27.

¹⁵⁶ Vgl. Bach/Bartholmai (1998), S. 779.

neunte Größenklasse der Miet- und Pachteinkünfte angegeben haben gibt es zwei Möglichkeiten: Entweder sie werden bei der Berechnung ausgeschlossen oder man setzt eine Klassenmitte (z.B. 80.000 DM) sinnvoll fest. Es besteht aber das Problem fehlender Objektinformationen. So sind Lage- und Ausstattungsmerkmale der zugrundeliegenden Wohnungen nicht bekannt. Was die beiden Regionalvariablen (Bundesland und Zentrumsnähe) anbelangt, müßte man annehmen, daß die zugrundeliegenden Wohnungen in jenem Bundesland und in jener Zentrumsentfernung liegen, wie dies der Haushalt im Grundinterview für seine von ihm selbst bewohnte Wohnung angegeben hat, was bei Mehrfamilienhäusern und vermieteten Eigentumswohnungen natürlich nicht der Fall sein muß. Ein weiteres Problem besteht darin, daß die vom Haushalt selbst bewohnte Wohnung zwar in der Summe der Verkehrswerte enthalten ist, nicht aber in den angegebenen Einkünften aus Vermietung und Verpachtung. Die unterstellte Miete der selbstgenutzten Wohnung müßte den Einkünften aus Vermietung und Verpachtung zugeschlagen werden, was aber wegen unterschiedlicher konzeptioneller Ansätze und wegen der Größenklassenbildung problematisch ist.

Eine alternative Berechnungsweise, deren Anwendung erfolversprechender erscheint, ist, aus den Daten der Wohnungseigentümer einen Verkehrswertspiegel zu berechnen. Mit den Wohnungsdaten der Mieter könnte dieser genutzt werden, um einen kalkulatorischen Verkehrswert der von einem Mieter bewohnten Wohnung abzuschätzen. Zwei Probleme existieren dabei zunächst: Erstens wird, wie bereits erwähnt, der Verkehrswert im Schlußinterview nur als Summe der Verkehrswerte aller Immobilien angegeben. Zweitens liegen die Lage- und Ausstattungsmerkmale nicht im Schlußinterview, sondern allein im Grundinterview vor. Eine Zusammenführung beider Quellen ist also nötig.¹⁵⁷

Das Problem der nur summarisch ausgewiesenen Verkehrswerte macht es erforderlich, eine Beschränkung auf jene Haushalte vorzunehmen, die genau ein Einfamilienhaus oder genau eine Eigentumswohnung selbst bewohnen und dieses Objekt als Alleineigentümer halten.¹⁵⁸ Ausgangspunkt sind daher die 16.577 Haushalte, die Alleinbesitz von Wohnungsimmobilen angeben. Aus dieser Gruppe werden jene Haushalte berücksichtigt, die im Schlußinterview angeben, genau ein Ein- oder Zweifamilienhaus, darüberhinaus aber keine Eigentumswohnungen, Mehrfamilienhäuser und unbebaute Grundstücke zu besitzen. Die Beschränkung auf jene Gruppe mit Einfamilienhaus gelingt nur mit einer Variable aus dem Grundinterview. Dort wird auch nach der Anzahl der Wohnungen im Wohngebäude gefragt (eine, zwei, drei und mehr Wohnungen). Durch Verknüpfung mit jenen Haushalten, die hier angeben, in einem Wohngebäude mit nur einer Wohnung zu wohnen, gelingt (in Verbindung mit den im nächsten Abschnitt besprochenen Filtern, die einen Wohnungswechsel im Laufe des Jahres 1993 weitgehend ausschließen) die gewünschte Einschränkung. In dieser Gruppe verbleiben dann 7.298 Haushalte. In ähnlicher Weise lassen sich die Haushalte mit genau einer

¹⁵⁷ Vgl. hierzu auch Bartholmai/Bach (1995), S. 7.

¹⁵⁸ Vgl. Bartholmai/Bach (1995), S. 141.

Eigentumswohnung, keinem Ein- und Zweifamilienhaus, keinem Mehrfamilienhaus und keinem unbebauten Grundstück einschränken. Der Rückgriff auf eine Variable aus dem Grundinterview erübrigt sich hier. Es verbleiben 1931 Haushalte.

Von den damit bisher ausgewählten 9.229 Haushalten sind nun jene Haushalte abzusetzen, die erst im Jahre 1993 das Eigenheim oder die Eigentumswohnung gekauft haben. Dies dürfte weitgehend durch die Verwendung zweier Filtervariablen gelingen. Zunächst werden jene 875 Haushalte ausgesondert, die im Grundinterview nicht angeben, alleinige Eigentümer des selbstbewohnten Hauses bzw. der selbstbewohnten Wohnung zu sein. Diese Haushalte waren am 1. Januar 1993 entweder Miteigentümer, Haupt- oder Untermieter. Von den verbleibenden 8.354 Haushalten werden dann noch jene abgesetzt, die im Jahre 1993 vermutlich einen Wohnungswechsel durchgeführt haben. Dazu wird auf eine Variable aus der Jahresrechnung zurückgegriffen, die die Ausgaben für Wohnungsimmobilen erfaßt. Wenn die Relation von Wohnungskäufen in 1993 zu angegebenen Verkehrswert am Ende von 1993 den Wert von 0,5 unterschreitet, darf auch bei extremer Verkehrswertentwicklung im Jahre 1993 (bis hin zur Verdoppelung des Wertes seit dem Kauf) davon ausgegangen werden, daß das am Jahresende besessene Haus oder die am Jahresende besessene Wohnung nicht in 1993 gekauft wurde. Für die durch dieses Vorgehen ausgeschlossenen 48 Haushalte kann dagegen nicht ausgeschlossen werden, daß sie die zu Jahresbeginn eigengenutzte Wohnung im Laufe des Jahres 1993 verkauften und im gleichen Jahr eine neue eigengenutzte Wohnung kauften. Zum Schluß wurden noch jene 57 Haushalte abgesetzt, die in der Jahresrechnung keine Mietausgaben in Höhe von null angeben, da nicht ausgeschlossen werden kann, daß diese die zu Jahresanfang eigengenutzte Wohnung nicht mehr bewohnen und stattdessen in einer Mietwohnung leben. Für die verbleibenden 8.249 Eigentümerhaushalte erscheint eine Verknüpfung der wohnungsbezogenen Angaben von Grund- und Schlußinterview statthaft.¹⁵⁹

Zu beachten ist, daß die analytisch interessante Gruppe der Haushalte, die in 1993 eine eigene Wohnung gekauft haben, leider nicht mit hinreichender Sicherheit zu separieren ist. Zudem ginge für diese Gruppe die Verknüpfbarkeit mit den Wohnungsmerkmalen des Grundinterviews verloren.

Für die Gruppe der 8.249 Eigentümerhaushalte läßt sich der Verkehrswert V_e (Stand 31. Dezember 1993) der selbstgenutzten Wohnung angeben und mit hinreichender Sicherheit den Angaben aus dem Grundinterview gegenüberstellen. Es läßt sich nun eine Verkehrswerttabelle bestimmen, in der der Verkehrswert pro Quadratmeter Wohnfläche v_e durch die Lage- und Ausstattungsmerkmale A_e geschätzt wird:

$$v'_e = f_v(A_e).$$

¹⁵⁹ Die nicht berücksichtigten Eigentümerhaushalte haben im Mittel ein um rund 12.000 DM höheres jährliches Haushaltsnettoeinkommen und verfügen über ein rund 18.000 DM höheres Finanzvermögen als die berücksichtigten Eigentümerhaushalte. (Eigene Berechnungen mit der EVS 1993.)

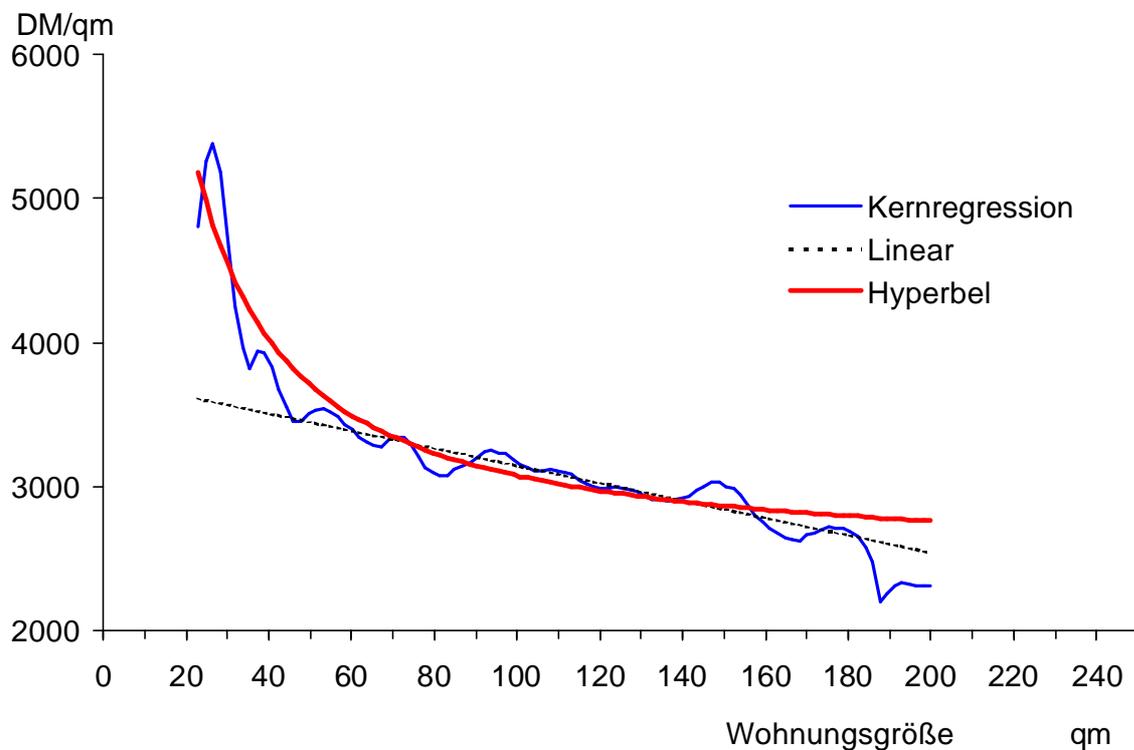
Diese Beziehung kann auf die Mieterhaushalte übertragen werden, um einen mittleren Verkehrswert der von Mietern bewohnten Wohnung abzuschätzen:

$$v'_m = f_v(A_m).$$

3.2.2.1.2. Zur Auswahl der verkehrswertbestimmenden Merkmale

Aus Vergleichbarkeitsgründen wird versucht, auf die im Mietspiegel verwendeten Variablen abzustellen. Lediglich das Merkmal "Werks- oder Sozialwohnung" kann keine Verwendung finden, da es keine Eigentümerwohnung mit dieser Eigenschaft gibt.

Abbildung 3.6: Verkehrswerte je Quadratmeter und Wohnungsgröße



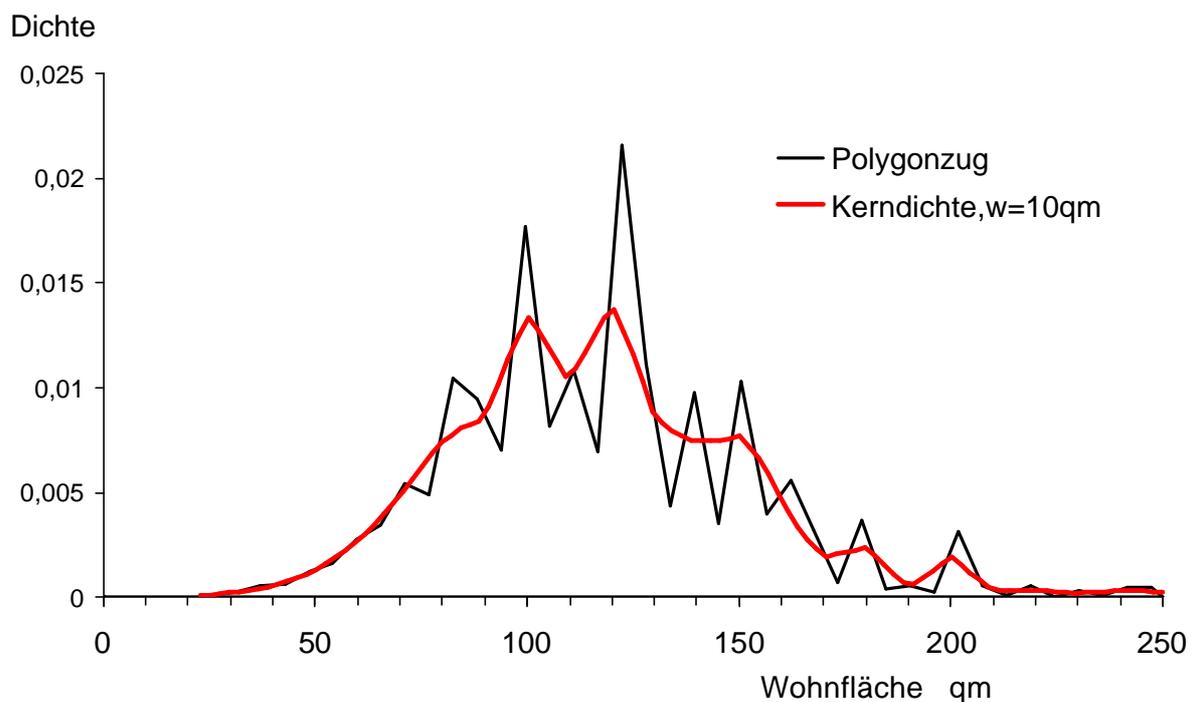
Quelle: EVS 1993, Schlußinterview; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Bandweite der Kernregression wurde mit 10 qm festgesetzt.

Metrische Variablen

Einzigste metrische Variable ist wiederum die Wohnfläche. Hier zeigt sich ein vergleichbarer nichtlinearer Zusammenhang zwischen Verkehrswert je Quadratmeter Wohnfläche und Wohnungsgröße. In dieser einfachen Zusammenhanganalyse würde man sich von einer hyperbolischen Funktion, einer Funktion also, die die reziproke Wohnfläche als Exogene aufweist, die größte Erklärungskraft versprechen. Zu beachten ist hierbei allerdings, daß Eigentümerwohnungen mit Wohnflächen bis 50 Quadratmeter praktisch nur selten existieren (vgl. die Dichtefunktion in Abbildung 3.7).

Deutlicher als bei der Verteilung der Mietwohnungsgrößen tritt bei der Verteilung der Eigentümerwohnungen die Nennung gerundeter Wohnungsgrößen im Häufigkeitspolygon zu Tage. Auch der Kerndichteschätzer vermag hier diese Unebenheiten nicht auszugleichen.

Abbildung 3.7: Verteilung der Wohnungsgrößen von Eigentümerhaushalten



Quelle: EVS 1993, Grundinterview; eigene Berechnungen.

Ordinale und nominale Variablen

Generell können die einzelnen berücksichtigten Variablen in weit geringerem Maße als bei den Mieten die Varianz der Verkehrswerte aufklären. Die höchste Erklärungskraft mit 7,4 Prozent Varianzaufklärung weist die Variable "Bundesland" auf, gefolgt vom Baualter mit 2,9 Prozent und von der Wohnlage mit 2,2 Prozent Varianzaufklärung.

Mit 4.877 DM je Quadratmeter werden die höchsten Verkehrswerte in West-Berlin beobachtet, gefolgt von den beiden Stadtstaaten Hamburg (3.827 DM) und Ost-Berlin (3.715

DM). Dicht danach folgen bereits die beiden südlichen Flächenstaaten Bayern (3.694 DM) und Baden-Württemberg (3.535 DM). Erst mit einem Abstand von über 500 DM folgt Schleswig-Holstein und die anderen westdeutschen Flächenstaaten mit Ausnahme des Saarlandes. Am unteren Ende stehen die ostdeutschen Flächenstaaten (mit Verkehrswerten zwischen 2.133 DM in Sachsen-Anhalt und 2.472 DM in Thüringen) und das Saarland (2.315 DM).

Bei der Aufteilung nach den Wohnlagen ergibt sich eine Bandweite von um 2.700 DM in Lagen, die weiter als 40 Kilometer von der Großstadt entfernt sind und den Großstadtlagen (einschließlich ihrer Peripherie im Umkreis von 10 Kilometern Entfernung) mit über 3.200 DM je Quadratmeter Wohnfläche. Für Wohnungen in der ältesten Baualtersklasse (gebaut bis zum Jahr 1919) beträgt der mittlere Verkehrswert 2.294 DM, für neueste Bauten dagegen 3.583 DM. Markante Unterschiede zeigen sich auch bei der Ausstattung mit Bad/Dusche und Toilette, wenngleich die Varianzaufklärung dieser Variablen gering bleibt, weil die Fallzahl der schlecht ausgestatteten Wohnungen gering ist. Nicht markant sind die Unterschiede zwischen den verschiedenen Gebäudearten.

Tabelle 3.7: Mittlere Verkehrswerte je Quadratmeter

Merkmal Merkmalswert	Mittelwert	Anzahl	Quantil	
			5 %	95 %
Bundesland (7,4%)				
Schleswig-Holstein	3.008	559	1.625	4.762
Hamburg	3.827	130	2.392	5.881
Niedersachsen	2.563	873	1.393	4.012
Bremen	2.501	115	1.242	3.755
Nordrhein-Westfalen	2.820	1.762	1.474	4.442
Hessen	3.146	649	1.264	5.576
Rheinland-Pfalz	2.685	719	1.103	4.500
Baden-Württemberg	3.535	980	1.819	5.727
Bayern	3.694	1.347	1.333	6.520
Saarland	2.315	176	1.009	3.778
Berlin-West	4.877	123	2.507	8.730
Brandenburg	2.618	157	719	4.383
Mecklenburg-Vorpommern	2.246	68	619	4.567
Sachsen	2.288	290	527	4.900
Sachsen-Anhalt	2.133	179	430	4.417
Thüringen	2.472	89	555	3.929
Berlin-Ost	3.715	33	428	8.069

Wohnlage (2,2%)*Nicht-Großstadt*

unter 10 km	3.288	529	1.633	5.478
10 bis unter 25 km	3.111	1.691	1.381	5.254
25 bis unter 40 km	2.963	1.374	1.149	5.043
40 bis unter 60 km	2.652	1.311	1.007	4.742
60 km und mehr	2.786	1.512	990	5.004

Großstadt

Ein- und Zweifamilienhäuser	3.584	864	1.696	6.008
Mehrfamilienhäuser	3.297	722	1.708	5.655
Geschäftshäuser, Fabriken, etc.	2.559	18	975	6.250
Wohn- u. Geschäftshäuser	3.331	228	1.507	6.517

Baujahr des Wohngebäudes (2,9%)

vor 1919	2.294	799	646	4.552
1919 bis 1948	2.767	922	811	5.623
1949 bis 1960	2.929	979	1.212	5.357
1961 bis 1970	3.034	1.421	1.442	5.000
1971 bis 1977	3.073	1.403	1.625	5.000
1978 bis 1987	3.281	1.959	1.750	5.556
1988 und später	3.582	766	1.780	5.734

Beheizungseinrichtung (0,7%)

Fern-, Blockheizung	3.187	626	1.714	5.750
Zentralheizung	3.090	6.512	1.333	5.326
Etagenheizung	2.631	292	848	4.824
Einzel-, Mehrraumöfen	2.635	819	673	5.566

Art des Gebäudes (0,1%)

Wohngebäude mit 1 Wohnung	3.019	6.958	1.188	5.352
... mit 2 Wohnungen	2.790	115	903	5.166
... mit 3 und mehr Wohnungen	3.147	1.151	1.650	5.295
sonstiges Gebäude	3.828	25	1.959	11.239

Ausstattung mit Bad oder Dusche (0,1%)

ohne Bad oder Dusche	1.907	29	428	4.632
mit Bad oder Dusche	3.040	8.220	1.231	5.333

Ausstattung mit Toilette (0,1%)

ohne Toilette	2.089	38	291	5.517
mit Toilette	3.040	8.211	1.245	5.336

Warmwasserversorgung (0,7%)

zentral	3.143	5.540	1.442	5.431
durch Boiler etc.	2.825	2.657	975	5.131
keine Versorgung	2.455	52	208	7.064

Quelle: EVS 1993, Grund- und Schlußinterview; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Werte in Klammern geben die Varianzaufklärung einer einfachen Varianzanalyse bei Verwendung des jeweiligen Merkmals an.

3.2.2.1.3. Verkehrswertspiegel

Tabelle 3.8 zeigt die Parameter und die t -Werte der berechneten Regressionsfunktion. Im vorherigen Abschnitt ergaben sich Hinweise auf einen hyperbolischen Verlauf des einfachen Zusammenhangs zwischen Wohnungsgröße und Verkehrswert je Quadratmeter. Dies kann in der multiplen Rechnung nicht bestätigt werden: Hier erweist sich die Wohnfläche partiell als erklärungskräftiger als die reziproke Wohnfläche und wird daher auch in der entsprechenden linearen Form in der Gleichung berücksichtigt. Ein weiterer Unterschied ist das Fehlen der Variable "Werks- oder Sozialwohnung" im Datensatz der Eigentümerwohnungen.

Bei den Dummyvariablen wird die gleiche Standardwohnung wie im Mietspiegel festgelegt. Dies ist eine Wohnung, die zwischen 1961 und 1970 gebaut wurde, zwischen 10 und 25 Kilometer von der nächsten Großstadt entfernt ist, in Rheinland-Pfalz liegt und sich in einem Gebäude befindet, das drei und mehr Wohnungen aufweist. Wäre hier das gleiche empirische Kriterium wie bei den Dummyvariablen des Mietspiegels verwendet worden, hätte sich vor allem ein anderes Bundesland als Bezugsland ergeben, nämlich Schleswig-Holstein anstatt Rheinland-Pfalz. Die anderen Standardwerte der betrachteten Merkmale liegen aber sehr nahe am gesamtdeutschen mittleren Verkehrswert.

Im Vergleich zum Mietspiegel fällt zunächst die deutlich schlechtere Anpassungsgüte auf. Das Bestimmtheitsmaß beträgt 14 Prozent gegenüber 42 Prozent beim Mietspiegel. Dazu zwei Bemerkungen: Erstens ist diese Anpassungsgüte für eine Querschnittsregression immer noch befriedigend. Zweitens zeigen Ausreißeranalysen, daß sich durch Fortlassen der 5 Prozent größten Ausreißer das Bestimmtheitsmaß auf fast 40 Prozent steigern läßt. Die Ausreißer nach oben lagen vor in Süddeutschland, meist in Bayern und in Lagen abseits der Großstädte und deren Peripherie. Es ist zu vermuten, daß es sich hierbei um sehr gut ausgestattete Wohnhäuser (Villen) handelt, deren hoher Verkehrswert durch die verfügbaren Merkmale nicht erklärt werden kann. Die Ausreißer nach unten liegen überwiegend in den neuen Bundesländern und sie sind mit Ofenheizung ausgestattet. Hier könnte es sich um Objekte mit veralteter und renovierungsbefürftiger Bausubstanz handeln, deren Zustand mit den verfügbaren Variablen ebenso nicht abbildbar ist. Da sich die Parameter der Regressionsfunktion nach Weglassen der Ausreißer kaum änderten, wurde an der ursprünglichen Schätzung mit der schlechteren Anpassungsgüte festgehalten.

*Tabelle 3.8: Verkehrswertspiegel
Verkehrswert je Quadratmeter Wohnfläche
- ungewichtete Kleinste-Quadrate-Schätzung -*

Variable	b	t
Konstante	2930,80	22,71
Wohnfläche	-9,04	-14,72
Baujahr		
vor 1919	-403,36	-4,92
1919-1948	-125,01	-1,59
1949-1960	-118,10	-1,58
1961-1970	/	/
1971-1977	173,40	2,57
1978-1987	367,51	5,85
1988 u. später	677,56	8,41
Wohnlage		
Großstadt	371,74	5,61
Nicht-Großstadt, Großstadtentfernung		
unter 10 km	159,36	1,79
10 bis unter 25 km	/	/
25 bis unter 40 km	-98,47	-1,51
40 bis unter 60 km	-404,30	-6,09
60 km und mehr	-477,93	-7,35
Bundesland		
Schleswig-Holstein	51,03	0,50
Hamburg	458,43	2,57
Niedersachsen	-273,34	-3,02
Bremen	-800,75	-4,30
Nordrhein- Westfalen	-154,22	-1,89
Hessen	449,19	4,61
Rheinland-Pfalz	/	/
Baden- Württemberg	750,03	8,45
Bayern	984,24	11,82
Saarland	-501,56	-3,34
Berlin-West	1528,24	8,42
Neue Länder	-483,37	-5,10
Berlin-Ost	241,51	0,75
Gebäudeart		
Wohngebäude		
mit 1 Wohnung	735,11	10,90
mit 2 Wohnungen	165,03	0,94
mit 3 und mehr Wohnungen	/	/
Sonstiges Gebäude	770,65	2,14
Sammelheizung vorhanden	358,60	5,16

Quelle: EVS 1993, Grund- und Schlußinterview; eigene Berechnungen. Anmerkung: / = "Standardwohnung", $n=8249$, $r^2=0,142$

Die Abstufung der Parameter über die Baualtersklassen läuft von -403 DM für Wohnungen mit einem Baujahr bis 1919 bis hin zu rund +678 DM für Wohnungen, die 1988 oder später errichtet wurden. Der Verlauf dieser Abstufung ist monoton.

Auch die Abstufung der Wohnlageparameter ist monoton. Zwischen einer Großstadtwohnung und einer Wohnung in peripherster Lage resultiert eine Verkehrswert-Differenz von 850 DM, eine Spreizung, die bei dem entsprechenden einfachen Mittelwertvergleich nicht zu Tage getreten ist. Dort betrug die entsprechende Differenz nur rund 643 DM, was auch eine Vermischung mit weiteren, gegenläufigen Einflußgrößen zurückzuführen ist, die durch die partielle Betrachtung der multiplen Regressionsanalyse verhindert wird.

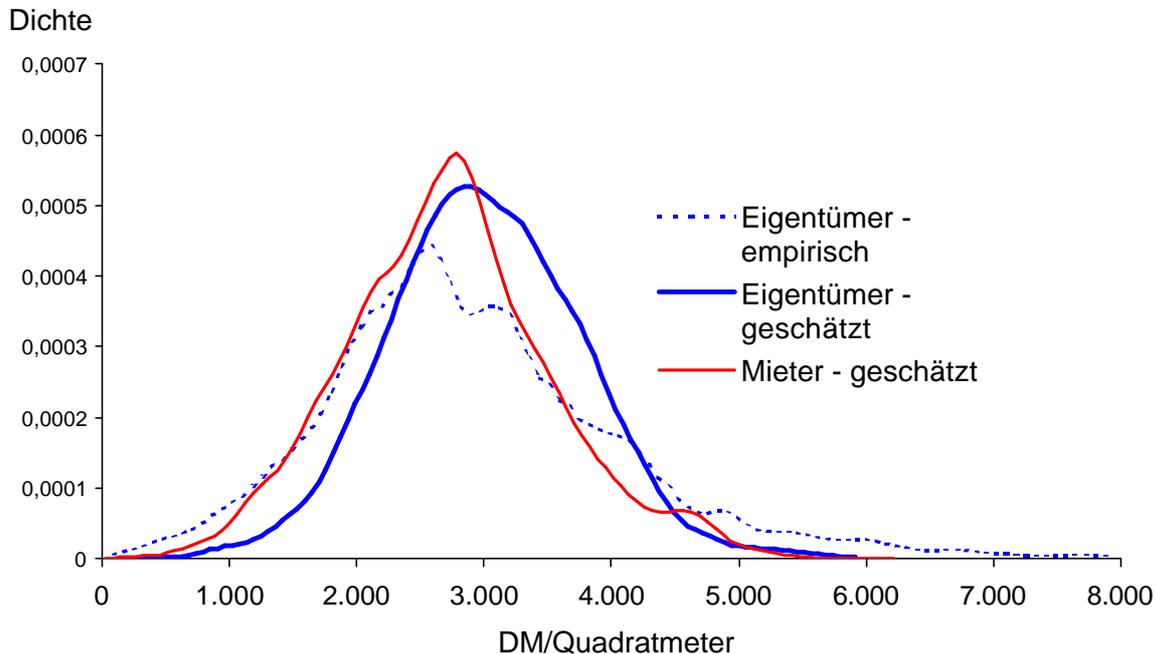
Bei einem Vergleich von einfachem und partiellem Einfluß des Baualters ergibt sich ein umgekehrter Befund. Beim einfachen Mittelwertvergleich des Vorabschnitts stellte eine Spanne von 1.288 DM zwischen jüngster und ältester Baualtersklasse heraus. Bei Betrachtung der Regressionsparameter, die den partiellen Einfluß messen, ergibt sich eine Spanne von nur 1.081 DM. Dies liegt daran, daß Merkmale, die nicht völlig unabhängig vom Baualter sind und auf eine weitere Preisspreizung hinwirken im Regressionsmodell explizit erfaßt sind. Vor allem ist hierbei an die Sammelheizungvariable zu denken.

Bei regionaler Betrachtung wird für West-Berlin der höchste positive Parameter (+1.528 DM) und mithin der höchste Preiszuschlag gegenüber der Standardregion Rheinland-Pfalz beobachtet. Es folgen die beiden südlichen Bundesländer Bayern (984 DM) und Baden-Württemberg (750 DM) sowie die Hansestadt Hamburg (458 DM) und Hessen (449 DM). Der größte Abschlag (ca. -801 DM) ist in der Hansestadt Bremen zu verzeichnen, gefolgt vom Saarland (-502 DM) und den neuen Bundesländern (-483 DM).

Die Abbildung 3.8 zeigt die Verteilung der empirischen und für die beiden Gruppen geschätzten Verkehrswerte je Quadratmeter. Alle drei Verteilungen weisen einen ausgeprägten Gipfel im Bereich von knapp unter 3.000 DM auf. Die empirische Verteilung für die Eigentümer ist leicht linkssteil und läuft an den Rändern weiter aus als die Verteilung der geschätzten Verkehrswerte.

Die Wohnungen von Mieterhaushalten weisen häufiger als Eigentümerhaushalte geschätzte Verkehrswerte im unteren Bereich zwischen etwa 1.000 und 2.800 DM auf, während Eigentümerhaushalte häufiger als Mieterhaushalte Verkehrswerte im Bereich zwischen etwa 3.000 und 4.500 DM aufweisen. Der mittlere geschätzte Verkehrswert für Eigentümerhaushalte (3.009 DM) liegt damit etwas über dem entsprechenden Mittelwert für Mieterhaushalte (2.726 DM). In beiden Haushaltsgruppen wird dagegen von nur 5 Prozent der Haushalte ein Verkehrswert von über ca. 4.200 DM erreicht.

Abbildung 3.8: Verteilung der Verkehrswerte je Quadratmeter



Quelle: EVS 1993, Grund- und Schlußinterview; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von DM 250.

3.2.2.2. Kalkulatorischer Mietzinsfuß

Aus Mietpreis- und Verkehrswerttabelle zusammengenommen läßt sich ein mittlerer Mietzinssatz berechnen, in dem man für eine Wohnung die kalkulatorische Miete und den kalkulatorischen Verkehrswert bestimmt. Für Mieterhaushalte ergibt sich damit als mittlerer Mietzinssatz

$$\mathbf{m}'_m = \frac{12m'_m}{v'_m} = \frac{12f_m(A_m)}{f_v(A_m)}$$

und für Eigentümerhaushalte

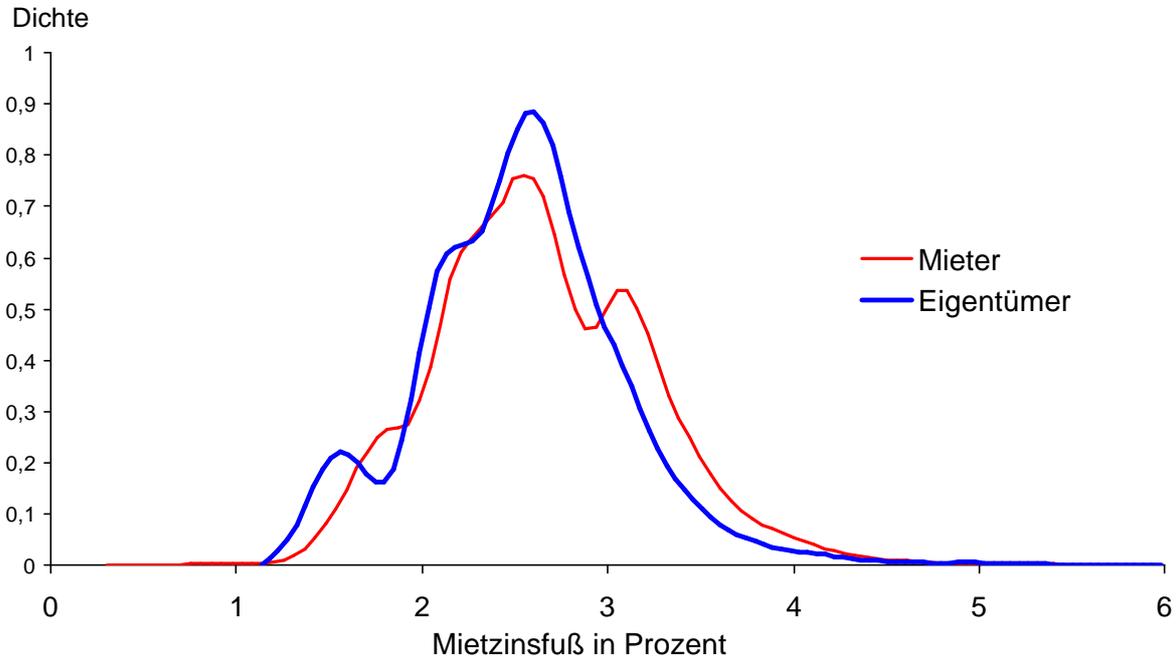
$$\mathbf{m}'_e = \frac{12m'_e}{v'_e} = \frac{12f_m(A_e)}{f_v(A_e)}.$$

Dieser Mietzinssatz stellt eine Verdichtung der beiden Teilergebnisse dar und erlaubt auch die Berechnung mittlerer Mietzinssätze etwa für Regionen, Lagen und Wohnungstypen. Er bildet die relative kalkulatorische Mietbelastung der Haushalte ab.

Der durchschnittliche Mietzinsfuß beträgt 2,63 Prozent. Für die beiden Besitzergruppen ergeben sich im Mittel ähnlich hohe Mietzinsfüße: 2,66 Prozent für Mieterhaushalte und 2,54 Prozent für Eigentümerhaushalte. Die Verteilung der geschätzten Mietzinsfüße für Mieter und Eigentümer präsentiert sich leicht zerklüftet. Ein mittlerer modaler Bereich liegt in beiden Gruppen zwischen 2 und 3 Prozent. Bei den Mieterhaushalten zeigt sich daneben ein Gipfel

bei etwa 3,1 Prozent. Im unteren Bereich existiert ein Gipfel bei den Eigentümerhaushalten (bei etwa 1,5 Prozent) und ein Sattel bei den Mieterhaushalten (bei etwa 1,8 Prozent).

Abbildung 3.9: Geschätzte Mietzinsfüße für Eigentümer- und Mieterhaushalte



Quelle: EVS 1993, Grund- und Schlußinterview; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 0,25 Prozent.

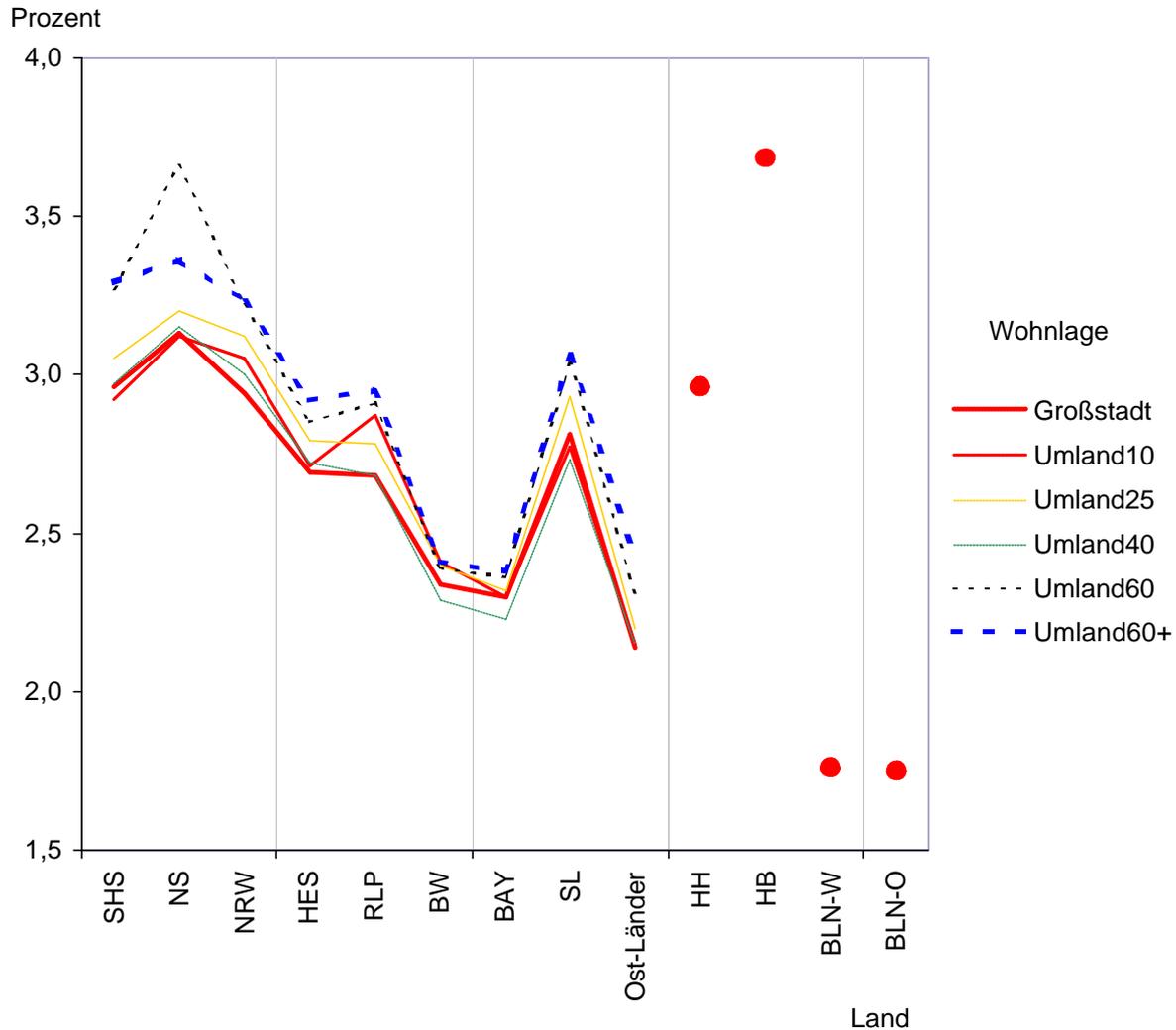
Wie die Abbildung 3.10 zeigt, ergeben sich markante Differenzierungen der geschätzten Mietzinsfüße zwischen den Bundesländern und den Wohnlagen, was letztlich auch Ursache der zerklüfteten Verteilungen für Mieter- und Eigentümerhaushalte sein dürfte. Im Hinblick auf die Bundesländer fällt zunächst ein Nord-Süd-Gefälle auf: Die nördlichen Bundesländer weisen höhere Mietzinsfüße auf als die südlichen Bundesländer. Innerhalb der einzelnen Länder ist zudem ein Gefälle der Mietzinsfüße von peripheren Wohnlagen hin zu zentralen Wohnlagen zu beobachten. Während dieses Gefälle in den nördlichen Flächenstaaten sehr ausgeprägt ist, verschwindet es nahezu in den beiden südlichsten Bundesländern Baden-Württemberg und Bayern.

Die ostdeutschen Länder weisen im Mittel einen ähnlich niedrigen Mietzinsfuß auf wie die beiden südlichsten westdeutschen Flächenstaaten. Insgesamt ergibt sich somit auch ein West-Ost-Gefälle der Mietzinsfüße. Innerhalb der ostdeutschen Flächenstaaten zeigt sich zudem das im Westen beobachtete Gefälle der Mietzinsfüße von den peripheren Wohnlagen zu den Zentren.

Zu den Stadtstaaten. Die beiden Hansestädte Hamburg (knapp 3 Prozent) und Bremen (ca. 3¾ Prozent) weisen höhere Mietzinsfüße auf als Berlin. Berlin weist mit einem Mietzinsfuß von ca. 1¾ Prozent den niedrigsten Wert der hier betrachteten Regions- und Lagetypen auf.

Innerhalb Berlins zeigt sich aber praktisch keine Differenzierung zwischen dem West- und dem Ostteil.

Abbildung 3.10: Geschätzte Mietzinsfüße nach Bundesländern und Wohnlagen



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Pauschale Berücksichtigung von Fehlschätzungen

Unterstellt man, daß die Mieten im Mittel um ca. 9 Prozent unterschätzt¹⁶⁰ und die Verkehrswerte um ca. 15 Prozent überschätzt werden¹⁶¹, so ist von einer mittleren Unterschätzung des Mietzinses um

$$2,63 \cdot \left(\frac{1+0,15}{1-0,09} - 1 \right) \approx 0,7 \text{ Prozent}$$

¹⁶⁰ Dies ergibt ein Vergleich der deutschen Durchschnittsmiete in der EVS 1993 und in der 1 Prozent-Gebäude- und Wohnungsstichprobe (vgl. Abschnitt 3.2.1.2.1).

¹⁶¹ Vgl. Bach/Bartholmai (1998), S. 779.

auszugehen. Diese Größenordnung ist wegen des Fehlens weiterer Informationen sowohl für Mieter- als auch für Eigentümerhaushalte anzunehmen. Bei Nutzung dieser Information ergibt sich also - abgesehen von einem gleichen Niveauunterschied aller Haushalte - für Mieter-Eigentümer-Vergleiche keine neue Erkenntnis.

Jedoch ist das gebundene Kapital und die Höhe der gewährten Steuervorteile - besonders bei einer nichtlinearen steuerlichen Tariffunktion - von der absoluten Höhe des geschätzten Verkehrswertes abhängig, so daß daher eine pauschale Berücksichtigung dieser Fehlschätzungen angeraten erscheint. Die kalkulatorischen Verkehrswerte werden für jeden Haushalt um -15 Prozent und die kalkulatorischen Mieten um +9 Prozent korrigiert.

3.2.2.3. Kosten des im Wohnungsvermögen gebundenen Kapitals

Auf Grundlage der berechneten Verkehrswerte, der Restschulden der Eigentümerhaushalte und des Finanzvermögens von Mieterhaushalten werden in diesem Abschnitt die Fremd- und Eigenkapitalkosten als erste Komponente der Selbstnutzungskosten berechnet.

Eigentümerhaushalte

Als gebundenes Fremdkapital F_e werden die Restschulden aufgenommener Hypothekendarlehen des jeweiligen Eigentümerhaushalts, Stand 31. Dezember 1993, berücksichtigt. Das kalkulatorische gebundene Eigenkapital ergibt sich als¹⁶²

$$E'_e = \max(0; V'_e - F_e).$$

V'_e ist der kalkulatorische Verkehrswert. Durch die max-Vorschrift ist sichergestellt, daß das gebundene Eigenkapital nicht negativ werden kann. Damit das Fremdkapital nicht den Verkehrswert übersteigt wird noch gesetzt:

$$F'_e = \min(F_e; V'_e - E'_e).$$

Zwar enthält die Einnahmen-Ausgaben-Rechnung der EVS 1993 auch Angaben zu Zins- und Tilgungszahlungen von Hypothekendarlehen. Diese sind aber oft mit Unstimmigkeiten behaftet. So geben manche Haushalte exakt gleich lautende Beträge für Zins und Tilgung oder 0 DM Zinsen, aber einen positiven Tilgungsbetrag an. Aufgrund derartiger Unplausibilitäten und einer besseren Vergleichbarkeit mit den Mieterhaushalten wegen werden die Zinszahlungen der Eigentümerhaushalte daher mit einem Fremdkapitalzins berechnet. Als relevanter Zins wird der durchschnittliche Zinssatz für Hypothekendarlehen des Jahres 1993

¹⁶² Zwar ließe sich für die ausgeschlossene Eigentümergruppe auch der Verkehrswert der am 1. Januar 1993 bewohnten Wohnung bestimmen, doch wäre das in dieser Wohnung gebundene Fremdkapital nicht festzustellen, so daß sich die oben definierte Eigentümerteilgruppe nicht vergrößern läßt.

berücksichtigt (8,10 Prozent). Auf die Berücksichtigung der Tilgung¹⁶³ wird verzichtet, da diese keine Kapitalkosten darstellt, sondern einer Eigenkapitaleinzahlung äquivalent ist.

Bei der Wahl eines geeigneten Eigenkapitalzinses bestehen Freiheitsgrade: Ansatzpunkt könnte die gesamtwirtschaftliche oder auf den Sektor Wohnungsbau bezogene Eigenkapitalrentabilität sein. Gegen diesen Indikator spricht aber die Tatsache, daß er Gewinnelemente enthält.¹⁶⁴ Die Verwendung eines Kapitalmarktzinses erhöht um einen Risikozuschlag für Eigenkapitalanlagen erscheint zwar adäquat, die Höhe des Risikozuschlages ließe sich aber nur sehr unzureichend abschätzen. Daher soll ein Kapitalmarktzins ohne Risikoaufschlag verwendet werden, der als Alternativzins des im Wohnungsvermögen gebundenen Eigenkapitals betrachtet werden kann. Neben dem Einwand der ungenauen Berechenbarkeit des Risikozuschlages spricht dafür, daß der Mietzinssatz eine vergleichsweise zeitinvariante Größe ist und Hauseigentum in der Vergangenheit das Inflationsrisiko mehr als ausgeglichen hat. Als konkreter Indikator wird die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere des Jahres 1993 zugrundegelegt (6,38 Prozent). Aus der Multiplikation der Teile des gebundenen Kapitals mit den angegebenen Zinssätzen ergeben sich die nominalen Kapitalkosten vor Steuern:¹⁶⁵

$$K'_e = F'_e r_F + E'_e r_E .$$

Mieterhaushalte

Für Mieterhaushalte werden hypothetische Selbstnutzungskosten für den Fall des Kaufs einer eigengenutzten Wohnung berechnet. Hierbei ist zunächst zu klären, welche Wohnung hierbei zugrundegelegt wird. Eine Möglichkeit wäre, eine hypothetische Standardwohnung¹⁶⁶, eine durchschnittliche Wohnung etwa des Haushaltstyps dem der Haushalt angehört oder eine Idealwohnung, die in Abhängigkeit von soziodemographischen Merkmalen bestimmt wird,¹⁶⁷ zu wählen. Da zudem Eigentümerwohnungen nur beschränkt verfügbar sind, könnte als hypothetische Wohnung eine durchschnittliche Eigentümer-Wohnung in der Wohnregion und in der Wohnlage des Haushalts gewählt werden. Hier wird aber ein anderes Vorgehen gewählt: Es wird davon ausgegangen, die interessierende Wohnung sei die vom Mieter aktuell bewohnte Wohnung. Dieses Vorgehen hat zunächst den Vorzug, daß die in Rede stehende Wohnung tatsächlich am Markt existiert, was beim Abstellen auf eine hypothetische Wohnung oder eine durchschnittliche Eigentümerwohnung nicht der Fall ist. Zudem weist dieses Vorgehen den Vorzug auf, daß es eine Art unteres Szenario darstellt, da es von der gleichen Größe, Ausstattung und Lage der Wohnung ausgeht und mithin für den Mieter

¹⁶³ Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 124, etwa bringen "trotz fehlender Daten" auch eine kalkulatorische Tilgung in Ansatz.

¹⁶⁴ Vgl. RWI (1983), S. 182.

¹⁶⁵ Ähnlich etwa King (1980), S. 146.

¹⁶⁶ Vgl. etwa Henderson/Ioannides (1986), S. 232 oder Behring/Börsch-Supan/Goldrian. (1988), S. 88 - 95.

¹⁶⁷ Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 54.

gewissermaßen nur die Besitzform und nicht Größe oder Ausstattung der Wohnung zur Disposition gestellt wird.

Anknüpfend an den geschätzten kalkulatorischen Verkehrswert von Mieterwohnungen können in grundsätzlich analoger Weise wie bei den Eigentümerhaushalten kalkulatorische Kapitalkosten ermittelt werden. Bei der Ermittlung der Kapitalkosten wird davon ausgegangen, daß das vorhandene Geldvermögen G_m bis auf einen Sockelbetrag G_0 in der eigenen Wohnung gebunden werden könnte.¹⁶⁸ Der eventuell verbleibende Rest würde durch Aufnahme eines Hypothekendarlehens finanziert. Bei Mieterhaushalten ist es zudem erforderlich, die Anschaffungsnebenkosten zu berücksichtigen. Darunter fallen Grunderwerbsteuer, Notariatskosten, Grundbuchkosten sowie eventuelle Maklercourtage. Hier wird von einem einheitlichen Satz von 8 Prozent ausgegangen.¹⁶⁹ Das gebundene Fremdkapital des Mieterhaushalts im Falle des Wohnungskaufs ist damit

$$F'_m = \max(1,08 V'_m - \max(0; G_m - G_0); 0)$$

und das gebundene Eigenkapital ist

$$E'_m = 1,08 V'_m - F'_m.$$

Die weiteren Kosten lassen sich analog zu den Eigentümerhaushalten berechnen.

Empirische Ergebnisse

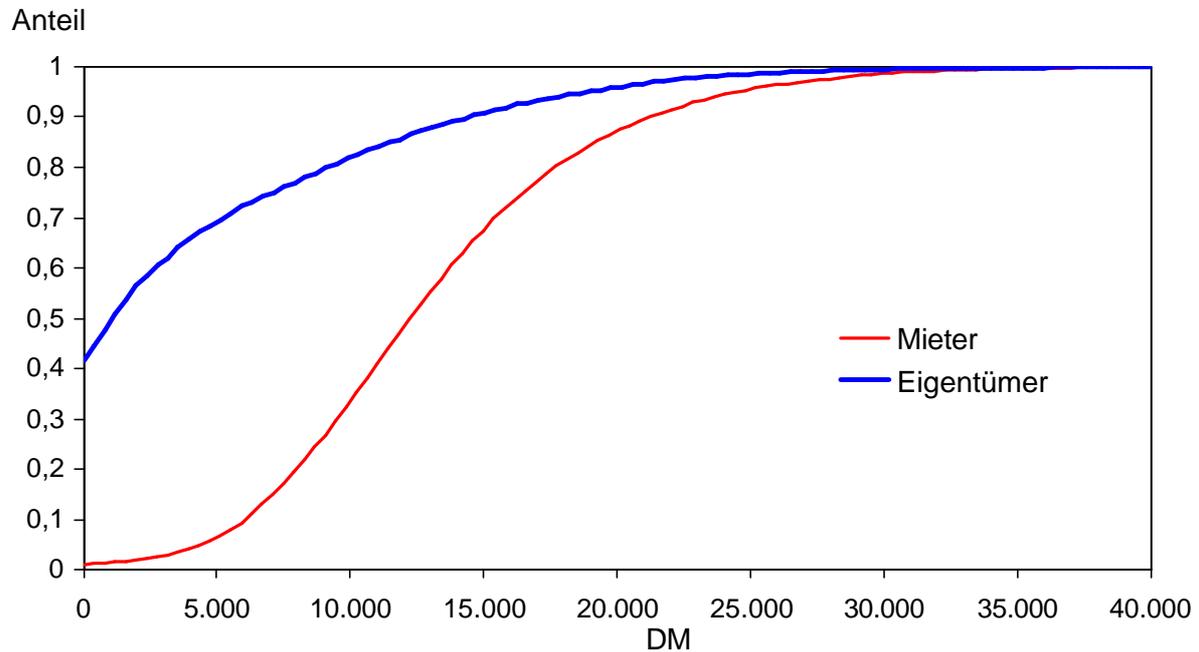
Ein Blick auf die Verteilungsfunktion der Fremdkapitalkosten zeigt, daß rund 42 Prozent der Eigentümerhaushalte,¹⁷⁰ aber nur rund 2 Prozent der Mieterhaushalte keine kalkulatorischen Fremdkapitalkosten aufweisen (vgl. Abbildung 3.11). Während also rund 58 Prozent der Eigentümerhaushalte noch Restschulden aufweisen, müßten 98 Prozent der Mieterhaushalte einen Teil des hypothetischen Wohnungskaufes fremdfinanzieren. Die arithmetischen Mittel Fremdkapitalkosten betragen 4.560 DM für Eigentümer und 13.109 DM für Mieter. Die Dichtefunktion für die Eigentümerhaushalte mit positiven Fremdkapitalkosten ist extrem linkssteil (vgl. Abbildung 3.12). Die entsprechende Dichte für die Mieter dagegen ist nur leicht linkssteil und weist einen markanten Gipfel im Bereich zwischen 10.000 und 15.000 DM auf.

¹⁶⁸ Als Sockelbetrag wird in vorliegender Arbeit ein Wert von einheitlich 10.000 DM gesetzt. Diese Setzung geschieht zwar mehr oder weniger willkürlich, ist andererseits aber transparenter als den Sockelbetrag in Abhängigkeit etwa vom Einkommen oder anderer soziodemographischer Variablen zu bestimmen.

¹⁶⁹ Vgl. Pfeifer (1993). Analog müßten auch Nebenkosten der Anmietung einer Mietwohnung für Alteigentümer berücksichtigt werden, z.B. Maklerkosten, worauf aber verzichtet wird.

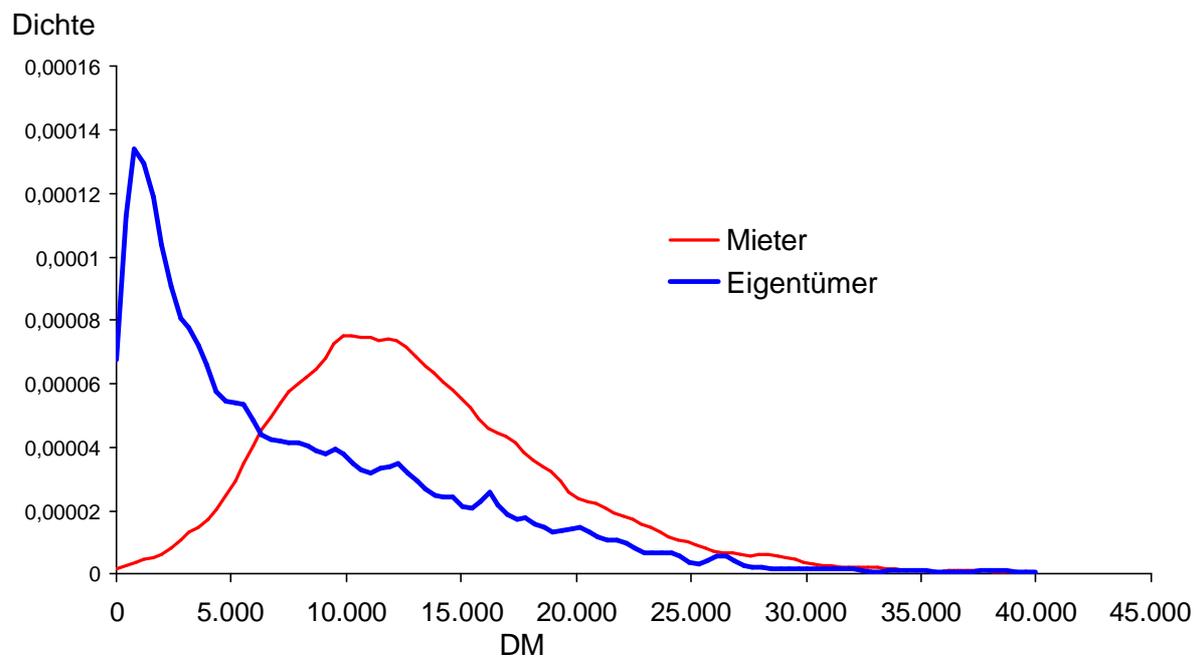
¹⁷⁰ Dies sind Haushalte, die keine Restschulden aufweisen. Vgl. die analoge Aussage der Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 51.

Abbildung 3.11: Verteilungsfunktionen der nominalen Fremdkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr



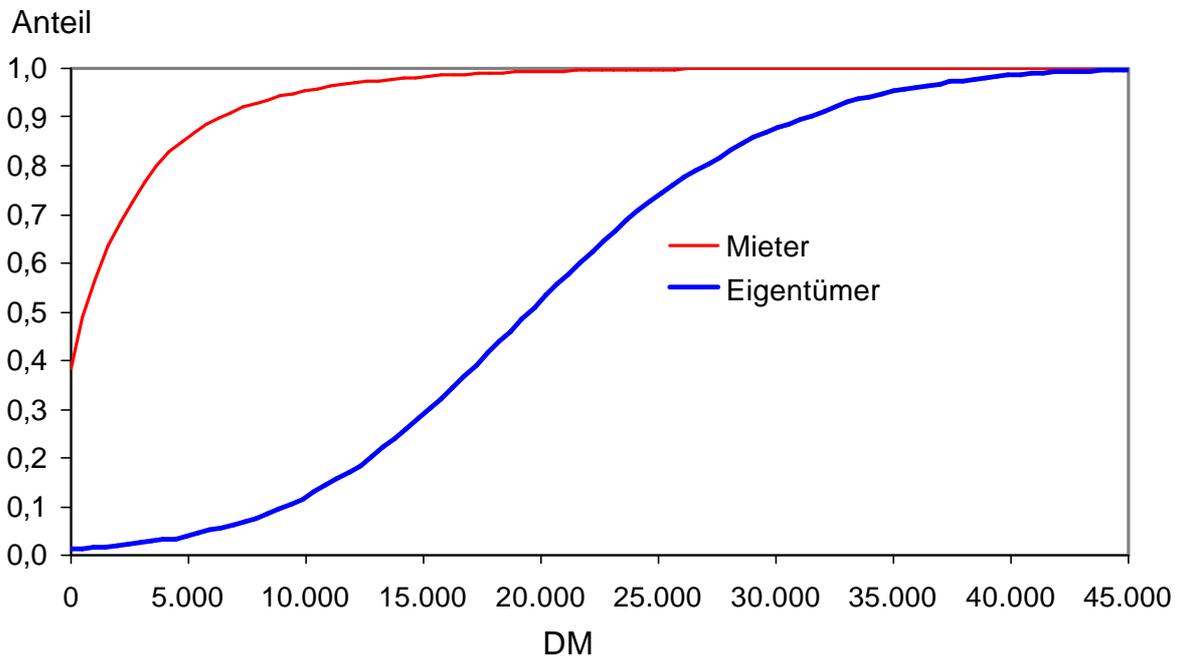
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Verteilungsfunktionen wurden mit Histogrammen bestimmt, die 100 gleich breite Klassen aufweisen.

Abbildung 3.12: Dichtefunktionen der nominalen Fremdkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr
- Haushalte mit positiven Fremdkapitalkosten -



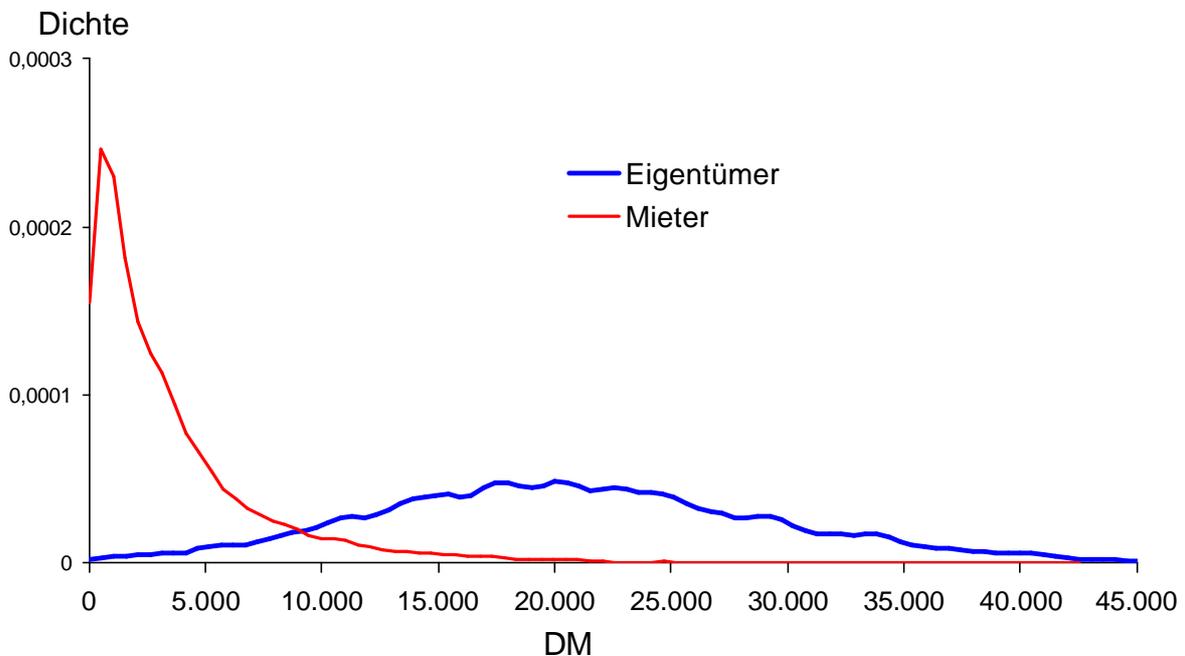
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 1.000 DM.

Abbildung 3.13: Verteilungsfunktionen der nominalen Eigenkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Verteilungsfunktionen wurden mit Histogrammen bestimmt, die 100 gleich breite Klassen aufweisen.

Abbildung 3.14: Dichtefunktionen der nominalen Eigenkapitalkosten vor Steuern für Eigentümer- und Mieterhaushalte in DM pro Jahr
- Haushalte mit positiven Eigenkapitalkosten -



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 1.000 DM.

Nahezu spiegelbildlich dazu zeigen sich die Verteilungen für die kalkulatorischen nominalen Eigenkapitalkosten beider Haushaltsgruppen. Knapp 40 Prozent der Mieter, aber nur rund 2

Prozent der Eigentümer weisen Eigenkapitalkosten von Null auf (vgl. Abbildung 3.13). Mieterhaushalte hätten im Falle des Wohnungskauf durchschnittlich 2.008 DM Eigenkapitalkosten, Eigentümerhaushalte dagegen 19.560 DM. Hier ist die Verteilung für die Mieterhaushalte mit positiven Eigenkapitalkosten ausgesprochen linkssteil und die Verteilung für die Eigentümerhaushalte weist einen weiten modalen Bereich zwischen rund 15.000 und 25.000 DM auf.

3.2.2.4. Steuervorteile selbstgenutzten Wohneigentums

Die im Jahre 1993 gültigen steuerlichen Vorteile selbstgenutzten Wohneigentums bestehen aus drei Komponenten: (1) Im Rahmen von Höchstbeträgen können Abschreibungen vom zu versteuernden Einkommen abgesetzt werden. (2) Für Kinder wird ein Baukindergeld gewährt, das die Steuerzahllast mindert. (3) Der Opportunitätsertrag des im Wohnungsvermögen gebundenen Eigenkapitals bleibt steuerfrei.

Diese Regelung und die Verfahrensweise bei der Berechnung dieser Komponenten ist in der Abbildung 3.15 wiedergeben. Die beiden Teilabbildungen enthalten einen Ausschnitt aus der Tariffunktion. Auf der Abszisse ist das zu versteuernde Einkommen (ZVE) abgetragen, auf der Ordinate die Steuerzahllast (T). Für beide Besitzergruppen ist der Anknüpfungspunkt das zu versteuernde Einkommen des Jahres 1993 (ZVE_{93}). Dieses ist zwar in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe nicht enthalten. Es läßt sich aber mit Hilfe der Bruttoeinkommen, der gezahlten Einkommensteuer und des Haushaltstyps abschätzen. Die Vorgehensweise ist in Abschnitt 3.2.2.4.1 geschildert.

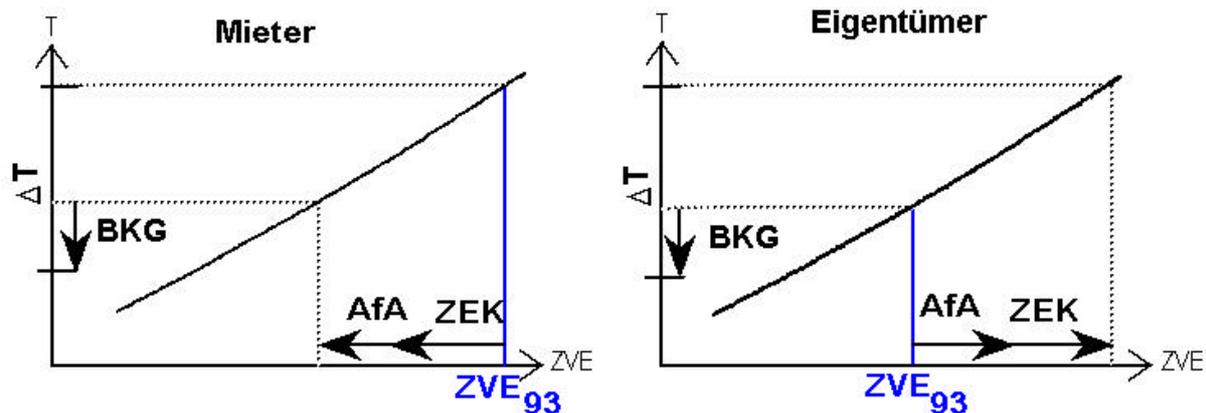
Für Mieter wird der hypothetische Steuervorteil, im Falle des Wechsels von Miete zu Eigentum, wie folgt berechnet. Ausgangspunkt ist das zu versteuernde Einkommen des Jahres 1993, das bei den berücksichtigten Mieterhaushalten eine Größe *vor* Berücksichtigung möglicher Steuervorteile darstellt. Davon werden die kalkulatorischen Eigenkapitalzinsen (ZEK)¹⁷¹ und die Abschreibungen (AfA) abgesetzt. Von der Steuerzahllast, die diesem zu versteuernden Einkommen entspricht, wird noch - nach Maßgabe der Kinderzahl - das Baukindergeld (BKG) abgesetzt. Als gesamter Steuervorteil resultiert der Betrag ΔT .

Bei den Eigentümerhaushalten ist das im Jahr 1993 beobachtete zu versteuernde Einkommen eine Größe *nach* Berücksichtigung der Steuervorteile. Hier wird durch Zuschlag der Abschreibungen und der Eigenkapitalzinsen auf ein hypothetisches zu versteuerndes Einkommen "vor Immobilienbesitz" geschlossen und der korrespondierenden Steuerzahllast die in 1993 tatsächlich gezahlten Steuern gegenübergestellt. Von der resultierenden Steuerersparnis wird gegebenenfalls noch ein Baukindergeld abgesetzt.

¹⁷¹ Vgl. hierzu die Erläuterungen in Abschnitt 3.2.2.4.4.

Durch Verwendung der Tariffunktion wird der Nichtlinearität¹⁷² des deutschen Einkommensteuertarifs Rechnung getragen und so eine Überschätzung von Steuervorteilen vermieden. Auch die Berechnung möglicher Steuervorteile bei Haushalten mit geringem Einkommen wird durch dieses Vorgehen ermöglicht. Die alleinige Verwendung des Grenzsteuersatzes würde dies nicht erlauben.

Abbildung 3.15: Zur Berechnung der Steuervorteile der Nutzung selbstgenutzten Wohneigentums im Jahre 1993



Anmerkung: ΔT gesamte Steuerersparnis, *BKG* Baukindergeld, *AfA* Abschreibungen, *Z EK* Eigenkapitalzinsen, ZVE_{93} zu versteuerndes Einkommen im Jahr 1993.

Die Vorgehensweise bei der Berechnung der Abschreibungen wird in Abschnitt 3.2.2.4.3. besprochen. Besondere Probleme bereiten dabei vor allem die Eigentümerhaushalte. Die Bestimmung des Steuervorteils aus der Nichtversteuerung des Opportunitätsertrags des gebundenen Eigenkapitals wird in Abschnitt 3.2.2.4.4 erörtert. Da die Einkommensteuerzahllast die Bemessungsgrundlage der Kirchensteuer ist, wird in Abschnitt 3.2.2.4.2. zudem beschrieben, wie der Steuervorteil aus einer Minderung der Kirchensteuerzahllast abgeschätzt wird.

Zur Aufspaltung der Komponenten des Steuervorteils

Der gesamte Steuervorteil setzt sich aus verschiedenen Komponenten zusammen. Diese werden im Rahmen der folgenden Rechnungen aufgespalten. Dabei wird von einem zu versteuernden Einkommen ZVE_i^* vor Berücksichtigung aller Steuervorteile ausgegangen. Bei Mieterhaushalten entspricht dies dem tatsächlichen zu versteuernden Einkommen des Jahres 1993. Bei Eigentümerhaushalten entspricht dies dem zu versteuernden Einkommen des Jahres 1993 zuzüglich eventueller Abschreibungen und zuzüglich des Steuervorteils aus der Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten. Von diesen Ausgangswerten werden die einzelnen steuerlich wirksamen Teilbeträge ΔZVE_{ij} isoliert zu- bzw. abgeschlagen. Das so veränderte zu versteuernde Einkommen wird in die Tariffunktion eingesetzt und der resultierende Betrag

¹⁷² Vgl. etwa King (1980), S. 145.

zu zahlender Einkommensteuer ermittelt. Auf diesen wird dann noch - je nach der jeweiligen Situation des Haushalts i - ein Betrag für die zu zahlende Kirchensteuer mit Hilfe des haushaltsspezifischen Kirchensteuersatzes k_i aufgeschlagen. Als Komponente DT_{ji} der Steuerersparnis ergibt sich damit

$$DT_{ji} = (1 + k_i) \cdot \left(T(ZVE_i^* \pm DZVE_{ji, s_i}) - T(ZVE_i^*, s_i) \right),$$

$T()$ ist die Tariffunktion, s_i ist der Splittingfaktor des Haushalts i . Der Splittingfaktor weist für gemeinsam veranlagte Ehegatten den Wert 2, bei einer Besteuerung nach der Grundtabelle den Wert 1 auf. Bei insgesamt m steuerlich wirksamen Komponenten ist bei nichtlinearem Tarif

$$DT_i \neq \sum_{j=1}^m DT_{ji},$$

mit

$$DT_i = (1 + k_i) \cdot \left(T(ZVE_i^* \pm \sum_{j=1}^m DZVE_{ji, s_i}) - T(ZVE_i^*, s_i) \right).$$

Als Restkomponente wird daher berechnet

$$DT_{m+1, i} = DT_i - \sum_{j=1}^m DT_{ji}.$$

Die gesamte Steuerersparnis ist noch um das eventuell zu berücksichtigende Baukindergeld zu erhöhen. Bei partieller Betrachtung wird ein eventuelles Baukindergeld der Steuerersparnis aufgrund der Abschreibungen zugeschlagen, da diese beiden Komponenten die direkte Förderung eigengenutzter Wohnungen darstellen, die neben die indirekte Förderung durch Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten tritt.

Die geschilderte Vorgehensweise wird sowohl in den folgenden Abschnitten angewandt, in der die steuerliche Förderung der 1993 gültigen Regelung (Status Quo 1993) Gegenstand ist, als auch in Abschnitt 3.4, in dem verschiedene alternative Fördermöglichkeiten diskutiert und im Rahmen von Szenarien beurteilt werden.

3.2.2.4.1. Zur Berechnung des zu versteuernden Einkommens

Aus den Bruttoeinkommen der Haushalte, der gezahlten Lohn- und Einkommensteuer, dem Haushalts-Nettoeinkommen und dem Familienstand lassen sich auf Grundlage des Einkommensteuertarifs des Jahres 1993 das zu versteuernde Einkommen und der tarifliche Grenzsteuersatz ermitteln.

Das zu versteuernde Einkommen (ZVE) ergibt sich aus der inversen Tariffunktion. In Abhängigkeit vom Splittingfaktor s ($s=1$, falls Haushalt nach der Grundtabelle, $s=2$, falls

Haushalt nach der Splittingtabelle besteuert wird) und von der gezahlten Lohn- und Einkommensteuer T lautet diese:

$$ZVE(T, s) = \begin{cases} 0 & \text{für } T = 0 \\ 5615,79s + 5,2632T & \text{für } 0 < T < 482,26s \\ -54424,68s + \sqrt{3598686790,53s^2 + 658154,53sT} & \text{für } 482,26s \leq T < 40780,60s \\ 43098,11s + 1,88679T & \text{für } T \geq 40780,60s \end{cases}$$

Der Splittingfaktor s läßt sich aus dem Haushaltstyp ermitteln. Die Rechnungen gehen von folgender Zuordnung aus:

Tabelle 3.9: Haushaltstyp und zugeordneter Splittingfaktor

Haushalts- typ	Bezeichnung	Splitting- faktor
01	alleinlebende Frau	1
02	Alleinlebender Mann	1
03	Alleinerziehende/r mit 1 Kind	1
05	Alleinerziehende/r mit 2 und mehr Kindern	1
07	Ehepaar ohne Kind, Ehegatte nicht erwerbstätig	2
08	Ehepaar ohne Kind, Ehegatte erwerbstätig	2
09	Ehepaar mit 1 Kind, Ehegatte nicht erwerbstätig	2
10	Ehepaar mit 1 Kind, Ehegatte erwerbstätig	2
11	Ehepaar mit 2 Kindern, Ehegatte nicht erwerbstätig	2
12	Ehepaar mit 2 Kindern, Ehegatte erwerbstätig	2
13	Ehepaar mit 3 Kindern, Ehegatte nicht erwerbstätig	2
14	Ehepaar mit 3 Kindern, Ehegatte erwerbstätig	2
15	Ehepaar mit 4 und mehr Kindern, Ehegatte nicht erwerbstätig	2
16	Ehepaar mit 4 und mehr Kindern, Ehegatte erwerbstätig	2
19	Sonstiger Haushalt	1
20	Zusammenlebende Paare ohne Kind, Partner nicht erwerbstätig	1
21	Zusammenlebende Paare ohne Kind, Partner erwerbstätig	1
22	Zusammenlebende Paare mit 1 Kind, Partner nicht erwerbstätig	1
23	Zusammenlebende Paare mit 1 Kind, Partner erwerbstätig	1
24	Zusammenlebende Paare mit 2 und mehr Kindern, Partner nicht erwerbstätig	1
25	Zusammenlebende Paare mit 2 und mehr Kindern, Partner erwerbstätig	1

Anmerkung: Haushaltstypen 04 und 06 sind nicht besetzt. Die Zahl der Kinder ist zur Berechnung des zu versteuernden Einkommens irrelevant, da Kinderfreibeträge im zu versteuernden Einkommen bereits abgesetzt sind.

Recht problematisch an dieser Zuordnung erscheint allein der Haushaltstyp 19 (sonstiger Haushalt). Auf diesen entfallen 6,2 Prozent der beteiligten (und auch der hochgerechneten) Haushalte. Eine soziodemographische Analyse dieser Haushalte ergab kein eindeutiges Bild, so daß eine genauere Differenzierung nicht stattfinden kann. Dieser Haushaltstyp wird daher wie die Haushaltstypen 21 bis 25 behandelt.

Für die letztgenannten Haushaltstypen besteht das wesentliche Problem darin, daß die Angaben für die gezahlte Lohn- und Einkommensteuer nur für den Haushalt insgesamt vorliegen. Für jede Person getrennt (maximal sechs Personen) liegen dagegen die Bruttoeinkommen vor. Zur Ermittlung zu versteuernder Einkommen ist wegen der getrennten Veranlagung der Haushaltsmitglieder an den vorhandenen personenspezifischen Daten anzusetzen. Beispielsweise könnte daran gedacht werden, die von den einzelnen Haushaltsmitgliedern gezahlte Lohn- und Einkommensteuer als Anteil an der gesamten Steuerzahlung proportional nach Maßgabe des ausgewiesenen Bruttoeinkommens abzuschätzen. Dies wäre allerdings nur bei einem proportionalen Tarif, der eine lineare Tariffunktion und keine Freibeträge aufweist, statthaft. Da der zugrundeliegende Einkommensteuertarif dagegen nicht diese Eigenschaft aufweist, würde der Steueranteil von Personen mit - im Haushaltsvergleich - hohen Bruttoeinkommen im Mittel unterschätzt und der Steueranteil der wenig Verdienenden Haushaltsmitglieder überschätzt. Bei der Schätzung der gesuchten Steueranteile wird daher auf die empirische Beziehung zwischen Lohn- und Einkommensteuer einerseits und Bruttoeinkommen und Kinderzahl andererseits zurückgegriffen wie sie für die Haushaltstypen 1 bis 5 (Alleinstehende mit und ohne Kinder) beobachtbar ist. Von diesen Haushaltstypen werden jene ausgewählt, die tatsächlich Lohn- und Einkommensteuer zahlen. Deren gezahlte Lohn- und Einkommensteuer wird mittels einer Regressionsgleichung erklärt, in die das Bruttoeinkommen, das Quadrat des Bruttoeinkommens und die Kinderzahl als Exogene eingehen.

Tabelle 3.10: Beziehung zwischen Lohn-/Einkommensteuer und Bruttoeinkommen sowie Kinderzahl in Haushalten Alleinlebender bzw. Alleinerziehender

Variable	Parameter	t-Wert
Konstante	-3616,18	-16,19
Bruttoeinkommen	0,200	43,94
Bruttoeinkommen ²	1,058E-07	5,82
Kinderzahl	-2349,96	-19,48

Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkungen: $r^2 = 0,628$, $n=6.338$ Haushalte, Haushaltstypen 01,...,05 mit Steuerzahlung. a) Kinderzahl des Haushaltsvorstandes. Für andere Haushaltsmitglieder ist die Kinderzahl nicht explizit angegeben und wird zur Vereinfachung Null gesetzt.

Die Vorsorgeaufwendungen dürften - bis zum zulässigen Höchstbetrag - recht gut durch die Einkommensvariablen erklärbar sein, so daß eine gesonderte Erklärung nicht vielversprechend erscheint. Konkrete Angaben über andere abzugsfähige Tatbestände existieren nicht.

So gibt es zwar etwa einen Nachweis über die Übertragung an andere Haushalte, ob diese Übertragungen aber als besondere Belastungen abzugsfähig sind, ist unbekannt. Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 3.10 wiedergegeben.

Diese Beziehung selbst soll nun nicht Grundlage der Schätzung des zu versteuernden Einkommens sein, sondern dient allein der Aufteilung des tatsächlichen Betrages an gezahlter Lohn- und Einkommensteuer auf die einzelnen Haushaltsmitglieder. Dazu wird für Haushalt i zunächst der Schätzwert des Steuerbetrages gemäß der ermittelten funktionalen Beziehung für Haushaltsmitglied $j = 1, \dots, 6$ berechnet als

$$\hat{T}_{ij} = T(EB_{ij}, EB_{ij}^2, NKIND_{ij}).$$

Dann werden für jedes Haushaltsmitglied Anteilswerte a_{ij} ermittelt als

$$a_{ij} = \frac{\hat{T}_{ij}}{\sum_{k=1}^6 \hat{T}_{ik}}.$$

Mit diesen Anteilswerten wird der tatsächlich gezahlte Betrag an Lohn- und Einkommensteuer auf die einzelnen Haushaltsmitglieder zugerechnet. Für Haushaltsmitglied j ergibt sich

$$T'_{ij} = a_{ij} T_i.$$

Mit diesem Wert T'_{ij} wird das zu versteuernde Einkommen des Haushaltsmitglied j berechnet:

$$ZVE_{ij} = ZVE(T'_{ij}, 1).$$

Der Haushalt insgesamt wird im Hinblick auf den Durchschnitts- und Grenzsteuersatz durch das Haushaltsmitglied mit dem höchsten zu versteuernden Einkommen repräsentiert.

3.2.2.4.2. Zur Berücksichtigung der Kirchensteuer

Durch die gewährten Steuervorteile verändert sich auch die Bemessungsgrundlage der Kirchensteuer und damit die Kirchensteuerzahllast. Die kalkulatorischen Selbstnutzungs-kosten sollen daher auch um die Kirchensteuerersparnis gemindert werden.

Grundsätzlich ergibt sich die zu zahlende Kirchensteuer T_k aus der Multiplikation der zu zahlenden Einkommensteuer T und dem Kirchensteuersatz k . In der verwendeten Datenbasis ist aber der Konfessionsstatus der einzelnen Haushaltsmitglieder nicht bekannt. So daß mit einer näherungsweisen Rechnung operiert werden soll. Zunächst wird hierzu für alle Haushalte ein Kirchensteuerhilfssatz k^* ermittelt aus der Relation von gezahlter Kirchensteuer T_k und gezahlter Einkommensteuer T :

$$k^* = \frac{T_k}{T}.$$

Dieser Satz soll bei der Ermittlung der Kirchensteuerersparnis jedoch nur für jene Haushalte zur Anwendung kommen, die im Jahre 1993 mehr als nur Bagatellbeträge an Kirchensteuer zu zahlen hatten. Für diese Haushalte wird davon ausgegangen, daß sie im Jahre 1993 mehr als 1.000 DM Einkommensteuer zu zahlen hatten. Zudem werden nur solche Haushalte berücksichtigt, bei denen die Kirchensteuerpflicht sowohl in zeitlicher Hinsicht als auch im Hinblick auf eine mehrheitliche Kirchensteuerpflicht unter getrennt veranlagten Haushaltsmitgliedern zum Tragen kommt. Dieser Personenkreis wird hilfsweise dadurch abgegrenzt, daß der Kirchensteuerhilfssatz k^* im Jahre 1993 mehr als 4 Prozent beträgt. Geht man von einem kleinsten regulären Kirchensteuersatz k von 8 Prozent aus, so bedeutet dies im Fall eines Haushalts, in dem eine einzige Veranlagung stattfindet, daß mindestens ein halbes Jahr lang Kirchensteuerpflicht bestand und im Fall eines ganzjährig kirchensteuerpflichtigen Haushalts mit mehreren getrennt veranlagten Personen, daß mindestens die Hälfte dieser Personen kirchensteuerpflichtig waren.

Aus diesen Überlegungen ergibt sich folgende Vorschrift zur Berechnung der Kirchensteuerersparnis sowohl für Eigentümer als auch für Mieterhaushalte:

$$\Delta T_k = \begin{cases} \Delta T \cdot k^* & \text{falls } T > 1.000 \text{ und } k^* > 0,04 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

ΔT bezeichnet dabei die gesamte durch einen Wohnungskauf entstehende Einkommensteuerersparnis, wie sie weiter oben definiert ist.

3.2.2.4.3. Steuerliche Abschreibungen selbstgenutzten Wohneigentums

Die Ermittlung des potentiellen steuerlichen Abschreibungsbetrages läßt sich für Mieterhaushalte bei gegebenen Anschaffungskosten recht verläßlich durchführen. Einzige Einschränkung ist die Annahme, daß bei allen hier betrachteten Mieterhaushalten in der Vergangenheit noch kein Objektverbrauch stattgefunden hat. Es wird also davon ausgegangen, daß die Möglichkeit der Inanspruchnahme von Steuervorteilen durch Mieter, für den Fall, daß sie selbstgenutztes Wohneigentum erwerben, nicht dadurch verhindert wird, daß bereits in früheren Jahren die damals gültige Eigenheimförderung ausgenutzt wurde.

Ansatzpunkt für die berücksichtigten 21.204 Mieterhaushalte ist die im Jahr 1993 noch gültige Regelung des Jahres 1991. Hiernach sind - gemäß § 10e Einkommensteuergesetz - in den ersten vier Nutzungsjahren Abschreibungen in Höhe von 6 Prozent der Bemessungsgrundlage zulässig. (Für weitere vier Jahre sind 5 Prozent zulässig.) Die Bemessungsgrundlage setzt sich aus dem vollen Gebäudewert- und dem halben Grundstückswert zusammen. Sie beträgt aber maximal 330.000 DM. Bei der Berechnung des unbekanntes Grundstückswertes wird pauschal davon ausgegangen, daß dieser 20 Prozent des Verkehrswertes des gesamten Objektes beträgt. Zusätzlich wird - gemäß § 34f Einkommensteuergesetz - je Kind ein Baukindergeld von 1.000 DM gewährt, das von der Steuerschuld abgezogen werden kann. Ferner gelten für die Förderung Einkommenshöchstbeträge von 120.000 DM p.a. für Ledige

und 240.000 DM p.a. für zusammenveranlagte Ehepaare. Relevant sind die steuerpflichtigen Einkünfte.

Weniger klar gelingt die Identifikation der von Eigentümerhaushalten im Jahr 1993 genutzten steuerlichen Regelung. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe gibt hierüber keine direkte Auskunft. Die Kombination der bekannten Baualtersklasse mit einer Variable, die angibt, wie das Wohneigentum erworben wurde, läßt aber die hilfsweise Einteilung der Eigentümerhaushalte in verschiedener Teilgruppen zu, für die jeweils die Ausnutzung einer bestimmten steuerlichen Regelung vermutet werden kann. Die Erwerbsvariable gibt an, (1) ob die eigengenutzte Wohnungsimmoblie neu gebaut oder neu gekauft wurde, (2) sie gebraucht gekauft worden ist oder (3) sie ererbt oder geschenkt wurde.

Als Gruppe 1 werden Haushalte definiert, die angeben, ihre eigengenutzte Wohnung oder ihr eigengenutztes Haus neu gebaut oder neu gekauft zu haben und das Baujahr dieses Objekt vor 1978 liegt. Das Alter dieser Objekte beträgt mehr als 15 Jahre. Damit liegt auch der Beginn einer möglichen steuerlichen Förderung durch Abschreibungsvergünstigungen länger als 15 Jahre zurück. Für diese Gruppe kann daher mit Sicherheit davon ausgegangen werden, daß sie im Jahre 1993 keine steuerliche Abschreibungsmöglichkeiten für Eigennutzung in Anspruch nehmen können ($AfA_1=0$). Dieser Gruppe gehören 2.345 EVS-Haushalte an, mithin rund 28 Prozent aller berücksichtigten Eigentümerhaushalte.

Unabhängig davon, ob sie neu oder gebraucht gekauft wurden, wird für Objekte in der jüngsten Baualtersklasse (Baujahr ab 1988) pauschal die Regelung des Jahres 1987 zugrundegelegt. Gilt die Annahme fehlenden Objektverbrauchs, genießen diese Wohnungen noch eine steuerliche Förderung.

Für die in dieser Gruppe enthaltenen, aber mit den vorhandenen Daten nicht abgrenzbaren Objekte der Baujahre 1991, 1992 und 1993 wird damit fälschlich von der etwas restriktiveren 1987er Regelung statt der korrekten 1991er Regelung ausgegangen. Die Technik der Förderung der 1987er Regelung entspricht weitgehend jener der 1991er Regelung. Lediglich die Parameterwerte unterscheiden sich und es gelten keine Einkommensgrenzen. So ist (auch in den ersten vier Jahren) ein Abschreibungssatz von nur 5 Prozent zulässig, die maximale Bemessungsgrundlage beträgt 300.000 DM und das Baukindergeld 600 DM pro Kind. Für Objekte/Haushalte dieser zweiten Gruppe ergibt sich

$$AfA_2 = 0,05 \cdot \min(300000; V \cdot (1 - \frac{0,2}{2})),$$

V bezeichnet den Verkehrswert. Der relative Anteil des Grundstückswertes wird mit 0,2 angenommen; dieser geht nur zur Hälfte in die Bemessungsgrundlage ein.

Für die bisher nicht berücksichtigten Objekte wird von der Regelung bis zum Jahr 1986 ausgegangen, die in § 7b Einkommensteuergesetz geregelt ist. Diese sieht ebenfalls Abschreibungssätze von 5 Prozent vor, die maximale Bemessungsgrundlage beträgt 200.000

DM und das Baukindergeld von 600 DM je Kind wird erst ab dem zweiten Kind gezahlt. Allerdings kann hier nicht mehr für einzelne Haushalte ein AfA-Betrag abgeschätzt werden, sondern den Haushalten kann nur zufällig ein AfA-Betrag zugeordnet werden. Die zufällige Ziehung erfolgt nach Maßgabe der Wahrscheinlichkeit, daß das Objekt noch im Jahr 1993 gefördert wird. Bei der Ermittlung der Wahrscheinlichkeiten sind folgende weitere Gruppen zu unterscheiden:

- a) Gruppe 3 besteht aus Haushalten, die Objekte der Baualtersklasse 1978 bis 1987 bewohnen.

Für neu gebaute Objekte der Baujahre 1986 und 1987 wird unterstellt, sie seien noch allesamt in der Förderung. Die Anzahl dieser Objekte wird abgeschätzt aus der Relation der Baufertigstellungen der Jahre 1986 und 1987 zu den Baufertigstellungen des Zeitraums von 1978 bis 1987, multipliziert mit der Zahl von EVS-Objekten, die der genannten Baualtersgruppe angehören. Von den Baufertigstellungen der Jahre 1978 bis 1987 entfielen auf das Jahr 1986 rund 7,5 Prozent und auf das Jahr 1987 rund 6,5 Prozent. Ein entsprechender Anteilswert von EVS-Objekten der genannten Baualtersklasse wird diesen beiden Jahren zugerechnet.

Aus den verbleibenden Objekten können nur die seit 1986 gekauften Objekte noch als steuerlich gefördert betrachtet werden. Deren Anzahl wird aufgrund einer gesetzten durchschnittlichen Kaufrate von 2,5 Prozent abgeschätzt.

Aus diesen beiden Annahmen ergibt sich für die gesamte Baualtersklasse, daß etwa 28 Prozent der Objekte noch eine Förderung genießen. Die Wahrscheinlichkeit, daß ein Objekt dieser Gruppe noch gefördert wird, beträgt also $p_3 = 0,28$. Für die Eigentümerhaushalte dieser Gruppe wird zufällig entschieden, ob sie noch Förderung genießen. Dazu wird für die Haushalte zunächst eine zwischen null und eins gleichverteilte Zufallszahl \mathbf{x}_i gezogen. Für Haushalt i ergibt sich sodann ein Abschreibungsbetrag von

$$AfA_{3,i} = \begin{cases} 0,05 \cdot \min(200000; V \cdot (1 - \frac{0,2}{2})) & \text{falls } \mathbf{x}_i > p_3 = 0,28 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

- b) Gruppe 4 besteht aus Objekten der Baualtersklassen vor 1978, die seit 1986 gebraucht gekauft, geschenkt oder ererbt wurden. Deren Anzahl wird aufgrund einer Kaufrate von 2,5 Prozent jährlich abgeschätzt. Es ergibt sich, daß rund 17 Prozent der Gesamtzahl dieser Objekte eine Förderung genießen können ($p_4 = 0,17$). Wiederum soll eine zufällige Zuordnung der Haushalte nach Maßgabe der Realisation i einer zwischen null und eins gleichverteilten Zufallsvariable \mathbf{z}_i erfolgen, sodaß sich folgender Abschreibungsbetrag ergibt:

$$AfA_{4,i} = \begin{cases} 0,05 \cdot \min(200000; V \cdot (1 - \frac{0,2}{2})) & \text{falls } \mathbf{z}_i > p_4 = 0,17 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Analog erfolgt die Ermittlung des Baukindergeldes für die vier Gruppen. Im Hinblick auf die Zufallsvariable \mathbf{x}_i werden selbstverständlich die gleichen Realisationen wie bei den Abschreibungen benutzt. Bezeichnet man mit $n_{k,i}$ die Zahl der Kinder in Haushalt i ergibt sich für die Eigentümergruppen 1 bis 4:

$$BGK_{1,i} = 0$$

$$BGK_{2,i} = 600 n_{k,i}$$

$$BGK_{3,i} = \begin{cases} 600 \max(0; n_{k,i} - 1) & \text{falls } \mathbf{x}_i > p_3 = 0,28 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$$BGK_{4,i} = \begin{cases} 600 \max(0; n_{k,i} - 1) & \text{falls } \mathbf{x}_i > p_4 = 0,17 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Empirische Ergebnisse zu den Steuervorteilen

Nachfolgend werden die berechneten partiellen Steuervorteile für die beiden interessierenden Haushaltsgruppen empirisch dargestellt. Die partiellen Steuervorteile werden berechnet, indem vom zu versteuernden Einkommen vor Ansatz der eigengenutzten Wohnung alleine die Abschreibungen abgesetzt werden und die sich ergebende Verringerung der Steuerzahllast um ein eventuelles Baukindergeld erhöht wird. (Vergleiche hierzu auch die schematische Darstellung zu Beginn des Abschnitts 3.2.2.4.) Für Mieterhaushalt i wird der kalkulatorische Steuervorteil berechnet als

$$DT_{m,AfA,i} = T(ZVE_{93,i}) - T(ZVE_{93,i} - AfA_i) + 1000n_{ki}$$

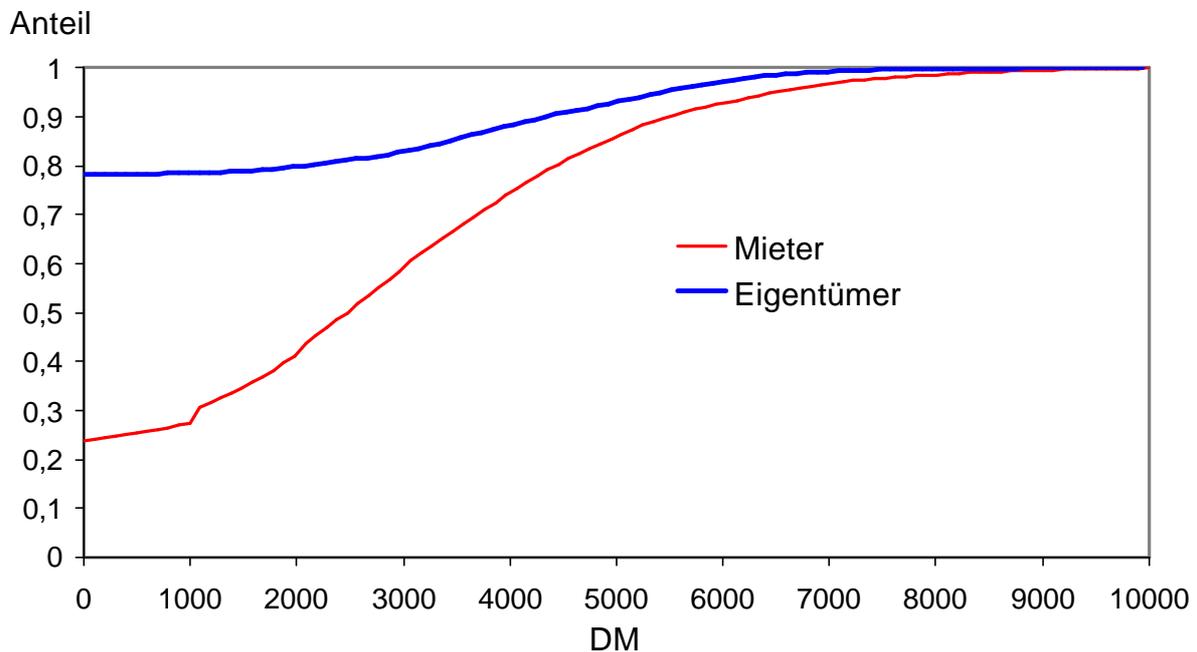
und für Eigentümer-Haushalt i , der nach Variante j abschreibt, als

$$DT_{e,AfA,i} = T(ZVE_{93i} + AfA_{ji} + \max(0, E'_{ei}r_E - FBK_{ei}^*), s) - T(ZVE_{93j} + \max(0, E'_{ei}r_E - FBK_{ei}^*), s) + BKG_{ji}$$

Der Ausdruck $\max()$ enthält den kalkulatorischen Vorteil, der aufgrund der Steuerfreiheit der kalkulatorischen Eigenkapitalkosten entsteht und dessen Berechnung im nachfolgenden Abschnitt erläutert wird.

In der Mietergruppe gibt es nun eine bestimmte Anzahl von Haushalten, für die der Steuervorteil aufgrund zu niedrigen zu versteuernden Einkommens und fehlender Kinder gleich Null ist. Dieser Fall kann in der Eigentümergruppe ebenso auftreten wie der - vermutlich häufigere - Fall, daß ein Eigentümerhaushalt nicht mehr abschreibt. Damit diese Null-Fälle angemessen dargestellt werden können, sei zunächst die empirische Verteilungsfunktion der berechneten Steuervorteile aufgrund von Abschreibungen und Baukindergeld betrachtet (vgl. Abbildung 3.16).

Abbildung 3.16: Empirische Verteilungsfunktion der Steuervorteile aus Abschreibungen und Baukindergeld
- alle berücksichtigten Haushalte -

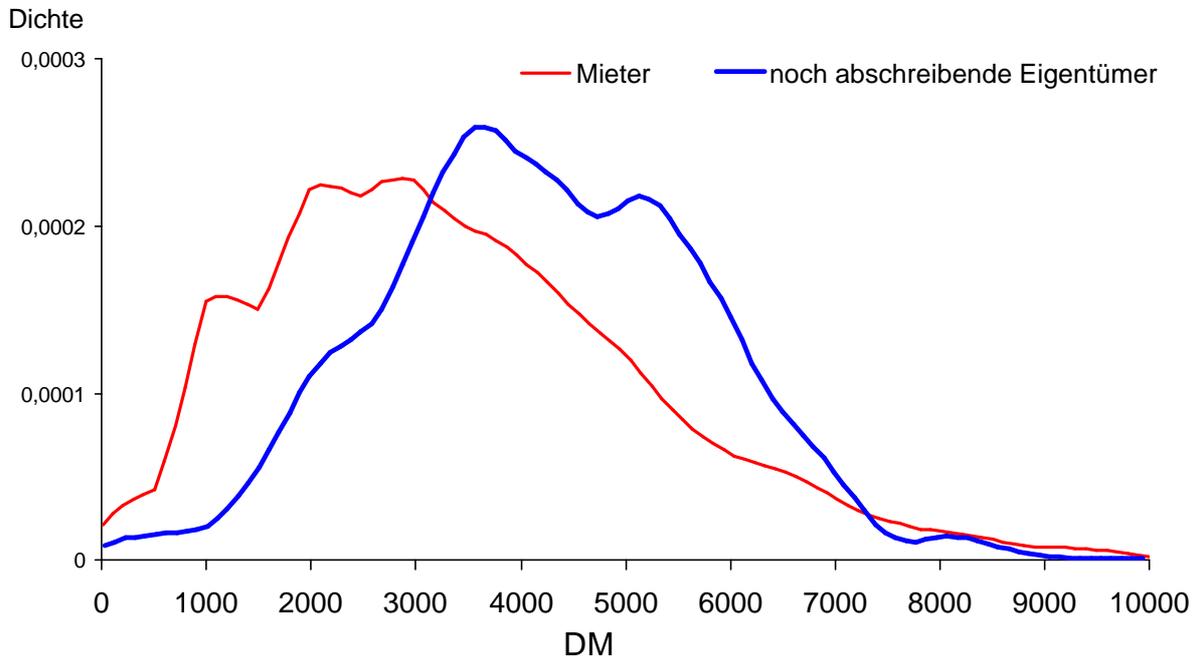


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Verteilungsfunktionen wurden mit Histogrammen bestimmt, die 100 gleich breite Klassen aufweisen.

Hier zeigt sich, daß für knapp 24 Prozent der Mieterhaushalte gar kein entsprechender steuerlicher Vorteil beim Kauf einer eigenen Wohnung erwachsen würde. Demgegenüber erhalten 78 Prozent der Eigentümerhaushalte tatsächlich keinen steuerlichen Vorteil aufgrund von Abschreibungen und Baukindergeld. In der Verteilungsfunktion der Mieter sind kleine Unstetigkeiten bei 1.000 DM, 2.000 DM usw. erkennbar, die durch das Baukindergeld zustandekommen.

Die Abbildung 3.17 zeigt die Dichtefunktionen des partiellen Steuervorteils jener 76 Prozent Mieter- und 22 Prozent Eigentümerhaushalte, die einen Steuervorteil erhalten (würden). Hier wird deutlich, daß der mittlere Steuervorteil der noch geförderten Eigentümerhaushalte über dem mittleren partiellen Steuervorteil liegt, den Mieterhaushalte beim Kauf der eigenen Wohnung erhalten würden.

Abbildung 3.17: Empirische Dichten der Steuervorteile aus Abschreibungen und Baukindergeld - Haushalte mit positivem Steuervorteil -



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 500 DM.

3.2.2.4.4. Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten

Oben wurden die nominalen Kapitalkosten vor Steuern ermittelt. In diesem Abschnitt wird berechnet, welche steuerliche Ersparnis diesen gegenübersteht.

Die Fremdkapitalkosten sind hierbei steuerlich nicht relevant, da Eigennutzer von Wohnungsimmobilien keine Möglichkeit zur Absetzung von Zinsen haben.¹⁷³ Einkommensteuerpflichtig dagegen sind Erträge aus Finanzvermögen, sofern sie einen bestimmten Freibetrag überschreiten. Der Opportunitätsbeitrag des gebundenen Eigenkapitals ist demgemäß um die Steuerzahllast zu mindern, die entstünde, würde das Eigenkapital am Kapitalmarkt angelegt. Bei der konkreten Berechnung im Rahmen dieser Arbeit wird nicht mittels des Grenzsteuersatzes operiert, sondern direkt mit der Tariffunktion $T()$ ¹⁷⁴. Zudem wird berücksichtigt, ob noch Teile des Freibetrags auf Kapitaleinkünfte nicht "verbraucht" sind und somit die kalkulatorische Steuerbelastung des Opportunitätsbeitrages des gebundenen Eigenkapitals mindern.¹⁷⁵

¹⁷³ Es gibt hier in der Regelung des Jahres 1993 einige wenige Ausnahmen, wie etwa die steuerliche Abzugsfähigkeit eines eventuellen Disagios im Jahr des Einzugs.

¹⁷⁴ Vgl. auch Pfeifer (1993), S. 12.

¹⁷⁵ Zur Bedeutung des Sparerfreibetrages vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 322.

Eigentümerhaushalte

Der noch verfügbare Freibetrag FBK_e^* ergibt sich aus folgender Operation

$$FBK_e^* = \max(0; 6100s - G_e r_E).$$

Dabei bezeichnet s den Splittingfaktor und G_e das Geldvermögen des Eigentümerhaushalts im Jahre 1993. Als steuerliche Ersparnis ergibt sich hieraus:

$$DT_{e,E} = T(ZVE_0 + \max(0; E'_e r_E - FBK_e^*), s) - T(ZVE_0, s).$$

Dabei bezeichnet ZVE_0 das zu versteuernde Einkommen des Haushalts vor Berücksichtigung der Kapitalerträge und s den Splittingfaktor.

Mieterhaushalte

Bei Mieterhaushalten wird auf den noch verfügbaren Freibetrag abgestellt, der sich für den Fall ergibt, daß die eigene Wohnung gekauft würde. Steuerpflichtig wären zunächst jene Teile der Geldvermögenserträge, die nicht als Eigenkapital in der Wohnung gebunden wären. Dies entspricht gerade dem Betrag $G_m - E'_m$, wobei bekanntlich

$$E'_m = 1,08V'_m - F'_m.$$

Daraus errechnet sich der noch verfügbare Freibetrag als

$$FBK_m^* = \max(0; 6100s - (G_m - E'_m) r_E)$$

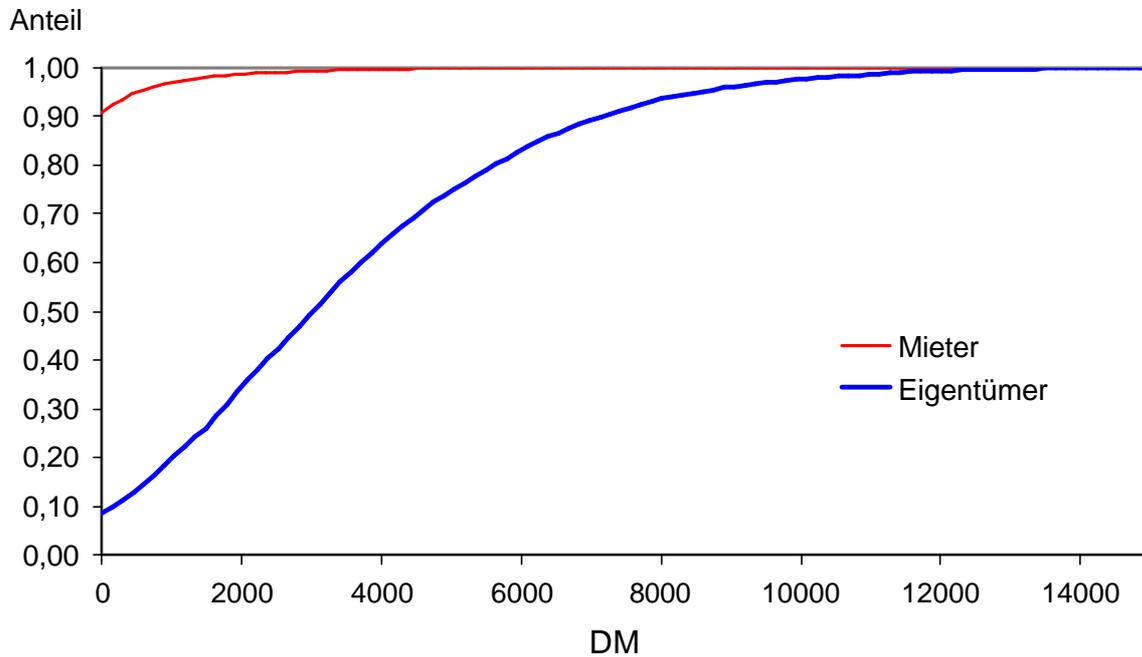
und die Steuerersparnis als

$$DT_{m,E} = T(ZVE_0 + \max(0; E'_m r_E - FBK_m^*), s) - T(ZVE_0, s).$$

Empirische Ergebnisse

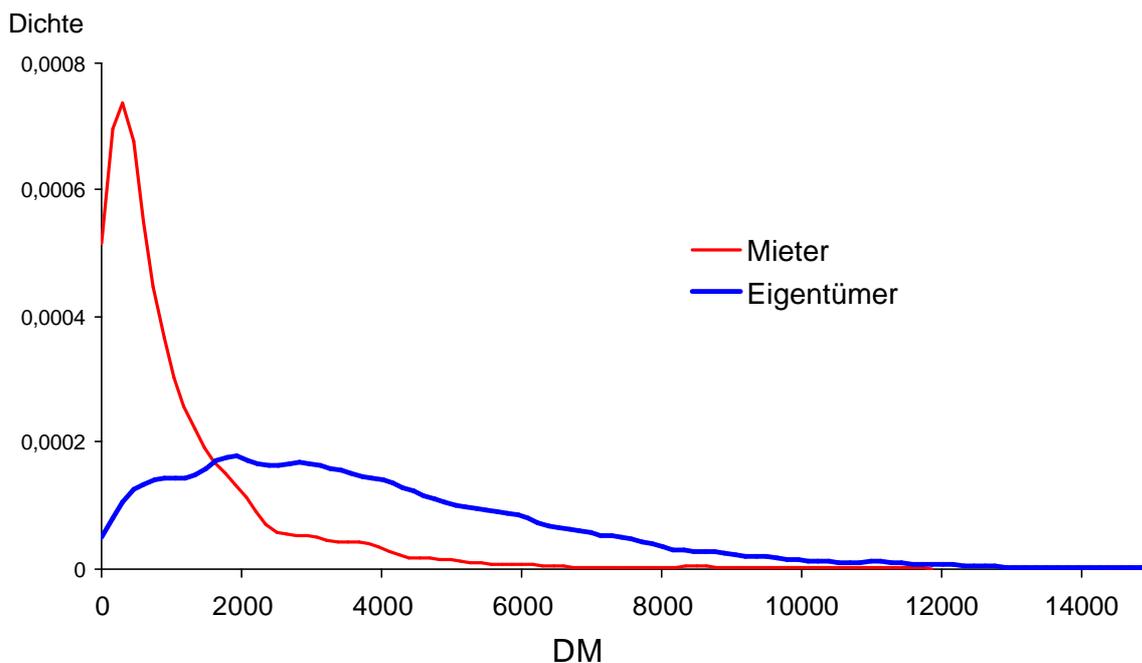
Wegen der geringen Eigenkapitalausstattung im Verein mit den haushaltsindividuell berücksichtigten Freibeträgen auf Finanzerträge würden nur rund 10 Prozent der Mieterhaushalte einen Steuervorteil aus der Nichtversteuerung der Eigenkapitalkosten erhalten (vgl. Abbildung 3.18). Dagegen erhalten mehr als 90 Prozent der Eigentümerhaushalte einen derartigen Vorteil.

Abbildung 3.18: Empirische Verteilungsfunktionen der Steuervorteile aufgrund Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten
- alle berücksichtigten Haushalte -



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Verteilungsfunktionen wurden mit Histogrammen bestimmt, die 100 gleich breite Klassen aufweisen.

Abbildung 3.19: Empirische Dichten der Steuervorteile aufgrund der Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten
- Haushalte mit positivem Steuervorteil -



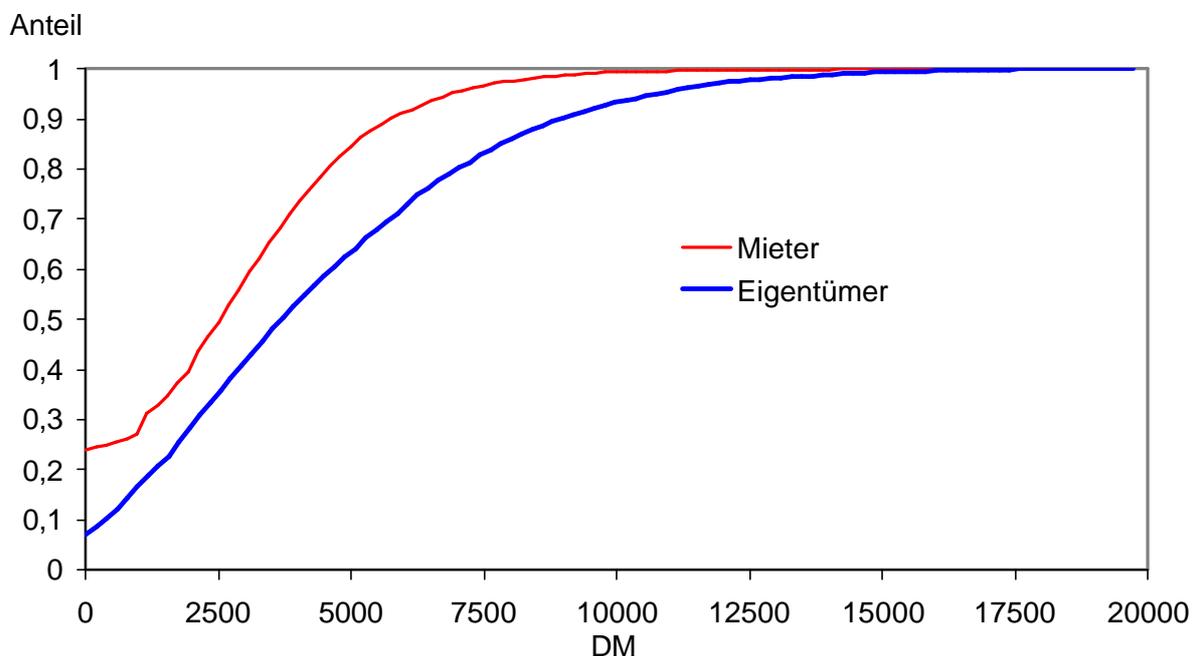
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 500 DM.

Die Dichtefunktionen des Steuervorteils jener Haushalte, die einen entsprechenden Steuervorteil erhalten würden (Mieter) bzw. erhalten (Eigentümer) ist in der Abbildung 3.19 dargestellt. Es zeigt sich, daß Eigentümer einen markant höheren Vorteil genießen als Mieter. Die Verteilung der Mietervorteile ist - wie aufgrund der Verteilung der Eigenkapitalkosten auch zu erwarten - ausgesprochen linkssteil. Der Steuervorteil der Eigentümer erstreckt sich über einen weiten Bereich und weist im Bereich um etwa 2.000 DM einen wenig ausgeprägten modalen Bereich aus.

3.2.2.4.5. Empirische Verteilungen der Steuervorteile insgesamt

In diesem Abschnitt werden die Verteilungen des Steuervorteils insgesamt präsentiert. Wie Abbildung 3.20 zeigt, würden rund 24 Prozent der Mieterhaushalte keinen Steuervorteil aus der Nutzung eigenen Wohnraumes erzielen. Dagegen genießen insgesamt rund 93 Prozent der Eigentümerhaushalte steuerliche Vorteile. Die Lage der empirischen Verteilungsfunktionen läßt erkennen, daß die steuerliche Förderung der Eigentümer höher ausfällt, als die mögliche steuerliche Förderung von Mieterhaushalten im Fall des Kaufs einer eigenen Wohnung. Das arithmetische Mittel beträgt für Mieter 2.707 DM und für Eigentümer 4.334 DM.

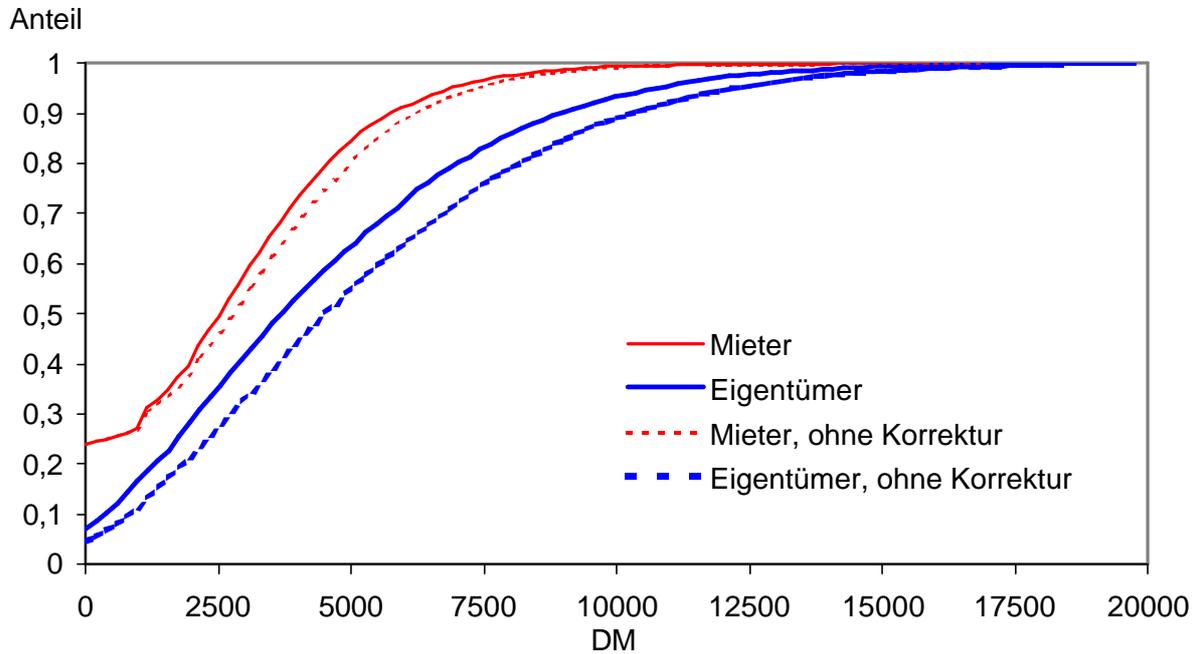
Abbildung 3.20: Empirische Verteilungsfunktion der gesamten Steuervorteile
- alle berücksichtigten Haushalte -



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

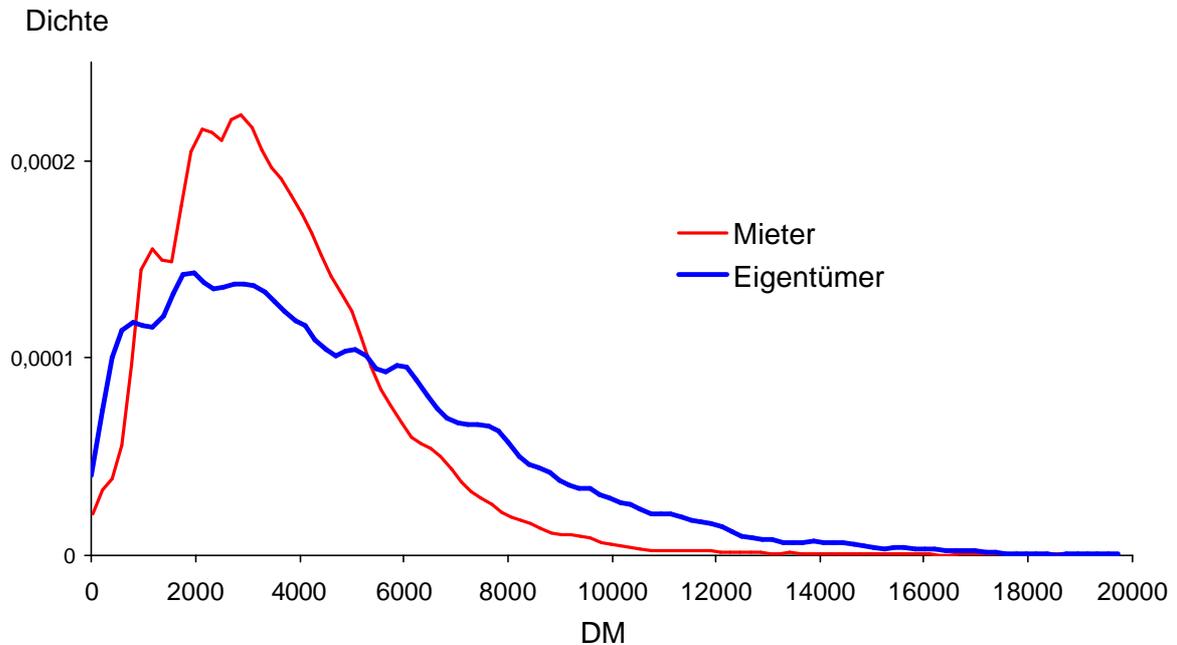
Wie oben erörtert, wurden die kalkulatorischen Mieten und die kalkulatorischen Verkehrswerte pauschal korrigiert. Welchen Einfluß diese pauschale Korrektur auf die Verteilung der Steuervorteile hatte zeigt die Abbildung 3.21. Sie enthält für beiden Besitzergruppen die Verteilungsfunktionen für die Situation mit und ohne Korrektur.

Abbildung 3.21: Vergleich der empirischen Verteilungsfunktionen der gesamten Steuervorteile mit und ohne Korrektur des Mietzinses
- alle berücksichtigten Haushalte -



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Verteilungsfunktionen wurden mit Histogrammen bestimmt, die 100 gleich breite Klassen aufweisen.

Abbildung 3.22: Empirische Dichten der gesamten Steuervorteile
- Haushalte mit positivem Steuervorteil -



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkungen: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 500 DM.

Da der Mietzins nach oben korrigiert wurde, fallen die Steuervorteile insgesamt geringer aus als ohne Korrektur. In der Abbildung ist dies an den mit durchgezogener Linie gezeichneten Verteilungsfunktionen zu erkennen, die links der mit gestrichelter Linie gezeichneten Verteilungsfunktionen - für den Fall des Verzichts auf die genannte Korrektur - liegen.

Abbildung 3.22 zeigt die Dichtefunktionen jener Haushalte mit positivem Steuervorteil. Hier fällt vor allem auf, daß der modale Bereich für die Mieterhaushalte weitaus ausgeprägter als jener der Eigentümer ist. Während nur wenige Mieter eine steuerliche Förderung oberhalb von etwa 6.000 DM erhalten würden, gibt es in diesem Bereich noch zahlreiche Eigentümer, die einen derart hohen Steuervorteil genießen.

Bezogen auf den Verkehrswert ergibt sich für Mieter- und Eigentümerhaushalte im Durchschnitt die in Abbildung 3.23 dargestellte Situation: Durch Abschreibungen und Baukindergeld würden Mieter im Durchschnitt eine Förderung von 1,5 Prozent des Verkehrswertes erhalten. Die Kapitalkostenkomponente wäre wegen der geringen Eigenkapitalausstattung vernachlässigbar gering. Eigentümer erhalten im Mittel mehr als 1 Prozent des Verkehrswertes als steuerliche Förderung durch die Steuerfreiheit der Kosten des gebundenen Eigenkapitals und im Mittel rund 1/4 Prozent aus Abschreibungen und Baukindergeld. Daß sich bei diesem Vergleich andere Relationen zwischen Mieter und Eigentümer ergeben als beim Vergleich der durchschnittlichen DM-Beträge liegt daran, daß der absolut höhere Steuervorteil für Eigentümer mit einem im Vergleich mit den Mieterhaushalten höheren durchschnittlichen Verkehrswert relativiert wird.

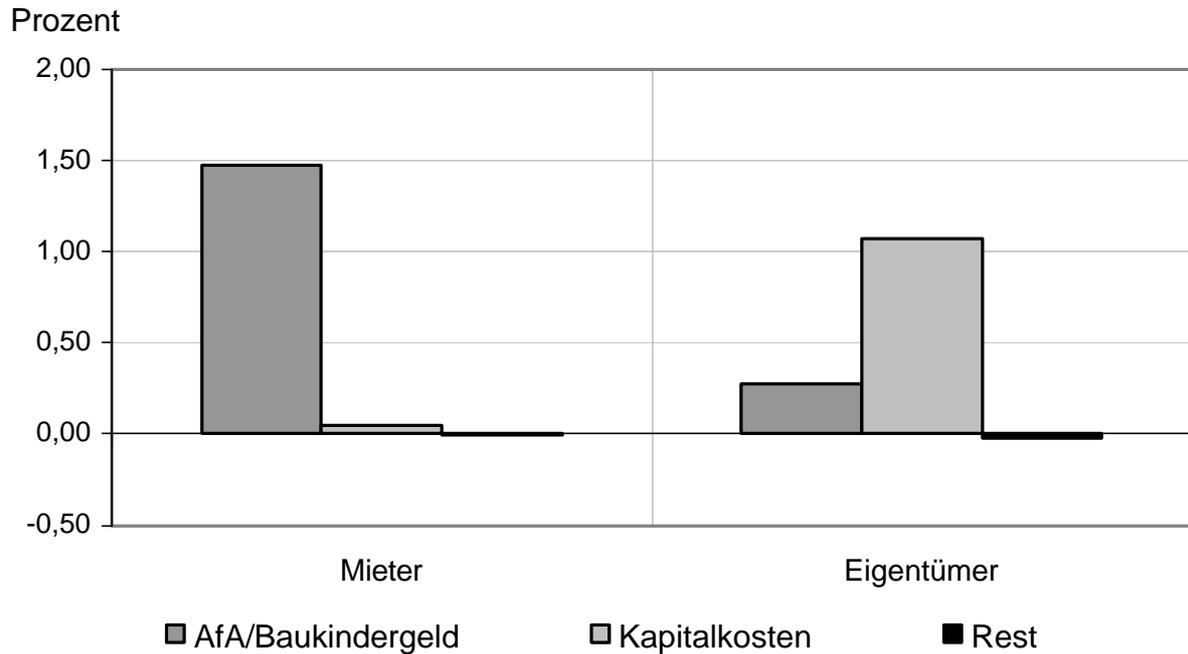
Hochgerechnet auf die berücksichtigten Eigentümerhaushalte beträgt die direkte staatliche Förderung durch Abschreibungen und Baukindergeld rund 4,16 Mrd. DM und einschließlich der Steuerfreiheit der Kapitalkosten rund 24,44 Mrd. DM. Gleichzeitig ergibt sich eine erhebliche Konzentration der Förderbeträge auf die oberen Einkommensgruppen. Berücksichtigt man nur die direkte Förderung, entfallen auf die oberen beiden Einkommensdezile 58 Prozent der gesamten Fördersumme (hier liegen 33 Prozent der Eigentümerhaushalte).¹⁷⁶ Auf die in den beiden unteren Nettoeinkommensdezilen liegenden 5,6 Prozent der Eigentümerhaushalte entfallen nur 0,34 Prozent der Fördersumme.

Unterstellt man für die Eigentümerhaushalte, die oben ausgeschlossenen wurden (v.a. Eigentümerhaushalte, die mehr als eine Wohnimmobilie besitzen) die gleichen Verhältnisse wie bei den berücksichtigten Eigentümerhaushalten, so resultieren Förderbeträge von insgesamt rund 8,45 Mrd. DM¹⁷⁷ bzw. 51,70 Mrd. DM.¹⁷⁸

¹⁷⁶ Auf die oberen drei Dezile entfallen 48 Prozent der Eigentümer und 76 Prozent der Fördersumme. An dieser Konzentration hat sich offenbar größenordnungsmäßig in den letzten Jahrzehnten wenig verändert: So ermittelt Gress für das Jahr 1973, daß auf die 42 Prozent der Haushalte mit den höchsten Nettoeinkommen 66 Prozent der Steuervorteile entfallen. Vgl. Gress (1983), S. 339 - 340.

¹⁷⁷ Vgl. die für das Jahr 1993 genannte Vergünstigungssumme von 8,2 Mrd. DM der Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 65.

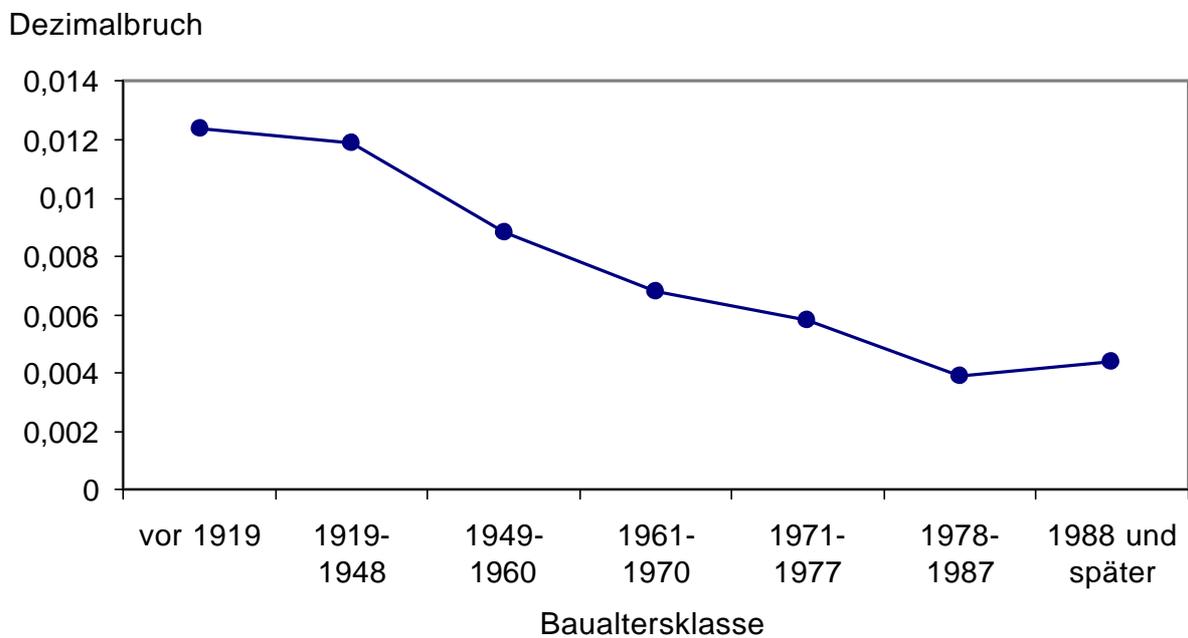
Abbildung 3.23: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

3.2.2.5. Erhaltungsaufwand und andere Kosten

Abbildung 3.24: Relation von Erhaltungsaufwand zu Verkehrswert für verschiedene Baualtersklassen



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

¹⁷⁸ Hochgerechnet mit den Länderfaktoren sind 6,54 Mio. Eigentümerhaushalte berücksichtigt, in der EVS dagegen 13,30 Mio. vertreten (Eigentümer mit alleinigem Haus- oder Wohnungsbesitz). Die genannte Abschätzung erfolgte durch Multiplikation mit dem Faktor $13,30 : 6,54 = 2,03$.

Die von den Eigentümerhaushalten getätigten Erhaltungsaufwendungen entstammen der Einnahmen- und Ausgabenrechnung. Durch Relativierung mit dem Verkehrswert läßt sich für die verschiedenen Baualterklassen ein relativer Erhaltungsaufwand bestimmen. Diese relativen Erhaltungsaufwendungen lassen sich dann auf den Verkehrswert anwenden. Es handelt sich dabei konzeptionell um mittlere Erhaltungsaufwendungen p.a. und nicht nur um jene des Kaufjahres, was auch dem Idealtyp entspricht. Es ergibt sich eine mit dem Baualter zunehmende Relation. Nur für die neuesten Bauten liegt die Relation etwas über der nächst älteren Baualterklasse, was durch "Nachbesserungen" in den ersten Jahren nach dem Bezug erklärt werden kann.

Nicht berücksichtigt werden die Steuervorteile durch Steuerfreiheit der Wertsteigerung des Wohnungsvermögens, die nicht bekannt sind.

3.2.3. Die verwendete Kostendifferenz und ihr Charakter als Rentabilitätsmaßzahl

Zu Beginn dieses Abschnitts wird die relative Kostendifferenz aus der Gegenüberstellung der oben ermittelten kalkulatorischen Miet- und Selbstnutzungskosten, relativiert mit dem Verkehrswert, ermittelt. Sie ist definiert als:

$$\Delta k = \frac{\text{Mietkosten} - \text{Selbstnutzungskosten}}{\text{Verkehrswert}}$$

Für Mieter entspricht sie der Differenz aus kalkulatorischen Mietkosten und potentiellen kalkulatorischen Selbstnutzungskosten im Falle des Kaufs der bewohnten Wohnung, relativiert mit dem kalkulatorischen Verkehrswert. Für Eigentümer ist es die Differenz aus potentiellen kalkulatorischen Mietkosten für den Fall, daß die eigene Wohnung angemietet würde und den kalkulatorischen Selbstnutzungskosten, relativiert mit dem kalkulatorischen Verkehrswert.

Ein positiver Wert dieser Größe zeigt an, daß die Mietkosten die Selbstnutzungskosten übersteigen und Eigennutzung der jeweiligen Wohnung vorteilhafter ist als die Miete. Andere Arbeiten zur Besitzformwahl verwenden ähnlich konstruierte Größen. Verwendung findet etwa ein Relativpreis der beiden Besitzformen (Relation von Miete zu Selbstnutzungskosten),¹⁷⁹ zwei Relativpreise¹⁸⁰ sowie die Wohnkosten beider Besitzformen in DM¹⁸¹.

Betrachtet man die Mietkosten als kalkulatorischen Wohnungsertrag und die Selbstnutzungskosten als kalkulatorische Kosten der Wohnungsnutzung, kann die Kostendifferenz anschaulich als kalkulatorische Wohnungsrendite nach Steuern und vor Wertsteigerungen

¹⁷⁹ Vgl. Hendershott (1980), S. 415 und Haurin/Hendershott/Wachter (1996).

¹⁸⁰ Vgl. Rosen (1979).

¹⁸¹ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988).

interpretiert werden. Zu beachten ist allerdings, daß neben den üblicherweise berücksichtigten Fremdkapitalkosten auch die Eigenkapitalkosten berücksichtigt sind.

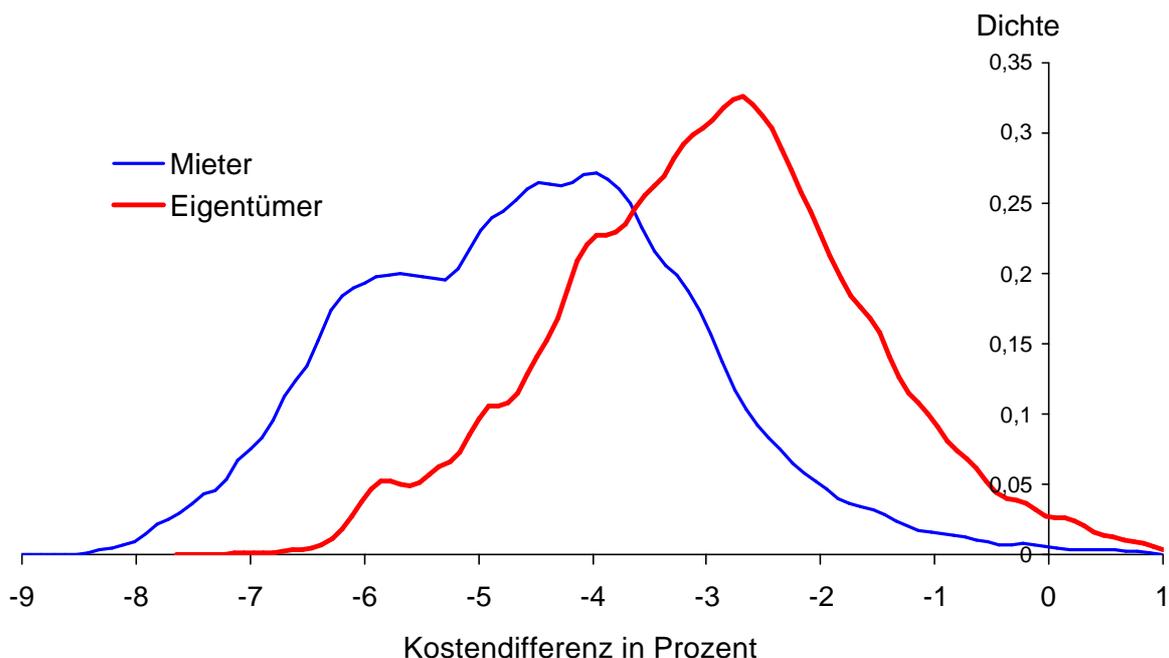
3.3. Besitzformwahl

In diesem Abschnitt wird untersucht, wie sich mit der im Vorabschnitt berechneten Kostendifferenz die von den Haushalten im Jahre 1993 gewählte Besitzform erklären läßt. Im Anschluß wird geprüft, ob durch den Einbezug weiterer relevanter bzw. in der Literatur berücksichtigter Einflußgrößen das Ergebnis verbessert werden kann.

3.3.1. Einfluß der Kostendifferenz

3.3.1.1. Deskriptive Ergebnisse

Abbildung 3.25: Verteilung der Kostendifferenz für Eigentümer- und Mieterhaushalte



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 0,25 Prozent.

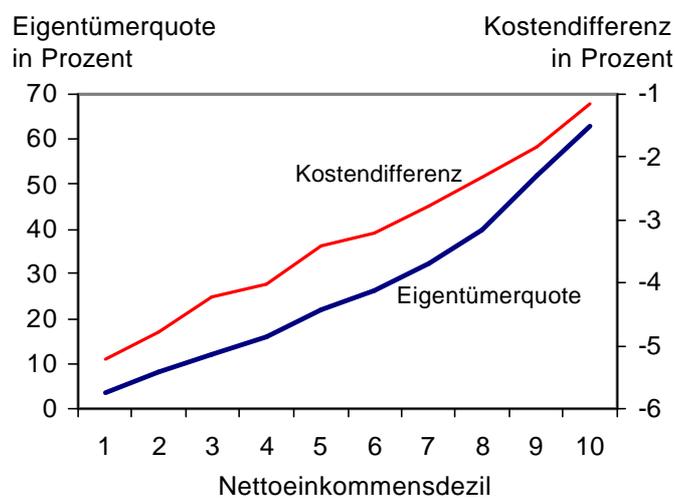
Die mittleren Kostendifferenzen sind für beide Besitzergruppen negativ. Für Mieterhaushalte beträgt sie -4,51 Prozent und für Eigentümerhaushalte -2,94 Prozent. Ohne Ansatz etwaiger Wertsteigerungen ist die Nachsteuer-Rendite von selbstgenutzten Wohnbauten damit negativ. Dies deckt sich mit den Befunden anderer Arbeiten, die zu vergleichbaren Ergebnissen kommen. Für Deutschland finden Behring, Börsch-Supan und Goldrian, daß "die laufenden Kosten der Wohneigentumsnutzung [...] doch erheblich höher [sind] als die Kosten einer Mietwohnung"¹⁸². Für Mieter fällt die Kostendifferenz um 1,76 Prozentpunkte niedriger aus

¹⁸² Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 123.

als für Eigentümer. Die Lage der beiden Verteilungen in Abbildung 3.25 läßt eine gute Trennung von Eigentümer- und Mieterhaushalten mit Hilfe der Kostendifferenz erwarten.

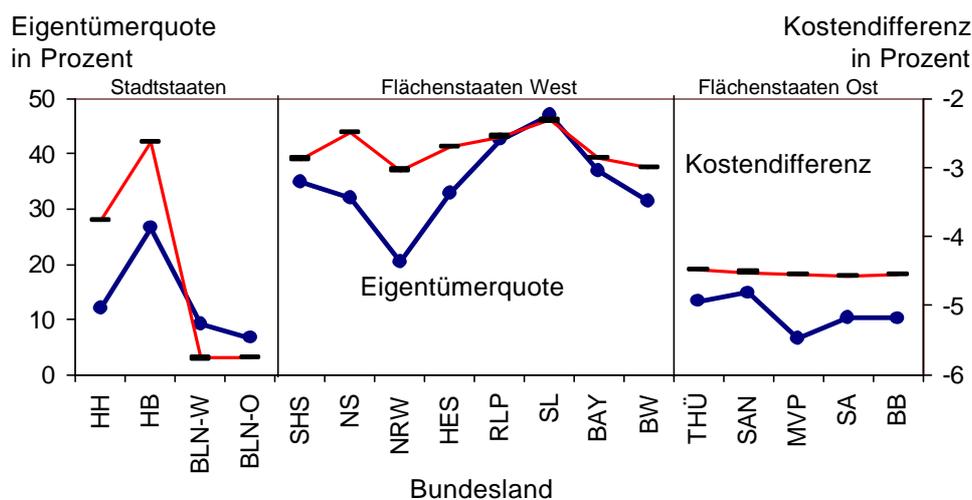
Abbildung 3.26 stellt für die Einkommensdezile die durchschnittlichen Eigentümerquoten und die durchschnittlichen Kostendifferenzen gegenüber.¹⁸³ Es zeigt sich eine deutliche Parallelität von Kostendifferenz und Eigentümerquote. In Abbildung 3.27 ist der gleiche Zusammenhang für die einzelnen Bundesländer und in Abbildung 3.28 für die verschiedenen Wohnlagen dargestellt. Auch hier zeigt sich, daß die Einheiten mit einer höheren Kostendifferenz im Durchschnitt auch eine höhere Eigentümerquote aufweisen.

Abbildung 3.26: Eigentümerquoten und mittlere Kostendifferenzen in den Nettoeinkommensdezilen (hochgerechnete Ergebnisse)



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Eigentümerquote und Kostendifferenz sind mit den Länderfaktoren hochgerechnet.

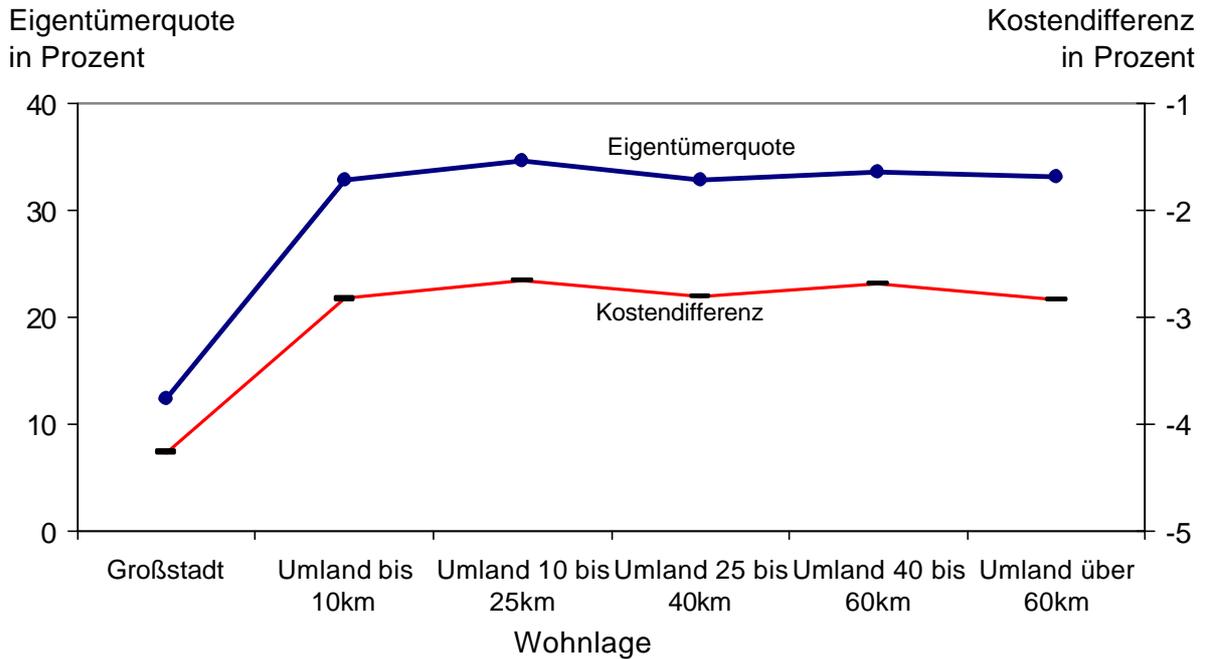
Abbildung 3.27: Eigentümerquoten und mittlere Kostendifferenzen in den Bundesländern (hochgerechnete Ergebnisse)



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Eigentümerquote und Kostendifferenz sind mit den Länderfaktoren hochgerechnet.

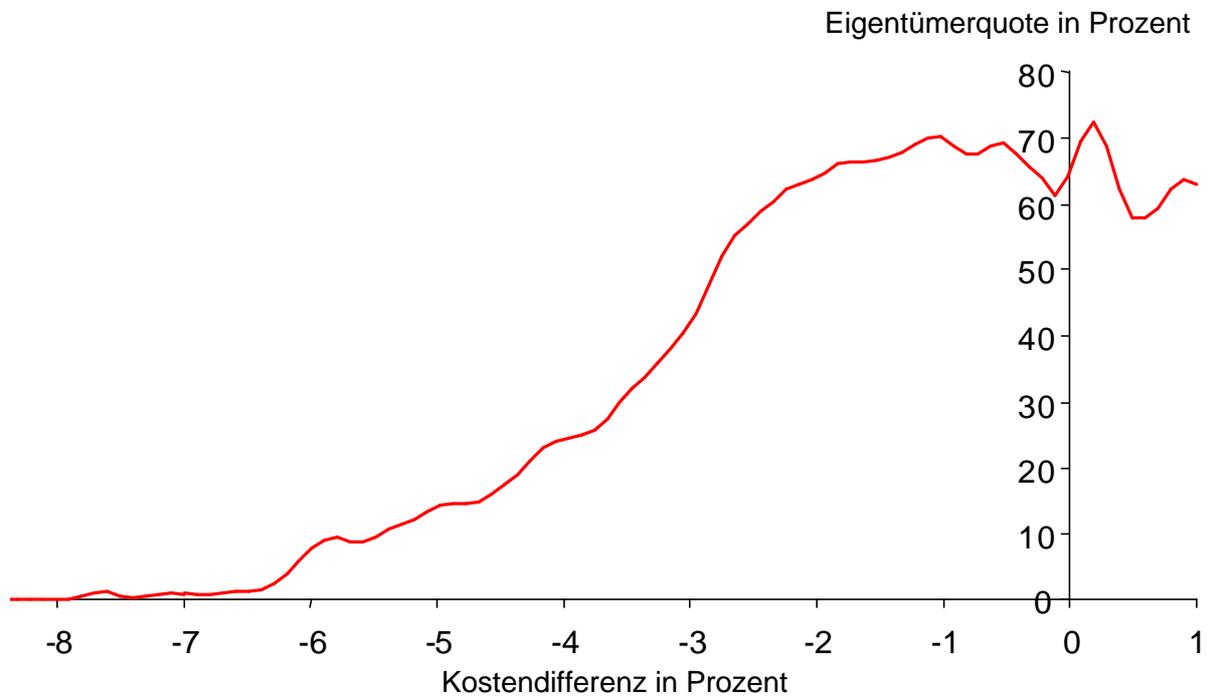
¹⁸³ Aus Gründen der Vergleichbarkeit mit der hochgerechneten Eigentümerquote, die in der betrachteten Teilgruppe 23,7 Prozent beträgt, wurden die Ergebnisse (mit den Länderfaktoren) hochgerechnet.

Abbildung 3.28: Eigentümerquoten und mittlere Kostendifferenzen in den Wohnlagen (hochgerechnete Ergebnisse)



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Eigentümerquote und Kostendifferenz sind mit den Länderfaktoren hochgerechnet.

Abbildung 3.29: Kernregressionsschätzung der Eigentümerquote in Abhängigkeit von der Kostendifferenz



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt ist eine Kernregressionsschätzung (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 0,25 Prozent.

In Abbildung 3.29 findet sich eine Kernregressionsschätzung der Eigentümerquote in Abhängigkeit von der Kostendifferenz. Abgesehen vom rechten Rand, wo die Singularitäten

der dort liegenden wenigen EVS-Haushalte in Erscheinung treten, zeigt sich ein S-förmiger Verlauf mit einem Wendepunkt etwas unterhalb einer Kostendifferenz von -3 Prozent.

3.3.1.2. Modellierung der Besitzwahlentscheidung in einem Logit-Modell

Die Wahl der Besitzform von Wohnungen ist ein typischer Anwendungsfall von Discrete Choice-Modellen. Während eine übliche Nachfragefunktion als abhängige Variable die Menge eines von einem Konsumenten nachgefragten Gutes enthält, verwenden Discrete Choice-Modelle als abhängige Variable eine nominale Variable, die anzeigt, für welche aus einer Menge von Alternativen sich der Konsument entschieden hat.¹⁸⁴ Bei der Besitzwahlentscheidung vorliegender Arbeit gibt es allein die beiden Alternativen Miete und Eigentum, so daß hier alleine binäre Discrete Choice-Modelle in Frage kommen.

In der vorliegenden Arbeit wird ein Logit-Modell zur Besitzwahl gewählt, das in Anhang 4 skizziert wird. Binäre endogene Variable y ist die Besitzform (0 Miete, 1 Eigentum). Die Wahrscheinlichkeit p_i , daß die endogene Variable y bei gegebenen Werten der erklärenden Variablen x_{ij} , $j=1, \dots, v$ und gegebenen Regressionsparametern b_j den Wert 1 annimmt, also die Besitzform Eigentum vorliegt, ergibt sich daher als:

$$p_i(y_i = 1) = \frac{e^{\sum_{j=0}^v b_j x_{ij}}}{1 + e^{\sum_{j=0}^v b_j x_{ij}}} = \frac{1}{1 + e^{-\sum_{j=0}^v b_j x_{ij}}}$$

Durch Anwendung der Logit-Funktion auf die Beobachtungseinheiten i gelangt man zu Schätzwerten für die Wahrscheinlichkeit p_i . Diese Wahrscheinlichkeiten werden benutzt, um die Einheiten den beiden Gruppen (Mieter und Eigentümer) zuzuordnen. Die Zuordnung geschieht mittels eines Schwellenwertes p^* . Liegt p_i oberhalb von p^* , so wird die Einheit i jener Gruppe zugeordnet, für die $y=1$ gilt. Im vorliegenden Fall ist dies die Gruppe der Eigentümer. Für die Wahl des Schwellenwertes sind die relativen Größen der beiden Gruppen in der Stichprobe maßgeblich. Bezeichnet h_1 die relative Häufigkeit von Stichprobeneinheiten mit $y=1$, so wird gewählt $p^* = h_1$.

¹⁸⁴ Zu den grundsätzlichen Konstruktionsprinzipien von Discrete Choice-Modellen vgl. etwa Börsch-Supan (1987), S. 12 - 17. Hier gibt es zwei Ansätze: Der erste Ansatz basiert auf der Spezifikation einer Nutzenfunktion des Konsumenten, der zweite erklärt die Kaufwahrscheinlichkeiten direkt durch eine bestimmte funktionale Beziehung. Es gibt einen Satz von Kompatibilitätsbedingungen, bei der Gültigkeit die Kompatibilität beider Ansätze garantiert ist.

Zum Charakter des gewählten Modells

Bei dem gewählten Modell handelt es sich um ein rein nachfrageseitiges Modell, da angebotsseitige Aspekte nicht berücksichtigt werden.¹⁸⁵ So läßt sich zwar mit den Modellergebnissen abschätzen, ob es für einen Haushalt bei gegebenen exogenen Variablen ökonomisch ratsam ist, die von ihm bewohnte oder eine vergleichbare Wohnung zu kaufen. Unberücksichtigt bleibt dabei aber, ob auf dem Wohnungsbestandsmarkt eine derartige Wohnung angeboten wird. Es kann zudem nicht auf die von den Haushalten gewünschten Besitzverhältnisse abgestellt werden, sondern alleine auf die tatsächlichen Besitzverhältnisse des Jahres 1993.¹⁸⁶

Aufgrund der Datenlage und der verwendeten Haushaltsfilter findet eine Beschränkung der Analyse auf ein ganz bestimmtes Marktsegment statt. So werden etwa keine Mehrfamilienhäuser betrachtet, die auch über eine vom Eigentümer des Hauses benutzte Wohnung verfügen.

Wegen der Verwendung reiner Querschnittsdaten enthält das Modell keine dynamischen Elemente. Da das Modell im Rahmen von alternativen Besteuerungsszenarien zum Einsatz kommt, bleiben mögliche Anpassungen aller Marktteilnehmer an die veränderten steuerlichen Rahmenbedingungen unberücksichtigt. Das Modell hat demzufolge auch keinen komparativ-statischen Charakter, das zunächst von einem im Gleichgewicht befindlichen Wohnungsmarkt ausgeht und sodann den „Sprung“ von diesem zum nächsten Gleichgewicht erfaßt und dabei alleine die Anpassungsvorgänge an sich nicht wiedergibt. Vielmehr stellen die Rechenergebnisse eine Art Primäreffekt dar, der vor Anpassung der Marktteilnehmer an die veränderten Rahmenbedingungen zu erwarten ist. So bleiben etwa bei einer steigenden Nachfrage nach eigengenutzten Wohnungen dabei zu erwartende steigende Verkehrswerte und steigende Finanzierungskosten, die wiederum das Verhalten der Haushalte beeinflussen, unberücksichtigt.

Die mit dem Logit-Modell berechnete Wahrscheinlichkeit ist die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein Haushalt in der eigenen Wohnung lebt, in Abhängigkeit von den Werten der berücksichtigten ökonomischen und soziodemographischen Variablen. Je weniger sich daher ein Mieterhaushalt gemessen an diesen Variablen von den Eigentümerhaushalten unterscheidet, umso eher wird für diesen auch die Besitzform „Eigentum“ vorhergesagt.

Die berechnete Wahrscheinlichkeit gibt dagegen nicht die Wahrscheinlichkeit dafür an, daß ein Haushalt die Besitzform wechselt. Ein solches Modell läßt sich mit der verwendeten Datenbasis auch nicht erstellen.¹⁸⁷ Für Deutschland läßt sich der Besitzformwechsel mit den

¹⁸⁵ Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 40.

¹⁸⁶ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 48.

¹⁸⁷ Vgl. hierzu Abschnitt 3.1.

Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP)¹⁸⁸ untersuchen. Unter Verwendung dieser Datenbasis zeigt sich für den Zeitraum von 1984 bis 1992, daß pro Jahr etwa 1 Prozent der betrachteten Mieterhaushalte (Paare und Familien) in eine eigene Wohnung überwechseln.¹⁸⁹ Singlehaushalte weisen demgegenüber eine geringere Mobilität auf.¹⁹⁰ Diese mittlere Übergangsrate darf als relativ hoch eingeschätzt werden, da der genannte Zeitraum in eine Phase expandierender Bauaktivität fällt (vgl. Abschnitt 2.2.1.1.1, der die Entwicklung der Baugenehmigungen behandelt).

Empirische Ergebnisse

Wird alleine die Kostendifferenz in Prozent als erklärende Variable in das Logit-Modell aufgenommen, so ergeben sich die folgenden Ergebnisse. Mehr als 70 Prozent der Haushalte werden mit diesem Modell richtig klassifiziert. Die Klassifikationsgüte ist mit anderen Modellen vergleichbar, die zum Teil mit mehreren exogenen Variable arbeiten. So erreichen Behring, Börsch-Supan und Goldrian mit den verwendeten Modellen unter Verwendung der Wohnungsstichprobe Klassifikationsgüten um 80 Prozent,¹⁹¹ Aebersold erreicht für die Schweiz über 70 Prozent.¹⁹²

*Tabelle 3.11: Logit-Modell zur Besitzwahl (1)
- ungewichtete Rechnung -*

Variable	<i>b</i>	<i>t</i>	<i>wald</i>	<i>df</i>	<i>r</i>
Konstante	1,64	40,74	4.155	1	
Kostendifferenz in Prozent	0,69	64,44	1.657	1	0,34

Klassifikationstabelle

Empirisch	Vorhersage		Korrekt Prozent
	Mieter	Eigentümer	
Mieter	14.846	6.358	70,0
Eigentümer	2.254	5.995	72,7

$n = 29.453$

Initial -2 Log Likelihood = 34.933

-2 Log Likelihood = 29.265

Chi-Square = 5.668

¹⁸⁸ Vgl. hierzu Hanefeld (1987).

¹⁸⁹ Vgl. Deurloo/Dieleman/Clark (1997), S. 324.

¹⁹⁰ Zu empirischen Befunden für die Niederlande vgl. Dieleman/Everaers (1994), S. 15 - 16.

¹⁹¹ Vgl. Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 213 - 214.

¹⁹² Vgl. Aebersold (1994), S. 169.

Im Hinblick auf die geplanten Besteuerungsszenarien kann für die Gruppe der fehlklassifizierten Mieter gesagt werden, daß diese sich bezogen auf die Kostendifferenz (also die Rentabilität im Fall des Kaufs der bewohnten Wohnung) nicht markant von den Eigentümerhaushalten unterscheiden. Der Kostenvergleich der Besitzformen Miete und Eigentum sollte hier den Kauf der selbst bewohnten Wohnung nicht verhindern, weil die Mehrzahl der Eigentümerhaushalte eine vergleichbare Kostendifferenz aufweisen. Die Höhe der Kostendifferenz erscheint also nicht nur geeignet, den im Jahre 1993 beobachteten Stand der Besitzwahl zu erklären, sondern enthält darüberhinaus auch "übergangsrelevante" Informationen.

3.3.2. Weitere Einflußgrößen der Besitzwahlentscheidung

Neben Rentabilitätsmaßzahlen, in der vorliegenden Arbeit als Kostendifferenz definiert, werden in der Literatur weitere Variablen diskutiert, die die Wahlentscheidung zwischen Miete und Eigentum bestimmen. Aufgrund der hier verwendeten Datenbasis können aber nicht alle Einflußkomplexe abgedeckt werden. Insbesondere fehlen in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 Variablen zu Ereignissen im Lebenszyklus von Haushalten wie etwa Heirat, Geburt eines Kindes, Umzug.¹⁹³ Diese Variablen kommen zur Erklärung eines beobachteten Besitzformwechsels in Betracht, der aber aufgrund der nicht mit hinreichender Sicherheit isolierbaren Haushalte, die in 1993 ihre eigene Wohnung gekauft haben, mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe nicht festzustellen ist. Für Deutschland darf aber von einem vergleichsweise geringen Einfluß derartiger Ereignisvariablen auf den Besitzformwechsel ausgegangen werden. Wie vergleichende empirische Studien zeigen, ist dieser Einfluß deutlich geringer als etwa in den Vereinigten Staaten.¹⁹⁴

3.3.2.1. Einkommen

In der Literatur wird in den meisten Besitzwahlmodellen neben einer Kosten- bzw. Rentabilitätsvariable auch das Einkommen des Haushalts berücksichtigt. Aus theoretischer Sicht ist allerdings die Begründung für die Berücksichtigung des Einkommens unklar. Denn mit steigendem Einkommen steigt zwar die nachgefragte Wohnraummenge, was aber zunächst unabhängig von der Besitzform der jeweiligen Wohnung sein sollte. Es wird denn auch von einem nur scheinbaren Zusammenhang zwischen Einkommen und Besitzform gesprochen, der u.a. aufgrund einer schlechten Operationalisierung der Kosten- bzw. Rentabilitätsvariable, sich mit steigendem Einkommen verändernden Präferenzen, Besteuerungseffekten¹⁹⁵ und der Nichtberücksichtigung von Finanzierungsrestriktionen zustandekommt.¹⁹⁶

¹⁹³ Vgl. Clark/Deurloo/Dieleman (1997), S. 9.

¹⁹⁴ Vgl. Deurloo/Dieleman/Clark (1997), S. 322.

¹⁹⁵ Vgl. Ioannides/Rosenthal (1994), S. 133.

¹⁹⁶ Vgl. Megbolugbe/Linneman (1993), S. 672.

Wegen des langfristigen Charakters der Besitzwahlentscheidung wird als Einkommensvariable oft ein zu schätzendes permanentes Einkommen verwendet.¹⁹⁷ Problematisch ist die Verwendung eines permanenten Einkommens allerdings zur Erklärung der Nachfrage nach Mietwohnungen.¹⁹⁸ Zur Überprüfung des Einkommenseinflusses wird in der vorliegenden Arbeit das laufende Haushaltsnettoeinkommen¹⁹⁹ ohne einmalige Transfers²⁰⁰ zusätzlich zur Kostendifferenz in die Besitzwahlgleichung aufgenommen. Damit wird mehr als bei Verwendung eines permanenten Einkommens der Liquiditätsaspekt betont. Der Parameter ist signifikant, der Einkommenseinfluß ist aber geringer als der der Kostendifferenz und die Klassifikationsgüte ist nur leicht erhöht.²⁰¹ Dies deutet auf eine gelungene Operationalisierung der Kostendifferenz hin.²⁰²

*Tabelle 3.12: Logit-Modell zur Besitzwahl (2)
- ungewichtete Rechnung -*

Variable	<i>b</i>	<i>t</i>	<i>wald</i>	<i>df</i>	<i>r</i>
Konstante	-0,20	-3,09	10	1	
Kostendifferenz in Prozent	0,51	43,03	1.852	1	0,23
Haushaltsnettoeinkommen (1000 DM)	0,019	32,88	1.082	1	0,18

Klassifikationstabelle

Empirisch	Vorhersage		Korrekt Prozent
	Mieter	Eigentümer	
Mieter	15.435	5.769	72,8
Eigentümer	2.202	6.047	73,3

n = 29.453

Initial -2 Log Likelihood = 34.933

-2 Log Likelihood = 28.089

Chi-Square = 6.844

3.3.2.2. Soziodemographische Variablen

Soziodemographische Variablen finden in der Besitzwahlliteratur auf verschiedene Weisen Verwendung. Die Begründung für deren Berücksichtigung ist vor allem in dem Befund zu

¹⁹⁷ Vgl. etwa Leeuw (1971), S. 1, und Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988).

¹⁹⁸ Behring/Goldrian (1991), S. 55, begründen dies mit der langfristigen Bindung, die typischerweise auch mit der Entscheidung, eine bestimmte Wohnung zu mieten, einhergeht.

¹⁹⁹ Ähnlich z.B. Maki (1993), S. 433.

²⁰⁰ Polinsky/Ellwood (1979), S. 202, versuchen durch Gruppenbildung die transitorischen Elemente aus dem Nettoeinkommen zu eliminieren.

²⁰¹ Ein, gemessen an den *t*-Werten, umgekehrtes Ergebnis findet Rosen (1979), S. 14.

²⁰² Vgl. Megbolugbe/Linneman (1993), S. 672.

sehen, daß Haushaltsgruppen mit verschiedenen soziodemographischen Charakteristika auch unterschiedliche Eigentümerquoten aufweisen.²⁰³ Um dieses Phänomen zu berücksichtigen gibt es zwei grundsätzliche Möglichkeiten. Die erste besteht darin, daß man vor der Schätzung des Besitzwahlmodells eine gruppenspezifische Korrektur von Eigentümerquoten um soziodemographische Faktoren vornimmt.²⁰⁴ Die zweite und öfter praktizierte Möglichkeit ist, die Besitzwahlgleichung um die soziodemographischen Variablen zu ergänzen.²⁰⁵

*Tabelle 3.13: Logit-Modell zur Besitzwahl (3)
- ungewichtete Rechnung -*

Variable	<i>b</i>	<i>t</i>	<i>wald</i>	<i>df</i>	<i>r</i>
Konstante	1,02	12,22	149	1	
Kostendifferenz in Prozent	0,59	47,97	2.301	1	0,26
Haushaltsnettoeinkommen (1000 DM)	0,019	30,91	955	1	0,17
Alter			1.619	12	0,21
bis unter 25	-3,31	-10,10	102	1	-0,05
bis unter 30	-2,48	-25,59	655	1	-0,14
bis unter 35	-1,79	-26,11	682	1	-0,14
bis unter 40	-1,31	-20,69	428	1	-0,11
bis unter 45	-1,04	-16,32	266	1	-0,09
bis unter 50	-1,00	-14,29	204	1	-0,08
bis unter 55	-0,86	-12,75	163	1	-0,07
bis unter 58	-0,59	-7,49	56	1	-0,04
bis unter 60	-0,44	-4,77	23	1	-0,02
bis unter 63	-0,14	-1,59	3	1	0,00
bis unter 65	0,00	0,03	0	1	0,00
bis unter 70	0,02	0,33	0	1	0,00

Klassifikationstabelle

Empirisch	Vorhersage		Korrekt Prozent
	Mieter	Eigent.	
Mieter	16.356	4.848	77,1
Eigentümer	1.766	6.483	78,6

n = 29.453

Initial -2 Log Likelihood = 34.933

-2 Log Likelihood = 26.134

Chi-Square = 8.799

²⁰³ Vgl. Hendershott (1980), S. 403 - 404.

²⁰⁴ Vgl. Hendershott (1980), S. 404.

²⁰⁵ Vgl. etwa Jones (1990), S. 428, und Ioannides/Rosenthal (1994), S. 133.

In der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 finden sich eine ganze Reihe soziodemographischer Merkmale. In Versuchsrechnungen wurde das obige zweite Logit-Modell zur Besitzwahl um relevante soziodemographische Variablen ergänzt. Dabei ließ sich unter Hinzunahme der Altersvariable (Alter des Haushaltsvorstandes in Größenklassen) die beste Klassifikationsverbesserung erzielen.

Die Einflußrichtung der Altersparameter ist plausibel und der Parameterwert fällt von den alten zu den jungen Haushalten. Dies deckt sich mit Befunden anderer Arbeiten, die ebenfalls eine klare Einflußrichtung des Altersparameters finden.²⁰⁶ Der Verlauf der geschätzten Altersparameter weist zudem eine Nichlinearität auf, die durch den Einbezug des Alters als metrische Variable nicht hätte aufgedeckt werden können.

Durch die Aufnahme weiterer Variablen wie Haushaltstyp, Kinderzahl²⁰⁷ oder Bildungsabschluß ließ sich keine merkliche Verbesserung der Klassifikation erreichen. Insgesamt deuten diese Befunde auf eine gelungene Operationalisierung der Kostendifferenz hin, die eine Reihe soziodemographischer Informationen enthält. So ist letztlich der Haushaltstyp über den Splittingfaktor erfaßt und die Zahl der Kinder über das Baukindergeld.

Es kann daher "eine Dominanz der demographischen und sozio-ökonomischen Eigenschaften des Haushaltes bei der Entscheidung zwischen Miete und Eigentum"²⁰⁸ für die deutschen EVS-Haushalte des Jahres 1993 nicht bestätigt werden.²⁰⁹ Auch dies deutet auf eine sorgfältige Operationalisierung der Kostendifferenz hin, die unter weitgehendem Verzicht auf Mittelwerte bzw. typische Werte durchgeführt werden konnte.

Klassifikationsgüte im Detail

Die Abbildungen 3.30 und 3.31 beschreiben die Klassifikationsgüte der Logit-Modelle (2) und (3) im Detail. In Abbildung 3.30 ist der Anteil der richtig klassifizierten Mieter- und Eigentümerhaushalte in den Bundesländern dargestellt. Auffällig ist, daß die ostdeutschen Eigentümerhaushalte mit beiden Modellen sehr schlecht vorhergesagt werden. Das liegt vermutlich am "Alteigentümerstatus" vieler dortiger Eigennutzer, der nur bedingt von ökonomischen Kalkülen abhängig ist. In den westdeutschen Stadt- und Flächenstaaten beträgt

²⁰⁶ Vgl. Rosen (1979); S. 14- 15, und Linneman/Wachter (1989), S. 402.

²⁰⁷ Unplausible Vorzeichen einer Kindervariable findet Rosen (1979), S. 15. Einen nur geringen Einfluß der Kinderzahl finden Behring/Börsch-Supan/Goldrian (1988), S. 224 - 225.

²⁰⁸ Aebersold (1994), S. 176. Aebersold untersucht die Besitzwahlentscheidung von schweizer Haushalten. Einerseits interpretiert Aebersold dieses Ergebnis dahingehend, daß die berücksichtigten Variablen die Präferenzen des Haushalts repräsentieren, was aber eigentlich keine Ergebnisinterpretation darstellt, sondern Anlaß war, diese Variablengruppe in die Schätzggleichung mit aufzunehmen. Andererseits deutet er die Variablengruppe aber auch als Proxies des Finanzvermögens, das in der von Aebersold verwendeten Datenbasis nicht verfügbar war, da etwa für Haushalte mit jungem Haushaltsvorstand in der Regel eine geringe Ausstattung mit Eigenmitteln angenommen werden kann. Vgl. Aebersold (1994), S. 176.

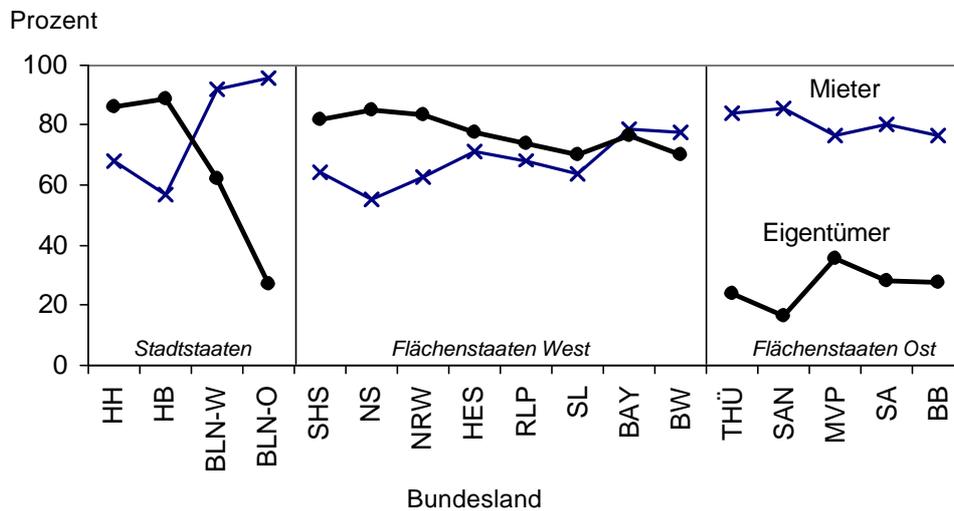
²⁰⁹ Anders Behring/Goldrian (1991), S. 57.

dagegen die Klassifikationsgüte mindestens 55 Prozent in Modell (2) und mindestens 64 Prozent in Modell (3).

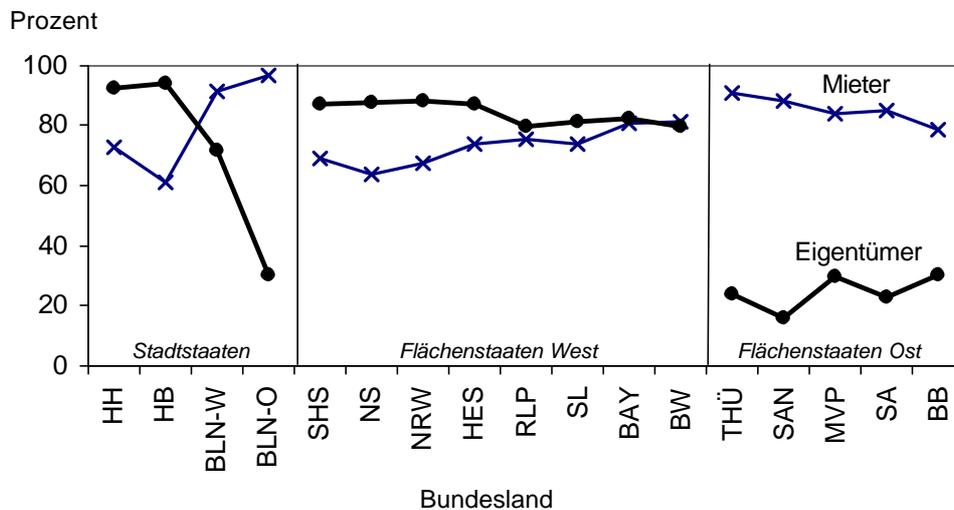
Abbildung 3.31 zeigt den gleichen Sachverhalt für die Nettoeinkommensdezile. In beiden Modellen kommt es zu einer monoton abnehmenden Klassifikationsgüte der Mieterhaushalte. Die Motive höherverdienender Haushalte, zur Miete zu wohnen, lassen sich offenbar durch die berücksichtigten Variablen nur schlecht fassen. Zu denken ist hierbei etwa an die räumlichen Mobilitätsanforderungen von Haushalten mit höherem Einkommen, die sich mit einer Mietwohnung eher erfüllen lassen als mit einem Eigenheim oder einer eigenen Wohnung. Logit-Modell (3), das eine Altersvariable enthält, ergibt insbesondere eine bessere Klassifikationsgüte der einkommensschwachen Eigentümerhaushalte.

Abbildung 3.30: Mit den Logit-Modellen (2) und (3) richtig klassifizierte Haushalte nach Bundesländern

a) Logit-Modell (2)

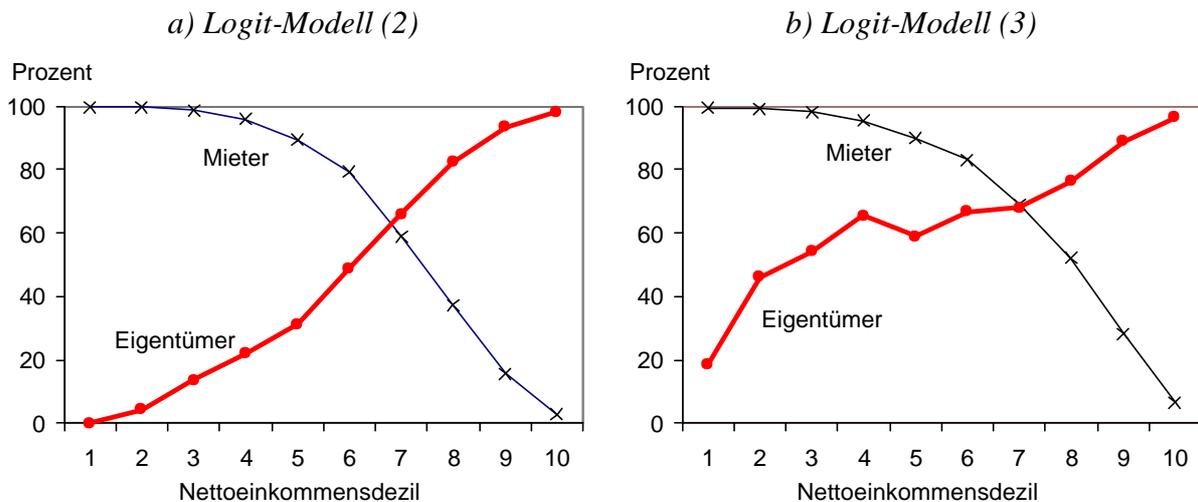


b) Logit-Modell (3)



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Abbildung 3.31: Mit den Logit-Modellen (2) und (3) richtig klassifizierte Haushalte nach Nettoeinkommensdezilen



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

3.3.2.3. Finanzierungsrestriktionen

Um die Erklärung der Besitzformwahl im Hinblick auf eventuell vorhandene Finanzierungsrestriktionen zu kontrollieren geht man in der Literatur in Abhängigkeit des Informationsgehaltes der verwendeten Datenbasis unterschiedliche Wege.

Ein erster Weg besteht in einer stochastischen Modellierung der Restriktionen indem sogenannte Rationierungswahrscheinlichkeiten in das Besitzwahlmodell aufgenommen oder mit diesem zu einem simultanen Modell kombiniert werden. Geht man von gleichen Rationierungswahrscheinlichkeiten aller Haushalte aus, so lassen sich diese als zu schätzende Parameter in das Besitzwahlmodell aufnehmen.²¹⁰ Durch die stochastische Modellierung werden zwar - bei Gültigkeit der Modellannahmen - sämtliche Rationierungsursachen abzubilden versucht. Diese werden aber nicht explizit offengelegt. Läßt man die Annahme gleicher Rationierungswahrscheinlichkeiten fallen und versucht diese durch Charakteristika des Haushalts und der Wohnung zu erklären, gelangt man zu einem simultanen Modell. Die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein Haushalt Eigentümer ist, ergibt sich dann als Produkt folgender beider Wahrscheinlichkeiten:²¹¹

- der Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein Haushalt Eigentum wünscht (wird mit der Besitzwahlgleichung bestimmt) und
- der Wahrscheinlichkeit dafür, daß der Haushalt nicht rationiert ist (wird aus einer Rationierungsfunktion bestimmt).

²¹⁰ Vgl. King (1980), S. 151.

²¹¹ Vgl. Henderson/Ionannides (1986), S. 223 - 224.

Ein zweiter Modellierungsweg besteht darin, aufgrund haushaltsspezifischer Vermögens- und Einkommensdaten Finanzierungsrestriktionen als Ausschlußregeln zu formulieren und die Besitzformgleichung um entsprechende Maßzahlen zu ergänzen. Zwei Arten von Finanzierungsrestriktionen stehen dabei im Vordergrund:²¹²

- (1) Beschränkungen des Zugangs von Haushalten zur Hypothekenfinanzierung.²¹³
- (2) Die Liquiditätsbelastung der Haushalte, die im Falle eines Wohnungskaufes vor allem durch die laufende Fremdkapitalbedienung entsteht.²¹⁴

Im Zusammenhang mit der Zugangsrestriktion ist davon auszugehen, daß Mieter nur Zugang zu einer Hypothekenfinanzierung erhalten, wenn sie über ein Mindestmaß an Eigenkapitalausstattung verfügen. Im Allgemeinen ist dabei davon auszugehen, daß der Eigenkapitalanteil 20 Prozent nicht unterschreitet.²¹⁵ Die in empirischen Arbeiten praktizierte Vorgehensweise ist die folgende: Meist wird eine Dummyvariable konstruiert, die anzeigt, ob der Eigenkapitalanteil des jeweiligen Haushalts einen bestimmten Schwellenwert überschreitet.²¹⁶ Diese Dummy wird dann als zusätzliche Exogene in die Besitzwahlgleichung aufgenommen. Ein signifikanter (negativer) Parameterwert wird dann als Indiz für die Existenz dieser Finanzierungsrestriktion gewertet. Restringierte Haushalte weisen dann eine signifikant geringere Neigung zur Besitzform „Eigentum“ auf.

Auch die Restriktion, die sich aus der Liquiditätsbelastung der Haushalte ergibt, wird in empirischen Arbeiten zur Besitzwahlanalyse methodisch ähnlich behandelt. Entweder werden ebenso Dummyvariablen konstruiert, die an einer maximalen Belastungsquote des Haushaltseinkommens ansetzen,²¹⁷ oder es werden entsprechende metrische Indikatoren in die Besitzwahlgleichung aufgenommen.²¹⁸

Im Grundsatz deckt sich diese Vorgehensweise mit jener anderer Arbeiten, die den Einfluß von Liquiditätsrestriktionen auf das Investitionsverhalten von Unternehmen untersuchen.²¹⁹ Ein Unterschied besteht jedoch darin, daß eine derartige Finanzierungsrestriktion für die betroffenen Mieterhaushalte nicht nur eine Beschränkung sondern einen echten Ausschluß darstellen. Die Neigung zu Eigentum sinkt nicht nur, sondern fällt auf Null, bzw. „muß“ auf Null fallen, da Kreditinstitute den Kauf einer eigenen Wohnung in diesem Fall in der Regel

²¹² Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 247 - 248.

²¹³ Vgl. etwa Linneman/Wachter (1989), S. 389.

²¹⁴ Vgl. etwa Maki (1993), S. 430.

²¹⁵ Vgl. Linneman/Wachter (1989), S. 391.

²¹⁶ Vgl. Linneman/Wachter (1989), S. 391. Ähnlich, wenn auch mit anderem Schwellenwert für den Eigenkapitalanteil, Haurin/Hendershott/Wachter (1996), S. 3 - 4.

²¹⁷ Vgl. Linneman/Wachter (1989), S. 391. Die Autoren wählen als Schwellenwert 28 Prozent des Haushaltseinkommens.

²¹⁸ Maki (1993), S. 433, wählt als Liquiditätsindikator die Bestandsgröße „Nettovermögen“ und nimmt sie neben dem Einkommen, dem Alter und weiterer Variablen in die Besitzwahlgleichung auf. Analog Jones (1990), S. 425 - 426 und Ioannides/Rosenthal (1994), S. 132 - 133.

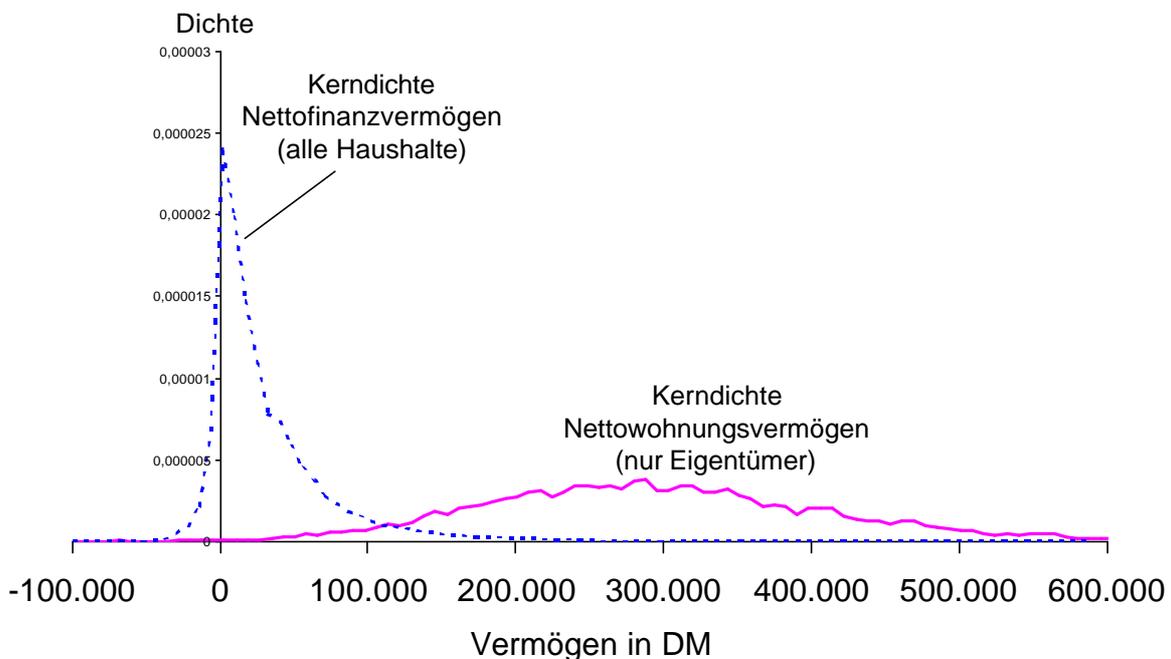
²¹⁹ Vgl. etwa Fazzari/Hubbard/Peterson (1988), Hoshi/Kashyab/Scharfstein (1991) und Behr/Bellgardt (1998, 2000).

nicht finanzieren. In Investitionsmodellen wird dagegen festgestellt, daß restringierte Einheiten, bei gegebenen Werten der Einflußgrößen, einen geringeren Betrag an Investitionsausgaben tätigen. Ebenso ist einsichtig, daß Eigentümerhaushalte von einem derartigen Ausschluß per definitionem nicht betroffen sein können, da sie ja bereits über die Besitzform „Eigentum“ verfügen, die Wahlentscheidung offenbar nicht von der Ausschlußrestriktion betroffen war. Auch sind hier die (unbekannten) Finanzierungsverhältnisse des Erwerbsjahres maßgeblich, nicht jene des Jahres 1993.

Bei der Berücksichtigung des Nettovermögens als weitere Exogene ist zudem nicht sichergestellt, ob damit tatsächlich eine Finanzrestriktion berücksichtigt wird oder ob allein eine Vermögensstrukturvariable in die Besitzwahlgleichung eingebaut wird, da Haushalte mit hohem Nettovermögen auch häufiger eine eigene Wohnung bewohnen als Haushalte mit geringem Nettovermögen.

Dies soll nachfolgend anhand der EVS-Daten näher betrachtet werden. Dazu wird das Nettovermögen der Haushalte in zwei Komponenten aufgespalten: das Nettofinanzvermögen und das Nettowohnungsvermögen. Das Nettofinanzvermögen errechnet sich aus der Summe des gesamten Finanzvermögens des Haushalts abzüglich der Restschuld an Konsumentenkrediten. Das Nettowohnungsvermögen berechnet sich aus dem kalkulatorischen Verkehrswert der von Wohnungseigentümern bewohnten Immobilie (Eigentumswohnung oder Haus) abzüglich der Restschuld an Hypothekendarlehen.

Abbildung 3.32: Verteilung des Nettovermögens und Besitzform



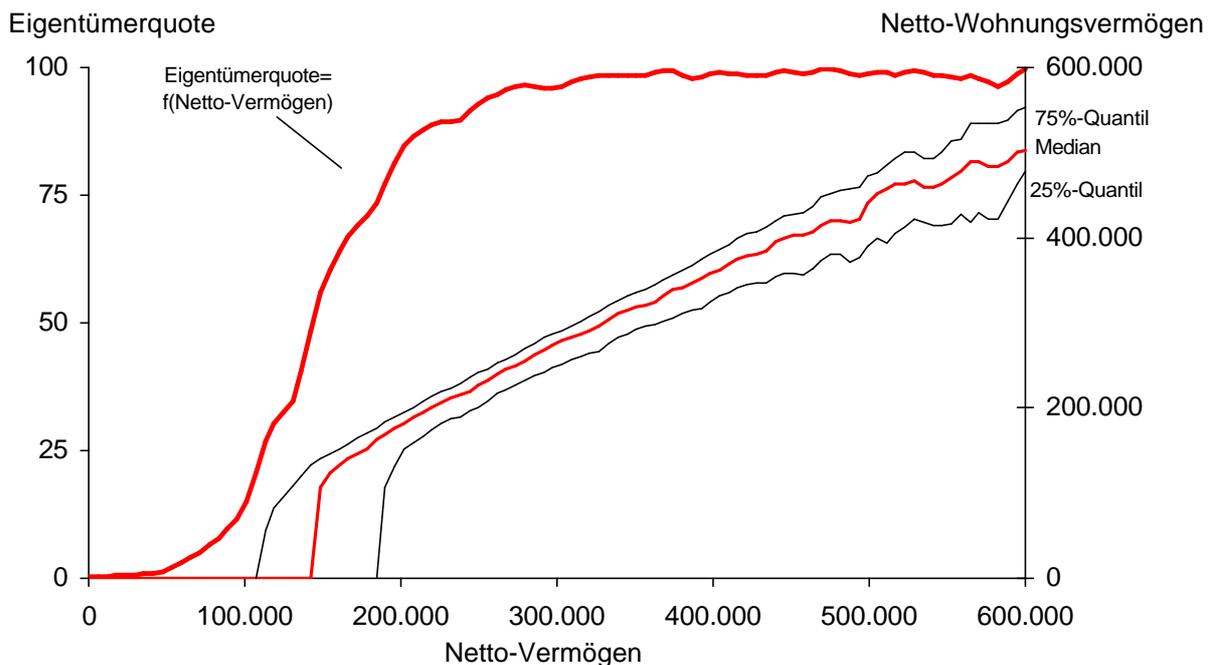
Quellen: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkungen: Die Bandweite der Kerndichteschätzungen und der Kernregressionsschätzungen beträgt jeweils 7.500 DM.

In der Abbildung 3.32 sind die Verteilungen beider Komponenten wiedergegeben. Das Nettofinanzvermögen (von Mietern und Eigentümern) ist ausgesprochen linkssteil verteilt mit

einem Modus etwas oberhalb von 0 DM. Das Nettowohnungsvermögen der Eigentümerhaushalte streut weit und weist einen modalen Bereich zwischen etwa 250.000 und 350.000 DM auf. Auffällig ist, daß beide Verteilungen deutlich getrennt sind: Einerseits gibt es wenige Haushalte, deren Nettofinanzvermögen größer als 100.000 DM ist, andererseits gibt es kaum Nettowohnungsvermögenswerte unter 100.000 DM.²²⁰

Das Nettowohnungsvermögen ist daher in hohem Maße von dem Nettovermögen abhängig.²²¹ Dieser Zusammenhang ist in Abbildung 3.33 verdichtet. Hier finden sich Kernquantilschätzungen²²² des Nettowohnungsvermögens (rechte Ordinate) in Abhängigkeit vom Nettovermögen.²²³ Die deutliche Steigung und der geringe Abstand der beiden Kernquartile weisen auf einen deutlichen Zusammenhang beider Größen hin: Je höher das Nettovermögen, umso präsenter ist dann auch das Nettowohnungsvermögen im Vermögensportfolio der Haushalte.

Abbildung 3.33: Zusammenhang zwischen Nettovermögen, Nettowohnungsvermögen und Eigentümerquote
- Kern- und Kernquantilsregressionen -



Quellen: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkungen: Die Bandweite der Kern- und Kernquantilsregressionen ist 15.000 DM. Dargestellt sind die bedingten 25-, 50- und 75 Prozent-Quantile des Nettowohnungsvermögens und die Eigentümerquote (Anteil der selbstnutzenden Eigentümer an allen in der Besitzformanalyse berücksichtigten Haushalte).

²²⁰ Zu beachten ist hierbei, daß hier nur die in der Besitzwahlanalyse vertretenen Haushalte berücksichtigt sind. Neben den Haushalten mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von mehr als 35.000 DM, die in der EVS nicht repräsentiert sind, mußten bekanntlich auch jene Haushalte ausgeschieden werden, die Eigentümer von mehr als nur der selbstbewohnten Wohnung sind.

²²¹ Vgl. dazu auch Schломann (1992), S. 139.

²²² Vgl. Anhang 2.

²²³ Die Zahl der Haushalte mit negativem Nettovermögen ist klein. Sie sind daher hier weggelassen worden.

Die Abbildung enthält auch eine Kernregressionsschätzung der Eigentümerquote (linke Ordinate) in Abhängigkeit des Nettovermögens. Hier zeigt sich der deutliche Anstieg der Eigentümerquote bei einem 100.000 DM übersteigenden Nettovermögen. Grund für diese deutliche Abhängigkeit ist eine mit steigendem Nettovermögen sich ergebende Vermögensdiversifikation.

Nimmt man in einem einfachen Logit-Modell der Besitzformwahl alleine das Nettovermögen als exogene Variable auf, gelangt man denn auch in beiden Besitzergruppen (Mieter und Eigentümer) zu einer Klassifikationsgüte von fast 100 Prozent. Andere Arbeiten stellen einen derartig dominanten Einfluß des Nettovermögens nicht fest. Maki etwa findet einen signifikanten Einfluß des Nettovermögens und deutet dies als das Vorliegen von Finanzierungsrestriktionen.²²⁴ Dabei muß allerdings kritisiert werden, daß die Nettovermögensvariable aus der von ihm verwendeten Datenquelle nur sehr unzureichend bestimmt werden konnte.

Wegen der geschilderten Befunde wird auf eine Berücksichtigung des Nettovermögens verzichtet und eine andere Vorgehensweise zur Erfassung möglicher Finanzierungsrestriktionen gewählt, die den Zielen der in Abschnitt 3.4 beabsichtigten Besteuerungsszenarien gerecht wird (vgl. Abschnitt 3.3.2.4).

3.3.2.4. Konsequenzen für die weitere Arbeit

Im nachfolgenden Abschnitt 3.4 werden Besteuerungsszenarien durchgeführt, mit denen untersucht werden soll, wie sich eine alternative steuerliche Behandlung selbstgenutzten Wohneigentums auf die Besitzformwahl auswirkt. Neben fiskalischen Aufkommensaspekten wird dabei v.a. eine Mietergruppe interessieren, für die der Kauf der eigenen Wohnung in Frage kommt. Diese Gruppe entspricht dem Idealtyp nach dem in der Literatur verbreiteten Begriff des "Schwellenhaushalts",²²⁵ der aber selten klar operationalisiert wird. Diese Gruppe wird in zwei Schritten abgegrenzt. Zunächst wird mit einem oben geschätzten Logit-Modell die Mietergruppe ermittelt, deren aktuelle Besitzform falsch vorhergesagt wird. Sodann wird das eventuelle Vorliegen von Kaufrestriktionen durch geeignete Filter berücksichtigt, was zu einer entsprechenden Verkleinerung dieser Mietergruppe beiträgt.

Die Verwendung des oben bestimmten Logit-Modells (3) (vgl. Abschnitt 3.3.2.2) erscheint wegen der enthaltenen Altersvariable für den vorgenannten Zweck problematisch. Das Modell erklärt den Stand der Besitzformwahl im Jahre 1993. Die Altersvariable erfaßt hierbei die kumulierten Übergänge von Miete zu Eigentum, nicht die Übergangswahrscheinlichkeit von Miete zu Eigentum im Jahre 1993. Bedenkt man, daß die Übergänge von Miete zu Eigentum die umgekehrten Übergänge bei weitem überwiegen, ergibt sich selbst im extremen Fall

²²⁴ Vgl. Maki (1993), S. 433.

²²⁵ Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 330 und Zehnder (1998), S. 260.

gleicher Übergangswahrscheinlichkeiten aller Altersgruppen, daß die älteren Haushalte im Durchschnitt öfter in der eigenen Wohnung leben als die jüngeren Haushaltsgruppen, weil sie in einer größeren Zahl von Jahren die "Chance zum Besitzformwechsel" hatten.

In den anstehenden Besteuerungsszenarien wird versucht, eine Mietergruppe zu isolieren, für die der Kauf der selbst bewohnten Wohnung in Frage kommt. Hierbei spielt zwar die Rentabilität dieses möglichen Kaufs und das Einkommen des Haushalts eine Rolle. Zur Vorhersage der Besitzform wird daher das oben geschätzte Logit-Modell (2) verwendet, dessen Klassifikationsgüte hinreichend erscheint. Insbesondere bei der Klassifikationsgüte der hier besonders interessierenden Mieterhaushalte unterscheiden sich beide Modelle nicht gravierend (vgl. dazu Abschnitt 3.3.2.2 mit den Abbildungen 3.30 und 3.31).

Bezogen auf das Alter hängt aber ein tatsächlicher Besitzformwechsel in starkem Maß davon ab, ob der Haushalt in der besitzform-mobilen Altersklasse liegt. Aus Panelstudien für Deutschland weis man, daß die höchste Besitzformmobilität im Alter zwischen 25 und 45 Jahren liegt,²²⁶ was unten entsprechend berücksichtigt wird.

Durch Filtervariablen soll nun von der Gruppe der Mieter, für die „Eigentum“ vorhergesagt wird, jene Gruppe abgespalten werden, die als nicht kaufrestringiert eingestuft wird. Ob eine Gruppe kaufrestringiert ist, wird mittels der Kombination einer Finanzierungsregel und einer Variable bestimmt, die die Selbsteinschätzung der wirtschaftlichen Lage des Haushalt wiedergibt. Die Finanzierungsregel lautet: „Eigenkapitalquote beträgt mindestens 20 Prozent“.²²⁷ Bei der Selbsteinschätzung der wirtschaftlichen Lage des Haushalt wird auf einen entsprechenden Variablensatz der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe abgestellt.²²⁸ Dabei handelt es sich um die rangskalierten Merkmale „Auskommen mit dem Einkommen“ (sehr gut bis sehr schwer), „Gegenwärtige wirtschaftliche Situation“ (sehr wohlhabend bis minderbemittelt), „Lebensstandard gegenüber dem Vorjahr“ (deutlich verschlechtert bis deutlich verbessert) und „Verzögerung von Miet-, Strom-, Gas- und Wasserzahlungen“ (nie, oft, manchmal). Für Mieterhaushalte, die entweder

- ein eher schweres bis sehr schweres Auskommen mit dem Einkommen haben oder
- ihre gegenwärtige wirtschaftliche Situation eher minderbemittelt bis minderbemittelt einstufen oder
- deren Lebensstandard sich gegenüber dem Vorjahr eher verschlechtert bis deutlich verschlechtert hat oder
- bei denen es oft oder manchmal zu Verzögerungen bei Miet-, Strom-, Gas- und Wasserzahlungen kam

²²⁶ Vgl. Clark/Deurloo/Dieleman (1997), S. 14.

²²⁷ Ohne eine Mindesteigenkapitalausstattung ist eine Eigenheimfinanzierung nicht möglich. Vgl. Grossmann (1996), S. 615.

²²⁸ Vgl. Statistisches Bundesamt (1998b), S. 30 - 31.

wird davon ausgegangen, daß eine durch einen möglichen Wohnungskauf entstehende Belastung nicht verkraftet werden kann.

Von der so gewonnenen Mietergruppe wird schließlich noch jene Teilgruppe ausgewählt, die in der besitzformmobilen Altersgruppe liegt, deren Haushaltsvorstand also ein Alter zwischen 25 und 45 Jahren hat. Die verbleibende Mietergruppe

- weist im Hinblick auf Kostendifferenz und Nettoeinkommen keinen markanten Unterschied zu den Eigentümern auf (Klassifikation gemäß Logit-Modell (2)),
- ist nicht kaufrestringiert und
- befindet sich in der besitzformmobilen Altersklasse.

Sie wird nachfolgend als Gruppe der *potentiellen Neueigentümer* bezeichnet.

3.4. Besteuerungsszenarien

3.4.1. Vorgehensweise

In der Literatur wird der Gewährung von Steuervorteilen ein hoher Stellenwert bei der Erhöhung der Eigentümerquote eingeräumt.²²⁹ Die Steuervorteile selbstgenutzten Wohnungseigentums stellen eine wichtige Komponente der in den Vorabschnitten berechneten Kostendifferenz dar. Nachfolgend werden drei Szenarien untersucht: (1) Die Eigenheimzulage, die seit 1996 angewandte Regelung, (2) der Schuldzinsabzug und (3) die Investitions- gutlösung, die an einer Gewinn- und Verlustrechnung des Eigentümers ansetzt.

Für jedes der Szenarien wird die in den Vorabschnitten verwendete Kostendifferenz auf Grundlage der unterstellten alternativen steuerlichen Regelung neu berechnet. Mit dieser neu berechneten Kostendifferenz wird dann in das oben berechnete Logitmodell (2) zur Besitzformwahl eingegangen, das die Kostendifferenz und das Nettoeinkommen der Haushalte als Exogene enthält. Unter der Annahme, daß die Parameter dieser Gleichung auch bei veränderter steuerlicher Regelung konstant bleiben, wird mit dessen Hilfe die Wahrscheinlichkeit p_i dafür berechnet, daß der Haushalt i Eigentümer der von ihm selbst genutzten Wohnung ist. Mittels des schon in den Vorabschnitten verwendeten Schwellenwertes p^* wird eine Klassifikation der Haushalte durchgeführt. Für Haushalte mit $p_i > p^*$ wird davon ausgegangen, daß aufgrund der neu berechneten Kostendifferenz und der übrigen (konstanten) Einflußgrößen die Eigennutzung vorteilhafter erscheint als die Miete.

Es lassen sich keine dynamischen Aspekte berücksichtigen,²³⁰ da Rückwirkungen der möglichen Entscheidungen von Mieterhaushalten nicht modellierbar sind.²³¹ Die Konsequen-

²²⁹ Vgl. Smith/Rosen/Fallis (1988), S. 55.

²³⁰ Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 40.

²³¹ Vgl. etwa Nakagami/Pereira (1995), S. 461, und die allgemeinen Überlegungen zu Steuersimulationsmodellen in Gyárfás (1990), S. 11.

zen einer veränderten Eigentümerquote etwa auf den Mietzins und die Kapitalzinsen können nicht erfaßt werden.

Von besonderem Interesse sind dabei die Mieterhaushalte,²³² für die $p_i > p^*$ und die nicht kaufrestringiert sind, also über genügend eigene Finanzierungsmittel verfügen, keine schlechte Selbsteinschätzung ihrer ökonomischen Situation angeben und in der besitzformmobilen Altersklasse liegen. Für diese Mieter-Gruppe, die als *potentielle Neueigentümer* bezeichnet werden soll, erscheint ein Wechsel der Besitzform sowohl angeraten als auch durch deren ökonomische Situation nicht verhindert. Die Anzahl dieser Haushalte wird mit den Länderfaktoren²³³ hochgerechnet und mit den Status Quo-Ergebnissen verglichen. Die Zahl der potentiellen Neueigentümer dient als operationalisierte wohnungspolitische Zielgröße. Führt eine Besteuerungsvariante gegenüber einer Vergleichsvariante zu einer höheren Zahl potentieller Neueigentümer, so wird dies positiv im Hinblick auf das wohnungspolitische Ziel einer Steigerung der Eigentümerquote gewertet. Einschränkend ist allerdings zu bedenken, daß es die Datenlage nicht erlaubt, abzuschätzen, wieviele dieser potentiellen Neueigentümer tatsächlich eine eigene Wohnung kaufen und in welchem Jahr sie dies tun. Dennoch erscheint die Zahl potentieller Neueigentümer als wohnungspolitische Zielgröße sinnvoll, da sie angibt, für wieviele Haushalte die entsprechende Politikvariante den Kauf einer eigenen Wohnung oder eines eigenen Hauses ermöglichen würde.

Neben der Anzahl potentieller Neueigentümer interessiert die Verteilung des potentiellen Steuervorteils dieser Gruppe und ein Vergleich dieses Steuervorteils mit der Gruppe tatsächlicher Eigentümer (Alteigentümer). Schließlich interessiert die gesamte Aufkommensveränderung der Einkommensteuer, die entstände, würden alle potentiellen Neueigentümer tatsächlich kaufen. Diese wird als potentielle Aufkommensveränderung bezeichnet und ergibt sich aus der Hochrechnung der haushaltsindividuellen Steuervorteile mit den Länderfaktoren.²³⁴

Über diese reinen Niveauvergleiche hinaus gehen die Analysen des Abschnitts 3.4.3. Hier werden ausgewählte Verteilungswirkungen der potentiellen Förderung bisheriger Mieter untersucht und zwar sowohl interpersonell bezüglich des Haushaltsnettoeinkommens, als auch interregional, bezogen auf das Bundesland und die Wohnlage in der der Haushalt lebt.

In Abschnitt 3.4.4 werden Fördervarianten beurteilt, die auf einer Kombination der den drei oben genannten Szenarien zugrundeliegenden wohnungspolitischen Instrumente beruhen.

²³² Nachfolgend nicht betrachtet werden die fehlklassifizierten Eigentümer, also Eigentümerhaushalte, für die gilt $p_i < p^*$.

²³³ Die Benutzung der Länderfaktoren ist geboten, da in den nachfolgenden Abschnitten länderspezifische Analysen vorgenommen werden. Aus Gründen der Vergleichbarkeit werden alle Ergebnisse einheitlich mit diesen Faktoren hochgerechnet. Interessieren Ergebnisse für Deutschland insgesamt ergeben sich bei dieser Vorgehensweise nur geringfügige Unterschiede gegenüber einer Verwendung der für diesen Zweck in der Datenbasis bereitgestellten Bundesfaktoren.

²³⁴ Ferner werden Hinweise auf die zu erwartende Veränderung des Kirchensteueraufkommens gegeben.

Beurteilungskriterien sind auch hier: Zahl potentieller Neueigentümer, potentielle Aufkommensveränderung, potentielle personelle und regionale Verteilung der Fördermittel.

3.4.2. Ausgestaltung und Ergebnisse der Szenarien

In diesem Abschnitt wird die Ausgestaltung der drei Szenarien beschrieben, es werden die alternativen steuerlichen Vorteile berechnet, die Zahl der potentiellen Neueigentümer ermittelt, potentielle und - soweit auch bisherige Eigentümer (Alteigentümer) von der Regelung betroffen sind - zu erwartende tatsächliche Aufkommensveränderungen untersucht.

Status Quo-Szenario

Als Status Quo-Szenario gilt die 1993 gültige Regelung. Im obigen Abschnitt 3.2.2.4 wurde deren Ausgestaltung geschildert und es wurde gezeigt, wie sich die (potentiellen) Steuervorteile für Eigentümer und Mieter verteilen. Die Zahl der potentiellen Neueigentümer beträgt bei Gültigkeit der Status Quo-Regelung und Anwendung der im Vorabschnitt geschilderten Vorgehensweise 790.241.

Eine Einschätzung zur Größenordnung dieser Gruppe, bei der zu bedenken ist, daß - wie oben erläutert - nicht gesagt werden kann, ob und wann diese potentiellen Neueigentümer die Besitzform wechseln. Die genannte Zahl übersteigt zunächst den jährlichen Anstieg des Wohnungsbestandes in dieser Zeit: Im Jahr 1993 wuchs der Wohnungsbestand um rund 382.000 und im Jahr 1994 um rund 583.000 Einheiten.²³⁵ Der Anteil potentieller Neueigentümer an allen Mieterhaushalten beträgt 3,8 Prozent. Dies übersteigt die mittlere jährliche Rate der Mieter, die in die Besitzform Eigentum wechseln, da aus Panelstudien bekannt ist, daß im Jahresdurchschnitt der Jahre 1984 bis 1992 jährlich knapp 1 Prozent der deutschen Mieterhaushalte eine eigene Wohnung oder ein eigenes Haus kaufen und damit in die Besitzform Eigentum überwechseln.²³⁶ Bei gegebenem Angebot an Gebrauchwohnungen und gegebenen Kapazitäten der Bauwirtschaft würde eine sofortige entsprechende Nachfrage aller potentieller Neueigentümer nicht befriedigt werden können und zu massiven Preissteigerungen führen.²³⁷ Größenordnungsmäßig plausibel ist daher eher, daß dieser Gruppe die Besitzformwechsler des laufenden und der nächsten Jahre entstammen.

Würden alle potentiellen Neueigentümer tatsächlich kaufen, entstünde dem Fiskus ein Aufkommensausfall bei der Einkommensteuer in Höhe von rund 3,54 Mrd. DM.²³⁸

²³⁵ Vgl. Statistisches Jahrbuch (2000), S. 230.

²³⁶ Vgl. Deurloo/Dieleman/Clark (1997), S. 324.

²³⁷ Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 132 - 133.

²³⁸ Der korrespondierende potentielle Kirchensteuerausfall würde 169 Mio. DM betragen.

3.4.2.1. Szenario I: Eigenheimzulage

Die Eigenheimzulage ist die seit 1996 praktizierte einkommensteuerliche Behandlung selbstgenutzten Wohneigentums und ist im Eigenheimzulagengesetz geregelt.

Ausgestaltung

Die Förderung setzt hierbei direkt an der Steuerschuld und nicht am zu versteuernden Einkommen an.²³⁹ Die Implementierung dieser Förderung kann als massive Veränderung der Wohnungsförderung aufgefaßt werden, da damit erstmalig eine Förderung gewährt wird, die nicht vom Grenzsteuersatz des Haushalts abhängt.²⁴⁰ Die Jahrzehnte lang praktizierte Eigenheimförderung ist deutlicher Kritik ausgesetzt. So wird vorgetragen, daß die vom Einkommen abhängigen Vergünstigungen einen massiven Verstoß gegen jegliche Subventionsgerechtigkeit darstellten.²⁴¹ Die negativen Verteilungseffekte einer solchen Regelung und die besondere Benachteiligung der einkommenschwächeren Haushalte werden kritisiert.²⁴²

Die Bemessungsgrundlage der Eigenheimzulage setzt wie in den früheren Regelungen an den Herstellungs- bzw. Anschaffungskosten des Objekts, erhöht um den Grundstückswert, an.²⁴³ Es ist also keine vom Wert des konkreten Objekts vollkommen unabhängige Förderung. Eine deutliche Unterscheidung findet bei der Förderung von Alt- und Neubauten statt. Unter Altbauten werden solche Bauten verstanden, die beim Bezug zwei Jahre oder älter sind. Für diese wird eine Zulage von 2,5 Prozent der Bemessungsgrundlage, maximal 2.500 DM pro Jahr gewährt. Für Neubauten hingegen beträgt der Fördersatz 5 Prozent und der Förderhöchstbetrag 5.000 DM pro Jahr. Diese unterschiedliche Behandlung von Alt- und Neubauten²⁴⁴ stößt auf Kritik und war offenbar fiskalisch motiviert.²⁴⁵ Eine Unterscheidung in die so definierten Alt- und Neubauten kann mit der verwendeten Datenbasis nicht vorgenommen werden. Für die Szenarien wird daher für alle Haushalte von Altbauten ausgegangen, da generell auf die von den Haushalten bewohnten Wohnungen abgestellt wird.

Bereits in der bis 1996 praktizierten Regelung gab es eine einkommensunabhängige Förderkomponente, das Baukindergeld. Dieses findet sich auch in der 1996er Regelung. Die Sätze pro Kind fallen aber mit 1.500 DM höher aus als die früheren 1.000 DM. Von der früheren Regelung übernommen wurden die Einkommensgrenzen, bei deren Überschreiten

²³⁹ Zur Idee dieser Grundförderung vgl. Hamm (1999), S. 106.

²⁴⁰ Vgl. Ulrich (1998).

²⁴¹ Vgl. Oberhauser (1997), S. 579.

²⁴² Vgl. Molitor (1966), S. 14, Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 330, und Eichhorn (1996), S. 176.

²⁴³ In der bis 1996 geltenden Regelung ging der Grundstückswert nur zur Hälfte in die Bemessungsgrundlage ein.

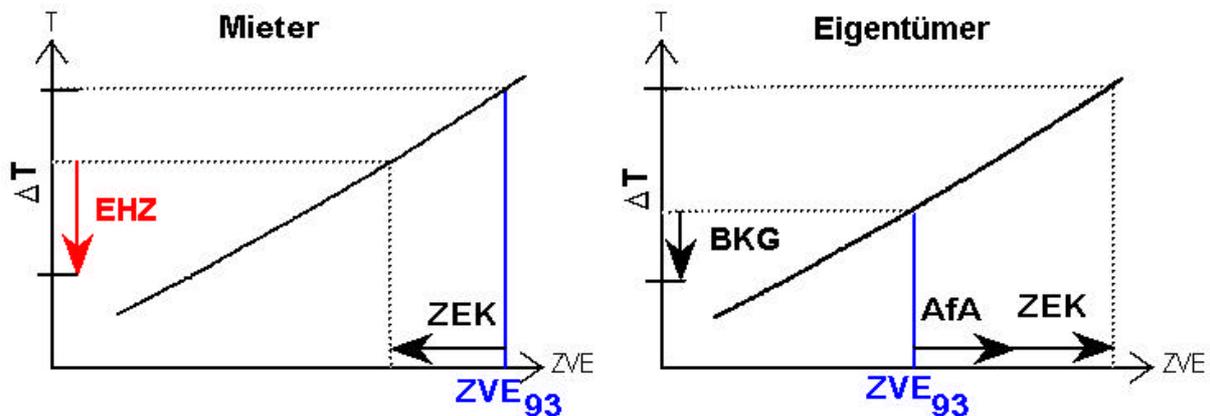
²⁴⁴ In einem früheren Vorschlag aus dem Bundesministerium für Finanzen, der allerdings einen Schuldzinsabzug vorsah, war diese Unterscheidung nicht vorgesehen. Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 331.

²⁴⁵ Vgl. Zehnder (1998), S. 261.

eine Inanspruchnahme der Förderung ausgeschlossen ist. Gefördert werden können Ledige nur dann, wenn deren Gesamtbetrag der Einkünfte 120.000 DM pro Jahr nicht übersteigt. Für gemeinsam veranlagte Ehegatten beträgt die Einkommensgrenze 240.000 DM pro Jahr.²⁴⁶

Die Abbildung 3.34 veranschaulicht die Berechnung der Steuerersparnis für die beiden Besitzergruppen. Für Mieter wird das zu versteuernde Einkommen des Jahres 1993 um die kalkulatorischen Eigenkapitalzinsen gemindert und von der resultierenden Steuerschuld die Eigenheimzulage abgesetzt. Diese alternative steuerliche Regelung wird im vorliegenden Szenario nur für die Berechnung der Kostendifferenz der Mieterhaushalte angewandt. Für die Eigentümer gilt die alte Regelung.

Abbildung 3.34: Steuerliche Berücksichtigung selbstgenutzten Wohneigentums bei Gewährung einer Eigenheimzulage

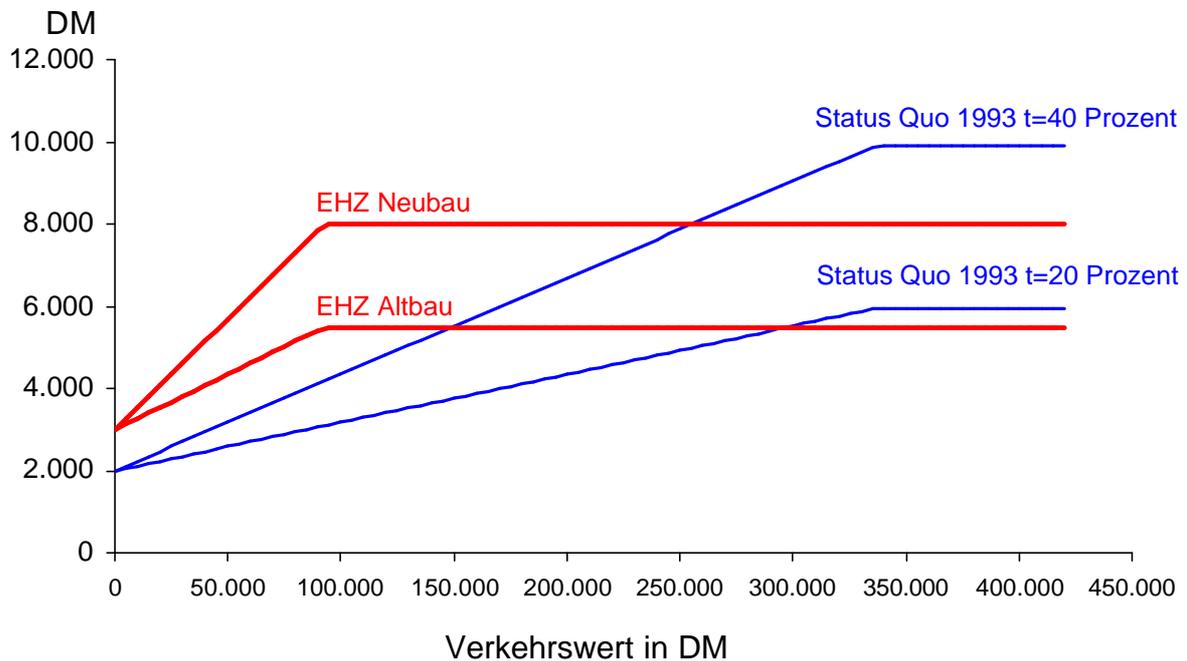


Anmerkung: ΔT gesamte Steuerersparnis, *EHZ* Eigenheimzulage einschließlich Baukindergeld, Baukindergeld, *AfA* Abschreibungen, *ZEK* Eigenkapitalzinsen, ZVE_{93} zu versteuerndes Einkommen im Jahr 1993. Für Eigentümer keine Veränderung gegenüber dem Status Quo 1993.

Zum Zweck eines pauschalen Vergleichs zwischen Eigenheimzulage und der Vorgängerregelung werden die gezahlten Förderbeträge in Abhängigkeit vom Verkehrswert (Objektwert plus Grundstückswert) ermittelt (vgl. Abbildung 3.35).

²⁴⁶ Die Einkommensgrenzen dürfen nicht nur im Erwerbsjahr, sondern auch im Jahr zuvor nicht überschritten werden. Mit den EVS-Daten kann allerdings allein auf das Einkommen des Jahres 1993 abgestellt werden.

Abbildung 3.35: Abhängigkeit des Förderbetrages von dem Verkehrswert bei Eigenheimzulage und Status Quo 1993 für einen Haushalt mit zwei Kindern



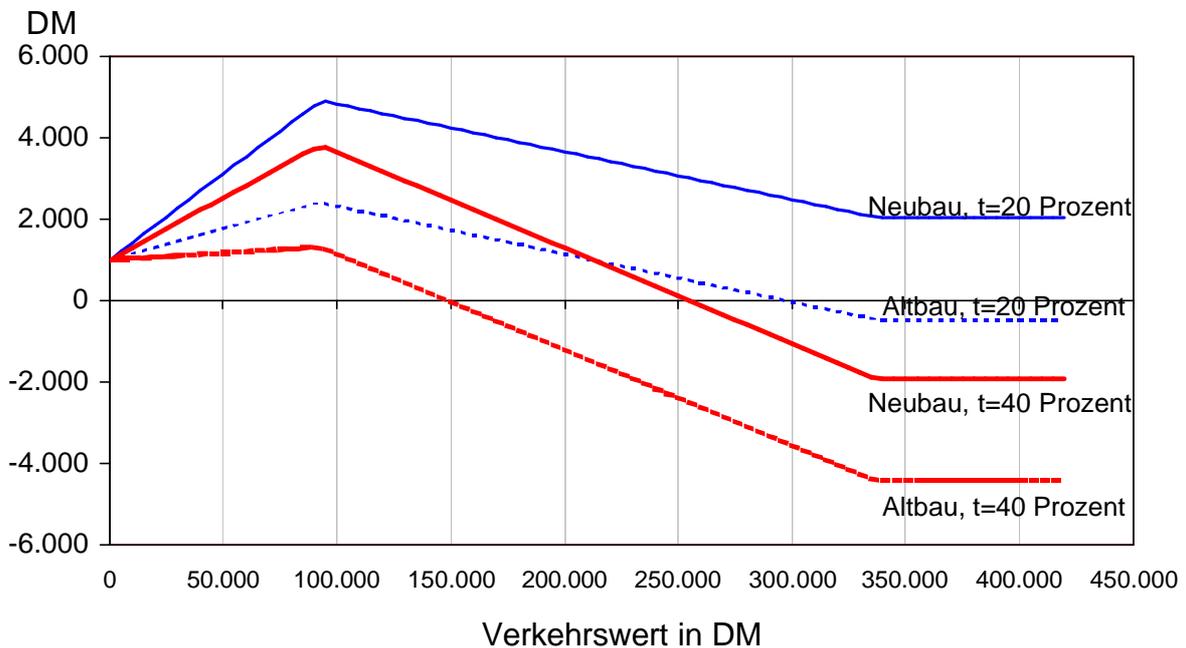
Quelle: Eigene Berechnungen. Anmerkungen: EHZ = Eigenheimzulage einschließlich Baukindergeld, t = Grenzsteuersatz.

Unterstellt wird hier vereinfachend, daß der Grundstückswert 20 Prozent des Verkehrswertes ausmacht. Ferner wird von einem Haushalt mit zwei Kindern ausgegangen, nach Alt- und Neubauten unterschieden, sowie für die alte Regelung zwei Grenzsteuersätze (20 und 40 Prozent) berücksichtigt. Zudem werden 8 Prozent Nebenkosten beim Erwerb des Objektes angenommen, die Bestandteil der Bemessungsgrundlagen der Alternativen sind.

Eine Abhängigkeit vom Verkehrswert ergibt sich bei der Eigenheimzulage lediglich bis zu einem Verkehrswert von rund 93.000 DM. Für teurere Objekte beträgt der feste Förderbetrag p.a. DM 5.500 bei Altbauten und DM 8.000 bei Neubauten.

Einem direkten Vergleich der unterschiedlichen Förderung dient Abbildung 3.36. Auf der Ordinate ist die Differenz zwischen Eigenheimzulage und Status Quo-Förderbetrag abgetragen. Der höchste Anstieg des Förderbetrages durch die Gewährung der Eigenheimzulage wäre bei Objekten mit einem Verkehrswert von knapp 100.000 DM zu erwarten. In der Modellrechnung ergeben sich hier Unterschiede bis knapp 5.000 DM. Für einen Haushalt mit einem Grenzsteuersatz von 20 Prozent würde die Eigenheimzulage beim Kauf eines Neubaus unabhängig vom Verkehrswert und beim Kauf eines Altbaus bei einem Verkehrswert unter 300.000 DM den Steuervorteil der Status Quo-Regelung übersteigen.

Abbildung 3.36: Differenz von Eigenheimzulage und Status Quo-Förderbetrag in Abhängigkeit vom Verkehrswert



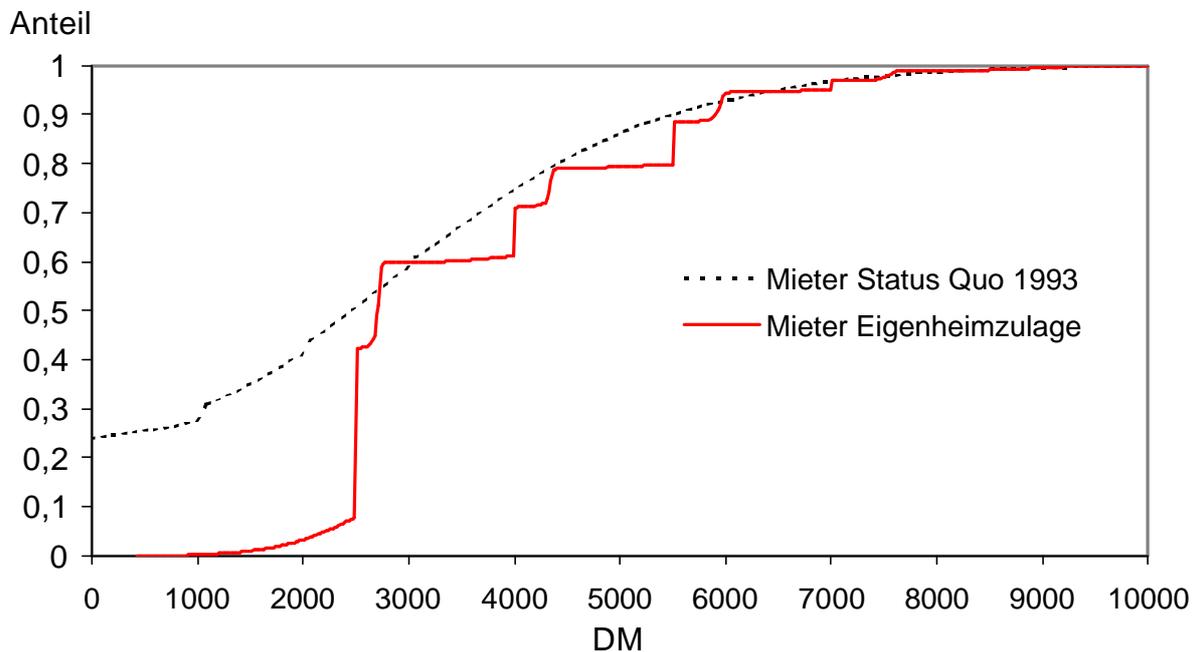
Quelle: Eigene Berechnungen. Anmerkungen: t = Grenzsteuersatz. Anmerkung: Es ist ein Haushalt mit zwei Kindern zugrundegelegt.

Für den Haushalt mit einem Grenzsteuersatz von 40 Prozent ergeben sich bezüglich des Vergleiches verschiedene Intervalle: Bis 150.000 DM Verkehrswert ist die Eigenheimzulage für *Altbauten* höher als der Status Quo-Förderbetrag und bis 260.000 DM Verkehrswert ist die Eigenheimzulage für *Neubauten* höher als der Status Quo-Förderbetrag. Übersteigt der Verkehrswert diesen Wert, ist die Status Quo-Regelung für diesen Haushalt besser als die Eigenheimzulage. Deutlich bessergestellt sind also v.a. Haushalte mit geringem Grenzsteuersatz, die Objekte mit geringem Verkehrswert erwerben.

Verteilung der berechneten Steuervorteile

Die veränderten Steuervorteile dieses Szenarios ergeben sich allein aufgrund einer veränderten direkten Förderung selbstgenutzten Wohneigentums. Die Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten bleibt davon natürlich unberührt. Da annahmegemäß Eigentümer nicht betroffen sind, genügt ein Blick auf die unterschiedliche Verteilung der Steuervorteile bei der Abschreibungsregelung des Status Quo und der Eigenheimzulage. Abbildung 3.37 stellt die Verteilungsfunktion der Steuervorteile beider Varianten für Mieter gegenüber. Markantester Unterschied ist, daß bei der Eigenheimzulage alle Mieterhaushalte einen positiven Steuervorteil erzielen könnten, wenn sie die von ihnen bewohnte Wohnung kaufen würden.

Abbildung 3.37: Verteilungsfunktionen des partiellen direkten Steuervorteils, Eigenheimzulage vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Mieterhaushalte



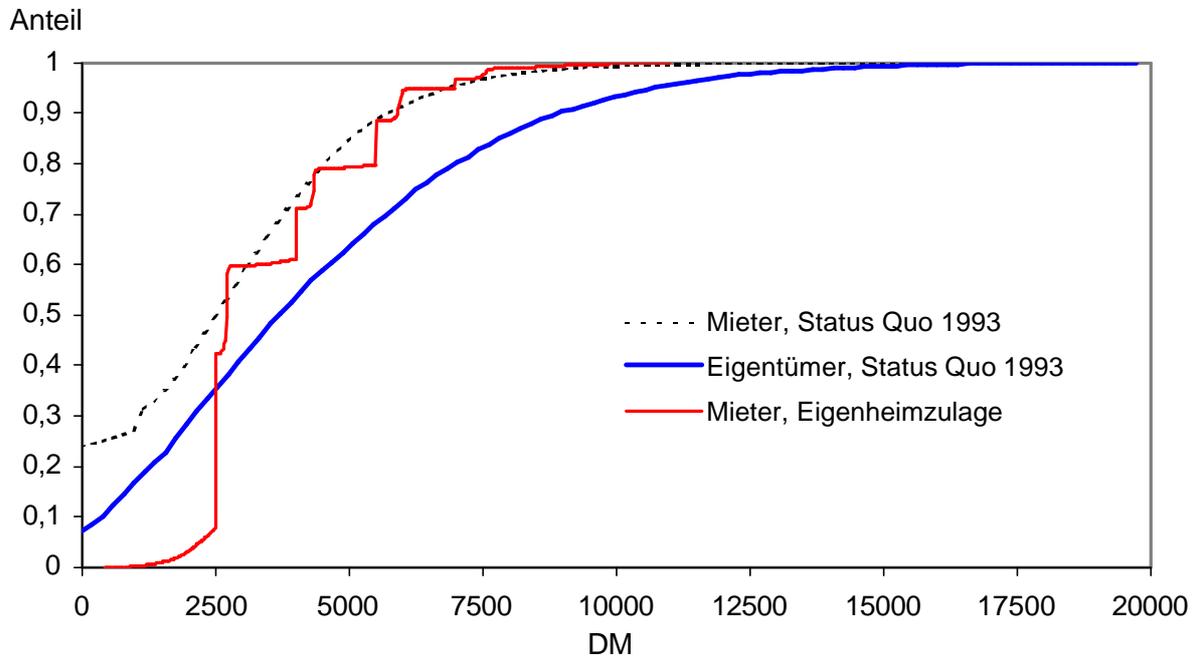
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die empirischen Verteilungsfunktionen sind aus Histogrammen mit 500 gleichen Größenklassen berechnet.

Der zerklüftete Verlauf der Verteilungsfunktion kommt durch das gewährte Baukindergeld zustande. Rund 42 Prozent der Mieterhaushalte erhielte einen Förderbetrag von höchstens 2.500 DM. Dies sind allesamt Haushalte, in denen keine Kinder berücksichtigt werden können. Die geringen Förderbeträge bis 2.500 DM beziehen sich auf jene Wohnungen mit Anschaffungskosten unter 100.000 DM in Haushalten mit keinem Kind. Dies sind rund 8 Prozent der Mieterwohnungen. Der Sprung in der Verteilungsfunktion bei 2.500 DM kommt dadurch zustande, daß rund 34 Prozent der Mieterwohnungen einen Verkehrswert von mehr als 100.000 DM aufweisen und von Haushalten mit keinem Kind bewohnt sind. Hier greift der Zulagensatz von 2,5 Prozent (der Anschaffungskosten von Altbauten) und nicht der Höchstbetrag von 2.500 DM (für Altbauten). Analog ist der weitere Verlauf der Verteilungsfunktion zu interpretieren: Sprungstellen markieren den Beitrag eines weiteren Kinderfreibetrages. Abschnitte mit kontinuierlichem Verlauf markieren wiederum Wohnungen deren Anschaffungskosten 100.000 DM unterschreiten würden und von Haushalten mit mehr als einem Kind bewohnt sind. (Auf die Darstellung der Dichtefunktion der Förderbeträge wird verzichtet.)

Ergänzt man den Steuervorteil aus der Eigenheimzulage und dem Baukindergeld um den Vorteil aus der Steuerfreiheit der Kosten des gebundenen Eigenkapitals ergibt sich für die Mieter ein kaum verändertes Bild (vgl. Abbildung 3.38). Markante Unterschiede zwischen Mietern und Eigentümern treten besonders am unteren Ende der Verteilung auf: Während nur

rund 7 Prozent der Mieter einen Förderbetrag von weniger als 2.500 DM erhalten würden, erhält 1/3 der Eigentümer eine Förderung, die diesen Betrag unterschreitet.

Abbildung 3.38: Verteilungsfunktionen des gesamten Steuervorteils, Eigenheimzulage vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte

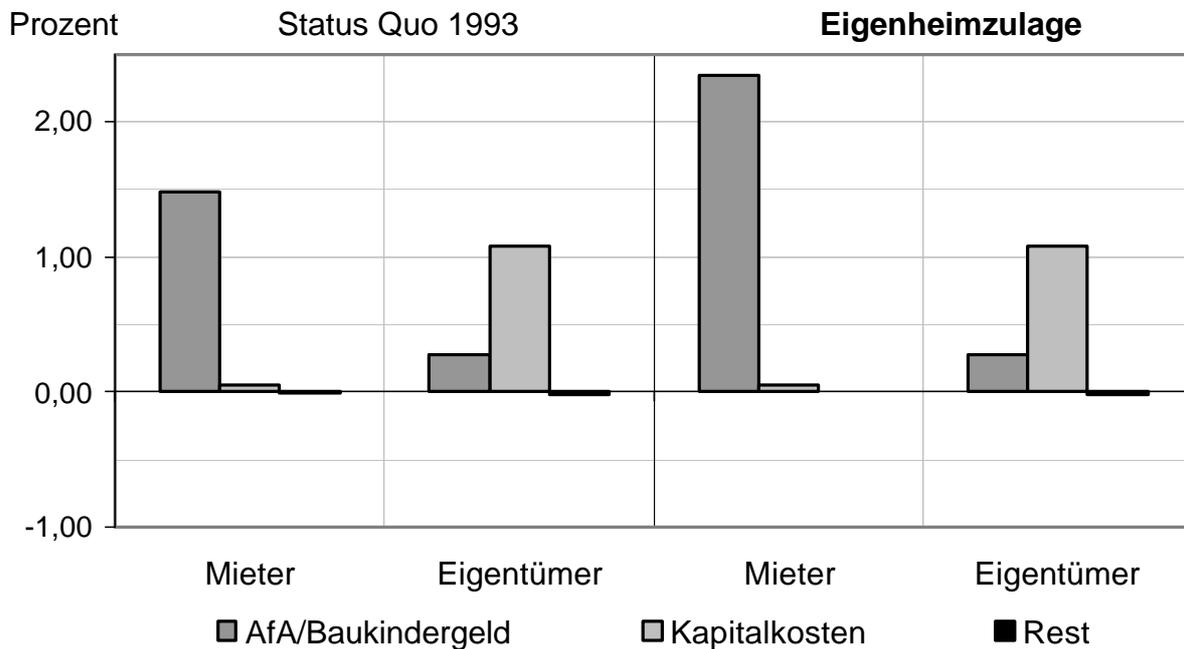


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die empirischen Verteilungsfunktionen sind aus Histogrammen mit 500 gleichen Größenklassen berechnet.

Mittlerer relativierter Steuervorteil

In der Abbildung 3.39 sind die Komponenten der Steuerersparnis im Status Quo 1993 und bei der Eigenheimzulage zusammengestellt. Annahmegemäß ergibt sich für die tatsächlichen Eigentümer des Jahres 1993 keine Veränderung. Für die Gesamtgruppe der Mieter des Jahres 1993 ergibt sich eine Verbesserung der Kostendifferenz zu Gunsten der Eigenheimnutzung von im Durchschnitt rund 0,87 Prozentpunkten. Insgesamt beträgt die durchschnittliche potentielle steuerliche Förderung 2,31 Prozent des Verkehrswertes. Die mittlere Kostendifferenz aller berücksichtigten Mieter ist dadurch gegenüber der Status Quo-Rechnung von -4,51 Prozent auf -3,64 Prozent gestiegen.

Abbildung 3.39: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer, Eigenheimzulage vs. Status Quo 1993



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Potentielle Neuförderung

Nach der Hochrechnung der entsprechenden EVS-Haushalte mit den Länderfaktoren wäre für insgesamt 5,82 Mio. Mieterhaushalte der Kauf der eigenen oder einer vergleichbaren Wohnung gemäß des Logitmodells angeraten. Das sind knapp 29 Prozent aller berücksichtigten Mieterhaushalte. Lediglich rund 15,4 Prozent dieser Haushalte (897.046 Haushalte) gelten gemäß der verwendeten Filtervariable allerdings als nicht restringiert und kommen für den Erwerb der eigenen Wohnung in Frage. Diese Gruppe der potentiellen Neueigentümer fällt um rund 107.000 Haushalte höher aus als im Status Quo 1993.

Als Fördersumme, die anfallen würde, würden alle potentiellen Neueigentümer tatsächlich kaufen ergibt sich ein Betrag von 3,91 Mrd. DM.²⁴⁷ Das entspricht einer Zunahme um 370 Mio. DM gegenüber dem Status Quo 1993. Die Quote der Eigentümer in der betrachteten Haushaltsgruppe ließe sich durch die Eigenheimzulage auf maximal 27,1 Prozent steigern. Das entspricht einer Zunahme um 3,4 Prozentpunkte.²⁴⁸

²⁴⁷ Bei der Kirchensteuer müßte mit einem Ausfall von rund 163 Mio. DM gerechnet werden.

²⁴⁸ Diese wohnungspolitische Effektivität deckt sich mit den Erfahrungen, die nach Einführung der Eigenheimzulage gemacht wurden. Vgl. etwa o.V. (1998) und Zehnder (1998).

3.4.2.2. Szenario II: Schuldzinsabzug

Ausgestaltung

Im angloamerikanischen Raum sind die Fremdkapitalzinsen für selbstgenutztes Wohneigentum bei der Einkommensteuer abzugsfähig, während der Mietwert (imputed rent) steuerfrei bleibt.²⁴⁹ Dies wird in der Literatur als wichtiger Bestimmungsgrund für die Wahlentscheidung zwischen Eigennutzung und Miete betrachtet.²⁵⁰ In Deutschland ist ein Schuldzinsabzug von der Expertenkommission Wohnungspolitik vorgeschlagen worden.²⁵¹ Dies war von dem Ziel einer steuerlichen Gleichstellung von Eigennutzern und Vermietern geleitet. Gemäß einer Modellrechnung werden Obergrenzen des Abzugsfähigkeit der gezahlten Schuldzinsen ermittelt. Dabei ergeben sich Werte von 60 Prozent für Neubauten und 40 Prozent für gebrauchte Wohnungen.

Der Satz von 60 Prozent soll den Nachteil gegenüber einer Mietwohnung ausgleichen, die in 25 Jahren linear abgeschrieben wird. Der niedrigere Ansatz für Gebrauchtwohnungen wird damit begründet, daß für diese auch die steuerlichen Nachteile gegenüber einer gebraucht erworbenen Mietwohnung geringer sind, da bei Letzterer in der Regel auch geringere Abschreibungsbeträge möglich sind.²⁵² Begründet mit einer familienpolitischen Motivation wird diese Ausgestaltung um ein - gegenüber dem Status Quo erhöhtes - Baukindergeld ergänzt.²⁵³ Das ist Ausdruck einer gewünschten zusätzlichen familienbezogenen Entlastung als Ziel der Wohnungspolitik.²⁵⁴

Die Ausgestaltung des nachfolgenden Szenarios geht entgegen des Kommissionsvorschlags zunächst von einer vollen Abzugsfähigkeit der Schuldzinsen aus. Auch ein Baukindergeld wird nicht berücksichtigt. Die Auswirkungen einer Begrenzung des Schuldzinsabzuges werden in Abschnitt 3.4.4.1 untersucht.

In Abbildung 3.40 ist die Berechnungsweise des Steuervorteils verdeutlicht. Für Eigentümer wird angenommen, sie dürften ebenfalls ihre Schuldzinsen vom zu versteuernden Einkommen absetzen. Damit ist unterstellt, der Schuldzinsabzug würde ohne zeitliche Beschränkung gewährt. Dies geschieht aus Gründen der Vergleichbarkeit mit der unten diskutierten Investitionsgutlösung, die ebenfalls einen Schuldzinsabzug gestattet und bisherige Eigentümer ohne zeitliche Beschränkung miteinbezieht. Noch abschreibende Eigentümer können auf Schuldzinsabzug optieren, falls der dabei entstehende Steuervorteil den Steuervorteil aus Abschreibungen und Baukindergeld übersteigt.

²⁴⁹ Vgl. Smith/Rosen/Fallis (1988), S. 55.

²⁵⁰ Vgl. King (1980), S. 139.

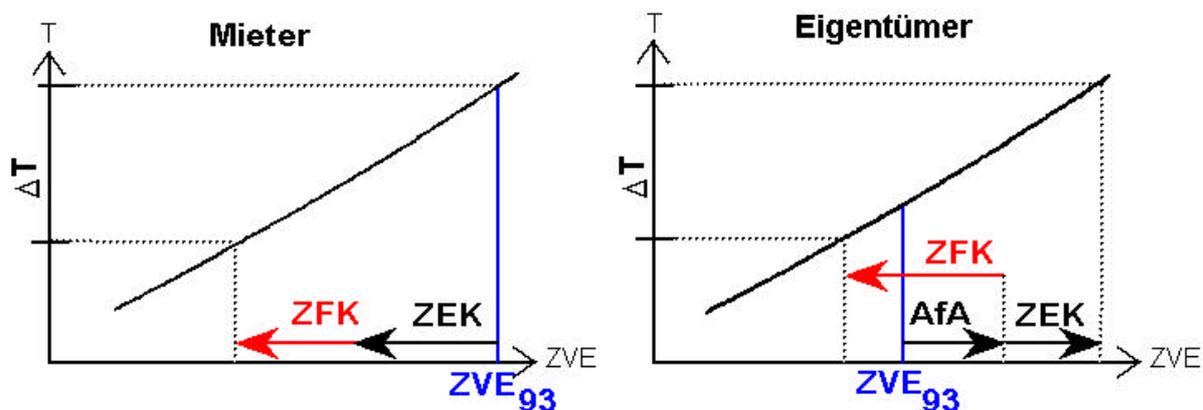
²⁵¹ Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a).

²⁵² Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 335.

²⁵³ Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 78 und S. 335.

²⁵⁴ Vgl. etwa Oberhauser/Rüsch (1994), S. 34.

Abbildung 3.40: Steuerliche Berücksichtigung selbstgenutzten Wohneigentums bei vollem Schuldzinsabzug

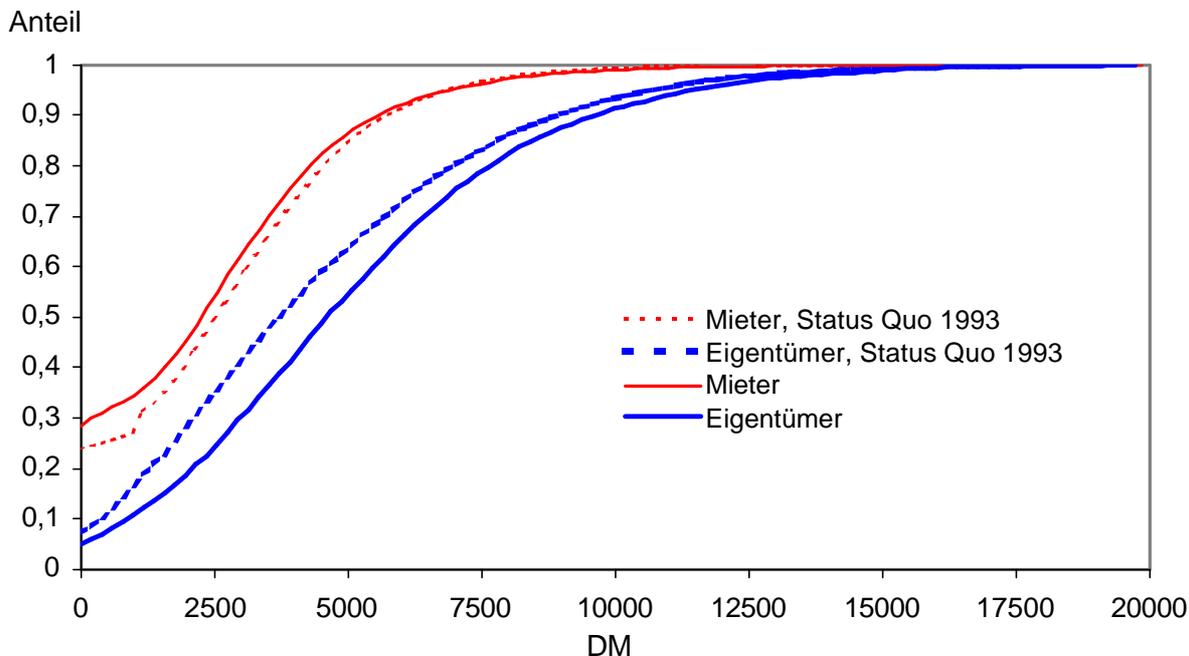


Anmerkung: ΔT gesamte Steuerersparnis, ZFK Fremdkapitalzinsen, ZEK Eigenkapitalzinsen, AfA Abschreibungen, ZEV_{93} zu versteuerndes Einkommen im Jahr 1993.

Verteilung der berechneten Steuervorteile

Der Anteil der Mieterhaushalte an allen Mieterhaushalten, die keine Förderung beim Wohnungskauf erhalten würden, steigt von 23,8 Prozent im Status Quo auf 28,5 Prozent im Falle eines gewährten Schuldzinsabzuges.

Abbildung 3.41: Verteilungsfunktionen des gesamten Steuervorteils, Schuldzinsabzug vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte

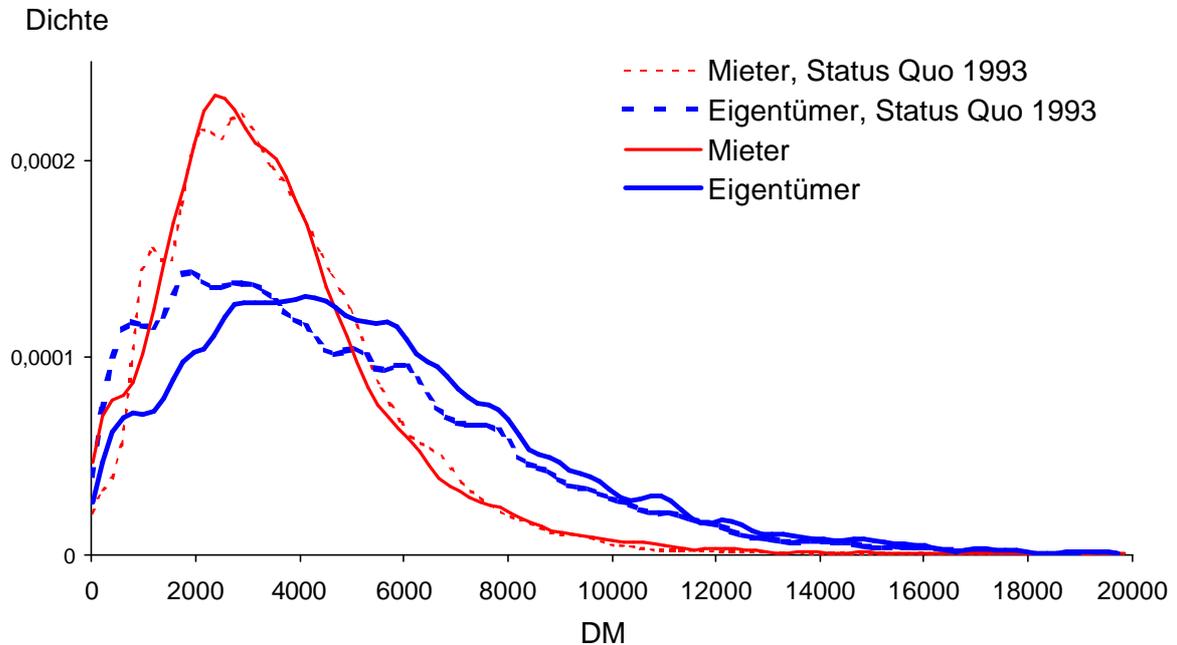


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die empirischen Verteilungsfunktionen sind aus Histogrammen mit 100 gleichen Größenklassen berechnet.

Bei den Eigentümern fällt dieser Anteil von 7,2 Prozent auf 4,9 Prozent. Insgesamt fällt der mittlere Steuervorteil für Mieterhaushalte etwas geringer, für Eigentümerhaushalte dagegen

höher aus als im Status Quo, was an der Links- bzw. Rechtsverschiebung der entsprechenden Verteilungsfunktionen ersichtlich ist.

Abbildung 3.42: Empirische Dichten der Steuervorteile, Schuldzinsabzug vs. Status Quo 1993, Haushalte mit positivem Steuervorteil



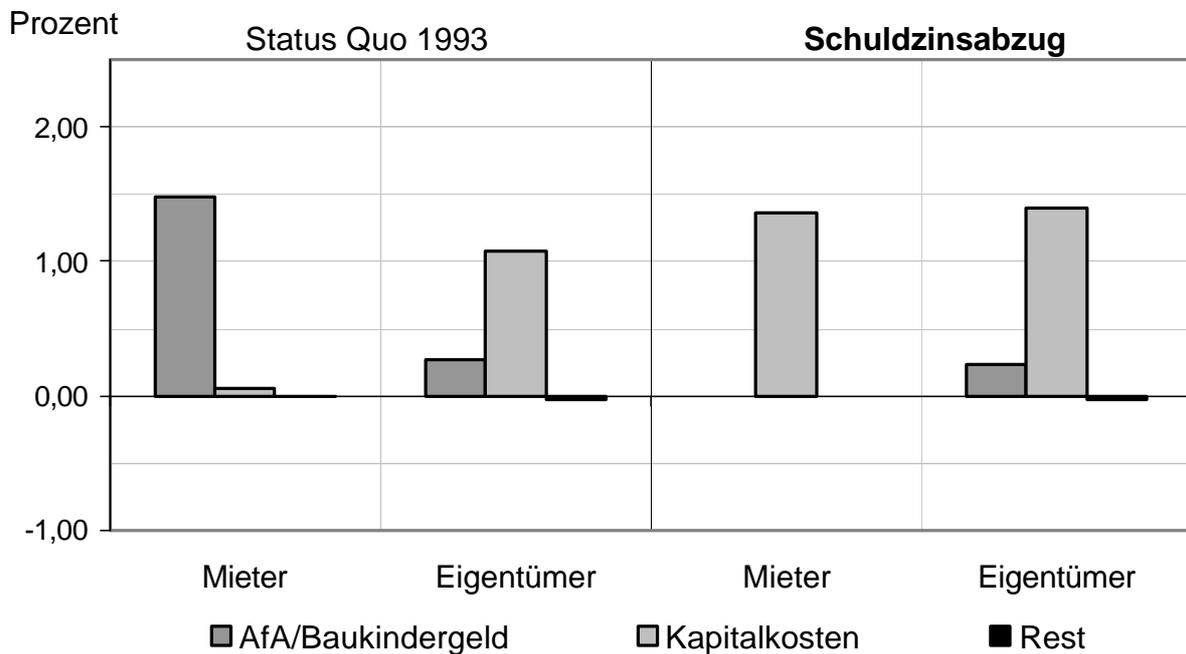
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 500 DM.

Ein Blick auf die Dichtefunktionen der Haushalte mit positivem Steuervorteil zeigt für Mieterhaushalte eine in beiden Szenarien unveränderten modalen Bereich bei etwa 2.000 bis 3.000 DM. Der modale Bereich bei den Eigentümerhaushalten erhöht sich dagegen von etwa 1.500 bis 3.500 DM im Status Quo auf etwa 3.000 bis 5.000 DM bei Schuldzinsabzug.

Mittlerer relativierter Steuervorteil

Der Vergleich mit dem Status Quo 1993 zeigt die erwarteten massiven Veränderungen bei den Komponenten der steuerlichen Förderung. Bei den Mietern tritt in fast gleicher Größenordnung wie die Förderung über Abschreibungen und Baukindergeld von knapp 1,5 Prozent des Verkehrswertes die durch den Schuldzinsabzug bedingte Entlastungskomponente von knapp 1,4 Prozent (vgl. Abbildung 3.43). Die Kostendifferenz der Mieter fällt gegenüber dem Status Quo leicht um 0,16 Prozentpunkte auf -4,67 Prozent. Bei den Eigentümern verbessert sich die Kostendifferenz um 0,28 Prozentpunkte auf -2,66 Prozent. Abbildung 3.43 zeigt auch, daß die Gewährung eines Schuldzinsabzuges eine weitreichende Gleichstellung der Förderkomponenten bei Mietern und Eigentümer ergeben würde.

Abbildung 3.43: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer, Schuldzinsabzug vs. Status Quo 1993



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Aufkommenseffekt

Wären von den steuerlichen Regelungen dieses Szenarios auch die Alteigentümer betroffen, würden sich für den Fiskus unabhängig von der Anzahl von Mietern, die eine eigene Wohnung kaufen, Aufkommenseffekte ergeben. Hier ist mit hochgerechnet 3,90 Mrd. - gegenüber dem Status Quo - zusätzlichem Einkommensteuerausfall zu rechnen, würde man den Eigentümern einen Abzug ihrer Schuldzinsen gestatten.²⁵⁵ (Hinzu käme noch der Steuerausfall, der sich bei den hier gemäß Abschnitt 3.2.2.1.1 nicht berücksichtigten Eigentümern ergeben würde.)

Potentielle Neuförderung

Mit dem Logitmodell erscheint für hochgerechnet 3,48 Mio. Mieterhaushalte der Kauf der von ihnen bewohnten Wohnung angeraten. Nur 28 Prozent dieser Haushalte gelten allerdings als nicht restringiert, womit für rund 578.000 Mieterhaushalt ein Wohnungskauf in Frage kommt, was einer Verringerung gegenüber dem Status Quo um rund 212.000 Haushalte bzw. 27 Prozent entspricht. Der recht hohe Anteil restringierter Mieterhaushalte kommt dadurch zustande, daß einerseits für Mieterhaushalte mit sehr geringem Eigenkapital ein vergleichsweise hoher Steuervorteil entsteht, andererseits aber gleichzeitig die Restriktion einer zu geringen Eigenkapitalausstattung dem Kauf einer eigenen Wohnung im Wege steht.

²⁵⁵ Der korrespondierende Kirchensteuerausfall würde 423 Mio. DM betragen.

Für die 578.000 potentiellen Neueigentümer ist mit einer Fördersumme von rund 2,1 Mrd. DM zu rechnen,²⁵⁶ was einer Verringerung gegenüber dem Status Quo um rund 41 Prozent entspricht. Die potentielle Fördersumme sinkt gegenüber dem Status Quo also stärker als die Zahl der potentiellen Neueigentümer. Die Eigentümerquote im betrachteten Segment ließe sich gegenüber dem Status Quo von 23,7 auf maximal 25,9 Prozent.

3.4.2.3. Szenario III: Investitionsgutlösung

Das vorliegende Szenario greift die in der wohnungsbaupolitischen Diskussion besprochene Investitionsgutlösung auf. Die Bezeichnung ergibt sich aus der Behandlung der Mietwerte von selbstgenutzten Wohnungen einerseits und der Mieteinnahmen aus vermieteten Wohnungen andererseits. In der praktizierten Regelung findet eine Ungleichbehandlung statt. Während "echte" Mieteinnahmen steuerpflichtig sind, bleiben die Mietwerte in Deutschland seit 1987 steuerfrei.²⁵⁷ Die bis dahin praktizierte Lösung ging i.d.R. von sehr geringen, am Einheitswert des Objektes ausgerichteten Mietwerten aus.²⁵⁸ Die Mietwerte werden daher als Erträge aus Konsumvermögen betrachtet und bleiben steuerfrei,²⁵⁹ während die Abschreibungsregelung des § 10e Einkommensteuergesetzes die eigengenutzte Wohnung wie ein Investitionsgut behandelt.²⁶⁰ Die Besteuerung des Nutzwertes eigengenutzter Wohnungen wird in der finanzwissenschaftlichen Literatur überwiegend bejaht,²⁶¹ gilt aber als politisch kaum durchsetzbar.²⁶² Nachfolgend steht nicht die steuerpolitische Rechtfertigung oder die politische Durchsetzbarkeit im Vordergrund, sondern alleine die wohnungspolitischen und fiskalischen Konsequenzen dieses Fördermodells.

Im Ansatz ist dabei eine Gewinn- und Verlustrechnung des Wohnungseigentümers angestrebt. Der Mietwert soll dabei einer angenäherten, einfach zu berechnenden Marktmiete entsprechen. Diese kalkulatorische Miete ist in der vorliegenden Arbeit bereits berechnet worden und ist eine Komponente der Kostendifferenz. Die Kostendifferenz stellt - so gesehen - bereits eine Art (mit dem Verkehrswert relativierter) kalkulatorischer Nettoertrag der Wohnung dar, bei dem aber der kalkulatorische Mietertrag steuerfrei bleibt.

²⁵⁶ Der korrespondierende potentielle Kirchensteuerausfall würde 109 Mio. DM betragen und damit rund 35 Prozent niedriger ausfallen als im Status Quo.

²⁵⁷ Vgl. etwa Oberhauser (1997), S. 582.

²⁵⁸ Eigennutzer einer Wohnung in einem Zweifamilienhaus wurden abweichend davon nach einem Verfahren besteuert, in dem die ortsübliche Vergleichsmiete maßgeblich war. Zu den steuerlichen Konsequenzen dieser Ungleichbehandlung vgl. Hauser / Heldmann (1981).

²⁵⁹ Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 300.

²⁶⁰ Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 85.

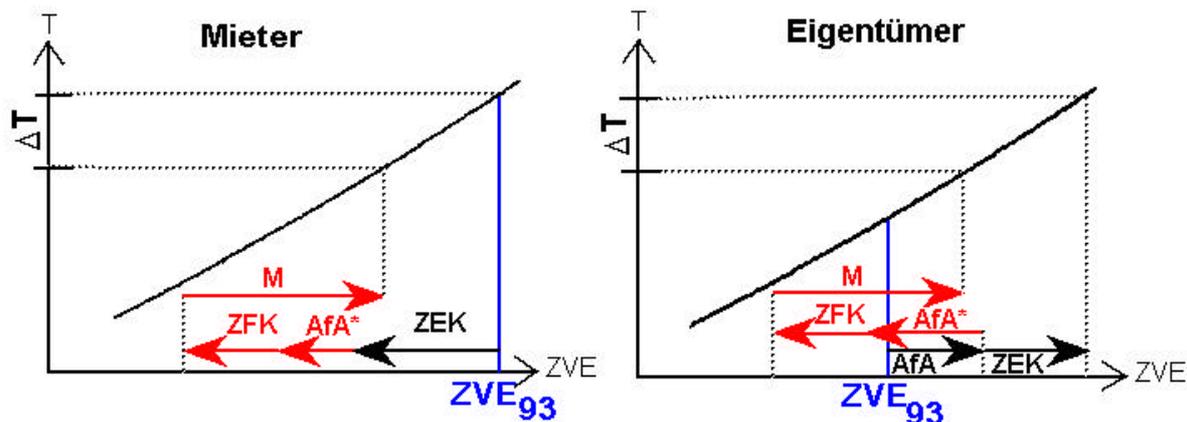
²⁶¹ Vgl. den Überblick in Rüschi (1996), S. 145 - 155.

²⁶² Vgl. Rüschi (1996), S. 155.

Ausgestaltung

In der Investitionsgütlösung soll von folgenden Ausgestaltungsmerkmalen²⁶³ ausgegangen werden. Zunächst ist die kalkulatorische Miete steuerpflichtig. Als steuermindernd können Abschreibungen in Höhe von 2 Prozent des Verkehrswertes in Ansatz gebracht werden; es gibt keine Obergrenzen. Schuldzinsen sind voll abzugsfähig und es gibt kein Baukindergeld. Ferner darf der Erhaltungsaufwand steuermindernd in Ansatz gebracht werden. Hier wird von einem pauschalen, nur von der Baualtersklasse des Objekts abhängigen Satz ausgegangen (zur Berechnung vgl. Abschnitt 3.2.2.5). Diese Regelung gilt auch für Alteigentümer. Noch abschreibende Alteigentümer erhalten jedoch die Option, die neue Regelung in Anspruch zu nehmen, wenn diese zu einem höheren Steuervorteil führt als die alte Regelung mit Abschreibungen und Baukindergeld.

Abbildung 3.44: Steuerliche Berücksichtigung selbstgenutzten Wohneigentums bei Investitionsgütlösung



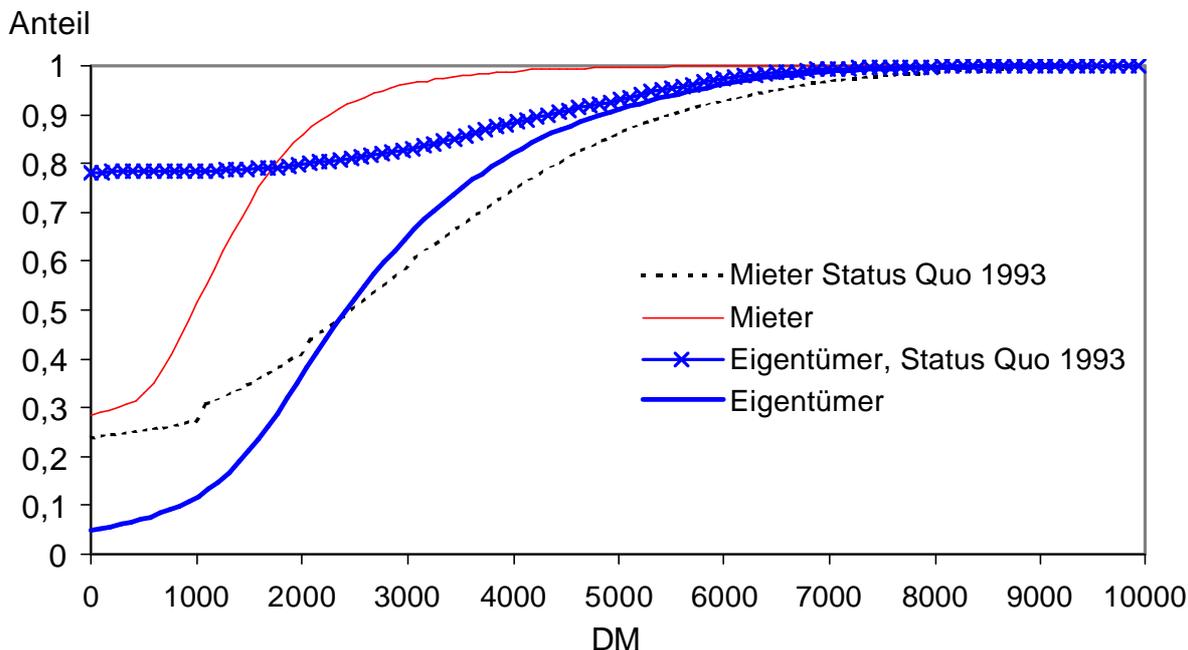
Anmerkung: ΔT gesamte Steuerersparnis, M Mieteinnahmen abzüglich Erhaltungsaufwand, ZFK Fremdkapitalzinsen, ZEK Eigenkapitalzinsen, AfA^* Abschreibungen (2 Prozent), AfA Abschreibungen nach alter Regelung, ZEV_{93} zu versteuerndes Einkommen im Jahr 1993.

Verteilung der berechneten Steuervorteile

Der Anteil der Mieterhaushalte, die keine direkte Förderung erhalten, steigt von 23,8 auf 28,5 Prozent (vgl. Abbildung 3.45). V.a. wegen des geringeren Abschreibungssatzes von nurmehr 2 Prozent kommt es zu einer deutlichen Linksverschiebung der Verteilungsfunktion. Bei den Eigentümern dagegen fällt der Anteil derer, die keine partielle direkte Steuerersparnis aufgrund von Abschreibungen erhalten, von rund 78 Prozent im Status Quo auf rund 5 Prozent bei der Investitionsgütlösung.

²⁶³ Ähnlich Oberhauser (1997), S. 583.

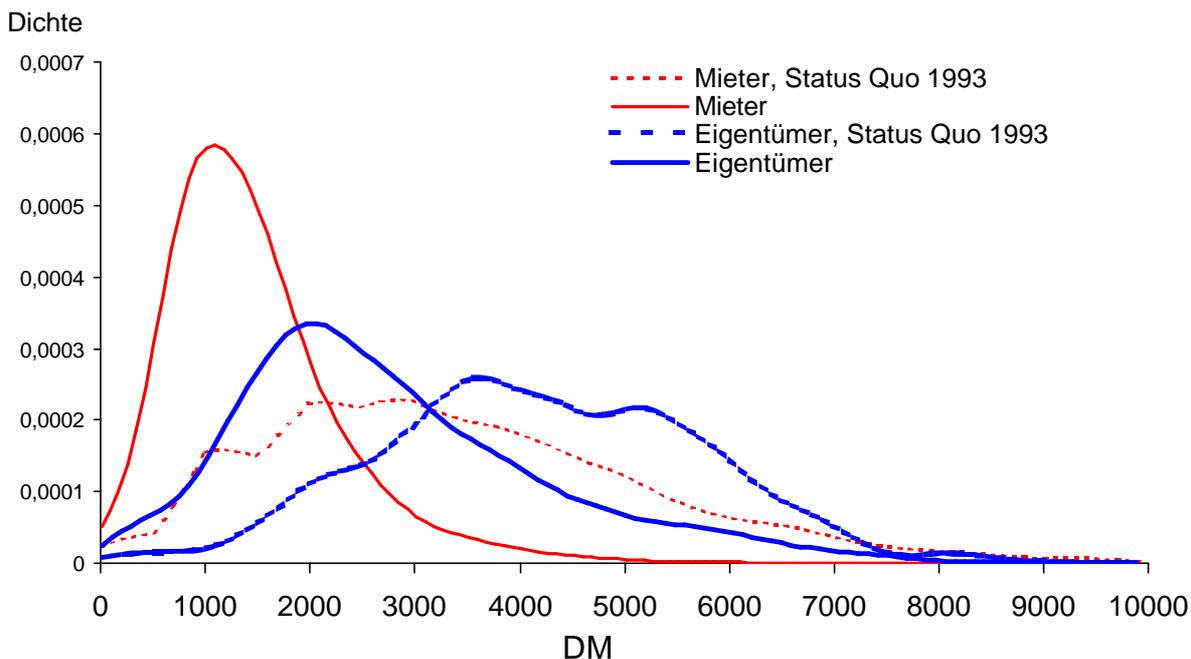
Abbildung 3.45: Verteilungsfunktionen der partiellen Steuervorteils aufgrund Abschreibungen und Ansatz des Erhaltungsaufwandes, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkungen: Anmerkung: Die empirischen Verteilungsfunktionen sind aus Histogrammen mit 100 gleichen Größenklassen berechnet.

Ein Blick auf die Dichtekurven jener Mieterhaushalte mit positivem potentiellen partiellen Steuervorteil zeigt die deutliche Reduktion dieser Größe gegenüber dem Status Quo.

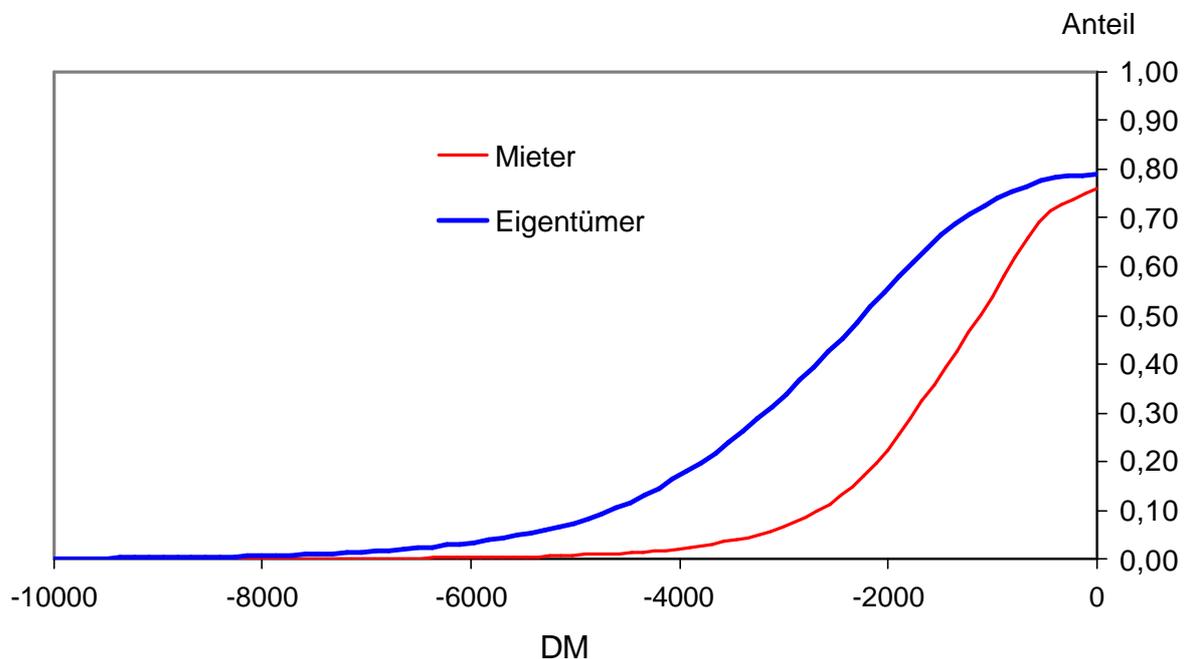
Abbildung 3.46: Empirische Dichten der partiellen Steuervorteile aufgrund Abschreibungen und Ansatz des Erhaltungsaufwandes, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, Haushalte mit positivem Steuervorteil



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 500 DM.

Ferner ist die Bandweite der partiellen Steuervorteile reduziert. Vor allem bei den Mietern kommt es zu einer Verdichtung des Steuervorteils: 90 Prozent der Mieter hätte im Status Quo eine partielle Steuerersparnis zwischen rund 1.000 und 6.800 DM erhalten. Dieser 90 Prozent-Bereich schrumpft bei der Investitionsgutlösung auf ein Intervall zwischen 450 und 3.000 DM. Auch bei den Eigentümern ergibt sich eine entsprechende Veränderung der Aufwölbung der Verteilung, die jedoch nicht so markant ausfällt wie bei den Mietern. Immerhin noch 37 Prozent der Eigentümer würden einen partiellen Vorteil von mehr als 3.000 DM erhalten, während nur 5 Prozent der Mieter einen entsprechenden Vorteil genießen würden.

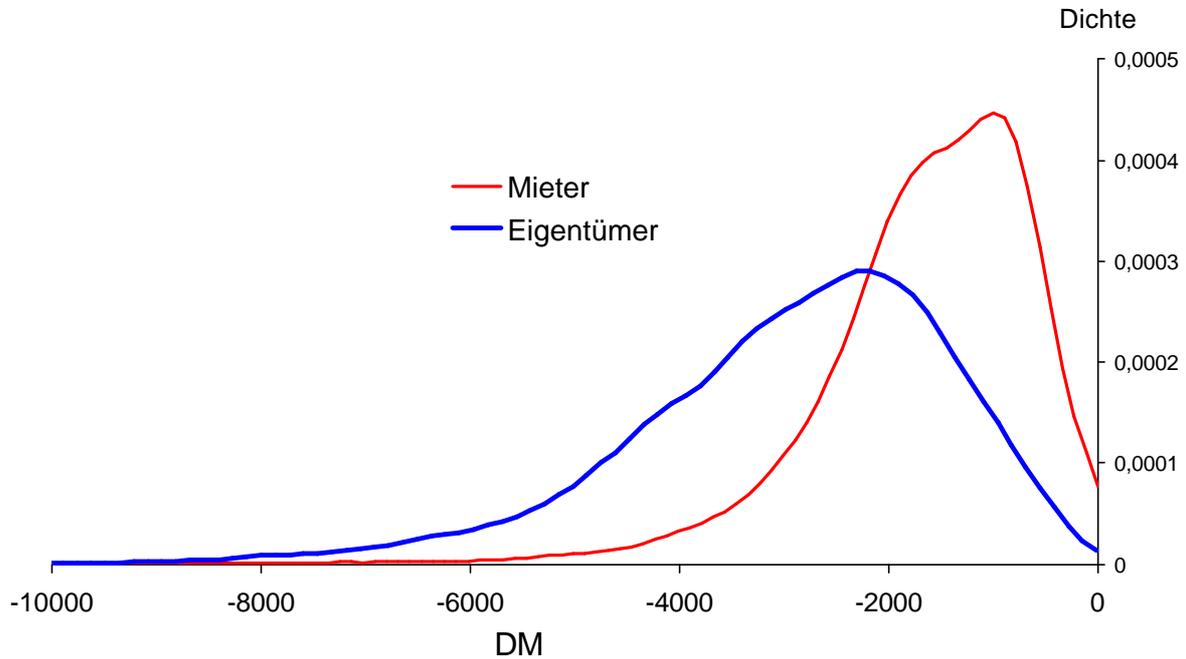
Abbildung 3.47: Verteilungsfunktionen des partiellen Steuernachteils aufgrund Versteuerung des Mietwertes in der Investitionsgutlösung, alle berücksichtigten Mieterhaushalte



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die empirischen Verteilungsfunktionen sind aus Histogrammen mit 100 gleichen Größenklassen berechnet.

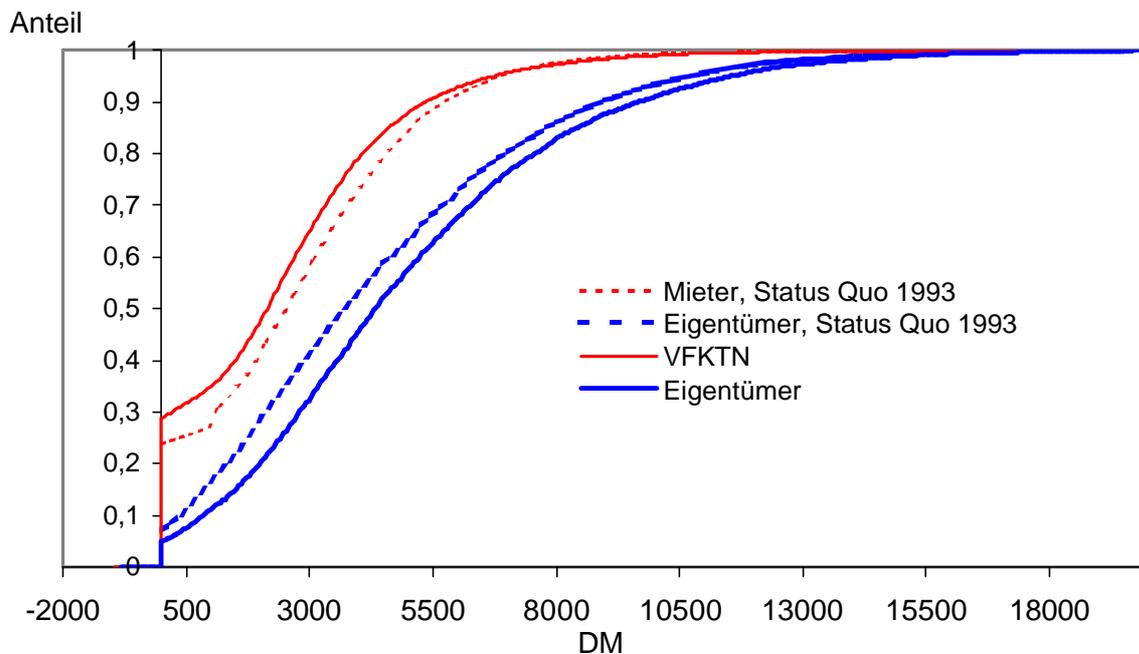
Bei der Verteilung der partiellen Steuerersparnis aufgrund der Kapitalkosten ergibt sich hier keine Veränderung gegenüber dem Schuldzins-Szenario, so daß hier auf die entsprechenden Ergebnisse in Abschnitt 3.4.2.2 verwiesen sei. Betrachtet wird nun die Verteilung der Steuernachteile aufgrund der Versteuerung der Mietwerte. 79 Prozent der Eigentümerhaushalte und 76 Prozent der Mieterhaushalte würden einen entsprechenden partiellen steuerlichen Nachteil erleiden (vgl. Abbildung 3.47). Wie auch die Abbildung 3.48 zeigt, fällt der partielle Steuernachteil für Eigentümerhaushalte höher aus als für Mieterhaushalte.

Abbildung 3.48: Empirische Dichten der partiellen Steuernachteile aufgrund Versteuerung des Mietwertes bei Investitionsgutlösung, Haushalte mit negativem Steuervorteil



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 500 DM.

Abbildung 3.49: Verteilungsfunktionen der gesamten Steuervorteile, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, alle berücksichtigten Haushalte



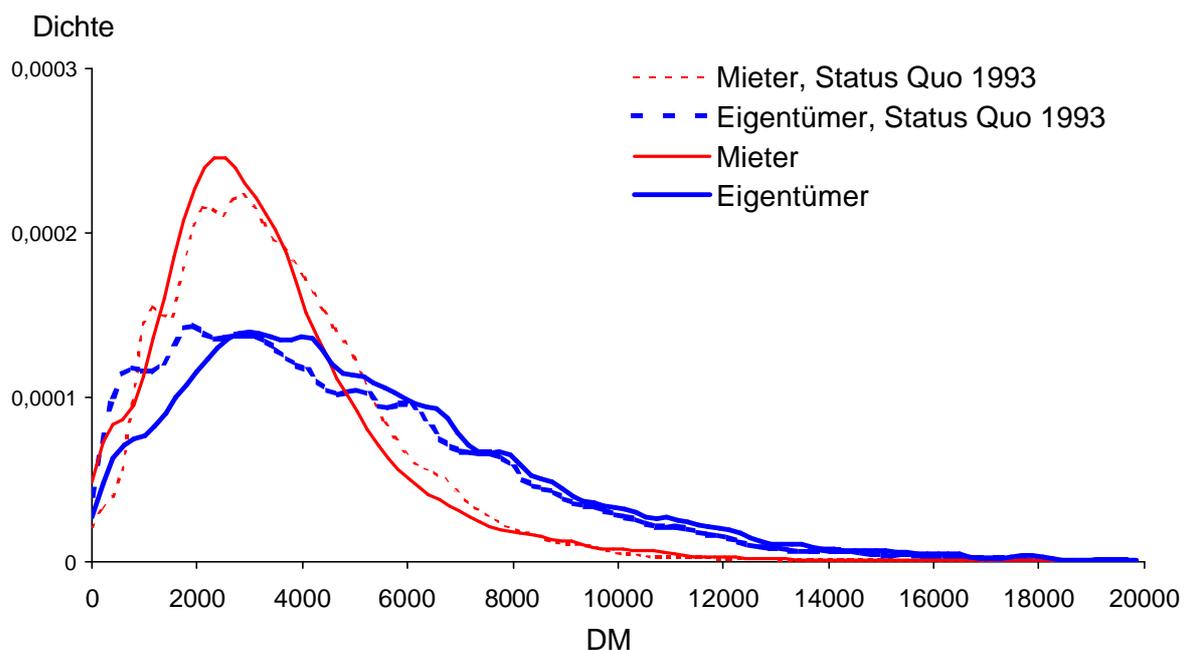
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die empirischen Verteilungsfunktionen sind aus Histogrammen mit 100 gleichen Größenklassen berechnet.

Faßt man alle Komponenten der Steuerersparnis zusammen, gelangt man zum gesamten Steuervorteil, dessen Verteilung bzw. Dichte in den Abbildungen 3.49 und 3.50 dargestellt ist.

Wie beim Schuldzinsabzug würden gegenüber dem Status Quo weniger Mieter- und mehr Eigentümerhaushalte einen Steuervorteil genießen. Was den mittleren Steuervorteil anbelangt, verschlechtern sich Mieterhaushalte und verbessern sich Eigentümerhaushalte gegenüber dem Status Quo. Die Verteilungsfunktionen der Abbildung 3.49 zeigen zudem, daß kein Haushalt insgesamt einen Steuernachteil erleiden würde. Mit einem positiven Mietgewinn ist bei den verwendeten Ausgestaltungsmerkmalen nicht zu rechnen. Mit den hierzu verwendeten Rechnungsgrundlagen ist also mit befürchteten sozialen Härten kaum zu rechnen. Eine vor diesem Hintergrund diskutierte Freibetragsregelung²⁶⁴ würde also kaum greifen.

Trotz erheblicher Unterschiede der partiellen Steuervorteilskomponenten ergeben sich gegenüber dem Status Quo in der Summe geringere Unterschiede, was auch ein Blick auf die Dichtekurven in Abbildung 3.50 bestätigt, in der nur Haushalte mit einem positiven Steuervorteil enthalten sind.

Abbildung 3.50: Empirische Dichten der gesamten Steuervorteile, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993, Haushalte mit einem Steuervorteil größer Null



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt sind Kerndichteschätzer (Dreieckkern) mit einer Bandweite von 500 DM.

Markante Ähnlichkeiten zeigen sich, wenn man die Verteilung der Steuervorteile mit den entsprechenden Verteilungen des Schuldzins-Szenarios (vgl. Abbildung 3.41) vergleicht. Die Versteuerung des Mietwertes wird im Durchschnitt durch den Ansatz von Abschreibungen und Erhaltungsaufwand nahezu kompensiert. Wegen der erheblichen Streuung der berücksichtigten Mietzinsen tritt diese Kompensation haushaltsindividuell aber nicht in Erscheinung, da Haushalte mit einem niedrigen Mietzins vor Haushalten mit höherem Mietzins bevorzugt

²⁶⁴ Vgl. Oberhauser (1997), S. 583.

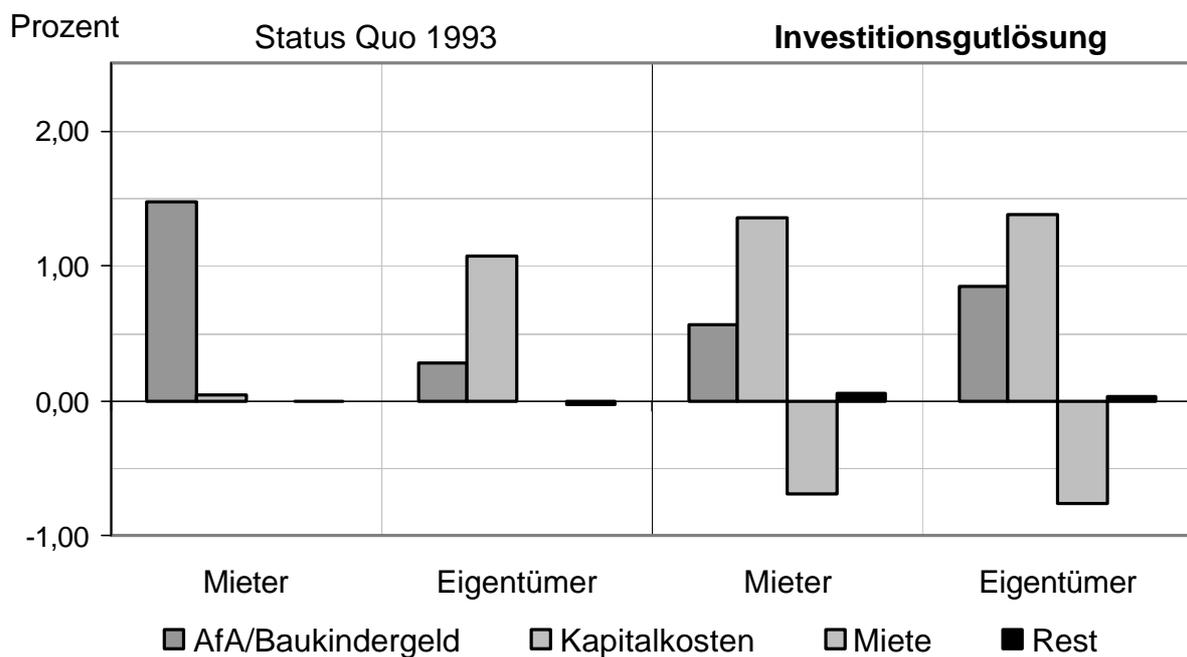
sind. Dieser und anderen Verteilungsfragen wird in den nachfolgenden Abschnitten nachgegangen.

Mittlerer relativierter Steuervorteil

Zunächst sei die Gruppe der Mieter betrachtet. Für sie fällt die durch die Abschreibungen und den steuerlichen Abzug der Erhaltungskosten bedingte Förderung niedriger aus als im Status Quo 1993, wo erhöhte Abschreibungssätze mit Höchstbeträgen der Abschreibungen und Baukindergeld gewährt wurden. Die Versteuerung der kalkulatorischen Miete führt zu einer partiellen Steuerbelastung von rund 0,70 Prozent des Verkehrswertes.

Bei der Gruppe der Eigentümer zeigt sich, was den relativen Beitrag der einzelnen Komponenten zum gesamten Steuervorteil anbelangt, ein ähnliches Bild wie bei den Mietern. Die einzelnen Beträge fallen aber etwas höher aus, was zum Teil auf die etwas höheren mittleren Verkehrswerte der Eigentümer und deren höhere mittlere Grenzsteuersätze zurückzuführen ist.²⁶⁵

Abbildung 3.51: Mittlere, mit dem Verkehrswert relativierte Steuervorteile für Mieter und Eigentümer, Investitionsgutlösung vs. Status Quo 1993



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Insgesamt ergibt sich aber für beide Gruppen im Mittel eine positive Steuerersparnis: bei den Mietern 1,29 Prozent des Verkehrswertes, bei den Eigentümern 1,52 Prozent des Verkehrswertes. Fiskalisch bedeutet dieser Befund, daß die Investitionsgutlösung mit den gewählten

²⁶⁵ Ein höherer Verkehrswert führt bei gegebenem Mietzins zu einer höheren kalkulatorischen Miete (in DM), die dann mit einem gegenüber Mietern höheren Steuersatz zu versteuern ist.

Ausgestaltungsmerkmalen - wie der Schuldzinsabzug - im Mittel zu einer Subventionierung selbstgenutzten Wohneigentums von Alteigentümern führt.

Die Mieterhaushalte werden, gemessen an der mittleren Kostendifferenz von -4,74 Prozent, gegenüber dem Status Quo 1993 (-4,51 Prozent) nur geringfügig schlechter gestellt. Bei den Eigentümern ergibt sich mit -2,77 Prozent gegenüber -2,94 Prozent eine geringfügige Besserstellung. Der Blick auf die einzelnen Komponenten der steuerlichen Förderung zeigt was die Struktur anbelangt eine weitgehende Gleichstellung von Mietern und Eigentümern.

Aufkommenseffekt

Ohne weitere Ausgestaltungsmerkmale würde mit der Investitionsgutlösung unter den verwendeten Rechnungsgrundlagen den bisherigen Eigentümern eine gegenüber dem Status Quo zusätzliche Förderung in Höhe von rund 2,62 Mrd. DM gewährt.²⁶⁶ Dies ist weder wohnungsbaupolitisch noch verteilungspolitisch zu rechtfertigen. In den Abschnitt 3.4.4.2 wird daher untersucht, zu welchen Konsequenzen eine Erhöhung der Bemessungsgrundlage bei der Berechnung der Mietwerte entstehen würden und in Abschnitt 3.4.4.3 wird die Investitionsgutlösung mit einer einkommensunabhängigen Mindestförderung kombiniert.

Potentielle Neuförderung

Mit 536.000 Haushalten ergibt sich bei der Investitionsgutlösung die geringste Zahl potentieller Neueigentümer aller hier untersuchten Varianten. Die potentielle neue Fördersumme würde mit 1,81 Mrd. DM nur gut die Hälfte der potentiellen Fördersumme im Status Quo betragen.²⁶⁷ Wie beim Schuldzinsabzug ist sie geringer als die Summe der Steuervorteile, die bisherigen Eigentümern entstünden. Die Eigentümerquote in der Gruppe der berücksichtigten Haushalte ließe sich um nur 2,0 Prozentpunkte auf 25,7 Prozent steigern.

3.4.2.4. Zusammenfassung

Die wesentlichen Ergebnisse der Szenarien sind in der Tabelle 3.14 zusammengestellt. Gemessen an der Zahl potentieller Neueigentümer erweist sich die Eigenheimzulage als am wohnungspolitisch effektivsten, hätte aber auch den höchsten fiskalischen Aufwand zur Folge.

Da die Gewährung eines Schuldzinsabzuges und die Investitionsgutlösung eine geringere Zahl potentieller Neueigentümer mit sich bringen würden, dürfen diese Varianten in der hier unterstellten Ausgestaltung als wohnungspolitisch unergiebig eingestuft werden. In einer vergleichbaren Studie gehört ein auf 59 Prozent begrenzter Schuldzinsabzug, der allerdings zusätzlich zur bestehenden Eigenheimförderung gewährt würde, dagegen zu den wohnungs-

²⁶⁶ Der korrespondierende Kirchensteuerausfall würde 183 Mio. DM betragen.

²⁶⁷ Der korrespondierende potentielle Kirchensteuerausfall würde 94 Mio. DM betragen.

politisch effektivsten der untersuchten Instrumente.²⁶⁸ Das Instrument einer einkommens-unabhängigen Mindestförderung wurde allerdings nicht untersucht. Führt man mit der EVS 1993 eine Vergleichsrechnung durch, die den Schuldzinsabzug ebenfalls zusätzlich zur bestehenden Eigenheimförderung zuläßt, steigt dessen wohnungspolitische Effektivität, führt aber auch zu einer erheblichen fiskalischen Mehrbelastung.

Tabelle 3.14: Potentielle Neueigentümer und potentielle Aufkommensveränderung in den Szenarien

Szenario	Potentielle Neueigentümer		Potentielle Aufkommens- veränderung	
	jeweils	Differenz zum Status Quo 1993	jeweils	Differenz zum Status Quo 1993
Status Quo 1993	790.241	/	-3,54 Mrd. DM	/
Eigenheimzulage	897.046	+106.805	-3,91 Mrd. DM	-0,37 Mrd. DM
Schuldzinsabzug	577.857	-212.384	-2,07 Mrd. DM	+1,47 Mrd. DM
Investitionsgutlösung	536.095	-254.146	-1,81 Mrd. DM	+1,73 Mrd. DM

Da von der Investitionsgutlösung annahmegemäß auch die Alteigentümer betroffen wären, ist bei der hier untersuchten Ausgestaltung mit einer Subventionierung dieser Gruppe in Höhe von 2,62 Mrd. DM zu rechnen, was wohnungspolitisch nicht zu rechtfertigen ist.

3.4.3. Verteilungseffekte der potentiellen Eigenheimförderung derzeitiger Mieter

Die Analysen dieses Abschnitts sollen einige wichtige Verteilungseffekte der untersuchten Szenarien aufzeigen. Hierzu wird die Verteilung der potentiellen Neueigentümer, des durchschnittlichen potentiellen Förderbetrags und der potentiellen Fördersumme bzw. der relativierten potentiellen Fördersumme über die Nettoeinkommensdezile, die Bundesländer und die Wohnlagen betrachtet. Hilfreich für einen Vergleich der Szenarien ist die Kenntnis der Eigentümerquoten in den nachfolgend untersuchten Einheiten. Hierzu sei auf die obigen Abbildungen 3.26 bis 3.28 verwiesen.

3.4.3.1. Interpersonelle Konsequenzen

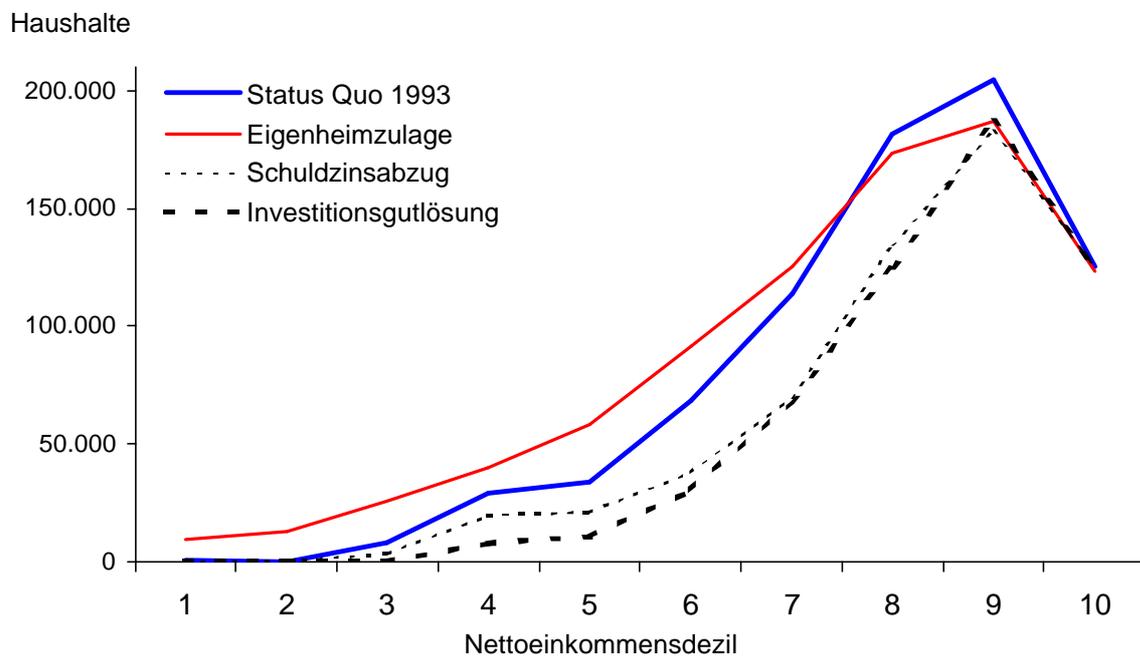
Die Abbildung 3.52 zeigt zunächst, wie sich die Zahl der potentiellen Neueigentümer über die Nettoeinkommensdezile verteilt.²⁶⁹ Es zeigt sich, daß die Eigenheimzulage jene Fördervariante ist, die zur gleichmäßigsten Verteilung potentieller Neueigentümer über die

²⁶⁸ Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 95 und S. 110 - 111.

²⁶⁹ Die so - auf Grundlage aller berücksichtigten Haushalte - gebildeten zehn Nettoeinkommensgruppen umfassen die gleiche Zahl hochgerechneter Haushalte. Dabei stellen die Nettoeinkommensdezile die Klassenobergrenzen der jeweiligen Klasse dar.

Nettoeinkommensklassen führt. Immerhin rund 17 Prozent der durch die Eigenheimzulage potentiell Begünstigten fallen in die unteren fünf Einkommensdezile. Der entsprechende Anteil liegt bei den anderen Fördervarianten deutlich geringer: rund 9 Prozent bei der Status Quo-Regelung, rund 7 Prozent bei gewährtem Schuldzinsabzug und nur rund 3 Prozent bei der Investitionsgutlösung. Diese Benachteiligung der niedrigen Einkommensklassen ist mit dem rein wohnungspolitischen Ziel einer Steigerung der Eigentümerquote nicht zu vereinbaren. Der Befund, daß die Zahl potentieller Neueigentümer im zehnten Einkommensdezil sinkt, liegt daran, daß hier weniger Mieterhaushalte vertreten sind als in den vorherigen Einkommensklassen.²⁷⁰

Abbildung 3.52: Anzahl potentieller Neueigentümer in den Nettoeinkommensdezilen



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

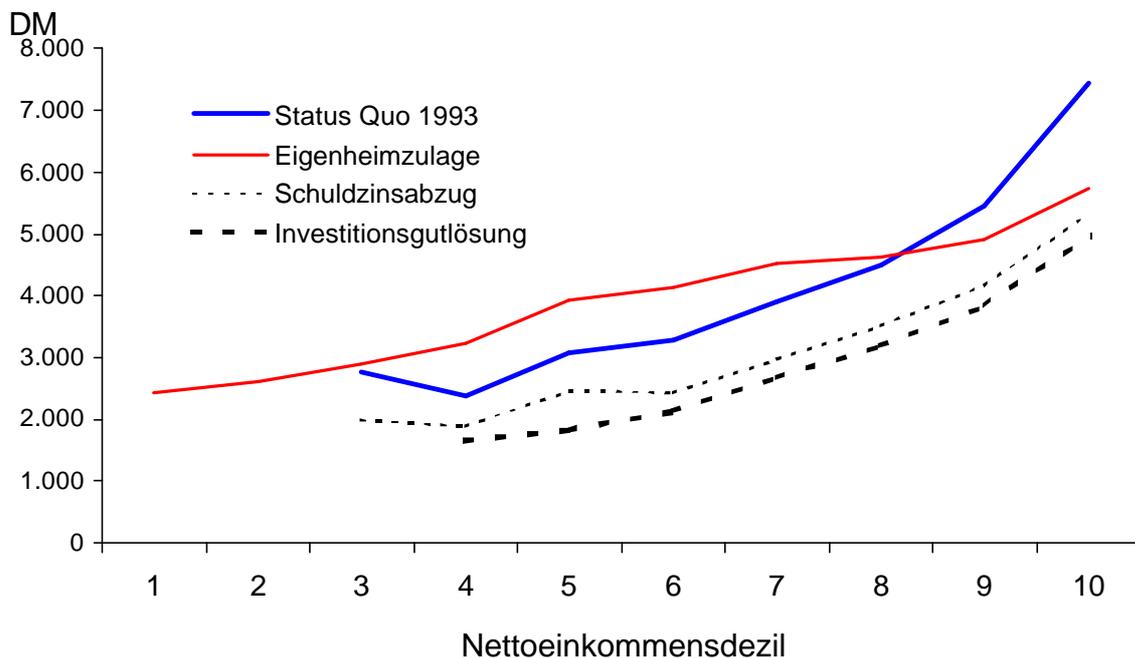
Betrachtet man den durchschnittlichen potentiellen steuerlichen Förderungsbetrag (vgl. Abbildung 3.53) ergibt sich für die Eigenheimzulage zwar ein höheres Maß an Gleichheit über die Einkommensgruppen als bei den drei alternativen Regelungen. Mit einem durchschnittlichen Betrag von 2.426 DM in der unteren und 5.735 DM in der oberen Einkommensgruppe verbleibt dennoch eine markante Progression, die bei den drei anderen Varianten freilich noch viel deutlicher ausfällt. Den höchsten durchschnittlichen Förderbetrag von 7.438 DM ergibt die Status Quo 1993-Regelung in der Gruppe mit dem höchsten Einkommen.

Die beobachtete Progression bei der Eigenheimzulage entsteht vor allem durch zwei Effekte: Erstens steigt die durchschnittliche Kinderzahl mit steigendem Nettoeinkommen und damit auch das durchschnittlich gewährte Baukindergeld (Kinderzahleffekt). Zweitens nimmt mit

²⁷⁰ Vgl. Behring/Goldrian (1991), S. 89 und S. 95.

steigendem Nettoeinkommen über einen steigenden Grenzsteuersatz jene Förderkomponente überproportional zu, die die Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten zum Ausdruck bringt (Eigenkapitalkosteneffekt). Von der Differenz des Förderbetrags im zehnten und im ersten Nettoeinkommensdezil von 3.309 DM entfallen 1.262 DM auf den Kinderzahleffekt und 2.047 DM auf den Eigenkapitalkosteneffekt. Beide Effekte sind natürlich auch im Status Quo 1993 und der Eigenkapitalkosteneffekt auch in den beiden anderen Szenarien für einen Teil der jeweiligen Gesamtprogression verantwortlich.

Abbildung 3.53: Durchschnittliche steuerliche Förderung je potentiellm Neueigentümer in den Nettoeinkommensdezilen



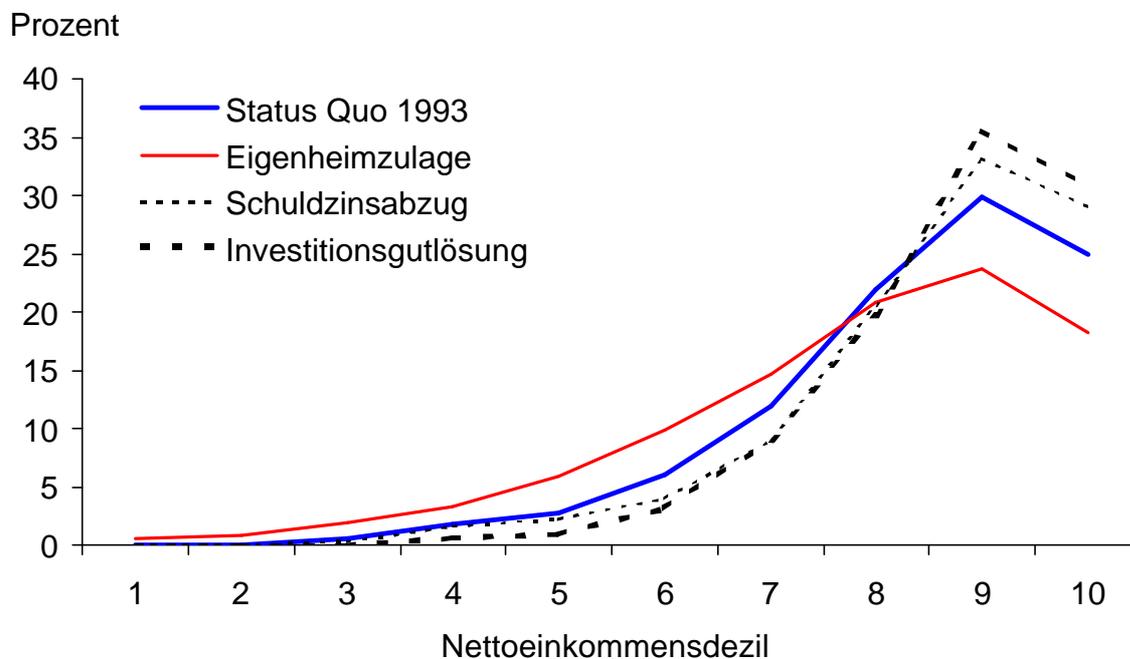
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Einkommensklassen ergeben sich durch Klassierung der Haushalte gemäß der zehn Nettoeinkommensdezile aller berücksichtigten Haushalte. Weggelassen sind die Förderbeträge in den Einkommensdezilen, die nur mit wenigen EVS-Haushalten besetzt sind.

Faßt man die Fallzahlen und die Förderbeträge zusammen, gelangt man zu den Fördersummen. Deren Verteilung über die Einkommensdezile findet sich in Abbildung 3.54. Während bei Schuldzinsabzug und Investitionsgutlösung mehr als 2/3 der gesamten potentiellen Fördersumme auf die beiden höchsten Einkommensdezile entfallen, reduziert sich dieser Anteil bei der Eigenheimzulage auf 40 Prozent.

Zu beachten ist, daß damit alleine die potentiellen Verteilungswirkungen einkommensteuerlicher Maßnahmen eines bestimmten Mietersegments betrachtet wird und nicht die Verteilung wohnungspolitischer Maßnahmen insgesamt, zu denen Mietvorteile im sozialen Wohnungsbau, Wohngeld, Bausparvergünstigungen etc. gehören. Bei Betrachtung der Verteilung dieser

Fördersummen über die Einkommensklassen zeigt sich, daß im Jahre 1993 rund 38 Prozent auf die beiden unteren Einkommensdezile entfallen.²⁷¹

Abbildung 3.54: Verteilung der potentiellen steuerlichen Fördermittel auf die Nettoeinkommensdezile, Anteile am Gesamtbetrag der jeweiligen Fördervariante in Prozent



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

3.4.3.2. Interregionale Konsequenzen

Neben interpersonellen Unterschieden sind vor allem mögliche regionale Disparitäten von Belang. Nachfolgend wird daher für Bundesländer und Wohnlagen untersucht, welcher Anteil von Haushalten bei den gerechneten Fördervarianten als potentielle Neueigentümer in Betracht kommen und welcher durchschnittliche steuerliche Förderbetrag anfallen würde.

3.4.3.2.1. Verteilung über die Bundesländer

Die Befunde für die Bundesländer lassen kein einheitliches Muster erkennen. Allein für die sechs westlichen Bundesländer mit der höchsten Eigentümerquote ergibt sich tendenziell ein negativer Zusammenhang zwischen Eigentümerquote und dem Anteil potentieller Neueigentümer, was im Sinne der wohnungspolitischen Zielsetzung positiv zu werten ist. Dieser Befund gilt für alle Fördervarianten.

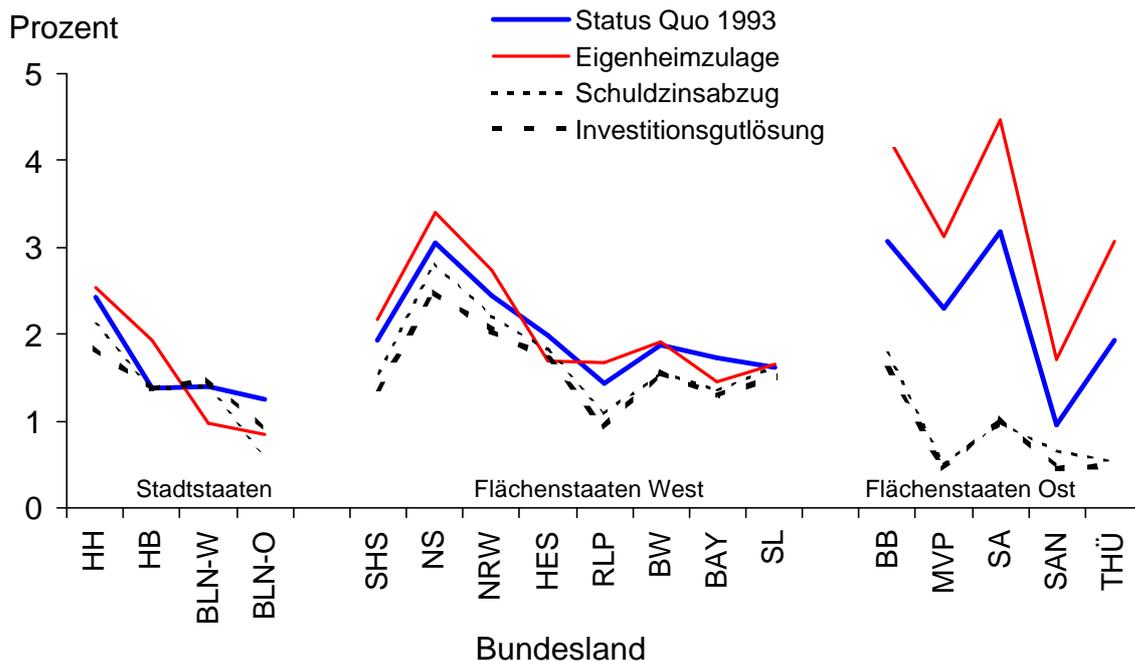
In den neuen Flächenländern erreicht die Eigenheimzulage mit deutlichem Abstand zu den anderen Varianten den größten Teil der Haushalte als potentielle Neueigentümer. Wegen der hier geringen Eigentümerquote ist dies als wohnungspolitisch vorteilhaft einzustufen.

²⁷¹ Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a), S. 72, Tabelle 3.3.

Insgesamt fallen die Unterschiede zwischen den einzelnen Varianten in den östlichen Flächenstaaten wesentlich deutlicher aus als in den westlichen Bundesländern.

Auffällig ist, daß die vier Varianten bei einem relativen Vergleich einem recht einheitlichen Muster folgen: Im paarweisen Ländervergleich geht etwa ein vergleichsweise hoher Anteil potentieller Neueigentümer bei der einen Variante meist auch mit einem vergleichsweise hohen Anteil bei den anderen Varianten einher.

Abbildung 3.55: Anteil potentieller Neueigentümer an allen Haushalten in den Bundesländern



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

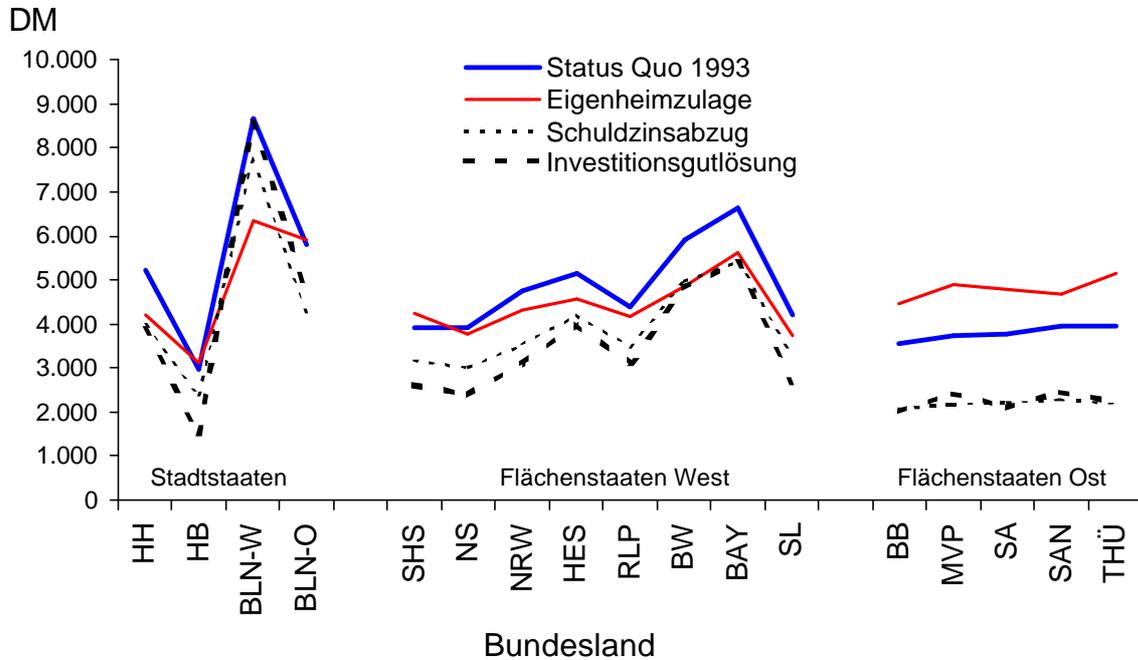
Vergleicht man den durchschnittlichen Förderbetrag der vier Varianten je für sich genommen (vgl. Abbildung 3.56), entfällt auf West-Berlin der höchste Wert. Es folgen Bayern, Baden-Württemberg und Ost-Berlin. Die hohe durchschnittliche Förderung in den drei genannten Stadtstaaten ist zwar positiv vor dem Hintergrund der dort beobachteten geringen Eigentümerquote zu sehen. Gleichzeitig sind die möglichen Nachfragewirkungen, die wegen des dort herrschenden hohen Verdichtungsgrades auf ein inelastisches Angebot treffen problematisch zu beurteilen.

Auffällig gering sind die Förderbeträge in den ostdeutschen Flächenländern, die eine geringe Eigentümerquote aufweisen und wo dementsprechend ein wohnungspolitischer Nachholbedarf zu sehen ist.²⁷² Alleine die Eigenheimzulage ergibt hier einen durchschnittlichen Förderbetrag etwa in Höhe des gesamtdeutschen Durchschnitts. Insgesamt ist der höchste Grad an Gleichheit des potentiellen Förderbetrages bei der Eigenheimzulage zu beobachten.

²⁷² Vgl. Expertenkommission Wohnungspolitik (1995b), S. 7.

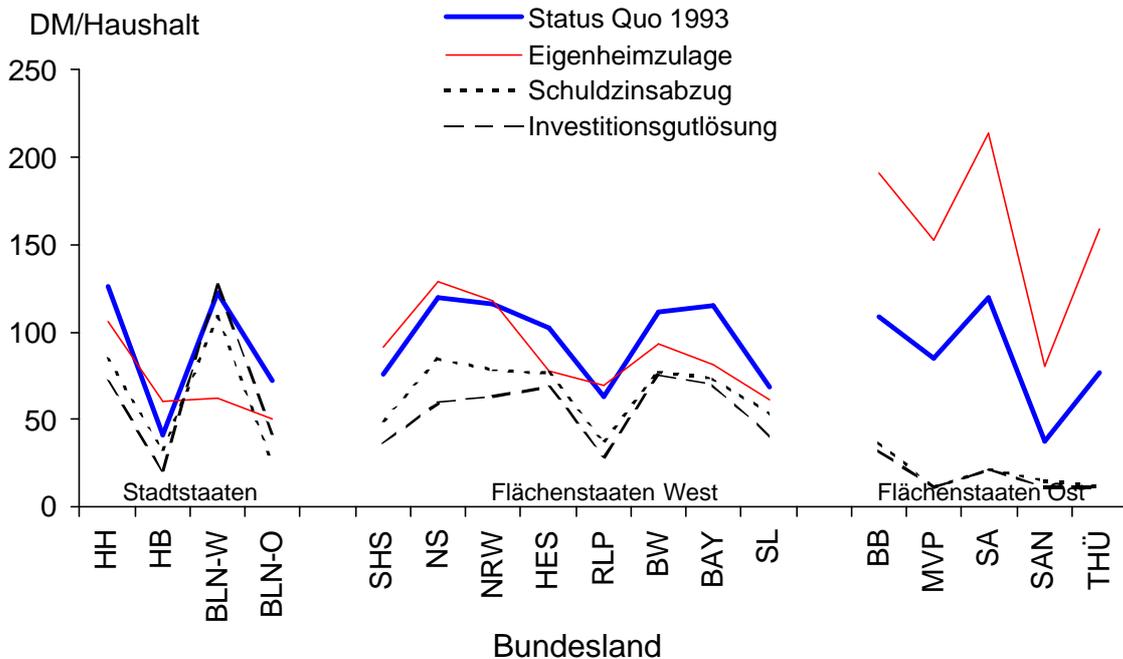
Dies führt aber letztlich auch dazu, daß die Bundesländer mit niedriger Eigentümerquote durch diese Variante nicht in besonderer Weise gefördert werden.

Abbildung 3.56: Durchschnittliche steuerliche Förderung je potentiellm Neueigentümer in den Bundesländern



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Abbildung 3.57: Durchschnittliche potentielle Förderung je Haushalt in den Bundesländern



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Als Maßzahl der potentiellen Mittelverteilung auf die Bundesländer wird der potentielle Förderbetrag je Haushalt berechnet (vgl. Abbildung 3.57). Er ergibt sich als Produkt aus

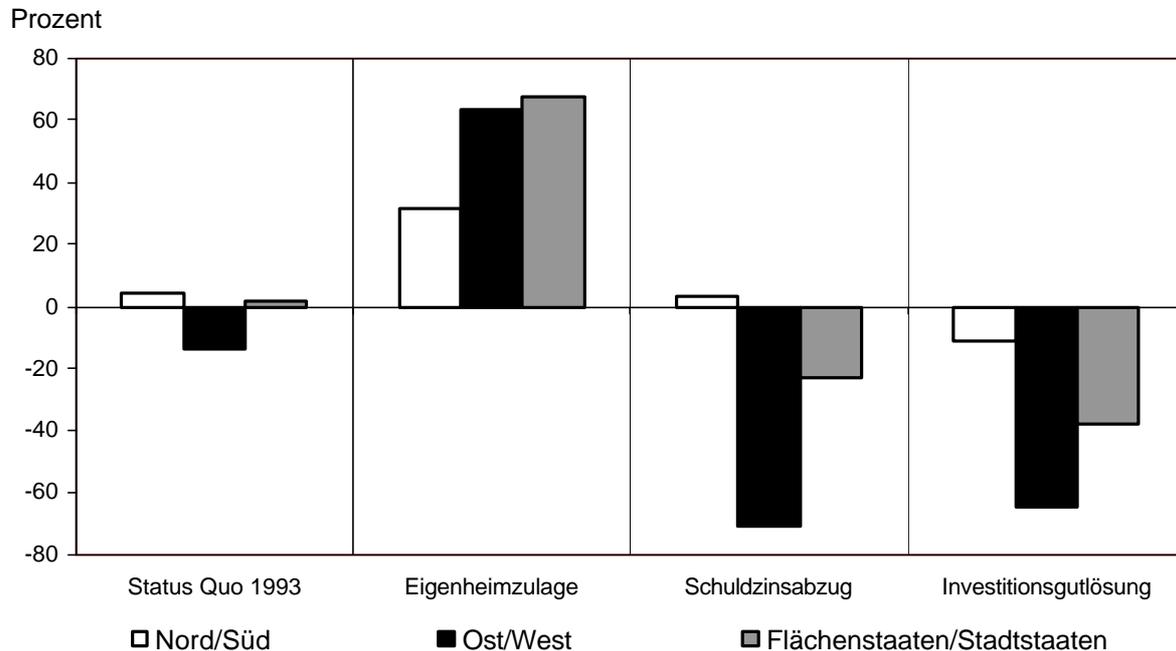
durchschnittlichem Förderbetrag je potentiellm Neueigentümer und dem Anteil der potentiellen Neueigentümer an allen Haushalten. Auffällig sind die besonders niedrigen Werte in den neuen Bundesländern bei Schuldzinsabzug und Investitionsgutlösung.

Für eine komprimierte Beschreibung der regionalen Differenzierung der potentiellen Förderbeträge je Haushalt werden die Bundesländer zu relevant erscheinenden Vergleichsgruppen zusammengefaßt und der mittlere Förderbetrag in diesen Gruppen berechnet. Folgende paarweisen Gruppenvergleiche werden durchgeführt:

- a) Ländergruppe Ost (neue Bundesländer einschließlich Berlin-Ost) vs. Ländergruppe West (Bundesländer des früheren Bundesgebietes einschließlich Berlin-West),
- b) Ländergruppe Süd (Rheinland-Pfalz, Saarland, Hessen, Baden-Württemberg und Bayern) vs. Ländergruppe Nord (Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen und Nordrhein-Westfalen),
- c) Flächenstaaten vs. Stadtstaaten.

Als Vergleichsmaßzahl dient der relative Unterschied der durchschnittlichen Förderbeträge je potentiellm Neueigentümer in den Gruppen. Das Ergebnis ist in Abbildung 3.58 dargestellt.

Abbildung 3.58: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderung je Haushalt in den Bundesländern, Unterschiede in Prozent



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Zunächst zeigt sich, daß die Status Quo-Regelung des Jahres 1993 zu den geringsten Unterschieden zwischen den Ländergruppen führt. Die Eigenheimzulage führt dagegen zu höheren Förderbeträgen in den nördlichen und östlichen Bundesländern, was wegen der dort beobachteten niedrigeren Eigentümerquote als günstig einzustufen ist. Auch die höhere

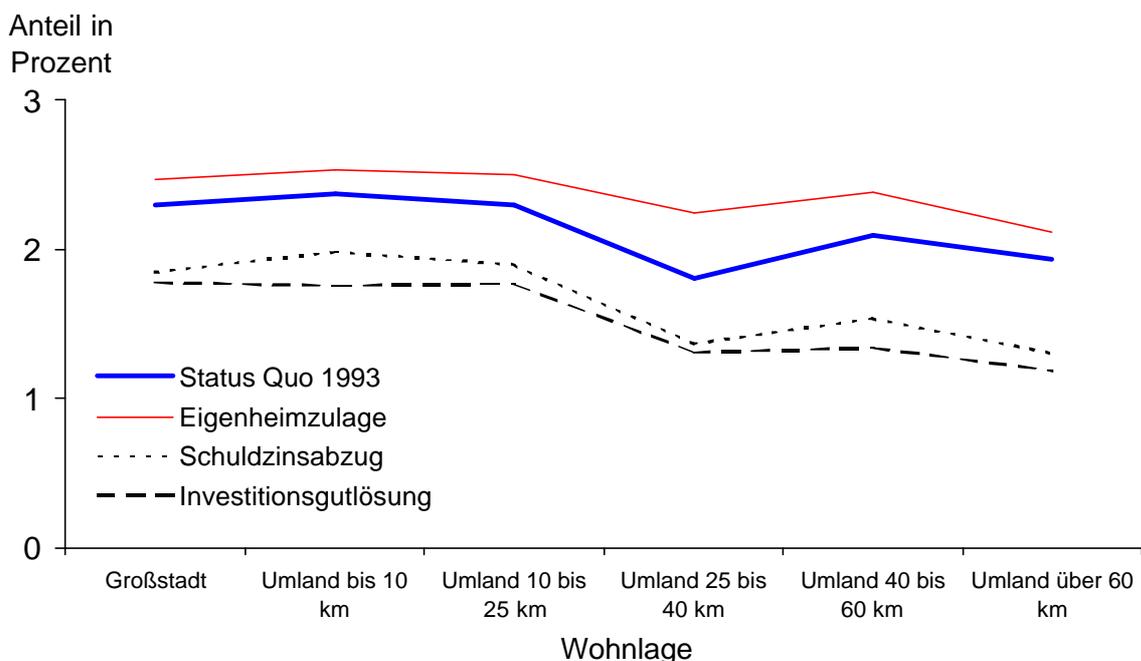
Förderung der Flächenstaaten ist angesichts der nur geringen Expansionsmöglichkeiten in den Stadtstaaten positiv zu beurteilen.

Schuldzinsabzug und Investitionsgutlösung führen v.a. zu einer deutlichen Begünstigung der westlichen gegenüber den östlichen Bundesländern. Auch die Stadtstaaten werden in diesen Szenarien gegenüber den Flächenstaaten begünstigt. Beide Befunde sind als wohnungspolitisch ungünstig zu werten, da einerseits Regionen mit niedriger Eigentümerquote benachteiligt sind, andererseits Stadtstaaten bevorteilt sind.

3.4.3.2.2. Verteilung über die Wohnlagen

Eine verstärkte Nachfrage nach Eigentumswohnungen und Eigenheimen würde über verschiedene Wirkungsstränge auch eine Nachfrage nach entsprechenden Neubauten auslösen. In Abhängigkeit vom Verdichtungsgrad einer Region sind aber die Möglichkeiten zur Ausweisung neuen Baulandes unterschiedlich. Vor diesem Hintergrund ist eine vergleichende Betrachtung der Förderkonsequenzen über die verschiedenen Wohnlagen hinweg von besonderem Interesse. Wie bereits weiter oben erörtert (vgl. Abbildung 3.28) gibt es bei den Eigentümerquoten in den sechs Wohnlagen eine ganz klare Abstufung zwischen den Großstädten einerseits und den übrigen Lagentypen andererseits. Während in den Großstädten nur rund 12 Prozent der Haushalte in der eigenen Wohnung leben, beträgt die Eigentümerquote in den anderen Lagen - bei geringer Differenzierung - im Mittel etwa 33 Prozent.

Abbildung 3.59: Anteil potentieller Neueigentümer an allen Haushalten in den Wohnlagen

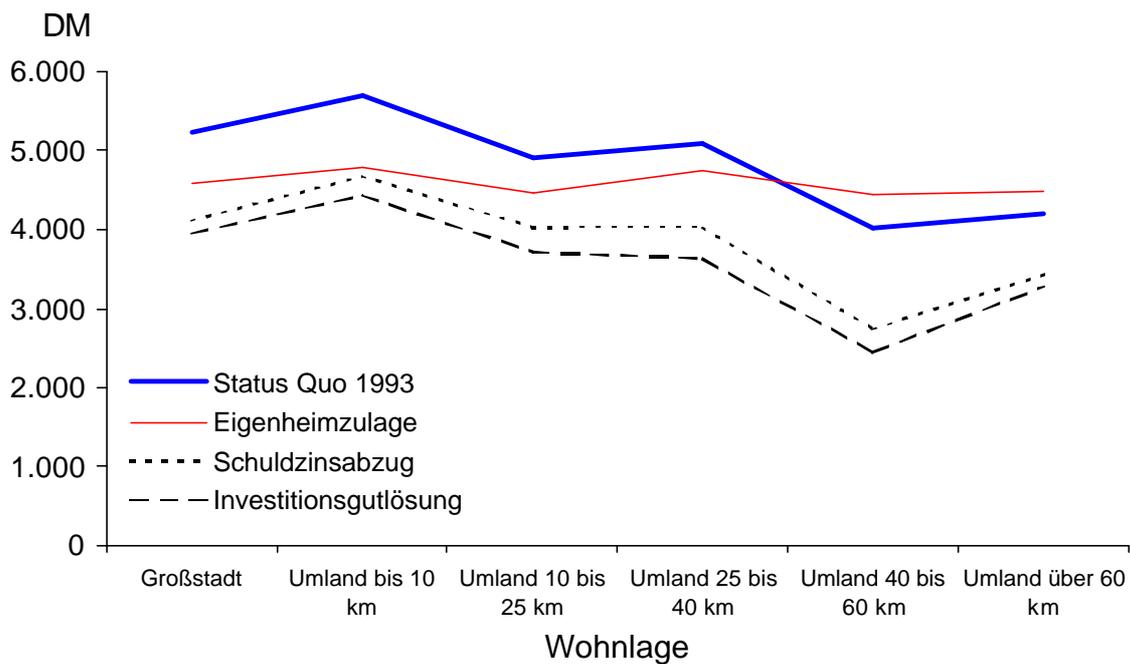


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Als einheitliches Muster läßt sich erkennen, daß alle vier Fördervarianten in den Großstädten und dem Umland bis 25 km Entfernung zur nächsten Großstadt einen höheren Anteil potentiell Geförderter erbringen als in den zentrumsferneren Lagen mit mehr als 25 km Großstadtentfernung. Wohnungspolitisch ist dies Aufgrund des hohen Verdichtungsgrades v.a. in den Großstädten als nicht unproblematisch einzustufen. Ansonsten ist bei der Aufteilung nach Wohnlagen eine weit höhere Gleichheit des untersuchten Anteils festzustellen als dies bei der Aufteilung nach Einkommensgruppen oder nach Bundesländern der Fall war.

Auch bei den durchschnittlichen potentiellen Förderbeträgen gibt es keine markanten Unterschiede zwischen den Großstädten und dem des großstädtischen Umland mit bis zu 25 km Großstadtentfernung. Außer der Eigenheimzulage, die einen kaum von der Wohnlage abhängigen Förderbetrag ergibt, ist bei den anderen drei Varianten der Tendenz nach ein Gefälle des Förderbetrages zu Lasten zentrumsferner Lagen zu erkennen.

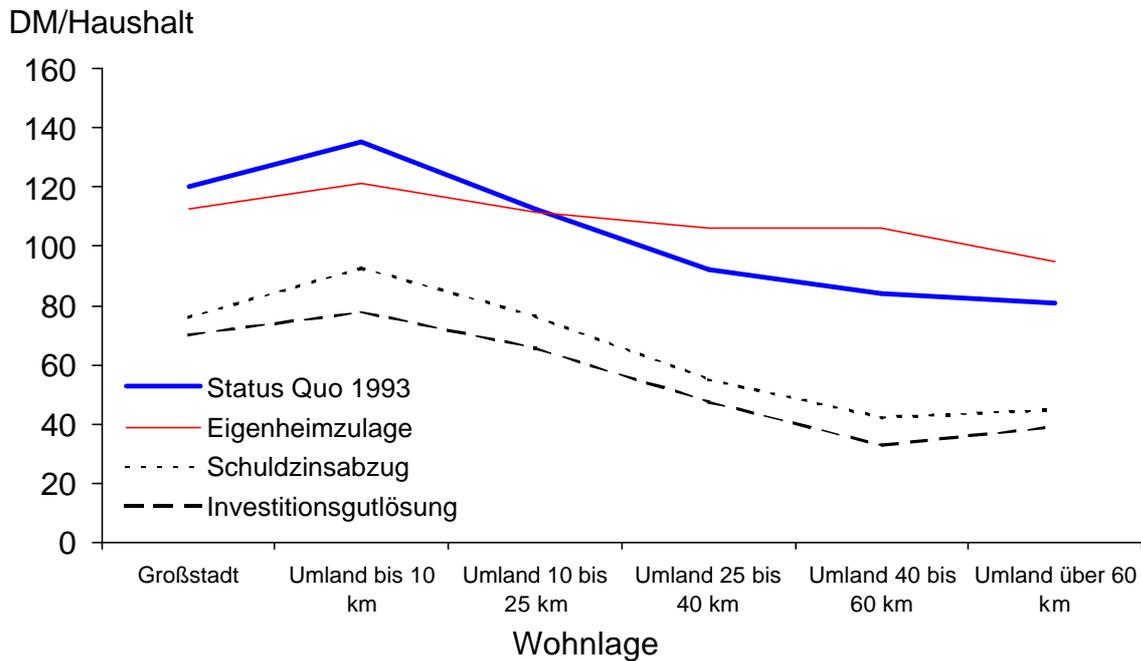
Abbildung 3.60: Durchschnittliche steuerliche Förderung je potentiellem Neueigentümer in den Wohnlagen



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Bei Betrachtung des durchschnittlichen Förderbetrages je Haushalt zeigt sich in allen Varianten ein recht deutlich ausgeprägtes Zentrum-Peripherie-Gefälle (vgl. Abbildung 3.61).

Abbildung 3.61: Durchschnittliche steuerliche Förderung je Haushalt in den Wohnlagen



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

3.4.3.3. Zusammenfassung

Im Hinblick auf die Verteilung der potentiellen Neueigentümer zeigt sich in allen Szenarien, daß diese überwiegend den oberen Einkommensdezilen angehören. Im Vergleich mit den anderen Szenarien führt die Gewährung einer Eigenheimzulage in den unteren Einkommensdezilen, die eine geringe Eigentümerquote aufweisen, noch zur höchsten Zahl potentieller Neueigentümer. Die Verteilung der potentiellen Fördersumme auf die unteren fünf Einkommensdezile ist in der Tabelle 3.15 dargestellt. Die Eigenheimzulage würde hier mit Abstand zur höchsten Fördersumme in den unteren fünf Einkommensdezilen beitragen.

Tabelle 3.15: Verteilung der potentiellen Fördersumme in den Szenarien

Szenario	Anteil der unteren fünf Einkommensdezile an der Fördersumme
Status Quo 1993	5,2 %
Eigenheimzulage	12,7 %
Schuldzinsabzug	4,2 %
Investitionsgutlösung	1,6 %

In den östlichen Flächenstaaten reagiert die Anzahl potentieller Neueigentümer und des durchschnittlichen Förderbetrages besonders deutlich auf die unterstellte Fördervariante. Die Eigenheimzulage führt hier zum höchsten Anteil potentieller Neueigentümer und überschreitet im Mittel den entsprechenden Durchschnittswert der westlichen Flächenländer. Gleiches gilt für die gewährte Fördersumme. In den westlichen Flächenstaaten dagegen führen alle betrachteten Fördervarianten der Tendenz nach zu einem hohen Anteil potentieller Neueigentümer in Ländern mit einer niedrigen Eigentümerquote.

Im Hinblick auf die Wohnlagen findet der Tendenz nach bei allen Varianten eine stärkere Förderung von Zentren und zentrumsnahen Lagen mit bis zu 25 km Großstadtentfernung statt. Auffällig ist diese Benachteiligung zentrumsferner Lagen v.a. bei Betrachtung der pro Haushalt potentiell gewährten Fördersumme. Auch gemessen an diesem Verteilungskriterium führt die Eigenheimzulage zu einer geringsten Ausprägung des geschilderten Zentrum-Peripherie-Gefälles.

3.4.4. Kombination von Instrumenten

Von den oben untersuchten Ausgangsszenarien wird hier der Schuldzinsabzug und die Investitionsgutlösung aufgegriffen. Beide Instrumente weisen eine geringe wohnungspolitische Effektivität (im Hinblick auf die Steigerung der Eigentümerquote) auf, die mit einer nicht zielgerechten interpersonellen und regionalen Verteilung der Mittel einhergeht. Nachfolgend werden die Effekte einer Ausstattung dieser beiden Instrumente mit einer einkommensunabhängigen Mindestförderung untersucht. Da bisher ein Schuldzinsabzug in voller Höhe gestattet wurde, wird auch untersucht, wie sich eine Begrenzung des Schuldzinsabzuges auswirkt. Da die Investitionsgutlösung ohne weitere Ausgestaltung zu einer Subvention der bisherigen Eigentümer führen würde, werden - unabhängig von der politischen Durchsetzbarkeit - zudem die Effekte einer Ausweitung der Bemessungsgrundlage dieses Instruments untersucht, indem ein Mietzinszuschlag eingeführt wird. Die Parameter dieser ergänzenden Instrumente werden in den Vergleichsszenarien schrittweise variiert, um Anhaltspunkte für zu wählende konkrete Parameterwerte zu gewinnen.

3.4.4.1. Begrenzung des Schuldzinsabzuges und Mindestförderung

Der Schuldzinsabzug erwies sich in der oben untersuchten Variante als wohnungspolitisch wenig ergiebig. Zwar wäre der potentielle Steuerausfall des Fiskus geringer als im Status Quo 1993, doch würde sich die Zahl der potentiellen Neueigentümer relativ stärker verringern. Am wohnungspolitisch effektivsten erwies sich dagegen die Eigenheimzulage, die unabhängig vom zu versteuernden Einkommen eine Förderung von Wohneigentum gewährt. Die beiden im Folgenden zu kombinierenden Instrument sollen also sein:

1. Ein Höchstsatz der angibt, wieviel Prozent der tatsächlich gezahlten Schuldzinsen des Haushalts von der Steuerschuld abzugsfähig sind. Dieser Satz wird in Schritten von 10 Prozent zwischen 0 und 100 variiert.²⁷³
2. Ein Mindestfördersatz f_{min} , der angibt, welcher Bruchteil der Anschaffungskosten der eigenen Wohnung von der Steuerschuld abzusetzen ist, bei einem Höchstbetrag von DM 100.000 f_{min} . Für $f_{min} = 0,025$ (bzw. 2,5 Prozent) entspricht dies der Eigenheimzulage für Altbauten. Ein Baukindergeld wird nicht gewährt. Der Mindestfördersatz wird in Schritten von 0,005 (bzw. 0,5 Prozent) zwischen 0 und 0,05 (bzw. 5 Prozent) variiert. Falls die Mindestförderung höher ausfällt als der Steuervorteil des Schuldzinsabzuges, greift für die Haushalte die Mindestförderung.

In den Szenarien werden der Höchstsatz abzugsfähiger Schuldzinsen und der Mindestfördersatz gemeinsam variiert, um so zu sehen, wie diese Kombination auf die wohnungspolitische Zielgröße potentielle Neueigentümer und auf das Einkommensteueraufkommen des Fiskus wirkt.

Zunächst wird untersucht, wie sich das Einkommensteueraufkommen durch Neueigentümer potentiell verändern würde. Dazu werden aus den oben berechneten Szenarien Isoquanten gleicher Aufkommensveränderung bestimmt.²⁷⁴ Auf diesen Isoquanten liegen die Kombinationspunkte von Mindestfördersatz und maximalen Schuldzinsabzug in Prozent, die zu einer gleichen Aufkommensveränderung führen.

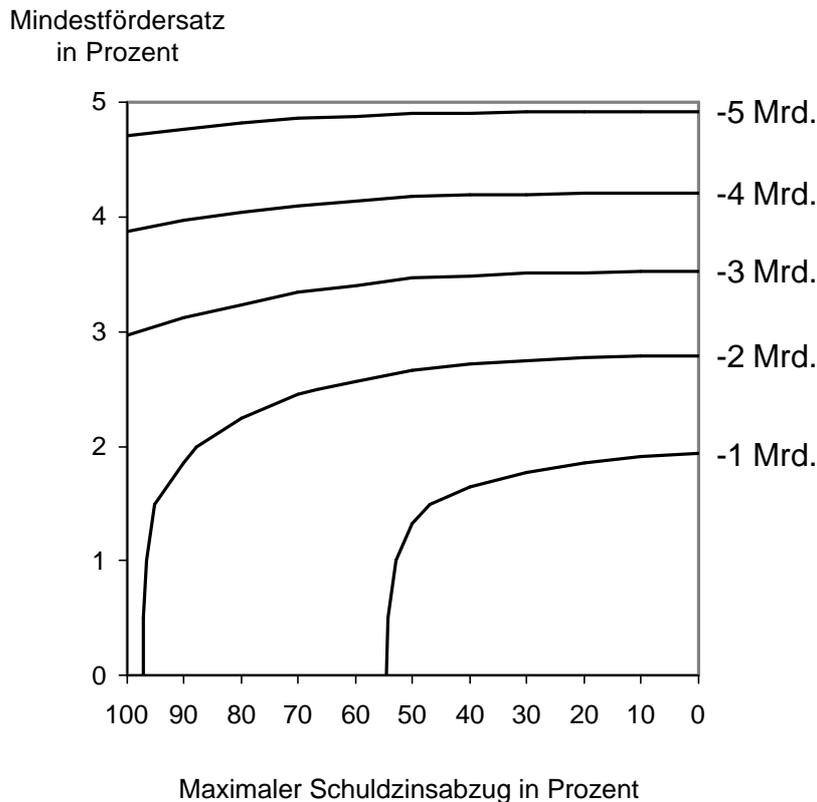
Die Abbildung 3.62 enthält die Isoquanten für einen Aufkommensausfall von 1 Mrd. bis 5 Mrd. DM. Die linke untere Ecke dieser Abbildung gibt die Situation des in Abschnitt 3.4.2.2 berechneten Szenarios wieder, das von vollem Schuldzinsabzug ausgeht und keine Mindestförderung vorsieht. Bei diesem Szenario beträgt der potentielle Aufkommensausfall etwas mehr als 2 Mrd. DM, was in der Abbildung 3.62 durch die Lage dieses Kombinationspunktes etwas oberhalb der -2 Mrd. DM-Isoquante angezeigt wird. Eine merkliche Reagibilität auf eine Beschränkung des Schuldzinsabzuges ergibt sich alleine bei Mindestfördersätzen unter etwa 2 Prozent, was am stark gekrümmten Verlauf der -1 Mrd.- und -2 Mrd. DM-Isoquanten deutlich wird. Wird keine Mindestförderung gewährt, so führt eine Beschränkung des Schuldzinsabzuges auf rund 55 Prozent zu einem Aufkommensausfall von 1 Mrd. DM, was Größenordnungsmäßig mit den Berechnungen anderer Arbeiten vergleichbar ist.²⁷⁵

²⁷³ Die Wirkung einer nach Haushaltstyp und Wohnlage differenzierten Beschränkung des Schuldzinsabzuges untersuchen Behring/Goldrian (1991), S. 135.

²⁷⁴ Zur Bestimmung dieser Isoquanten wird zwischen den aus den Szenarien vorliegenden "Gitterpunkten" linear interpoliert. Diese Vorgehensweise ist im Hinblick auf den Rechenaufwand erheblich effizienter, als wenn man zu einem festen Wert einer Isoquanten die möglichen Kombinationspunkte der beiden Instrumente mit einem numerischen Verfahren bestimmen würde.

²⁷⁵ Behring/Goldrian (1991), S. 94, ermitteln, daß eine Mehrbelastung des Fiskus mit 1 Mrd. DM durch eine Beschränkung des Schuldzinsabzuges auf 59 Prozent zu erreichen ist.

Abbildung 3.62: Isoquanten der potentiellen Aufkommensveränderung bei einer Kombination von begrenztem Schuldzinsabzug und Option auf Mindestförderung

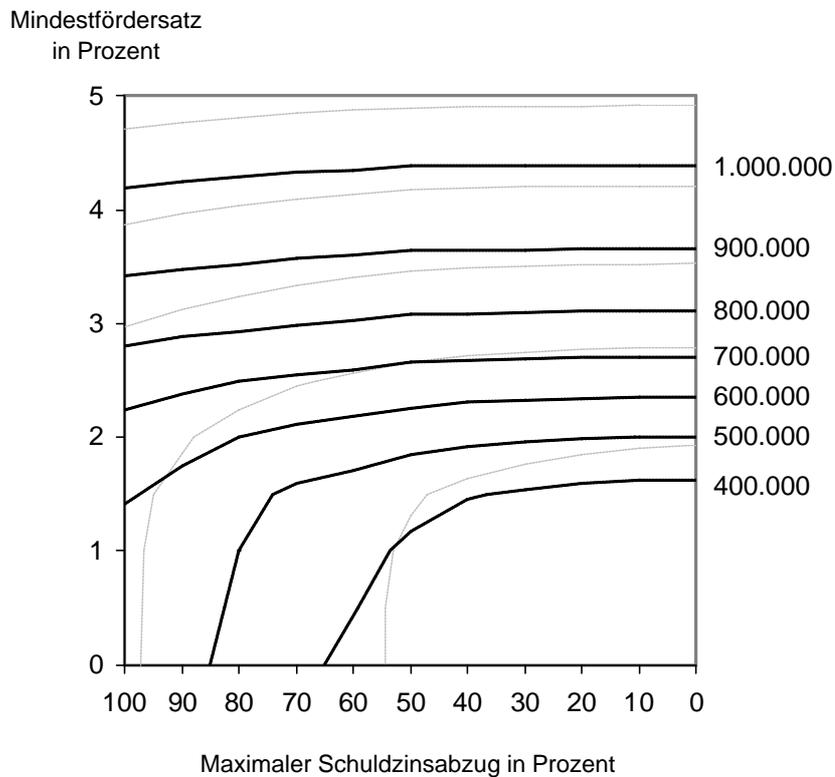


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Geht man von höheren Mindestfördersätzen aus, so optieren immer mehr Haushalte auf die Mindestförderung, statt den Schuldzinsabzug in Anspruch zu nehmen und die Aufkommensveränderung wird mehr und mehr alleine eine Funktion des Mindestfördersatzes. Eine Erhöhung des Mindestfördersatzes von 3 auf 4 Prozent bzw. von 4 auf 5 Prozent würden den Fiskus mit einem weiteren Steuerausfall von je rund 1 Mrd. DM belasten. Die Reagibilität des Aufkommensfalls auf den Mindestfördersatz ist im Bereich niedriger Fördersätze hoch und nimmt dann ab, was am abnehmenden vertikalen Abstand der Isoquanten zu erkennen ist.

Um den Effekt der Instrumentkombination auf die Zahl potentieller Neueigentümer darzustellen sind in der Abbildung 3.63 zusätzlich zu den Aufkommensisoquanten noch die Isoquanten einer gleichen Zahl potentieller Neueigentümer abgetragen. Wiederum nur im Bereich niedriger Mindestfördersätze zeigt sich eine deutliche Reagibilität der Zahl potentieller Neueigentümer auf eine Begrenzung des Schuldzinsabzuges. Die mit steigendem Mindestfördersatz abnehmende Krümmung der Isoquanten zeigt die abnehmende Reagibilität auf eine Begrenzung des Schuldzinsabzuges.

Abbildung 3.63: Isoquanten der Zahl potentieller Neueigentümer bei einer Kombination von begrenztem Schuldzinsabzug und Option auf Mindestförderung



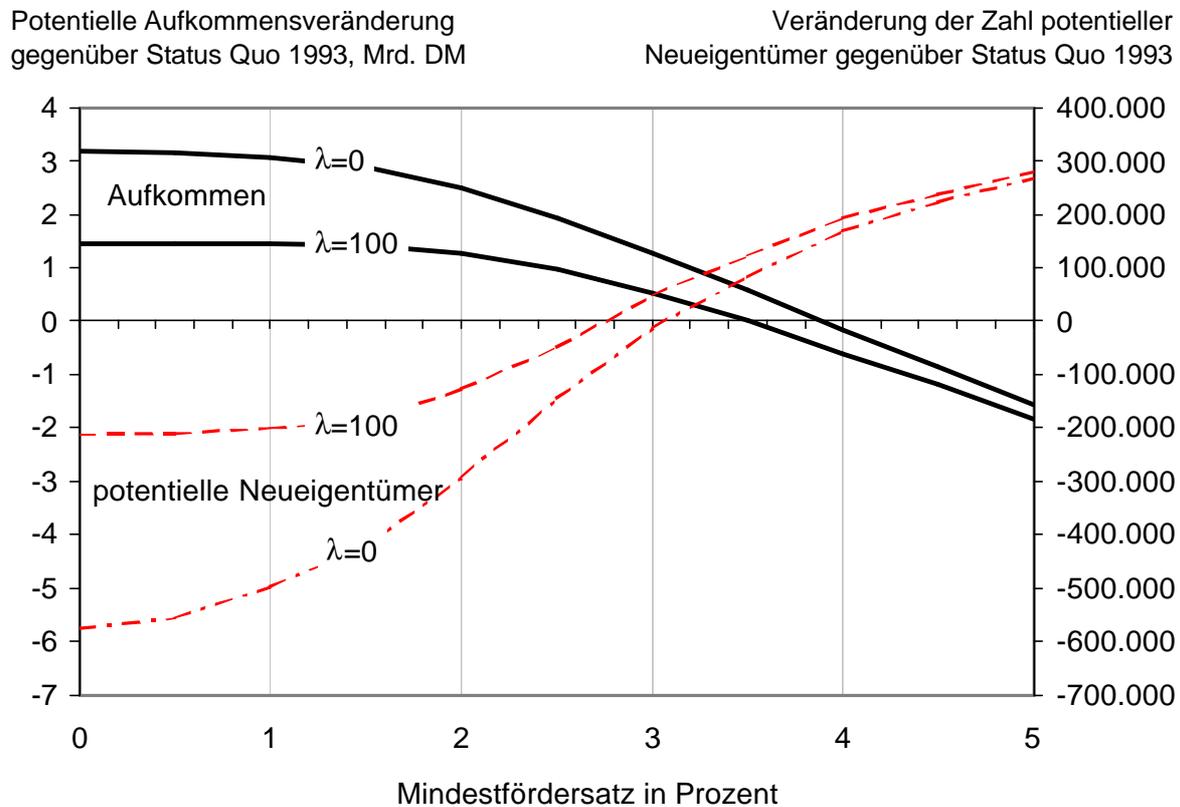
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die dünnen Kurven sind die Aufkommensisoquanten aus der Abbildung 3.62.

Die Szenarioergebnisse sollen nun sowohl im Hinblick auf das Aufkommen als auch auf die Zahl potentieller Neueigentümer zunächst mit dem Status Quo 1993 und im Anschluß mit der Eigenheimzulage verglichen werden. In der Abbildung 3.64 sind hierzu in Abhängigkeit vom Mindestfördersatz die potentiellen Veränderungen dieser beiden Größen im Vergleich mit dem Status Quo 1993 jeweils für die Situation mit vollem ($\lambda=100$ Prozent) bzw. mit keinem Schuldzinsabzug ($\lambda=0$ Prozent) dargestellt. Die Null-Linie bedeutet in dieser Abbildung keine Veränderung gegenüber dem Status Quo 1993.

Es ist ersichtlich, daß bei einem Mindestfördersatz von rund 2,7 Prozent ($\lambda=100$ Prozent) und rund 3,1 Prozent ($\lambda=0$ Prozent) die Zahl der potentiellen Neueigentümer dem Status Quo 1993 entspricht. Wichtigstes Ergebnis dieses Vergleichs ist, daß dieser Zustand mit einem geringeren Aufkommensausfall erreichbar ist. Die Aufkommenskurven liegen in diesem Bereich oberhalb der Abszisse, was auf einen im Vergleich zum Status Quo geringeren Aufkommensausfall hinweist. Bei gleicher Zahl potentieller Neueigentümer verringert sich der Aufkommensausfall gegenüber dem Status Quo 1993 um gut 1 Mrd. DM bei keinem Schuldzinsabzug und um rund 3/4 Mrd. DM bei vollem Schuldzinsabzug. Bei gleicher wohnungspolitischer Effektivität sind Lösungen in dem besprochenen Bereich fiskalisch günstiger zu beurteilen als der Status Quo. Bei geringeren Mindestfördersätzen kommt es zu

einem Rückgang der Zahl potentieller Neueigentümer, ohne daß der Aufkommensgewinn in gleichem Maße steigt.

Abbildung 3.64: Potentielle Aufkommensveränderung und Zahl potentieller Neueigentümer bei Schuldzinsabzug mit Mindestförderung, Differenzen zum Status Quo 1993



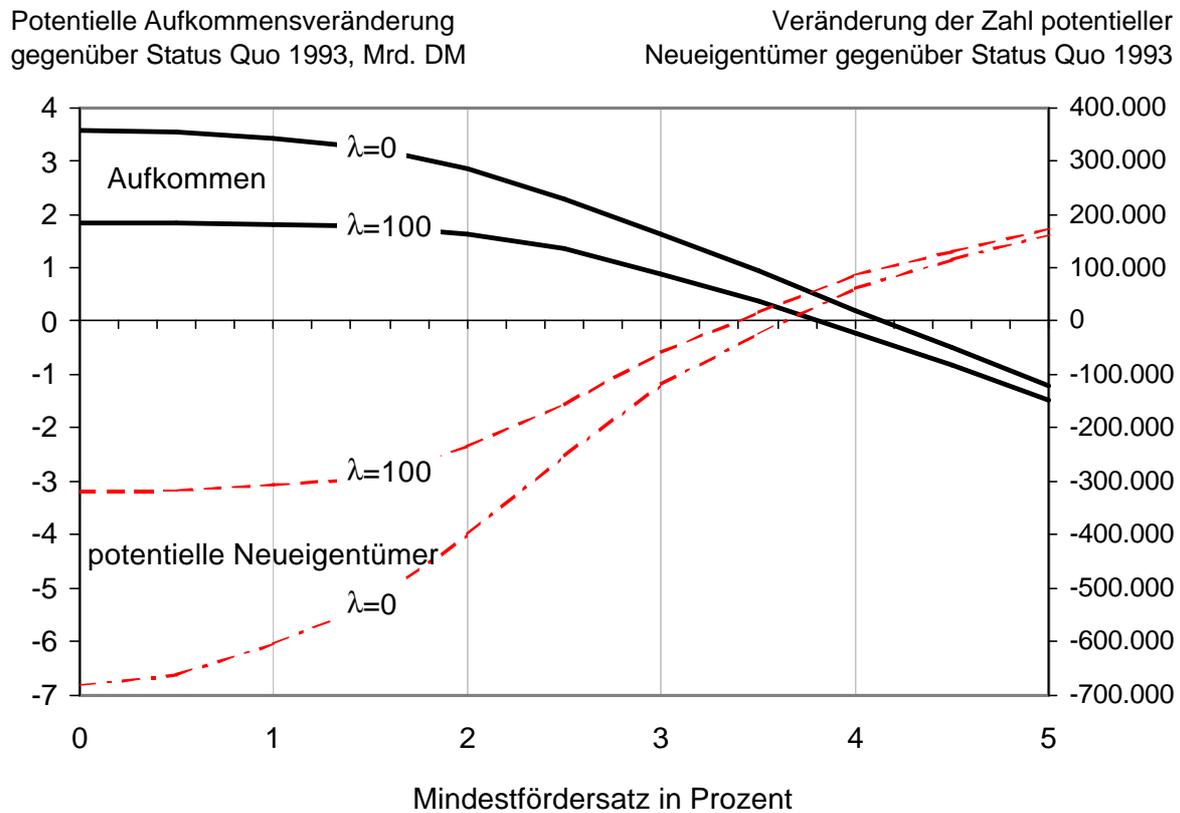
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. λ bezeichnet den maximalen Schuldzinsabzug in Prozent. Status Quo 1993-Kenngrößen: potentielle Aufkommensveränderung -3,54 Mrd. DM, Zahl potentieller Neueigentümer 790.241.

Auch ein entsprechender Vergleich mit der Eigenheimzulage kommt prinzipiell zu gleichen Ergebnissen (vgl. Abbildung 3.65). Auch hier gibt es einen Bereich von Mindestfördersätzen, der zu einer gleichen Zahl potentieller Neueigentümer und gleichzeitig zu einem geringeren Steuerausfall führt. Dieser Bereich liegt etwas höher als im Status Quo 1993, beginnt bei rund 3,4 Prozent ($\lambda=100$ Prozent) und endet bei rund 3,6 Prozent ($\lambda=0$ Prozent). Der Aufkommensausfall wäre in beiden Fällen um rund 1/2 bis 3/4 Mrd. DM geringer als bei der Eigenheimzulage.

Der Fall mit $\lambda=0$ Prozent (kein Schuldzinsabzug) entspricht der Technik nach der Eigenheimzulage ohne Gewährung eines Baukindergeldes. Das läßt auch folgende Schlußfolgerung zu: Eine Erhöhung der Fördersätze der Eigenheimzulage von dort 2,5 Prozent (für Altbauten) auf etwa 4,2 Prozent und Wegfall der Kinderförderung erbringt - bei einem der Eigenheimzulage

entsprechenden Aufkommensausfall - knapp 100.000 zusätzliche potentielle Neueigentümer.²⁷⁶

Abbildung 3.65: Potentielle Aufkommensveränderung und Zahl potentieller Neueigentümer bei Schuldzinsabzug mit Mindestförderung, Differenzen zur Eigenheimzulage

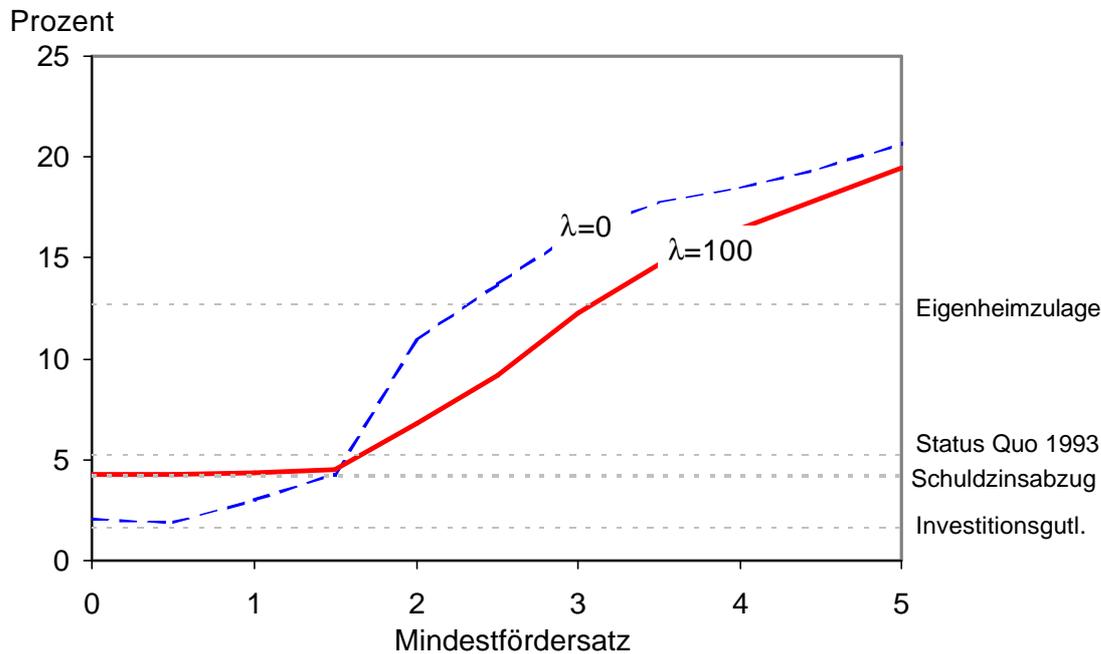


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. λ bezeichnet den maximalen Schuldzinsabzug in Prozent. Kenngrößen der Eigenheimzulage: potentieller Aufkommensveränderung -3,91 Mrd. DM, Zahl potentieller Neueigentümer 897.046.

Nachfolgend soll die Gleichheit der Verteilung über die Einkommensdezile in Abhängigkeit vom gewählten Mindestfördersatz betrachtet werden. Als summarisches Maß wird der Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten potentiellen Fördersumme in Prozent verwendet (vgl. Abbildung 3.66). Ab Mindestfördersätzen von etwa 1,5 Prozent erbringt die Variante mit reiner Mindestförderung ein höheres Maß an Gleichheit als die Variante mit vollem Schuldzinsabzug. Ab etwa 2,3 Prozent wird die Eigenheimzulage an Gleichheit übertroffen. Der oben ermittelte, gegenüber der Eigenheimzulage aufkommensneutrale Mindestfördersatz (4,2 Prozent) einer Lösung ohne Schuldzinsabzug ($I=0$) ergibt für die unteren fünf Einkommensdezile einen Anteil an der Gesamtförderung von rund 19 Prozent, was den entsprechenden Wert der Eigenheimzulage (12,7 Prozent) deutlich übertrifft. (Gleichzeitig sind bei dieser Konstellation - wie oben erwähnt - gegenüber der Eigenheimzulage rund 100.000 zusätzliche potentielle Neueigentümer zu verzeichnen.)

²⁷⁶ Auch Behring/Goldrian (1991), S. 99, ermitteln im Hinblick auf eine Steigerung der Eigentümerquote eine geringe Effizienz des Baukindergeldes.

Abbildung 3.66: Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile bei begrenztem Schuldzinsabzug und Mindestförderung, Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten Fördersumme



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. λ bezeichnet den maximalen Schuldzinsabzug in Prozent.

Es folgt die Analyse der regionalen Ungleichheit des durchschnittlichen potentiellen Förderbetrages je Haushalt durch einen paarweisen Ländergruppenvergleich. Die Bildung der Ländergruppen und die Definition der verwendete Maßzahl erfolgt in Abschnitt 3.4.3.2.1. Die Ergebnisse sind für die beiden Extremsituationen kein Schuldzinsabzug und voller Schuldzinsabzug in Abbildung 3.67 dargestellt.

Zunächst sei die Situation betrachtet, in der kein Schuldzinsabzug gewährt wird (linke Teilabbildung), also alleine ein Modell mit Mindestförderung existiert. Die bei einem Mindestfördersatz von 0 Prozent beobachtete Ungleichheit der potentiellen Förderbeträge kommt hier durch die Ungleichheit der Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten zustande: Die Ungleichheit fällt markant *zuungunsten* der östlichen Bundesländer aus, *beungünstigt* leicht die Flächenstaaten und *begünstigt* deutlicher die nördlichen Bundesländer gegenüber den südlichen. Ein Abbau des West-Ost-Gefälles der Fördermittel findet bis zu einem Mindestfördersatz von rund 3 Prozent statt, bei dem beide Ländergruppen in etwa den gleichen Förderbetrag je Haushalt aufweisen. Bei noch höheren Sätzen werden die östlichen Bundesländer *begünstigt*.

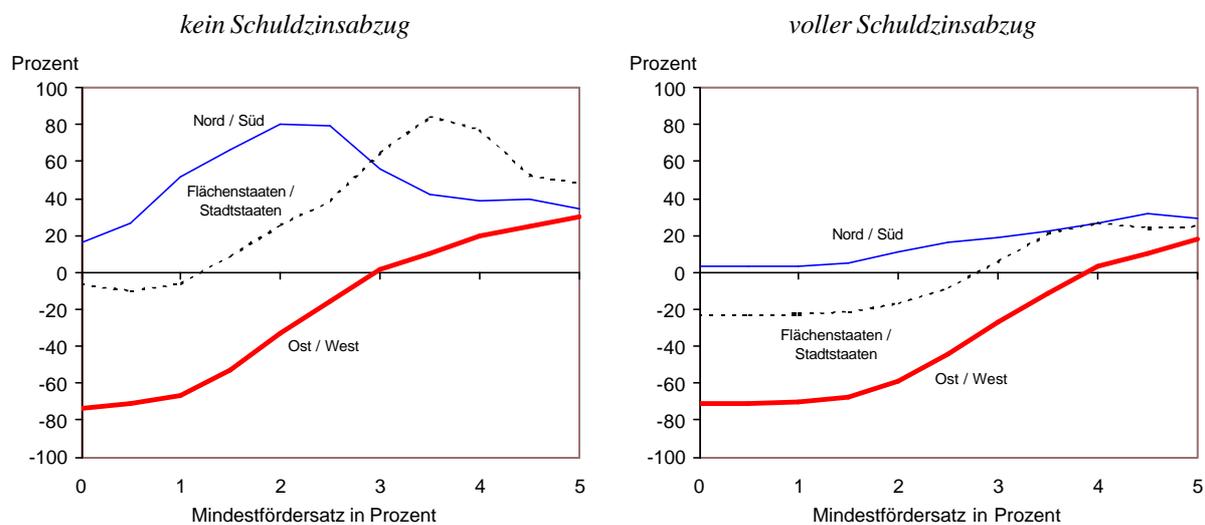
Im Bereich eines Mindestfördersatzes bis 2 Prozent kommt es zu einem Anstieg des Vorteils für die nördlichen gegenüber den südlichen Bundesländern, der ab 2,5 Prozent wieder rückläufig wird. Ab einem Fördersatz von rund 1,2 Prozent werden die Flächenstaaten gegenüber den Stadtstaaten *begünstigt*, was positiv zu beurteilen ist. Bis zu einem Mindestfördersatz von 3,5 Prozent kommt es zu einem weiteren Anstieg des Flächenstaatsvorteils.

Der oben ermittelte, gegenüber der Eigenheimzulage aufkommensneutrale, Mindestfördersatz von 4,2 Prozent führt also zu regional nur noch gering variierenden durchschnittlichen Förderbeträgen je Haushalt.

Wird voller Schuldzinsabzug gewährt (rechte Teilabbildung), tritt also neben der Steuerfreiheit der Eigenkapitalkosten die volle Steuerbegünstigung der Fremdkapitalkosten, bleibt die - bei fehlender Mindestförderung - beobachtete Ungleichheit in den Vergleichsregionen bis zu einem Mindestfördersatz von etwa 2 Prozent bestehen. Auch hier werden die östlichen Länder gegenüber den westlichen Ländern benachteiligt und der Nachteil der Flächenstaaten gegenüber den Stadtstaaten fällt mit -22 Prozent deutlicher aus als im Fall ohne Schuldzinsabzug. Ab einem Mindestfördersatz von 2 Prozent kommt es zu einem allmählichen Abbau dieser Unterschiede. Eine Gleichstellung der Flächenstaaten mit den Stadtstaaten wird bei rund 2,7 Prozent, eine Gleichstellung der östlichen mit den westlichen Bundesländern erst bei einem Satz von rund 3,8 Prozent erreicht.

Der Vorteil der Flächenstaaten gegenüber den Stadtstaaten steigt zwar mit steigendem Mindestfördersatz, liegt aber im Durchschnitt unter dem entsprechenden Vorteil eines Modells ohne Schuldzinsabzug.

Abbildung 3.67: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderbeträge je Haushalt bei begrenztem Schuldzinsabzug und Mindestförderung, Unterschiede in Prozent



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

3.4.4.2. Veränderung der Bemessungsgrundlage bei der Investitionsgütlösung

Ein wichtiges Ergebnis des Abschnitt 3.4.2.2 war, daß die Einführung einer Investitionsgütlösung ohne weitere Ausgestaltungsmerkmale zu einer Nettoentlastung der bisherigen Eigentümer um rund 2,6 Mrd. DM führen würde. Wesentlicher Grund für diese Entlastung sind die im Vergleich zu den Kapitalkosten recht geringen Mietzinsfüße, was zu Nettoverlusten bei zahlreichen Eigentümern führt. Zu bedenken ist in diesem Zusammenhang aber,

daß die wesentliche Komponente der Immobilienrendite in den letzten Jahren nicht die kalkulatorischen Bruttomieteinnahmen (bzw. die Mietersparnis) waren, sondern die Wertsteigerungen der Wohnungen und Häuser. Ob die rechtlichen Grundlagen für einen fiskalischen Zugriff auf (nicht realisierte!) Wertsteigerungen gegeben sind und welche weiterreichenden steuersystematischen Reformen anderer Gewinnarten damit gleichzeitig erforderlich würden, soll hier nicht erörtert werden. Die politische Durchsetzbarkeit eines derartig gravierenden Einschnitts in die Besteuerungspraxis erscheint derzeit nicht gegeben. Unabhängig davon erscheint es jedoch interessant, die fiskalischen und wohnungspolitischen Implikationen entsprechender Maßnahmen abzuschätzen. Zu diesem Zweck werden zwei Instrumente untersucht:

1. Eine Begrenzung des Schuldzinsabzuges. Ein Argument dafür ist, daß auf der Ertragsseite der Eigentümergewinnrechnung die wichtige Komponente der Wertsteigerung nicht erfaßt ist und daher auch die Kosten des Fremdkapitals nicht in voller Höhe als gewinnmindernd abzugsfähig sein sollten.
2. Die Einführung eines Mietzinszuschlages, der pauschal in Ansatz gebracht würde. Die Motive und Begründungen für einen solchen Zuschlag können vielgestaltig sein und sollen hier nicht im Detail erörtert werden. Ein Argument etwa wäre, daß die Investitionsgutlösung Abschreibungen von 2 Prozent zuläßt, denen im Allgemeinen kein tatsächlicher Werteverzehr gegenübersteht. Trotz kurzer Phasen rückläufiger Verkehrswertentwicklung liegen die jährlichen Wertsteigerungen von Wohngebäuden in der Vergangenheit über 2 Prozent. Prinzipiell müßte daher eher an Zuschreibungen als an Abschreibungen gedacht werden.²⁷⁷

Da bei beiden Ansätzen mit dem Problem sozialer Härten zu rechnen ist, wird auch gleichzeitig eine Freibetragsregelung modelliert.

Aufkommenseffekte

Zunächst wird die Reagibilität des Steueraufkommens auf die Kombination eines unterschiedlichen maximalen Schuldzinsabzuges (wie im Vorabschnitt in Prozent der tatsächlichen Fremdkapitalkosten) und eines vom Familienstand unabhängigen Mietgewinnfreibetrags abgeschätzt. Dazu wird eine Sequenz von Vergleichsszenarien berechnet, die von einem maximalen Schuldzinsabzug von 10 bis 100 Prozent, in Schritten von 10 Prozent, kombiniert mit Mietgewinnfreibeträgen von 0 bis 5000 DM in Schritten von 500 DM ausgeht.

Die Abbildung 3.68 zeigt die Isoquanten der Aufkommensveränderung bei unterschiedlicher Kombination dieser beiden Parameter. Der erste, linke Kurvenzug etwa enthält die Kombinationspunkte von maximalem Schuldzinsabzug und Mietgewinnfreibetrag, die zu einer Steuerentlastung der Alteigentümer von 3 Mrd. DM führen würde. Die linke untere Ecke der

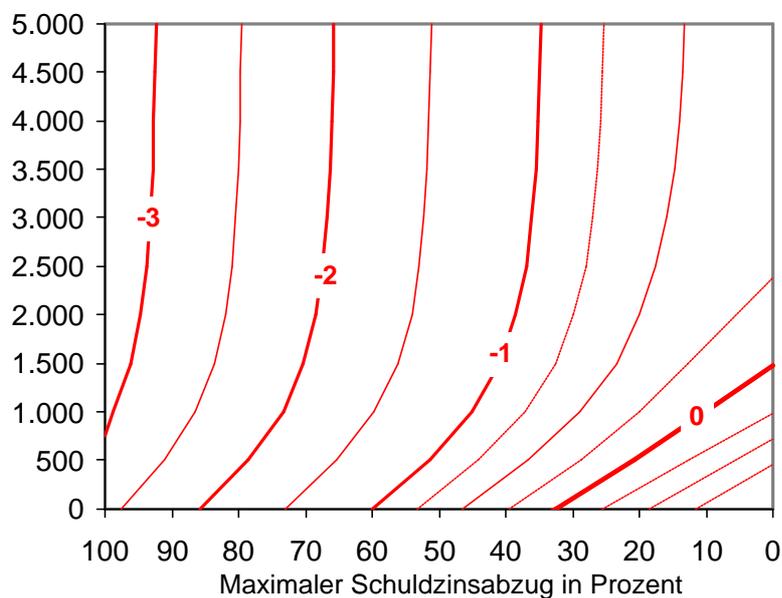
²⁷⁷ Vgl. Heni (1998), S. 24 - 30.

Abbildung steht für die oben untersuchte reine Investitionsgutlösung ohne weitere Ausgestaltungsmerkmale, die zu einer Entlastung von 2,6 Mrd. DM führen würde.

Die Null-Isoquante liegt in der Abbildung sehr weit rechts, was bedeutet, daß nur durch eine drastische Beschränkung des Schuldzinsabzuges auf maximal ca. 33 Prozent der tatsächlichen Eigenkapitalkosten eine Aufkommensneutralität der Alteigentümer erbringt. Ein derart niedriger Schuldzinsansatz ist aber wohnungspolitisch völlig ineffektiv, wie die Analysen des Abschnitts 3.4.4.1 gezeigt haben.

Abbildung 3.68: Isoquanten der Aufkommensveränderung von Alteigentümern (in Mrd. DM) bei der Investitionsgutlösung mit maximalem Schuldzinsabzug

Freibetrag Mietgewinn in DM

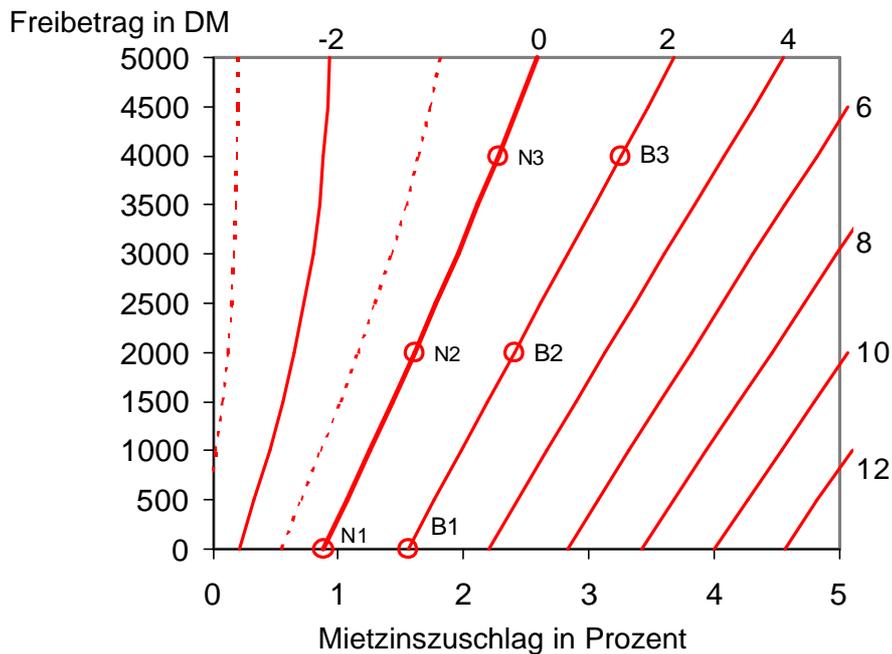


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

Nun soll gezeigt werden, welche Implikationen ein Mietzinszuschlag erbringen würde. Da auch hier mit sozialen Härten von Eigentümerhaushalten gerechnet werden muß, wird wie zuvor ein Mietgewinn-Freibetrag berücksichtigt. In den Szenarien werden Mietzinszuschläge zwischen 0 und 5 Prozent mit Mietgewinnfreibeträgen zwischen 0 und 5.000 DM p.a. kombiniert.

In der Abbildung 3.69 sind die entsprechenden Isoquanten der Aufkommensveränderung wiedergegeben. Die linke untere Koordinate der Graphik markiert wiederum die "reine" Investitionsgutlösung mit einem Aufkommensausfall von rund 2,6 Mrd. DM. Eine Aufkommensneutralität für die Alteigentümer ließe sich mit den Kombinationspunkten auf der Null-Isoquante erreichen. Sie zeigt, daß ohne Gewährung eines Freibetrages ein Mietzinszuschlag von 0,9 Prozentpunkten und bei Gewährung eines Freibetrages von DM 5.000 p.a. ein Mietzinszuschlag von etwa 2,5 Prozentpunkten aufkommensneutral wäre.

Abbildung 3.69: Isoquanten der Aufkommensveränderung von Alteigentümern (in Mrd. DM) bei der Investitionsgutlösung mit Mietzinszuschlag



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die in dem Diagramm markierten Kombinationspunkte werden weiter unten benötigt.

Ein wichtiger Befund ergibt sich im Hinblick auf die fiskalische Ergiebigkeit der Investitionsgutlösung. Selbst wenn der Fiskus einen Mietzinszuschlag von 2 Prozentpunkten wählen würde und keine Freibetragsregelung implementiert, resultiert ein Aufkommenszuwachs von nur etwas mehr als 3 Mrd. DM. Angesichts dieser geringen fiskalischen Ergiebigkeit ist der erforderliche Veranlagungsaufwand kaum zu rechtfertigen. Eine markante fiskalische Ergiebigkeit wäre erst bei Mietzinszuschlägen zu erwarten, die höher als 2 Prozentpunkte ausfallen.

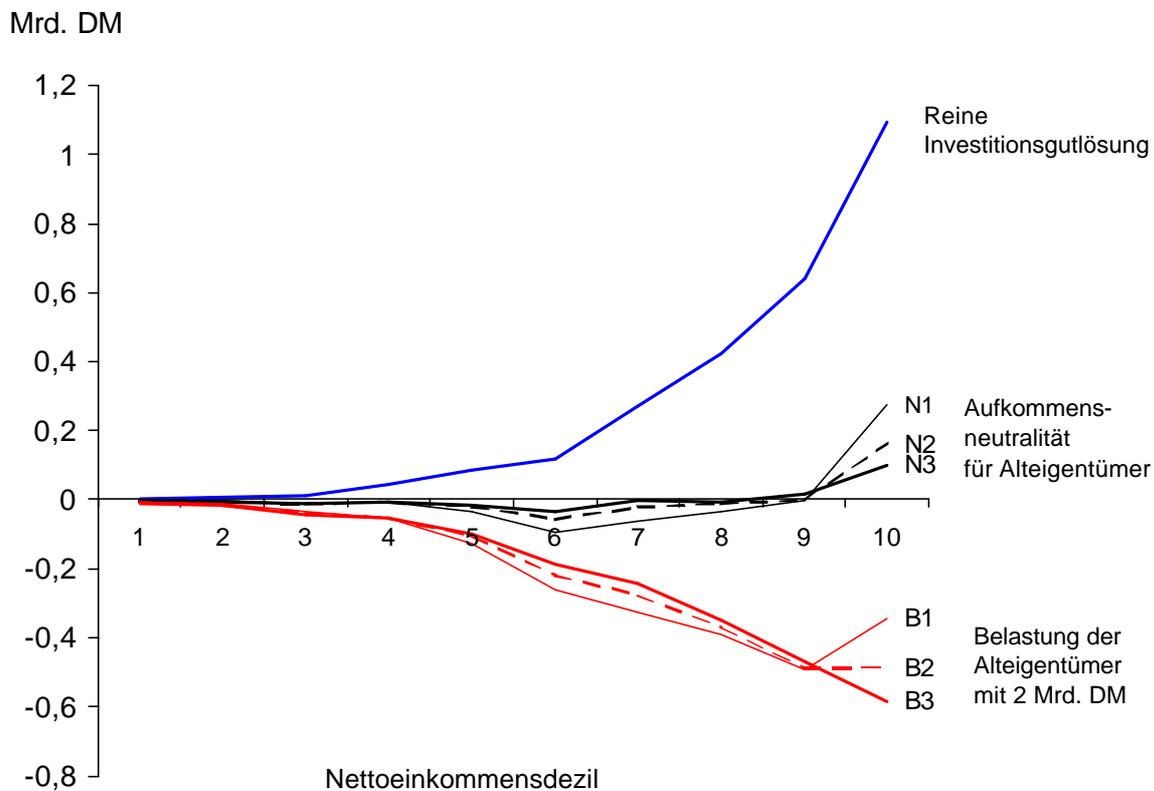
Verteilungseffekte

Nachfolgend wird auf die Verteilungseffekte innerhalb der Gruppe der Alteigentümer eingegangen, die bei unterschiedlichen Kombinationspunkten der beiden berücksichtigten Instrumente zu erwarten sind. Dazu wird auf jene Kombinationspunkte abgestellt, die im nachfolgenden Abschnitt Grundlage weiterer Berechnungen sind. Dies sind drei aufkommensneutrale Kombinationspunkte und drei Kombinationspunkte auf der 2 Mrd. DM-Isoquante (siehe dazu die Abbildung 3.69 und die Anmerkungen in Abbildung 3.70).

In der Abbildung 3.70 sind die Differenzen der Steuervorteile gegenüber dem Status Quo 1993 für die Nettoeinkommensdezile abgetragen. Die obere Kurve zeigt die Verteilung der zusätzlichen Per-Saldo-Steuvorteile der reinen Investitionsgutlösung in den Einkommensdezilen. Dies zeigt, daß die zusätzlichen Steuervorteile ohne weitere Instrumente extrem ungleich verteilt sind. Rund 64 Prozent der zusätzlichen Förderung von insgesamt 2,6 Mrd. DM würden auf die beiden oberen Einkommensdezile entfallen! Bei den aufkommensneutra-

len Varianten sind relativ geringe Verteilungseffekte zu verzeichnen. Per Saldo ginge eine solche Lösung etwas zu Lasten der mittleren Einkommensdezile, während das zehnte Dezile eine leichte zusätzliche Förderung erhielt. Diese Umverteilung zwischen den mittleren und höchsten Nettoeinkommensdezilen tritt zudem bei Lösungen mit geringem Mietzinszuschlag und geringem Freibetrag stärker in Erscheinung (vgl. Lösung N1).²⁷⁸ Die geringsten Umverteilungen treten bei Lösungen mit hohem Mietzinszuschlag und hohem Mietgewinnfreibetrag in Erscheinung (vgl. Lösung N3).

Abbildung 3.70: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei Aufkommensneutralität der Alteigentümer - Differenzen zum Status Quo 1993 -



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkungen: Verwendete Kombinationspunkte aus Mietzinszuschlag in % und Mietgewinnfreibetrag in DM: a) aufkommensneutrale Kombinationen N1=(0,89%, 0 DM), N2=(1,60%, 2000 DM), N3=(2,27%, 4000 DM), b) Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM: B1=(1,56%, 0 DM), B2=(2,40%, 2000 DM), B3=(3,26%, 4000 DM). Vgl. auch Abbildung 3.69.

3.4.4.3. Investitionsgutlösung mit Mindestförderung

In der steuerpolitischen Diskussion werden einerseits die allokativen Vorzüge der Investitionsgutlösung hervorgehoben, andererseits erwies sich aber die seit 1996 existierende Eigenheimzulage als wohnungspolitisch effektivste Lösung.

²⁷⁸ Dieses Muster gilt analog auch für die Lösung B1.

Im folgenden soll daher untersucht werden, wie sich eine Kombination dieser beiden Instrumente auswirken würde. Dazu sollen auch die Ergebnisse des Vorabschnittes in zwei Varianten berücksichtigt werden, indem von den bekannten Kombinationspunkten von Mietzinszuschlag und Mietgewinnfreibetrag ausgegangen wird, die

- a) Aufkommensneutralität bei den Alteigentümern (Lösungen N1, N2 und N3 aus dem Vorabschnitt) bzw.
- b) eine zusätzliche Belastung der Alteigentümer mit insgesamt 2 Mrd. DM (Lösungen B1, B2 und B3 aus dem Vorabschnitt)

ergeben würden.

Die zusätzliche Belastung der Alteigentümer ermöglicht einen Nettotransfer von Alteigentümern zu potentiellen Neueigentümern. Die Begründung dafür kann wiederum u.a. mit den Wertsteigerungen von Wohnimmobilien begründet werden: Während die Alteigentümer in der Vergangenheit in den Genuß von Wertsteigerungen gekommen sind, stellen gerade die gestiegenen Immobilienpreise oft ein entscheidendes Hindernis beim Eigenheimerwerb dar. Wenn für den Gesetzgeber die Steigerung der Eigentümerquote wichtiges wohnungspolitisches Ziel ist, sollte der geschilderte Umstand auch in geeigneter Weise förderpolitisch instrumentalisiert werden.

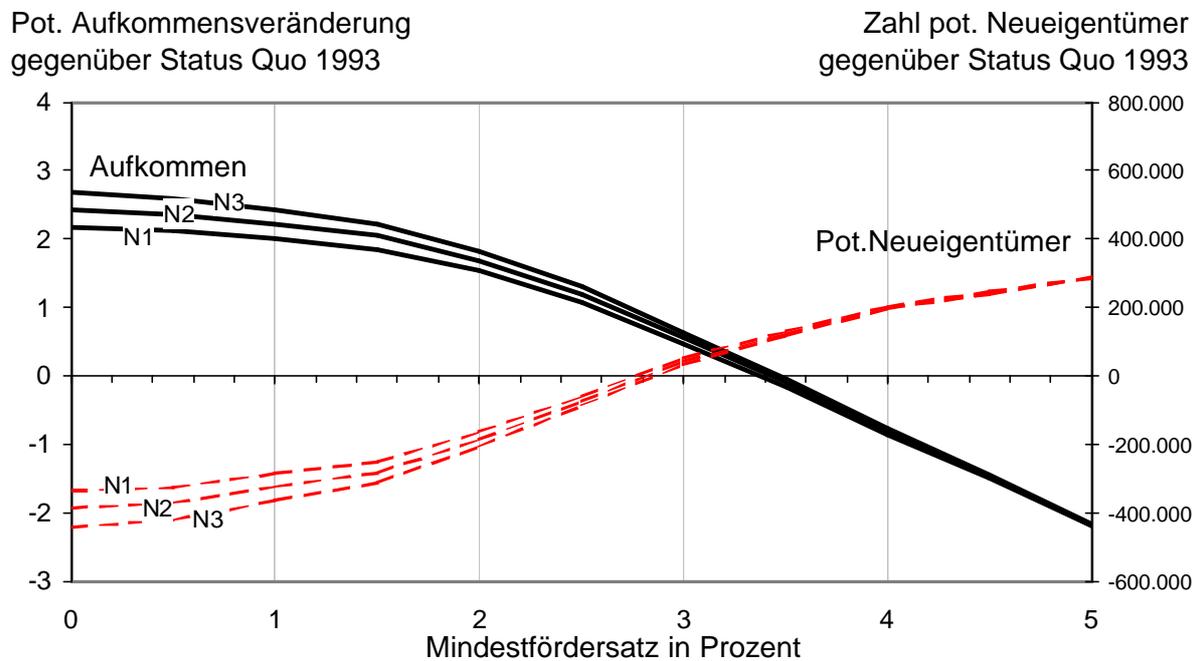
Gegeben die beiden geschilderten Aufkommenspositionen der Alteigentümer ist nachfolgend von Interesse, mit welchen Wirkungen einer unterschiedlichen Mindestförderung, auf die potentielle Neueigentümer alternativ zur Investitionsgutlösung optieren können, zu rechnen ist. Die Ausgestaltung der Mindestförderung orientiert sich wieder an der Eigenheimzulage und verwendet einen auf die Anschaffungskosten anzuwendenden Mindestfördersatz (vgl. die Erläuterungen in Abschnitt 3.4.4.1). Der Mindestfördersatz variiert zwischen 0 und 5 Prozent (in Schritten von 0,5 Prozent). Untersuchungsgrößen sind wiederum die potentielle Aufkommensveränderung und die Zahl potentieller Neueigentümer. Von Interesse sind die zu erwartenden Veränderungen dieser Größen gegenüber der Status Quo-Regelung des Jahres 1993 und gegenüber der derzeit praktizierten Eigenheimzulage (mit Baukindergeld).

3.4.4.3.1. Aufkommensneutralität für Alteigentümer

Grundlage der Rechnungen sind die drei aus dem Vorabschnitt bekannten, für Alteigentümer aufkommensneutrale Positionen N1, N2 und N3, die sich durch unterschiedliche Kombinationen von Mietzinszuschlag und Mietgewinnfreibetrag unterscheiden. Der in Abbildung 3.71 wiedergegebene Vergleich mit dem Status Quo 1993 zeigt, daß bei gleicher potentieller Aufkommensveränderung eine höhere Zahl potentieller Neueigentümer erzielt werden kann. Hierzu ist in allen drei Varianten ein Mindestfördersatz von etwa 3,4 Prozent erforderlich. Eine gleiche Zahl potentieller Neueigentümer wie im Status Quo 1993 würde sich bei einem

Mindestfördersatz von rund 2,8 Prozent einstellen, bei einer um knapp 1 Mrd. DM geringerer Aufkommensveränderung.

Abbildung 3.71: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Differenzen zum Status Quo 1993

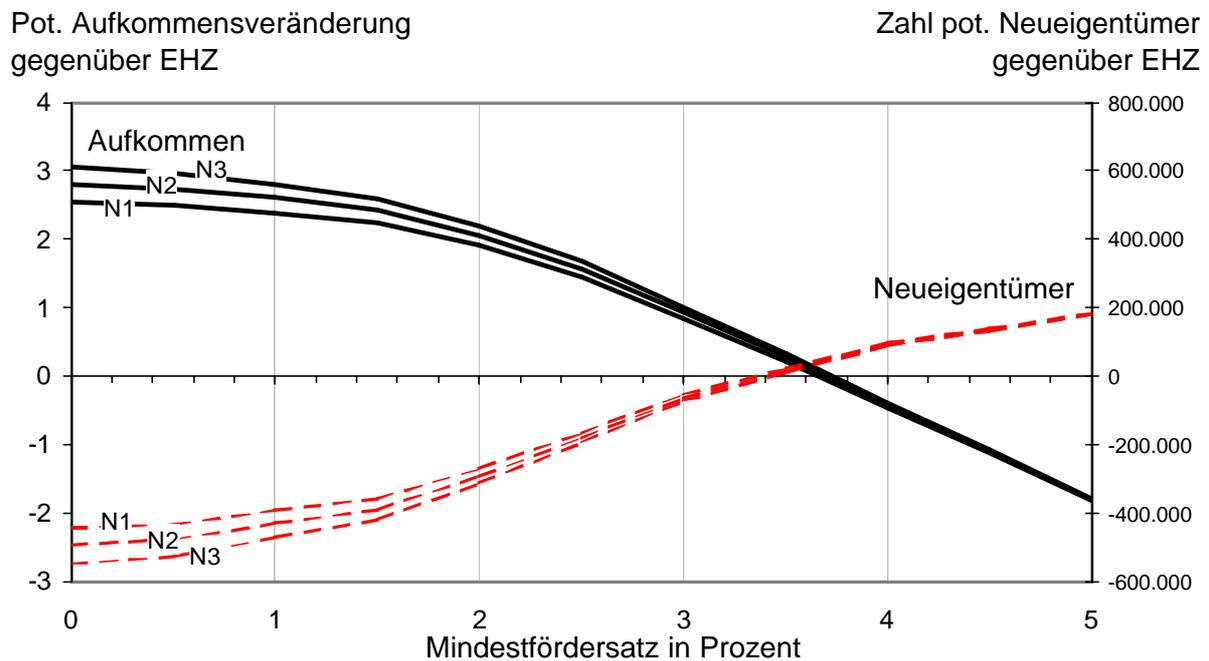


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Varianten N1 bis N3 sind in Abbildung 3.70 erläutert.

Abbildung 3.72 enthält den entsprechenden Vergleich mit der Eigenheimzulage. Auch hier zeigt sich, daß die schon hohe Zahl potentieller Neueigentümer, die bei der Eigenheimzulage zu erwarten gewesen war, bei gleicher potentieller Aufkommensveränderung noch leicht übertroffen werden kann. Der hierzu erforderliche Mindestfördersatz beträgt rund 3,7 Prozent.

Ab einem Mindestfördersatz von etwa 3 Prozent verschwinden zudem die Unterschiede zwischen den Varianten N1 bis N3 bzw. B1 bis B3, die bei geringen Mindestfördersätzen noch zu Tage treten. Dies ist ein Hinweis darauf, daß die hier modellierte Investitionsgutlösung für die meisten potentiellen Neueigentümer bei Mindestfördersätzen ab etwa 3 Prozent mehr und mehr zu einer reinen, einkommensunabhängigen Wohneigentumsförderung übergeht. Das zeigt den Zielkonflikt zwischen Eigentumsförderung einerseits und einer an der Gewinn- und Verlustrechnung von Unternehmen orientierten reinen Investitionsgutlösung auf, der nur politisch zu lösen ist.

Abbildung 3.72: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Differenzen zur Eigenheimzulage

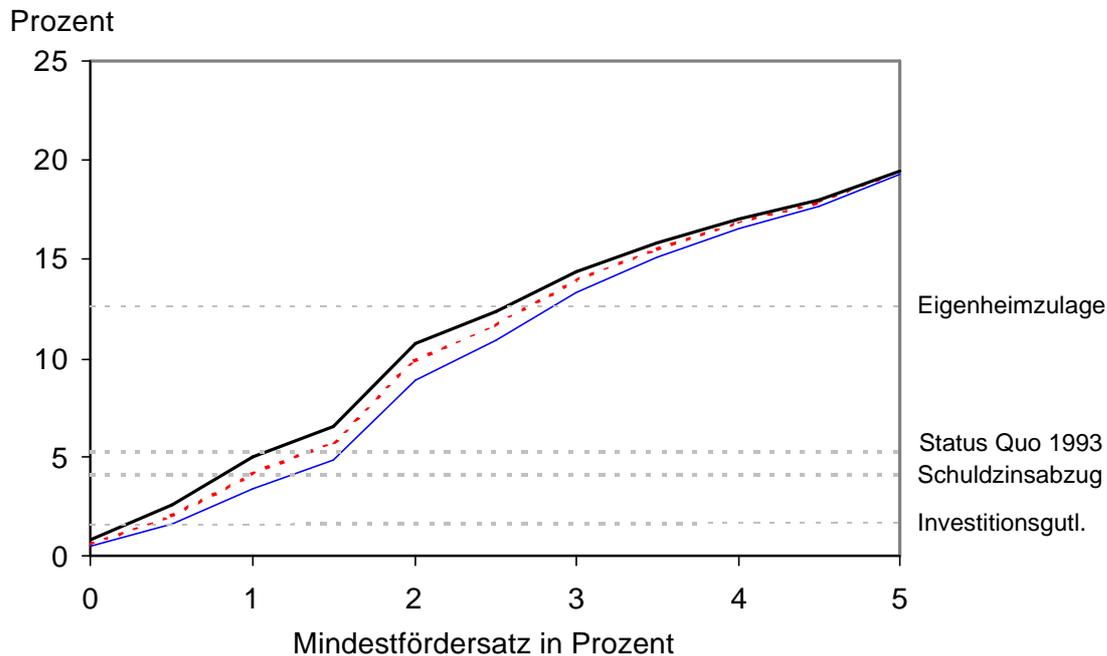


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Varianten N1 bis N3 sind in Abbildung 3.70 erläutert.

Was ebenfalls noch zu beachten ist und aus den Abbildungen nicht hervorgeht ist der Umstand, daß Investitionsgütlösungen, die für Alteigentümer aufkommensneutral sind und auf eine Mindestförderung verzichten noch zu einer weit geringeren Zahl von potentiellen Neueigentümern führen, da hier die höheren Mietzinszuschläge die Steuerersparnis reduzieren. Gegenüber der reinen Investitionsgütlösung ist hier bei Variante N1 mit 85.000 und bei Variante N3 mit 188.000 weniger potentiellen Neueigentümer zu rechnen.

Nachfolgend soll die Gleichheit der Verteilung über die Einkommensdezile in Abhängigkeit vom gewählten Mindestfördersatz betrachtet werden. Als summarisches Maß wird der Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten potentiellen Fördersumme in Prozent verwendet. Für die drei Varianten N1 bis N3 ergibt sich ein sehr ähnlicher Verlauf (vgl. Abbildung 3.73). Die Variante N1 (geringe Mietzinszuschläge, kein Mietfreibetrag) ergibt die - bei gegebenem Mindestfördersatz - jeweils höchste Gleichheit zwischen niedrig und hoch verdienenden Haushalten. Ab einem Fördersatz von etwa 1,5 Prozent führen alle drei Varianten zu einem höheren Maß an Gleichheit als die Status Quo-Lösung. Es ist auch ersichtlich, daß der gegenüber dem Status Quo 1993 aufkommensneutrale Mindestfördersatz von etwa 3,4 Prozent (vgl. oben) die Eigenheimzulage an Gleichheit übertrifft. Bei einem Mindestfördersatz von 5 Prozent gehen alle Varianten nahezu in eine reine Mindestförderung über und es wird ein Anteil von rund 19,5 Prozent für die unteren fünf Nettoeinkommensdezile erreicht.

Abbildung 3.73: Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten Fördersumme

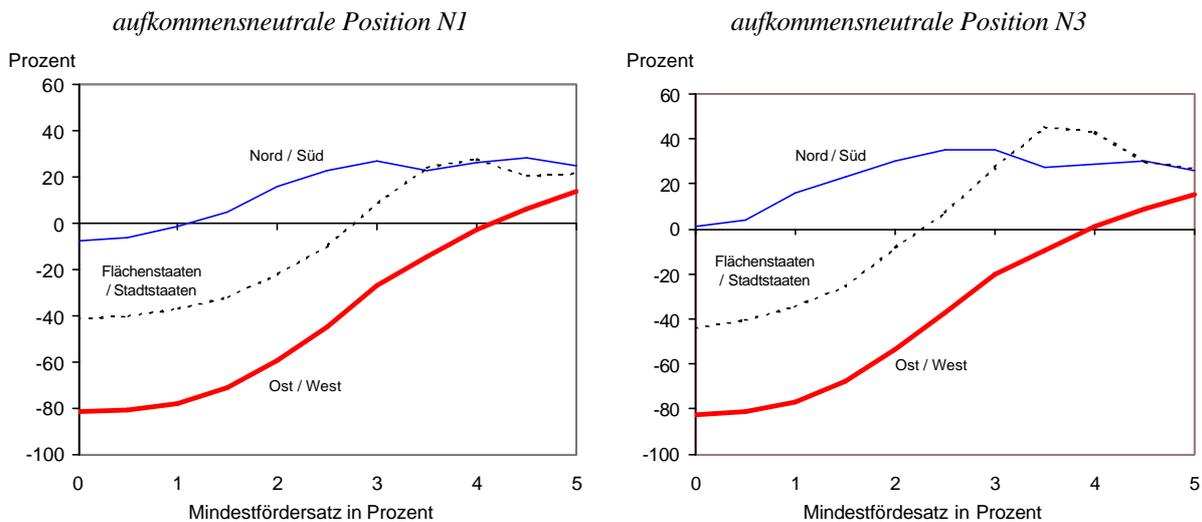


Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: N1 oberer Linienzug, N2 mittlerer Linienzug, N3 unterer Linienzug.

Für die beiden aufkommensneutralen Positionen N1 und N3 wird nun untersucht, wie sich die regionale Ungleichheit der potentiellen Förderbeträge je Haushalt in Abhängigkeit vom Mindestfördersatz darstellt. (Zur Abgrenzung der Regionen vgl. Abschnitt 3.4.3.2.1.) Abbildung 3.74 zeigt zunächst, daß die Unterschiede zwischen den beiden aufkommensneutralen Positionen relativ klein sind. Der Tendenz nach ergeben sich ähnliche Befunde wie bei vollem Schuldzinsabzug:

- Massive Benachteiligung der östlichen Bundesländer bei Verzicht auf Mindestförderung. Allmählicher Abbau dieser Benachteiligung bei einem Anstieg des Mindestfördersatzes auf rund 4 Prozent.
- Die Flächenstaaten sind bei Verzicht auf Mindestförderung noch deutlicher benachteiligt als bei vollem Schuldzinsabzug. Bei Mindestfördersatzen von rund 3,8 bzw. 3,3 Prozent sind Flächen- und Stadtstaaten gleichgestellt.
- Die Nord-Süd-Differenz steigt bis zu einem Mindestfördersatz von rund 2,5 Prozent an, um dann auf dem erreichten Niveau von rund 30 Prozent zu verharren.

Abbildung 3.74: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderbeträge je Haushalt bei Aufkommensneutralität für Alteigentümer, Unterschiede in Prozent



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

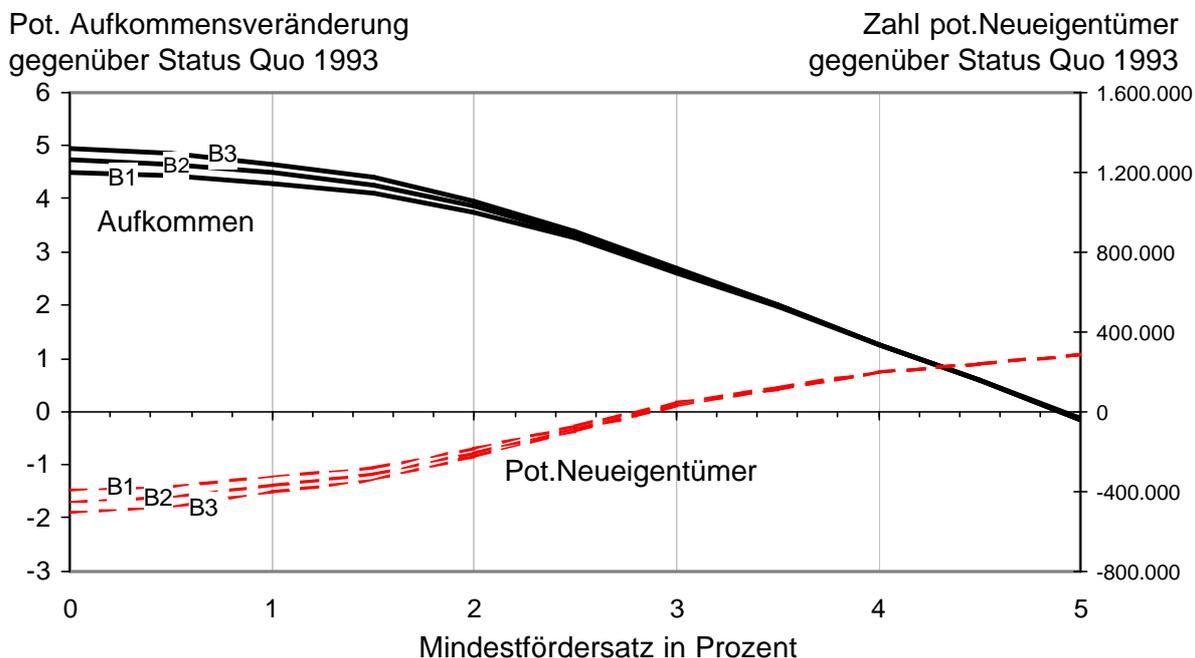
3.4.4.3.2. Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM

Bei den nachfolgenden Rechnungen werden die Kombinationspunkte B1 bis B3 zugrundegelegt, die zu einer Mehrbelastung der Alteigentümer von 2 Mrd. DM führen. Bei den Vergleichsrechnungen der potentiellen Fördersummen mit dem Status Quo 1993 bzw. der Eigenheimzulage wird dieser Aufkommenszuwachs entsprechend berücksichtigt. Die angegebene potentielle Aufkommensveränderung errechnet sich dann wie folgt:

- potentielle Aufkommensveränderung der jeweiligen Variante
- potentielle Aufkommensveränderung im Status Quo 1993 bzw. bei der Eigenheimzulage
- + Mehrbelastung Alteigentümer (2 Mrd. DM).

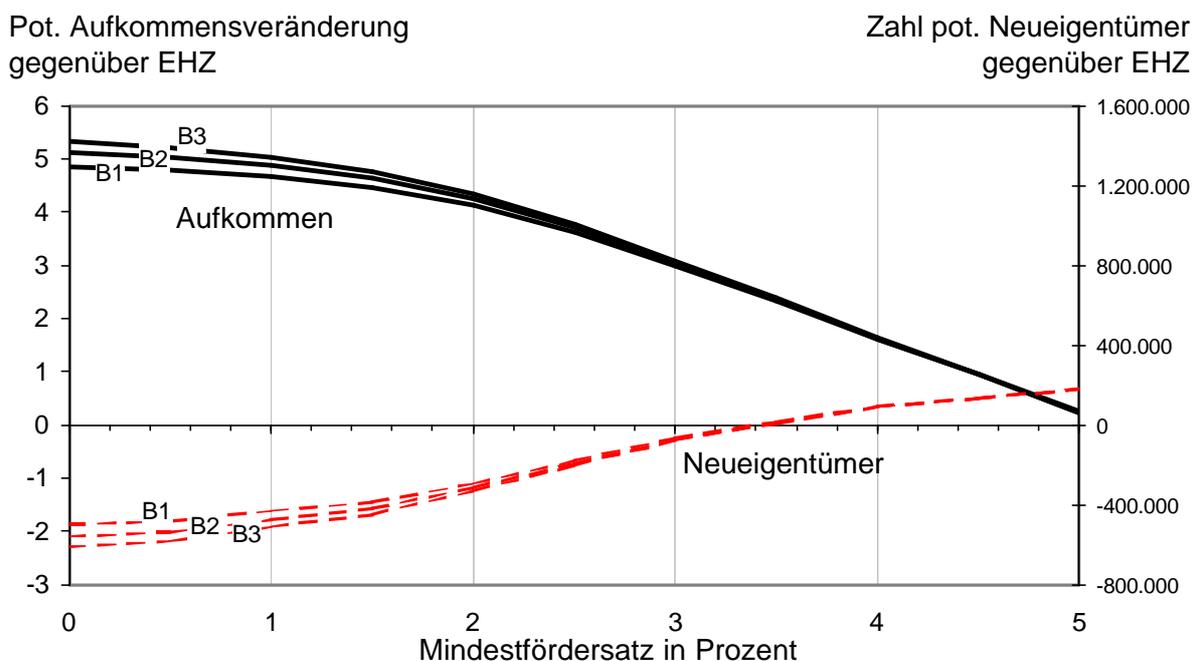
Verzichtet der Fiskus auf Aufkommenszuwächse und gewährt eine Mindestförderung von knapp 5 Prozent, so ergibt sich gegenüber dem Status Quo 1993 insgesamt in etwa Aufkommensneutralität. Gleichzeitig läßt sich die Zahl potentieller Neueigentümer noch einmal um gut 250.000 steigern (vgl. Abbildung 3.75). Ähnliches gilt für den Vergleich mit der Eigenheimzulage. Hier wäre allerdings zur Erzielung einer Aufkommensneutralität ein Mindestfördersatz von über 5 Prozent möglich (vgl. Abbildung 3.76).

Abbildung 3.75: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Differenzen zum Status Quo 1993 zuzüglich Aufkommenszuwachs von Alteigentümern



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Varianten B1 bis B3 sind in Abbildung 3.61 erläutert.

Abbildung 3.76: Potentielle Fördersummen und Zahl potentieller Neueigentümer bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Differenzen zur Eigenheimzulage zuzüglich Aufkommenszuwachs von Alteigentümern



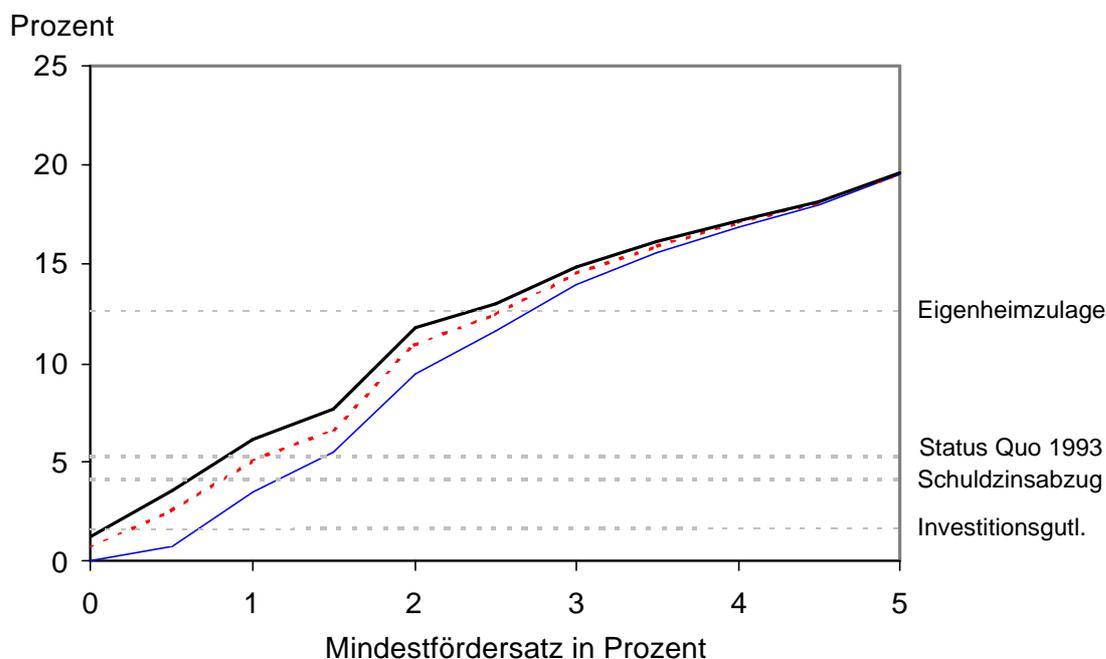
Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: Die Varianten B1 bis B3 sind in Abbildung 3.70 erläutert.

Wegen der in den Varianten B1 bis B3 unterstellten höheren Mietzinszuschläge gehen die gerechneten Varianten bereits bei noch niedrigeren Mindestfördersätzen in eine vom Einkommen unabhängige Eigentumsförderung über, was am kaum mehr unterscheidbaren Verlauf der entsprechenden Kurven ab einem Mindestfördersatz von etwa 2 Prozent zu erkennen ist.

Bei Verzicht auf Mindestförderung kommt es auch hier zu einer im Vergleich mit der Investitionsgutlösung deutlich geringeren Zahl neuer Eigentümer (B1: minus 141.000; B3: minus 253.000), da die unterstellten Mietzinszuschläge die steuermindernden Verluste reduzieren.

Einem summarischen Vergleich der Verteilung der potentiellen Förderbeträge über die Einkommensdezile dient die Abbildung 3.77. Wie oben ist hier der Anteil der ersten fünf Einkommensdezile an der gesamten potentiellen Fördersumme der jeweiligen Variante B1 bis B3 abgetragen. Die Variante mit geringem Mietzinszuschlag und geringem Mietgewinnfreibetrag führt hier wie im obigen, für Alteigentümer aufkommensneutralen Szenario, bei gegebenem Mindestfördersatz zum höchsten Maß an Gleichheit. Die Unterschiede zwischen den Varianten fallen hier zunächst höher aus als oben und sie verschwinden mit zunehmendem Mindestfördersatz.

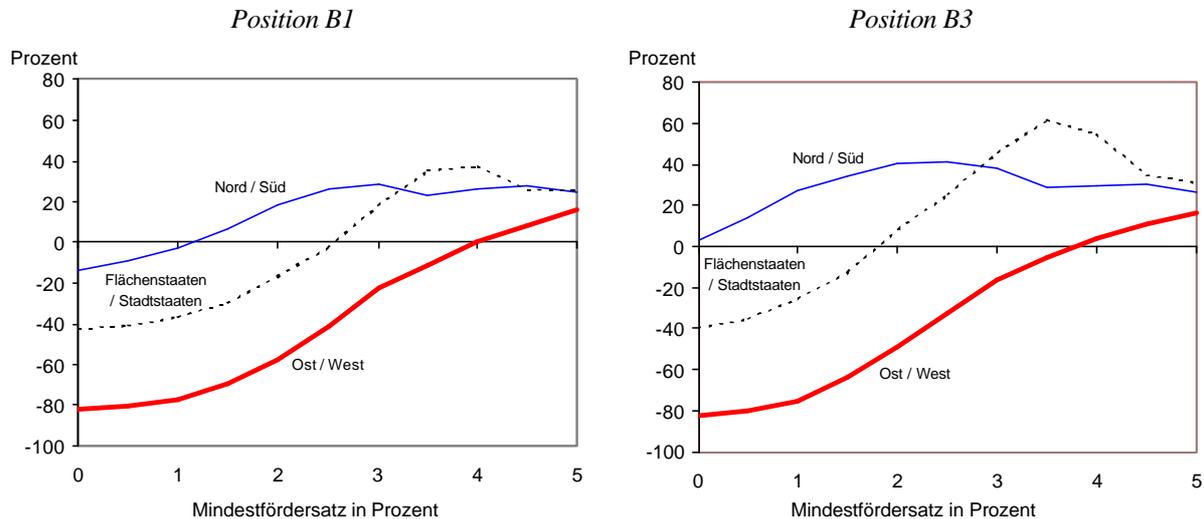
Abbildung 3.77: Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Anteil der Einkommensdezile 1 bis 5 an der gesamten Fördersumme



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen. Anmerkung: B1 oberer Linienzug, B2 mittlerer Linienzug, B3 unterer Linienzug.

Bei Analyse der regionalen Ungleichheit (vgl. Abbildung 3.78) ergeben sich keine von den für Alteigentümer aufkommensneutralen Szenarien abweichenden Befunde, so daß hier lediglich auf den Kommentar am Ende des Abschnitts 3.4.4.3.1 verwiesen werden soll.

Abbildung 3.78: Regionale Ungleichheit der durchschnittlichen potentiellen Förderbeträge je Haushalt bei einer Belastung der Alteigentümer mit 2 Mrd. DM, Unterschiede in Prozent



Quelle: EVS 1993; eigene Berechnungen.

3.4.4.4. Zusammenfassung

Die Begrenzung des Schuldzinsabzuges, wie er von der Expertenkommission Wohnungspolitik vorgeschlagen wurde, würde ohne weitere Ausgestaltungselemente zu einer drastisch verringerten Zahl potentieller Neueigentümer führen. Erst eine Kombination mit einer Option auf eine einkommensunabhängige Mindestförderung (ähnlich der Eigenheimzulage, aber ohne Baukindergeld) erlangt wohnungspolitische Effektivität. Die Zahl potentieller Neueigentümer ließe sich bei jeweils gleichem fiskalischem Aufwand mit Mindestfördersätzen von knapp 3 Prozent gegenüber dem Status Quo und mit Mindestfördersätzen von rund 3,5 Prozent gegenüber der Eigenheimzulage erhöhen. Mindestfördersätze in dieser Größenordnung würden zudem zu einem Rückgang der interpersonellen und interregionalen Unterschiede der potentiellen Fördermittel beitragen. Vor allem das drastische West-Ost-Gefälle bei den durchschnittlichen potentiellen Förderbeträgen würde damit gemildert.

Da die Investitionsgutlösung ohne weitere Ausgestaltung zu einer Subventionierung von Alteigentümern beitragen würde, wird das Instrument eines begrenzten Schuldzinsabzuges bzw. eines weiteren Mietzinszuschlages, jeweils kombiniert mit einem Mietgewinnfreibetrag, untersucht. Von Interesse ist die Wirkung auf das Steueraufkommen aus dem Kreis der Alteigentümer. Wird kein Mietgewinnfreibetrag gewährt, müßte der Schuldzinsabzug auf 33 Prozent beschränkt werden, würde ein Freibetrag von 1.500 DM p.a. gewährt, müßte auf den Schuldzinsabzug gänzlich verzichtet werden, um eine Aufkommensneutralität bei den Alteigentümern zu erreichen. Beschränkt man nicht den Schuldzinsabzug, sondern operiert

mit einem Mietzinszuschlag, so gelangt man ohne Gewährung eines Mietgewinnfreibetrages bei einem Zuschlag von 0,9 Prozentpunkten und bei Gewährung eines Freibetrages von 5.000 DM p.a. bei einem Zuschlag von etwa 2,5 Prozentpunkten zu einer aufkommensneutralen Position. Im Hinblick auf mögliche Umverteilungen zwischen den Einkommensgruppen zeigt sich bei den aufkommensneutralen Positionen eine leichte Umverteilung von den mittleren zu den höchsten Einkommensdezilen.

Abschließend wird eine Kombination von Investitionsgutlösung und einer Mindestförderung betrachtet. Die Investitionsgutlösung wird zunächst so ausgestaltet, daß sie für Alteigentümer aufkommensneutral ist. Hierzu wird auf die obigen Erkenntnisse zurückgegriffen und es werden drei verschiedene aufkommensneutrale Kombinationspunkte von Mietzinszuschlag und Mietgewinnfreibetrag ausgewählt. Potentielle Neueigentümer können auf Ansatz ihres (negativen) Mietgewinnes oder auf die Mindestförderung optieren. Eine gleiche Zahl potentieller Neueigentümer wie im Status Quo würde sich bei einem Mindestfördersatz von 2,8 Prozent ergeben. Und die schon hohe Zahl potentieller Neueigentümer in der Eigenheimzulage ließe sich bei einem Mindestfördersatz von 3,4 Prozent noch erhöhen und gleichzeitig ein höheres Maß an Gleichheit bei der Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile und die Regionen erreichen. Bei derart hohen Mindestfördersätzen würde allerdings die größte Zahl potentieller Neueigentümer auf die Mindestförderung optieren, so daß hier im Hinblick auf die neuen Eigentümer praktisch nicht mehr von einer Investitionsgutlösung gesprochen werden kann.

Belastet man die Alteigentümer mit per Saldo 2 Mrd. DM so ergeben sich vergleichbare Ergebnisse. Der Fiskus wird dann aber in die Lage versetzt, bei Aufkommensneutralität insgesamt höhere Fördersätze zu gewähren.

4. Zusammenfassung

Motivation der Arbeit

Die Motivation zur vorliegenden Arbeit beruht auf zwei herausragenden Charakteristika des deutschen Kapitalstocks. Dieser ist zum einen durch ein hohen Anteil der Wohnbauten gekennzeichnet. Wohnbauten unterscheiden sich in einiger Hinsicht deutlich von den Ausrüstungen sowie den übrigen Bauten und machen daher eine eigenständige Analyse ihrer Bestimmungsgründe erforderlich. Zum anderen fällt auf, daß die meisten Wohnungen Mietwohnungen sind und Deutschland damit im Vergleich mit westlichen Industrienationen eine geringe Eigentümerquote aufweist. Es soll daher die Besitzwahlentscheidung der Haushalte unter besonderer Berücksichtigung der Kosten unterschiedlicher Besitzformen untersucht werden.

Längerfristige makroökonomische Entwicklung des Wohnungsbestandes

In langer Sicht zeigt sich, daß die seit 1950 entstandenen Wohnungen nur zum Teil durch eine wachsende Bevölkerung erklärt werden können. Bedeutender sind hier veränderte Wohngewohnheiten, die einen höheren Wohnungsbestand erforderlich machen. Zum einen ist hier die Verringerung der Zahl der Haushalte zu nennen, die sich eine Wohnung teilen. Dieser Rückgang war besonders in der unmittelbaren Nachkriegszeit markant, setzte sich aber auch bis in die Gegenwart fort. Zum anderen hat sich die Haushaltgröße von 3 Personen je Haushalt im Jahre 1950 auf 2,18 Personen im Jahre 1998 verringert.

Mittelfristige regionale Entwicklung des Wohnungsbestandes

Auffälligste Entwicklung der letzten Jahrzehnte ist der deutliche Rückgang fertiggestellter Wohnungen seit den 1970er Jahren bis 1987 und der danach beobachtbare Wiederanstieg. Zur Untersuchung der konjunkturellen Bestimmungsgründe dieser Entwicklung werden Längsschnitts-Querschnitts-Bauinvestitionsfunktionen für Bundesländer mit Methoden der Panelanalyse geschätzt. Als Investitionsindikator werden die realen Baugenehmigungen (in Kubikmetern umbauten Raums) pro Kopf der Bevölkerung herangezogen.

Im Vergleich zu Spezifikationen, die den mit Tobins Q vergleichbaren Renditequotient als Exogene enthalten, zeigen sich hierbei Modelle, die stattdessen die Realzinsen berücksichtigen, im Hinblick auf die Anpassungsgüte ebenbürtig. Neben einem signifikanten Einfluß des Prokopfeinkommens zeigt sich ein signifikant negativer Einfluß der Bevölkerungsdichte und ein signifikanter Einfluß der geographischen Nord-Süd-Lage, mit höherer durchschnittlicher Investitionsaktivität der südlichen Bundesländer. Hierin kommt die besondere Lageabhängigkeit der Bauinvestitionen zum Ausdruck.

Ferner zeigt sich, daß der Einkommenseinfluß signifikant von der Vermögensstruktur der untersuchten Einheiten abhängt: Je höher der Anteil des Finanzvermögens im Vergleich zum Wohnungsvermögen ist, umso geringer ist der Einfluß des Einkommens auf die Investitionsaktivität. Je liquider also die Vermögensstruktur der Einheiten ist, umso weniger ist ihre Investitionsaktivität vom laufenden Einkommen abhängig. Da das Einkommen als Indikator des Zustroms liquider Mittel gesehen werden kann, bestätigen sich damit für das Investitionsverhalten von Produktionsunternehmen vorliegende Befunde einer Liquiditätsabhängigkeit der Investitionen auch für die Wohnungsbautätigkeit. Das spricht auch dafür, daß der signifikante Einkommenseinfluß - zumindest nicht ausschließlich - Ausdruck eines Einkommenseffektes bei der Nachfrage nach dem Konsumgut Wohnung ist. Da allerdings daneben auch der Zinseinfluß bzw. der Einfluß des Renditequotienten bei den liquiden Einheiten geringer ausfällt, gewinnen in dieser Gruppe andere, einheitenspezifische und nicht explizit erfaßte Determinanten an Bedeutung. Diese Determinanten sind möglicherweise auch mit einem mesoökonomischen Modell nicht zu erfassen.

Zusammenhänge zwischen dem verwendeten Investitionsindikator und der wohnungspolitisch relevanten Zahl neuer Wohnungen werden im Anschluß untersucht. Dabei zeigt sich zwar eine weitgehend gleichläufige Entwicklung beider Größen. Da jedoch einer gegebenen Menge umbauten Raumes sowohl im Zeit- als auch im Ländervergleich eine unterschiedliche Zahl neuer Wohnungen gegenübersteht, ist dieser Zusammenhang durch den Einfluß sich unterscheidender Baukonventionen überlagert. So gibt es etwa - besonders für die Aufschwungphase von 1987 bis 1994 - Hinweise auf "sparsames" Bauen, wie etwa Einsparen von Nebenflächen und Verringerung der Wohnungsgrößen. Da die berechneten Effekte zudem in den Bundesländern mit unterschiedlichem Gewicht in Erscheinung treten, tragen diese nicht nur zu einer qualitativen Veränderung des Wohnungsbestandes im Zeitablauf, sondern auch zu einer qualitativen Differenzierung des regionalen Wohnungsbestandes bei.

Wohnkosten und Besitzformwahl

Im nächsten Abschnitt wird der Frage nachgegangen, welchen Einfluß die Kosten der Besitzformen Miete und Eigentum auf die individuelle Besitzformwahl der Haushalte haben. Datenbasis ist die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Jahres 1993, die eine Fülle von haushalts- und wohnungsindividuellen Informationen enthält.

Hierzu werden Mietkosten und Selbstnutzungskosten (ermittelt als Kapitalkosten des gebundenen Vermögens, haushaltsindividuellem Steuervorteil und Erhaltungsaufwand) gegenübergestellt. Für diese Gegenüberstellung ist es erforderlich, für Mieter hypothetische Selbstnutzungskosten, hier für den Fall des Kaufs der aktuell bewohnten Wohnung zu bestimmen. Für Eigentümer sind hypothetische Mietkosten für den Fall zu ermitteln, daß sie die eigene Wohnung mieteten. Es werden durchweg kalkulatorische Werte verwendet, was die Vergleichbarkeit von Mieter und Eigentümerhaushalten gewährleistet und auf beobachtete

marktpreisbestimmende Faktoren abstellt. Mit befriedigender Anpassungsgüte werden hierzu mit einem Regressionsansatz, in den Lage- und Ausstattungsmerkmale der Wohnungen eingehen, ein deutschlandweiter Miet- und Verkehrswertspiegel geschätzt. Mit diesen läßt sich eine kalkulatorische Miete und das in der Wohnung gebundene Vermögen (kalkulatorischer Verkehrswert) sowohl für Mieter- als auch für Eigentümerhaushalte abschätzen. Bei der Berechnung der Kosten des gebundenen Eigen- und Fremdkapitals und des Steuervorteils kann auf die individuellen Angaben der Haushalte zugegriffen werden.

Die Gegenüberstellung von Mietkosten und Selbstnutzungskosten für beide Haushaltsgruppen ergibt eine Kostendifferenz, die einer Rendite vor Wertsteigerungen entspricht. Deskriptive Analysen für Bundesländer und Einkommensgruppen zeigen, daß im Allgemeinen eine höhere Kostendifferenz mit einer höheren Eigentümerquote einhergeht. Dieser positive Zusammenhang bestätigt sich in einem Logit-Modell, in dem die Kostendifferenz eine gute Klassifikation von Mieter- und Eigentümerhaushalten ermöglicht. Auch nach Aufnahme weiterer in der Literatur berücksichtigter Variablen wie Haushaltsnettoeinkommen und soziodemographischen Variablen bleibt die Kostendifferenz die erklärungskräftigste Variable. Offenbar dienen diese Variablen bei weniger haushaltsindividueller Berechnung der Kosten- bzw. Rentabilitätsvariable auch als Proxies für bestimmte Kosten- bzw. Rentabilitätskomponenten. Eine nach Bundesländern und Einkommensgruppen disaggregierte Analyse der Modellergebnisse bestätigt die gute Klassifikationsgüte, weist aber auch auf noch fehlende Informationen zu den Motiven der Besitzwahlentscheidung hin.

Steuerpolitische Implikationen einer unterschiedlichen Wohneigentumsförderung

Die Steuervorteile aus der Nutzung selbstgenutzten Wohneigentums sind eine wichtige Komponente der berechneten Kostendifferenz. Um Erkenntnisse über den Einfluß unterschiedlicher steuerlicher Regelungen selbstgenutzten Wohnraums zu gewinnen, werden mikroökonomische Besteuerungsszenarien durchgeführt. Der im Jahre 1993 gültigen Regelung, die Abschreibungen im Rahmen von Höchstbeträgen und ein Baukindergeld vorsieht, werden folgende drei alternative Regelungen gegenübergestellt:

- (1) Die seit 1996 praktizierte Eigenheimzulage mit einer einkommensunabhängigen Förderung und einem Baukindergeld.
- (2) Die Gewährung eines Schuldzinsabzugs vom zu versteuernden Einkommen.
- (3) Die sogenannte Investitionsgutlösung, die auf einer Gewinn- und Verlustrechnung des Wohnungseigentümers beruht.

Für jeden Haushalt der Datenbasis werden aufgrund seiner individuellen Situation die Steuervorteile und die Kostendifferenz berechnet, die er bei Gültigkeit der alternativen Regelung aufweisen würde. Mit dem oben geschätzten Logit-Modell wird die Besitzform bei Gültigkeit der alternativen Regelung vorhergesagt. Fehlklassifizierte Mieter, die zudem

gemäß verschiedener Variablen als nicht kaufrestringiert eingeschätzt werden, gelten als potentielle Neueigentümer.

Gemessen an der Zahl potentieller Neueigentümer erweist sich die Eigenheimzulage als am wohnungspolitisch effektivsten, hätte aber auch den höchsten fiskalischen Aufwand zur Folge. Da die Gewährung eines Schuldzinsabzuges und die Investitionsgutlösung eine geringere Zahl potentieller Neueigentümern mit sich bringen würden, dürfen diese Varianten in der hier unterstellten Ausgestaltung als wohnungspolitisch unergiebig eingestuft werden. Da von der Investitionsgutlösung auch die Alteigentümer betroffen wären, ist bei der hier untersuchten Ausgestaltung mit einer gegenüber dem Status Quo zusätzlichen Subventionierung dieser Gruppe in Höhe von 2,62 Mrd. DM zu rechnen, was wohnungspolitisch nicht zu rechtfertigen ist.

Im Hinblick auf die Verteilung der potentiellen Neueigentümer zeigt sich in allen Szenarien, daß diese überwiegend den oberen Einkommensdezilen angehören. Im Vergleich mit den anderen Szenarien führt die Gewährung einer Eigenheimzulage in den unteren Einkommensdezilen, die eine geringe Eigentümerquote aufweisen, noch zur höchsten Zahl potentieller Eigentümer. Die Eigenheimzulage würde hier mit Abstand zur höchsten potentiellen Fördersumme in den unteren fünf Einkommensdezilen beitragen.

In den östlichen Flächenstaaten reagiert die Anzahl potentieller Neueigentümer und der durchschnittliche Förderbetrag besonders deutlich auf die unterstellte Fördervariante. Die Eigenheimzulage führt hier zum höchsten Anteil potentieller Neueigentümer, was angesichts der dort niedrigen Eigentümerquote positiv zu beurteilen ist. In den westlichen Flächenstaaten dagegen führen alle betrachteten Fördervarianten der Tendenz nach zu einem hohen Anteil potentieller Neueigentümer in Ländern mit einer niedrigen Eigentümerquote.

Im Hinblick auf die Wohnlagen findet der Tendenz nach bei allen Varianten eine stärkere Förderung von Zentren und zentrumsnahen Lagen mit bis zu 25 km Großstadtentfernung statt. Auch gemessen an diesem Verteilungskriterium führt die Eigenheimzulage zu einer geringsten Ausprägung des geschilderten Zentrum-Peripherie-Gefälles.

Steuerpolitische Implikationen einer Kombination wohnungspolitischer Instrumente

Zunächst zeigt sich, daß reine Begrenzungen des Schuldzinsabzuges wohnungspolitisch nicht effektiv sind. Erst durch eine Kombination mit einer Option auf eine einkommensunabhängige Mindestförderung (ähnlich der Eigenheimzulage, aber ohne Baukindergeld) erlangt die Gewährung eines Schuldzinsabzuges eine wohnungspolitische Effektivität. Die Zahl potentieller Neukäufer ließe sich bei jeweils gleichem fiskalischen Aufwand mit Mindestfördersätzen von knapp 3 Prozent gegenüber dem Status Quo und mit Mindestfördersätzen von rund 3,5 Prozent gegenüber der Eigenheimzulage erhöhen.

Die Investitionsgutlösung wird durch das Instrument eines begrenzten Schuldzinsabzuges bzw. eines weiteren Mietzinszuschlages, jeweils kombiniert mit einem Mietgewinnfreibetrag variiert. Zur Erreichung von Aufkommensneutralität bei den Alteigentümern müßte der Schuldzinsabzug drastisch reduziert werden. Mit Mietzinszuschlägen gelangt man ohne Gewährung eines Mietgewinnfreibetrages bei einem Zuschlagsatz von 0,9 Prozentpunkten und bei Gewährung eines Freibetrages von 5.000 DM p.a. bei einem Zuschlag von etwa 2,5 Prozentpunkten zu einer aufkommensneutralen Position der Alteigentümer.

Die Investitionsgutlösung wird sodann so ausgestaltet, daß sie für Alteigentümer aufkommensneutral ist. Hierzu wird auf die obigen Erkenntnisse zurückgegriffen und es werden drei verschiedene aufkommensneutrale Kombinationspunkte von Mietzinszuschlag und Mietgewinnfreibetrag gewählt. Potentielle Neueigentümer können auf Ansatz ihres (negativen) Mietgewinnes oder auf die Mindestförderung optieren. Eine gleiche Zahl potentieller Neueigentümer wie im Status Quo würde sich - bei niedrigerer potentieller Fördersumme - bei einem Mindestfördersatz von 2,8 Prozent ergeben. Die schon hohe Zahl potentieller Neueigentümer in der Eigenheimzulage ließe sich - wiederum bei niedrigerer potentieller Fördersumme - bei einem Mindestfördersatz von 3,4 Prozent erreichen und gleichzeitig ein höheres Maß an Gleichheit bei der Verteilung der Fördersummen über die Einkommensdezile erreichen. Bei derart hohen Mindestfördersätzen würde allerdings die größte Zahl potentieller Neueigentümer auf die Mindestförderung optieren, so daß hier praktisch nicht mehr von einer Investitionsgutlösung gesprochen werden kann. Belastet man die Alteigentümer mit per Saldo 2 Mrd. DM so ergeben sich vergleichbare Ergebnisse. Der Fiskus wird dann aber in die Lage versetzt, bei Aufkommensneutralität insgesamt höhere Fördersätze zu gewähren.

Resümee

Bei der Eigenheimförderung steht das eigenständige wohnungspolitische Ziel einer hohen Eigentümerquote klar im Vordergrund, da andere Zielsetzungen schwierig zu begründen sind. Die durchgeführten Szenarien geben Hinweise darauf, daß mit einer einkommensunabhängigen Förderung dieses Ziel am effektivsten erreicht werden kann.

Eine vollständige Verteilungsgleichheit läßt sich allerdings nicht herstellen. In allen Szenarien bleiben die Bezieher höherer Einkommen bevorteilt, wenn auch das Ausmaß der Ungleichheit zwischen den gerechneten Varianten erheblich variiert. Auch hier kommt eine einkommensunabhängige Mindestförderung zu günstigen Ergebnissen und würde zudem die Chance bieten, die seit Jahrzehnten bestehende deutliche Konzentration der Fördermittel auf die oberen Einkommensgruppen abzuschwächen.

Eine eindeutige wohnungspolitische Ausrichtung würde zudem den Verzicht auf die familienpolitische Komponente eines Baukindergeldes nahelegen, das Bestandteil der derzeit praktizierten und fast aller vorherigen Förderarten war. Aus den Szenarien gibt es Hinweise darauf, daß einem Verzicht auf diese Komponente bei gleicher wohnungspolitischer Effektivität ein reduzierter fiskalischer Aufwand gegenübersteht. Dagegen stehen allerdings

die offenbar mit der Wohnungspolitik immer fest verknüpften familienpolitischen Überlegungen.

Bei alledem ist die Stärkung der Nachfrage nach selbstgenutztem Wohnraum vor dem Hintergrund der im ersten Teil der Arbeit aufgezeigten lang- und mittelfristigen, demographischen, ökonomischen und regionalen Rahmenbedingungen der Wohnungsbauaktivität nicht unproblematisch. Stößt diese zusätzliche Nachfrage auf ein starres Angebot, resultieren allenfalls Preissteigerungen, die wiederum eine Erhöhung der Eigentümerquote im Wege stehen und auch aus verteilungspolitischer Sicht nicht wünschenswert sind.

Anhang 1:

Zur Ermittlung und Darstellung von Häufigkeitsverteilungen

Sollen Eigenschaften der Gestalt von Häufigkeitsverteilungen dargestellt werden, so bietet sich neben der Berechnung summarischer Maße der Lage, der Streuung, der Schiefe etc. eine graphische Darstellung der Verteilung an. Besonders bei den Daten der vorliegenden Arbeit treten zahlreiche Verteilungsbesonderheiten auf, so daß eine graphische Präsentation besonders angeraten erscheint. Bei metrischen Merkmalen ist es zur Bestimmung der Dichte $d(x_i)$ eines Merkmalswertes x_i erforderlich, benachbarte Beobachtungswerte zu berücksichtigen. Die existierenden Verfahren lassen sich nach der Art der Berücksichtigung benachbarter Werte unterscheiden.

Histogramme

Die gebräuchliche Histogrammtechnik faßt benachbarte Werte durch Bildung von Größenklassen zusammen. Den in einer Größenklasse j liegenden Beobachtungswerten wird die gleiche Dichte d_j zugerechnet. Bezeichnet b die Breite der Größenklasse, x_j^u die Untergrenze und x_j^o die Obergrenze der Klasse j und h_j die relative Häufigkeit der Merkmalswerte in Klasse j , so ist die Dichte definiert als²⁷⁹

$$d_j = \frac{\#(x_i | x_j^u \leq x_i < x_j^o)}{n b} \quad \text{bzw.} \quad d_j = \frac{h_j}{x_j^o - x_j^u}.$$

Vorzug ist die nachvollziehbare rechentechnische Einfachheit, die einhergeht mit einer anschaulichen Interpretierbarkeit²⁸⁰ und der Möglichkeit eines einfachen Vergleichs unterschiedlicher Verteilungen.²⁸¹ Offensichtliches Problem ist, daß die Dichte eine Funktion der gebildeten Größenklassen ist. Aus alternativer Größenklassenbildung resultieren unterschiedliche Histogramme und damit unterschiedliche Bilder der Gestalt der zu untersuchenden Häufigkeitsverteilung.

Ziel jeglicher Größenklassenbildung ist, die wesentlichen Charakteristika der Häufigkeitsverteilung möglichst klar hervortreten zu lassen und vernachlässigbare Details zu unterdrücken. Wenn es keine sachlich-inhaltlichen Kriterien der Größenklassenbildung gibt (etwa aus einer vorgegebenen Fragestellung resultierend), ist diese Aufgabe vom Anwender zu lösen. Das grundsätzliche Dilemma dabei ist, daß mit einer steigenden Klassenzahl zwar die Details der Häufigkeitsverteilung klarer hervortreten, die wesentlichen Charakteristika durch die zunehmende Rauheit des Histogrammes allerdings weniger klar in den Vordergrund

²⁷⁹ Vgl. Terrell/Scott (1985), S. 209.

²⁸⁰ Vgl. Simonoff/Hurvich (1991), S. 80.

²⁸¹ Vgl. Best (1994).

treten. Man kann zunächst von einer großen Klassenzahl ausgehen und diese dann schrittweise verringern. Am Ende kann dann ein Histogramm stehen, daß noch gewisse Rauheiten aufweist. Die Glättung wird damit dem Augenschein des Nutzers überlassen.²⁸²

In der Literatur gibt es verschiedene Arbeiten zur Ableitung von Regeln zur optimalen Wahl der Klassenzahl.²⁸³ Bei allen Ansätzen wird davon ausgegangen, daß die stetige Zufallsvariable x eine stetige Dichtefunktion aufweist und die n vorliegenden Werte x_i Realisationen dieser Zufallsvariable sind. Neben erforderlichen Stetigkeitsbedingungen an die Dichtefunktion existiert praktisch das Problem, daß die zur Berechnung von Fehlern erforderliche wahre Dichtefunktion unbekannt ist.²⁸⁴

Neben der Abhängigkeit des Ergebnisses einer Histogrammermittlung von der gewählten Klassenzahl wird gegen diese Technik der Dichteschätzung vor allem vorgebracht, daß die Dichte einer stetigen Variable (die selbst stetig ist) diskretioniert und mit einer Stufenfunktion abgebildet wird.²⁸⁵ Durch die Größenklassenbildung gehen in die Schätzung der Dichte für x -Werte an den Klassenrändern zwar die weit entfernten Werte am jeweils anderen Klassenrand ein, nicht aber die viel näher liegenden Werte der Nachbarklasse.²⁸⁶ Diese Einwände rechtfertigen die Forderung nach einer Technik, die eine stetige Dichteschätzung ermöglicht, wie es etwa die Kerndichte-Schätzung erlaubt.²⁸⁷

Kerndichte-Schätzer

Vorläufer der heute gebräuchlichen Kerndichte-Schätzer sind gleitende Histogramme. Die Idee gleitender Histogramme ist aufgrund der vorgebrachten Kritik der Diskretionierung stetiger Dichtefunktionen unmittelbar einleuchtend. Die Dichte für den Wert x_i ergibt sich als

$$d(x_i) = \frac{F(x_i + 0,5b) - F(x_i - 0,5b)}{b}.$$

mit: F kumulierte relative Häufigkeit bis zum Beobachtungswert x_i . Diese Dichte läßt sich - in anderer Schreibweise - auch als Funktion der Abstände des Merkmalswertes x_i (dessen Dichte bestimmt werden soll) von allen anderen Merkmalswerten x_k , $k = 1, \dots, n$, ausdrücken. Dazu definiert man zunächst eine (Kern-) Funktion $K(u_{ik})$ wie folgt

$$K(u_{ik}) = \begin{cases} 0,5 & \text{falls } |u_{ik}| \leq 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}, \quad u_{ik} = \frac{x_i - x_k}{w}.$$

²⁸² Vgl. Scott (1979), S. 609.

²⁸³ Vgl. Scott (1979), S. 607 und Terrell/Scott (1985), S. 209.

²⁸⁴ Vgl. etwa Kanazawa (1992), S. 291.

²⁸⁵ Mit Polygonzügen, die aus den Klassenmitten und den Dichten der Histogramme konstruiert werden, kann dieses Problem allerdings abgemildert werden. Vgl. Scott (1985b).

²⁸⁶ Vgl. Michels (1992), S. 130.

²⁸⁷ Vgl. auch den Ansatz gleitender Histogramme von Scott (1985a).

w bezeichnet dabei die Bandweite und gibt den Abstand der berücksichtigten Werte von x_i an. Es gilt: $w=b/2$. Beachte: Integral über $u = 0,5 \cdot (1-(-1)) = 1$. Damit läßt sich das gleitende Histogramm mit dieser Kernfunktion schreiben als

$$d(x_i) = \frac{1}{nw} \sum_{k=1}^n K(u_{ik}), \quad i = 1, \dots, n$$

Vorstehender Ausdruck bezeichnet allgemein den Kerndichte-Schätzer für x . Unterschiedliche Wahl von Kernfunktionen $K(u)$ führt zu unterschiedlichen Kerndichte-Schätzern.

Definition alternativer Kernfunktionen

Kernfunktion	Definition
Rechteck-Kern (gleitendes Histogramm)	$K(u) = \begin{cases} 0,5 & \text{falls } u \leq 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$
Dreieck-Kern	$K(u) = \begin{cases} 1- u & \text{falls } u \leq 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$
Normal-Kern	$K(u) = \frac{1}{2p} e^{-0,5u^2}$
Epanechnikov-Kern	$K(u) = \begin{cases} \frac{3}{4}(1-u^2) & \text{falls } u \leq 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$
Bisquare-Kern	$K(u) = \begin{cases} \frac{15}{16}(1-u^2)^2 & \text{falls } u \leq 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$

Kernfunktionen sind formal Dichtefunktionen, weisen also die Eigenschaft

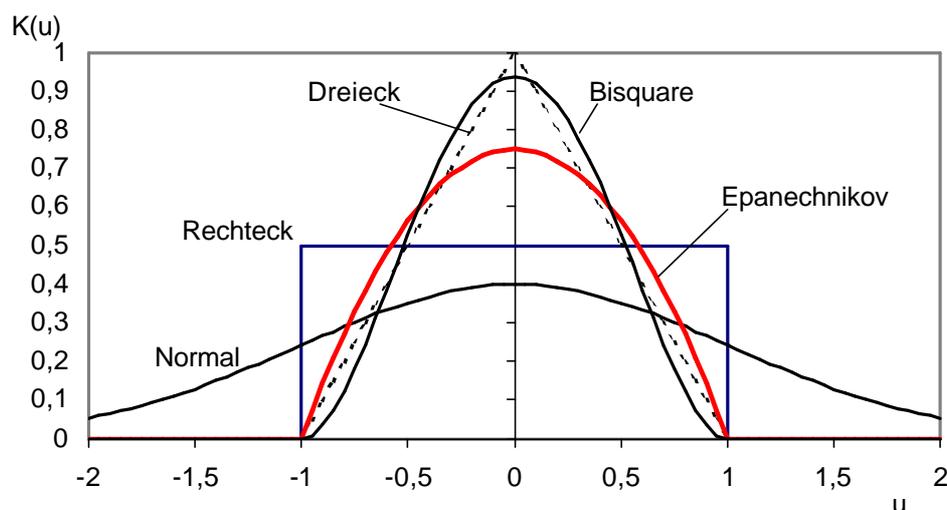
$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(u) du = 1$$

auf. Sie sind entweder auf einem bestimmten Bereich (Träger), meist zwischen -1 und $+1$, um die Stelle x_i oder offen (etwa auf der Standardnormalverteilung basierend) definiert.

Sowohl aufgrund theoretischer Überlegungen, wie auch aufgrund praktischer Erfahrung reagiert das Ergebnis weniger auf die Wahl der Kernfunktion.²⁸⁸ Durch entsprechende Bandweitenwahl führen die meisten Kernfunktionen zu einem vergleichbaren Ergebnis. Sensitiver reagiert das erzielte Ergebnis auf die Wahl der Bandweite. Kerndichte-Schätzer weisen also im Vergleich zu Histogrammen oder Polygonzügen genauso viele Freiheitsgrade auf.

²⁸⁸ Vgl. etwa Bowman (1984), S. 354.

Verlauf alternativer Kernfunktionen



Die Bandweiten können naiv gebildet werden, also durch einfache Variation derselben und intuitiver Beurteilung des Ergebnisses (möglichst glatter Verlauf, der dennoch alle wichtigen Charakteristika der Verteilung aufzeigt). Ferner gibt es - als Analogon zur Bestimmung einer optimalen Größenklassenzahl bei Histogrammen - Ansätze zu optimaler Wahl einer festen Bandweite,²⁸⁹ die sich als Funktion bestimmter Stichprobenmaßzahlen ergibt.²⁹⁰ Wesentliches Problem ist auch hierbei, daß die wahre Dichte unbekannt ist. Hier wird oft vereinfachend angenommen, die wahre Dichte sei die der Normalverteilung mit dem Stichprobenmittelwert und der Stichprobenvarianz.

²⁸⁹ Vgl. Bowman (1984), Terrell/Scott (1985) und Sheather/Jones (1991).

²⁹⁰ Vgl. Härdle (1991), S. 91.

Anhang 2:

Nichtparametrische Zusammenhangsanalyse

Vor allem zu Vorstudien und zur Beschreibung der Ergebnisse der Steuerszenarien werden Methoden der nichtparametrischen Zusammenhangsanalyse eingesetzt.

Kernregression

Mittels Kernregressionen lassen sich gleitende lokale bedingte Mittelwerte \tilde{y}_i einer Variable Y , gegeben der Wert x_i einer Variable X , berechnen und graphisch als Linienzug darstellen. Zur Berechnung werden die Werte einer Umgebung von x_i herangezogen. Die Größe der Umgebung wird durch eine Bandweite w festgelegt, die den maximalen Abstand der zu berücksichtigenden Werte von x_i angibt. Mittels einer Kernfunktion (siehe Vorabschnitt) erfolgt eine in der Regel mit dem Abstand von x_i fallende Gewichtung der Y -Werte dieser Umgebung.

$$\tilde{y}_i|x_i = \frac{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_i}{w}\right) y_i}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_i}{w}\right)}$$

Wie bei den Kerndichten besteht auch hier das Problem einer geeigneten Bandweitenwahl. Eine zu kleine Bandweite führt zu einer zu starken Anpassung an die einzelnen Beobachtungen, eine zu große Bandweite zu einer übermäßigen Glättung, die keine Besonderheiten des Zusammenhangs mehr erkennen läßt. In vorliegender Arbeit erfolgt auch hier die Wahl der Bandweite ad hoc derart, daß die wesentlichen Zusammenhangsmuster deutlich in Erscheinung treten. Vergleichsrechnungen zeigen im übrigen, daß wegen der hohen Fallzahlen der verwendeten Datenbasis Unterschiede zwischen verschiedenen großen Bandweiten nur in dünn besetzten Bereichen an den Rändern der gemeinsamen Verteilung von X und Y auftreten. In dicht besetzten Bereichen der gemeinsamen Verteilung ergeben sich für Bandweiten einer plausiblen Größenordnung keine nennenswerte Unterschiede. (Vgl. hierzu etwa die Kernregressionen in Abbildung 3.5.)

Kernquantile

Mit Kernquantilen lassen sich sehr anschaulich bedingte Verteilungen darstellen. Gesucht ist das \mathbf{a} -Quantil, $q_{\mathbf{a}}|x_i$, der Verteilung einer Variable Y bei gegebenem Wert x_i , $i=1, \dots, n$, einer Variable X .²⁹¹ Zur Berechnung betrachtet man eine Umgebung des Wertes x_i und

²⁹¹ Vgl. etwa Sheather/Marron (1990).

berücksichtigt die dort liegenden empirischen Wertepaare (x_i, y_i) .²⁹² Die bedingte Verteilungsfunktion ist

$$F(q_a | x_i) = a.$$

Für das gesuchte Quantil findet man einen Schätzer \hat{q}_a , indem man die vorstehende Gleichung nach Ersetzen von F durch eine geeignete Schätzung \hat{F} löst. Eine solche Schätzung, die über X glättet, ist die folgende, auf Kernfunktionen beruhende:

$$\hat{F}(y|x_i) = \frac{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_i}{w}\right) I[y_i \leq y]}{\sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_i}{w}\right)}.$$

Dabei bezeichnet K eine Kernfunktion, die im Vorabschnitt besprochen wurde. I ist eine Indikatorfunktion, die den Wert 1 annimmt falls $y_i \leq y$ und ansonsten 0 ist. w ist die Bandweite mit der die zu berücksichtigende Umgebung von x_i festgelegt wird.

Der Zähler dieser bedingten Verteilungsfunktion enthält also die Summe der Kernfunktionswerte für jene Wertepaare (x_i, y_i) deren y_i kleiner oder gleich dem Wert y ist. Der Nenner enthält die Summe der Kernfunktionswerte aller Werte in der Umgebung von x_i .

Zur Berechnung des gesuchten Quantils werden die Datenpaare (x_i, y_i) aufsteigend nach y sortiert. Gesucht sind dann jene beiden empirischen y -Werte, y_t und y_{t+1} , die den gesuchten Quantilswert einschließen:

$$\hat{F}(y_t|x_i) \leq a \leq \hat{F}(y_{t+1}|x_i).$$

Der gesuchte Quantilswert wird dann durch lineare Interpolation zwischen diesen beiden y -Werten ermittelt:

$$q_a | x_i = y_t + \frac{a - \hat{F}(y_t|x_i)}{\hat{F}(y_{t+1}|x_i) - \hat{F}(y_t|x_i)} (y_{t+1} - y_t).$$

Alle Kerndichte- und Kernregressionsrechnungen vorliegender Arbeit wurden mit eigenen, in der Matrixprogrammiersprache IML des Programmpakets SAS²⁹³ programmierten Algorithmen durchgeführt.

²⁹² Vgl. zum nachfolgenden Magee/Burbidge/Robb (1991), S. 673.

²⁹³ Vgl. SAS Institute Inc. (1988) und SAS Institute Inc. (1995).

Anhang 3:

Zur Mittelwerteigenschaft von Regressionschätzern mit qualitativen Exogenen bei Verzicht auf alle Interaktionseffekte

Nachfolgend sei davon ausgegangen, daß alle Interaktionseffekte unberücksichtigt bleiben. Es entsteht dann ein multiples Regressionsmodell mit v^* Dummyvariablen. Zu schätzen sind - einschließlich der Konstanten - $(v+1)$ Parameter. Es soll der Frage nachgegangen werden, ob die Regressionsparameter für den Fall des Verzichts auf die Berücksichtigung *aller* Interaktionseffekte Gruppenmittel bzw. Differenzen von Gruppenmitteln darstellen. Zur Klärung ist es hilfreich, vorab die Mittelwerteigenschaften der mit diesem Regressionsmodell geschätzten Mieten zu untersuchen, d.h. zu zeigen, die Mittelwerte welcher Gruppen durch die Regressionsgleichung bestimmt sind. Ausgangspunkt ist das System von Normalgleichungen zur Bestimmung der Kleinstquadrateschätzer

$$(\mathbf{D}'\mathbf{D})\mathbf{b} = \mathbf{D}'\mathbf{m}.$$

Zeilenweise Division der rechten Seite dieser Gleichung durch die Spaltensummen $\mathbf{D}'\mathbf{e}$ von \mathbf{D} ergibt Mittelwerte von Mieten, die in dem Vektor $\bar{\mathbf{m}} = (\bar{m} \ \bar{m}_1 \ \dots \ \bar{m}_v)'$ zusammengefaßt sind, also:

$$\bar{\mathbf{m}} = (\mathbf{D}'\mathbf{m})/(\mathbf{D}'\mathbf{e}),$$

\mathbf{e} $n \times 1$ -Einsektor, $/$ Operator der zeilenweisen Division. Die Spaltensummen von \mathbf{D} sind $\mathbf{D}'\mathbf{e} = (n \ n_1 \ n_2 \ \dots \ n_j \ \dots \ n_v)'$, wobei n die Gesamtzahl der Wohnungen ist, und n_j die Zahl der Wohnungen mit Merkmal j . Der Mittelwertvektor besteht aus dem Gesamtmittel und den Mittelwerten der durch die Dummyvariablen gebildeten nicht überschneidungsfreien Gruppen.

Mit \mathbf{H} soll die Matrix bezeichnet werden, die sich aus der zeilenweisen Division der linken Seite durch die Spaltensummen von \mathbf{D} ergibt:

$$\mathbf{H} = (\mathbf{D}'\mathbf{D})/(\mathbf{D}'\mathbf{e}).$$

$\mathbf{D}'\mathbf{D}$ hat bei drei Dummyvariablen folgendes Aussehen:

$$\mathbf{D}'\mathbf{D} = \begin{bmatrix} n & n_1 & n_2 & n_3 \\ n_1 & n_{11} & n_{12} & n_{13} \\ n_2 & n_{21} & n_{22} & n_{23} \\ n_3 & n_{31} & n_{32} & n_{33} \end{bmatrix}.$$

Die n_{jk} bezeichnen die absolute Anzahl des gemeinsamen Vorliegens von Merkmal j und Merkmal k . Division der ersten Zeile durch n , Division der zweiten Zeilen durch n_1 usw. führt wiederum für $n=3$ zu:

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} 1 & h_1 & h_2 & h_3 \\ 1 & 1 & \frac{h_{12}}{h_1} & \frac{h_{13}}{h_1} \\ 1 & \frac{h_{21}}{h_2} & 1 & \frac{h_{13}}{h_2} \\ 1 & \frac{h_{31}}{h_3} & \frac{h_{32}}{h_3} & 1 \end{bmatrix}.$$

Damit gilt

$$\mathbf{H}\mathbf{b} = \bar{\mathbf{m}}.$$

Mit dieser Beziehung sind Mittelwerteigenschaften der Regressionsbeziehung beschrieben. Die erste Zeile von \mathbf{H} enthält die Mittelwerte der Dummyvariablen

$$\bar{\mathbf{d}} = (1 \quad \bar{d}_1 \quad \cdots \quad \bar{d}_k \quad \cdots \quad \bar{d}_v),$$

mit

$$\bar{d}_k = \frac{\mathbf{d}_k \mathbf{e}}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_{ki} = h_k.$$

h_k ist die relative Häufigkeit des Vorhandenseins von Merkmal k bzw. die relative Häufigkeit der Gruppe von Wohnungen, die für die Dummyvariable D_k den Wert $D_k = 1$ aufweisen. Zu beachten ist, daß sich die relativen Häufigkeiten h_1, \dots, h_v nicht zu eins addieren. Dies liegt daran, daß die Gruppen nicht überschneidungsfrei (nicht disjunkt) sind, da die Wohnungen mit keinem, einem oder mehreren Merkmalen ausgestattet sein können. Zwei dieser Gruppen könnten etwa die Wohnungen in Großstadtlage einerseits und die Wohnungen mit Sammelheizung andererseits sein. Da beide Merkmale auch kombiniert auftreten (können), sind die Gruppen nicht überschneidungsfrei.²⁹⁴ In Verbindung mit dem Parametervektor \mathbf{b} ergibt sich das Gesamtmittel als

$$\bar{m} = \bar{\mathbf{d}}\mathbf{b}.$$

Dies entspricht der Mittelwerteigenschaft der Regressionsbeziehung im Hinblick auf das Gesamtmittel. Vergleichbare Mittelwerteigenschaften gelten auch für die v Mittelwerte \bar{m}_k dieser nicht überschneidungsfreien Gruppen (etwa die mittlere Miete von Großstadtwohnungen oder die mittlere Miete von Wohnungen mit Sammelheizung).

Ab der zweiten Zeile von \mathbf{H} stehen die Mittelwerte der Dummyvariablen in den Teilgruppen. Mit $\bar{\mathbf{d}}_k$ sei der Vektor der Mittelwerte *aller* Dummyvariablen in Teilgruppe k bezeichnet:

$$\bar{\mathbf{d}}_k = (1 \quad \bar{d}_{k1} \quad \cdots \quad \bar{d}_{kj} \quad \cdots \quad \bar{d}_{k1}),$$

mit

²⁹⁴ Wären die durch die Dummyvariablen gebildeten Gruppen tatsächlich überschneidungsfrei, gäbe es keine Interaktionseffekte, die vernachlässigt würden.

$$\bar{d}_{kj} = \frac{\mathbf{d}_k \cdot^* \mathbf{d}_j}{n_k} = \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^n d_{ki} d_{ji} = \frac{n_{kj}}{n_k}.$$

(.*. bezeichnet die elementweise Multiplikation.) Dieser Quotient gibt die Zahl der Wohnungen mit $D_k=1$ und $D_j=1$ im Verhältnis zur Zahl der Wohnungen mit $D_k=1$ an. (Beispiel: Anteil der Großstadtwohnungen mit Sammelheizung an allen Großstadtwohnungen.) Diese Beziehung gilt auch für die entsprechenden relativen Häufigkeiten (Division der genannten absoluten Häufigkeiten durch die Gesamtzahl aller Wohnungen n .) Es ergibt sich:

$$\bar{m}_k = \bar{\mathbf{d}}_k \mathbf{b}.$$

Die Quotienten des Elements H_{kj} in \mathbf{H} gewichten zur Berechnung des Mittelwertes \bar{m}_k den korrespondierenden Parameterwert b_j umso stärker, je mehr Elemente in Gruppe k gleichzeitig der Gruppe j angehören.

Der gruppenspezifische Mittelwert \bar{m}_j ergibt sich wie folgt aus den Parametern \mathbf{b} : Zunächst wird der Parameter b_0 als Beitrag einer - auf bestimmte Weise gewichtete - mittlere Niveaulage berücksichtigt. Diese mittlere Niveaulage bezieht sich auf Wohnungen, die keines der berücksichtigten Merkmale aufweisen. Hinzu kommt der Parameter b_j der interessierenden Gruppe j . Je weniger das Niveau in der Gruppe j von der mittleren Niveaulage abweicht, umso geringer ist b_j . Die weiteren Zuschläge ergeben sich aus den Parametern der übrigen Teilgruppen $k \neq j$, gewichtet mit der den relativen Anteilen der Wohnungen, die die entsprechenden übrigen Merkmale aufweisen: $b_k h_{jk}$. Je häufiger Wohnungen mit Merkmal j gleichzeitig mit Merkmal k ausgestattet sind, umso höheres Gewicht erhält der Parameter b_k bei der Bestimmung der mittlerern Miete \bar{m}_j von Gruppe j .

Die erörterte Mittelwerteseigenschaft ist ein wichtiges Kriterium zur letztendlichen Wahl der zu verwendenden Methode (vgl. Abschnitt 3.2.1.3.3).

Die Regressionsparameter als Funktion von Mittelwerten

Da \mathbf{H} quadratisch ist und vollen Rang hat (reguläre Matrix) existiert ihre Inverse. \mathbf{b} läßt sich somit ermitteln als

$$\mathbf{b} = \mathbf{H}^{-1} \bar{\mathbf{m}}.$$

Zur Interpretation: Der Mittelwertvektor $\bar{\mathbf{m}}$, gewichtet mit dem „Gewichtungssystem“ \mathbf{H}^{-1} ergibt \mathbf{b} . \mathbf{b} stellt also gewichtete arithmetische Mittel der Gruppenmittel $\bar{\mathbf{m}}$ dar und läßt sich als gewichtetes arithmetisches Mittel nicht überschneidungsfreier Gruppen berechnen. Zur Bestimmung der Inversen von \mathbf{H} sei zunächst von zwei binären nominalen Variablen ausgegangen. Hierbei ist

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} 1 & h_1 & h_2 \\ 1 & 1 & \frac{h_{12}}{h_1} \\ 1 & \frac{h_{21}}{h_2} & 1 \end{bmatrix}.$$

Aus der Determinante und den Kofaktoren von \mathbf{H} läßt sich deren Inverse ermitteln als

$$\mathbf{H}^{-1} = \frac{1}{|\mathbf{H}|} \begin{bmatrix} 1 - \frac{h_{12}^2}{h_1 h_2} & h_{21} - h_1 & h_{21} - h_2 \\ \frac{h_{12}}{h_1} - 1 & 1 - h_2 & h_2 - \frac{h_{12}}{h_1} \\ \frac{h_{21}}{h_2} - 1 & h_1 - \frac{h_{21}}{h_2} & 1 - h_1 \end{bmatrix}$$

mit

$$|\mathbf{H}| = 1 - \frac{h_{12}^2}{h_1 h_2} + h_{12} - h_1 + h_{12} - h_2.$$

Schon die Bestimmung des b_0 aus der ersten Zeile von \mathbf{H}^{-1} und den Mittelwerten \bar{m}_1, \bar{m}_2 und \bar{m}_2 macht deutlich, daß eine anschauliche Interpretation nicht möglich ist. Ließe sich im Falle der Berücksichtigung aller Interaktionseffekte klar angeben aus welchen Mittelwerten sich die *einzelnen* Regressionsparameter ergeben, so ist dies hier *separat* allerdings nicht mehr möglich, da die gebildeten Gruppen nicht überschneidungsfrei sind. Eine analoge anschauliche Interpretation wird dadurch verhindert.²⁹⁵

Die Determinante von \mathbf{H} ist dann Null, wenn $h_{12}=0$. Dies ist dann der Fall, wenn sich die beiden Dummymerkmale gegeneinander ausschliessen bzw. die Merkmalskombinationen $D_1=1$ und $D_2=1$ nicht auftreten. Die Inverse von \mathbf{H} existiert dann nicht.

Spezialfall: Gleiche Gruppengrößen

Ein Spezialfall, der zu einer anschaulichen Interpretation führt, liegt vor, wenn die durch die Dummyvariablen gebildeten Gruppen gleich groß sind. Vergleichen kann man die Situation, in der beabsichtigt ist, die Tabellenmethode anzuwenden und zu diesem Zweck gleichgroße Teilstichproben geplant werden. Zur Illustration sei von $n=2$ Dummyvariablen ausgegangen. Hier ergibt sich:

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} 1 & 0,5 & 0,5 \\ 1 & 1 & 0,5 \\ 1 & 0,5 & 1 \end{bmatrix}$$

und

²⁹⁵ Vgl. auch Proföhr (1976).

$$\mathbf{H}^{-1} = \begin{bmatrix} 3 & -1 & -1 \\ -2 & 2 & 0 \\ -2 & 0 & 2 \end{bmatrix}.$$

Der Parametervektor lautet dann:

$$\mathbf{b} = \begin{bmatrix} 3\bar{m} - \bar{m}_1 - \bar{m}_2 \\ 2(\bar{m}_1 - \bar{m}) \\ 2(\bar{m}_2 - \bar{m}) \end{bmatrix}.$$

Allgemein ist

$$b_0 = (v+1)\bar{m} - \sum_{j=1}^v \bar{m}_j \quad \text{und} \quad b_j = v(\bar{m}_j - \bar{m}).$$

Ein Beispiel zur Illustration. Es soll eine Mietpreisfunktion mit den beiden Dummyvariablen D_1 Lage (0 Nicht-Großstadt, 1 Großstadt) und D_2 Region (0 Ostdeutschland, 1 Westdeutschland) bestimmt werden. \bar{m}_1 ist die mittlere Großstadtmiete und \bar{m}_2 die mittlere Miete in Westdeutschland. Es ergeben sich folgende Schätzgrößen:

Lage	Region	Stichproben- größe	Schätzwert der Miete
Nicht-Großstadt	Ostdeutschland	100	$\bar{m} + (\bar{m} - \bar{m}_1) + (\bar{m} - \bar{m}_2)$
Nicht-Großstadt	Westdeutschland	100	$\bar{m} + \bar{m}_2 - \bar{m}_1$
Großstadt	Ostdeutschland	100	$\bar{m} + \bar{m}_1 - \bar{m}_2$
Großstadt	Westdeutschland	100	$\bar{m}_1 + \bar{m}_2 - \bar{m}$

Hier ergeben sich die Parameter aus den Mittelwerten nicht-disjunkter Gruppen als eindeutige Funktion.

Diese Ergebnisse können auch als Anhaltspunkt gelten, wenn die Teilgruppen nur nährungsweise gleich groß sind. Je ähnlicher ihre Größe ist, umso eher darf bei der Interpretation der Parameter an das abgeleitete Zuschlagsschema gedacht werden.

Für disjunkte Gruppen, die in sogenannten vollständigen allgemeinen linearen Modellen auftreten, gelten andere Zusammenhänge.²⁹⁶ Bei Verwendung der Effekt-Kodierung etwa gilt für diese Modellklasse $b_0 = \bar{m}$ und $b_j = \bar{m}_j - \bar{m}$.

Abschließend sollen die Bestimmungsgleichungen für den Fall mehrerer nominaler Variable X_k mit v_k+1 Merkmalswerten (codiert in v_k Dummyvariablen) dargestellt werden. Diese lauten:

$$b_0 = \left(\sum_{k=1}^K v_k + 1 \right) \bar{m} - \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^{v_k} \bar{m}_{kj}$$

²⁹⁶ Vgl. Bortz (1993), S. 450.

$$= \bar{m} + \sum_{k=1}^K (\bar{m} - \bar{m}_{k1}) + \dots + (\bar{m} - \bar{m}_{kv_k})$$

sowie

$$b_{kj} = 2\bar{m}_{kj} + \sum_{i \neq j}^{v_k-1} \bar{m}_{ki} - (v_k + 1)\bar{m}$$

$$= (\bar{m}_{kj} - \bar{m}) + \sum_{i=1}^{v_k} (\bar{m}_{ki} - \bar{m}).$$

Ausgangspunkt der Berechnung des Parameters b_{kj} ist die mittlere Miete der Gruppe jener Wohnungen, die den Merkmalswert $x_{kj}=1$ aufweisen. Es folgt eine Reihe von Zuschlägen. Der erste Zuschlag entspricht der Differenz der mittleren Miete der Gruppe kj und der mittleren Miete aller Wohnungen. Die nächsten Zuschläge ergeben sich aus den Differenzen aus mittlerer gruppenspezifischer Miete und mittlerer Gesamtmiete für die weiteren anhand von v_k-1 Dummyvariablen des Merkmals X_k bildbaren Gruppen.

Anhang 4:

Zur Schätzung des Logit-Modells

Das Logit-Modell ist eine besondere Form von Regressionsmodell mit qualitativen abhängigen Variablen. Im Fall binärer Abhängiger kann man zwar grundsätzlich das einfache lineare Regressionsmodell zur Parameterschätzung heranziehen, doch haben die errechneten Funktionswerte aber nicht die formalen Eigenschaften einer Wahrscheinlichkeit.²⁹⁷ Diese formale Eigenschaft läßt sich sicherstellen, in dem nicht die abhängige Variable y durch eine lineare Funktion der erklärenden Variablen x_j erklärt wird, sondern eine Hilfsvariable g :

$$g'_i = \sum_{j=0}^v b_j \cdot x_{ij} .$$

Die Hilfsvariable wird einer Transformation unterzogen, in dem sie als Argument in die Verteilungsfunktion der logistischen Verteilung eingeht.²⁹⁸ Damit ergibt sich die Wahrscheinlichkeit p_i , daß die endogene Variable y bei gegebenen Regressionsparametern b_j den Wert Eins annimmt, als:

$$p_i(y_i = 1|\mathbf{b}) = \frac{e^{g_i}}{1 + e^{g_i}} = \frac{1}{1 + e^{-g_i}}$$

und die Gegenwahrscheinlichkeit als:

$$\begin{aligned} p_i(y_i = 0|\mathbf{b}) &= 1 - p_i(y_i = 1|\mathbf{b}) = 1 - \frac{1}{1 + e^{-g_i}} \\ &= \frac{1 + e^{-g_i} - 1}{1 + e^{-g_i}} = \frac{e^{-g_i}}{1 + e^{-g_i}} . \end{aligned}$$

Die Likelihood-Funktion von n Stichprobenwerten lautet:

$$L = \prod_{i=1}^n p_i^{y_i} \cdot (1 - p_i)^{1 - y_i} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{1}{1 + e^{-g_i}} \right)^{y_i} \cdot \left(\frac{e^{-g_i}}{1 + e^{-g_i}} \right)^{1 - y_i} .$$

y_i weist den Wert Null oder den Wert Eins auf. Man betrachtet die Zähler der beiden Faktoren und zieht diese aus dem Produkt heraus.

Mit $\prod_{i=1}^n (e^{-g_i})^{1 - y_i} = e^{-\sum_{i=1}^n (1 - y_i) \cdot g_i}$ läßt sich der Zähler des zweiten Faktors vereinfachen. Es

resultiert

²⁹⁷ Vgl zum nachfolgenden Bellgardt (1997), S. 139- 140.

²⁹⁸ Verwendet man zu diesem Zweck die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung erhält man ein Probit-Modell.

$$L = \frac{e^{-\sum_{i=1}^n (1-y_i) \cdot g_i}}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{-g_i})^{y_i} \cdot (1 + e^{-g_i})^{1-y_i}} = \frac{e^{-\sum_{i=1}^n (1-y_i) \cdot g_i}}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{-g_i})}.$$

Die Log-Likelihood-Funktion lautet damit:

$$\ln L = - \sum_{i=1}^n \left[(1 - y_i) \cdot g_i - \ln(1 + e^{-g_i}) \right],$$

$$\text{mit } g_i = \sum_{j=0}^v b_j \cdot x_{ij}.$$

Voraussetzung für ein Maximum ist, daß die ersten partiellen Ableitungen nach den Parametern b_j verschwinden. Es läßt sich zeigen, daß die Hesse-Matrix der zweiten partiellen Ableitungen nach b_j negativ definit ist.²⁹⁹ Dies ist die hinreichende Bedingung für ein Maximum für Funktionen mehrerer Variabler. Die Ermittlung der Parameter b_j kann nicht analytisch, sondern nur mit iterativen numerischen Verfahren erfolgen.

Gütemaße der Schätzung

Die Maximum-Likelihood-Schätzung der Parameter b_j liefert am Ende den Wert der ausgewerteten Log-Likelihood-Funktion multipliziert mit -2 (-2LL). Durch einen Vergleich mit dem anfänglichen Wert dieser Funktion läßt sich eine Aussage über die Erklärungskraft des Modells treffen. Die Differenz zwischen ausgewerteter Log-Likelihood-Funktion und anfänglicher Log-Likelihood wird als Chi-Quadrat bezeichnet.

Die Wald-Statistik w_j ist eine χ_{df}^2 -verteilte Größe mit df Freiheitsgraden. Sie errechnet sich aus den Parameterschätzwerten \hat{b}_j und den geschätzten Standardfehlern der Parameter \hat{s}_j als

$$w_j = \frac{\hat{b}_j^2}{\hat{s}_j^2}.$$

Die Zahl der Freiheitsgrade ist vom Meßniveau der entsprechenden exogenen Variable abhängig. Sie beträgt bei einer metrischen Variable 1 und bei einer kardinalen Variable mit K Ausprägungen K . Auf Grundlage der Wald-Statistik läßt sich ein partielles Bestimmtheitsmaß

$$r_p = \pm \sqrt{\frac{w - 2df}{-2LL}}.$$

berechnen, das analog den üblichen partiellen Bestimmtheitsmaßen zu interpretieren ist.

²⁹⁹ Vgl. Ronning (1991), S. 32 - 33.

Literaturverzeichnis

- Aaron, Henry (1970): Income taxes and housing, in: The American Economic Review, Nr. 60, S. 789 - 806.
- Aebersold, Andreas (1994): *Miete oder Eigentum? Die ökonomische Entscheidung über den Wohnungsbesitz*, Hallstadt.
- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1994): *40 Jahre Arbeitskreis VGRdL: - Historie und Herausforderungen in ausgewählten Beiträgen; - Entstehung, Verteilung und Verwendung des Sozialprodukts in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland 1970 bis 1993*, (Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Heft 23), Stuttgart.
- Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (1997): *Anlageinvestitionen, Anlagevermögen und Abschreibungen in den Ländern des früheren Bundesgebietes 1970 bis 1995*; (Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Heft 29), Stuttgart.
- Bach, Stefan / Bartholmai, Bernd (1998): *Immobilienvermögen privater Haushalte in Deutschland 1995*, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 9, S. 773 - 787.
- Baltagi, Badi H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester etc.
- Bartholmai, Bernd / Bach, Stefan (1995): *Immobilienvermögen privater Haushalte*, Wiesbaden.
- Behr, Andreas / Bellgardt, Egon (1998): *Sektorale Investitionsentwicklung und Liquiditätseinfluß. Eine Längsschnitts-Querschnitts-Untersuchung für den Unternehmenssektor der Bundesrepublik Deutschland*, in: *Kredit und Kapital*, Heft 1/1998, S. 28 - 62.
- Behr, Andreas / Bellgardt, Egon (2000): *Investitionsverhalten und Liquiditätsrestringiertheit. Eine Sensitivitätsanalyse*, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 220/3, S. 257 - 283.
- Behring, Karin / Börsch-Supan, Axel / Goldrian, Georg (1988): *Wohnungsnachfrageprognose 1995. Analyse und Prognose der Nachfrage nach Miet- und Eigentümerwohnungen*, Berlin und München.
- Behring, Karin / Goldrian, Georg (1991): *Evaluierung wohnungspolitischer Instrumente. Aktuelle Probleme des Wohnungsmarktes und Ansatzpunkte für wohnungspolitische Initiativen*, Berlin und München.
- Bellgardt, Egon (1995): *Die Geldvermögenshaltung von Produktionsunternehmen. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland*, Berlin.
- Bellgardt, Egon (1997): *Statistik mit SPSS*, München.
- Bellgardt, Egon (2000): *Wohnkosten und Besitzformwahl. Empirische Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe*, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 220/6, S. 653 - 668.
- Belsley, David A. (1991): *Conditioning diagnostics. Collinearity and weak data in regression*, New York etc.
- Belsley, David A. / Kuh, Edwin / Welsch Roy E. (1980): *Regression diagnostics. Identifying Influential data and sources of collinearity*, New York etc.

- Best, D.J. (1994): Nonparametric comparison of two histograms, in: *Biometrics*, Vol. 50, S. 538 - 541.
- Birg, Herwig (1985): Der Bevölkerungstrend von den nördlichen nach südlichen Bundesländern und der Bevölkerungsverlust von Berlin (West) an das Bundesgebiet, in: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, Jg. 6, S. 5 - 27.
- Blinkert, Baldo / Höfflin, M.A. (1994): Die Qualität von Mietspiegeln als Modelle des Wohnungsmarktes - Tabelle oder Regression? Ein empirischer Beitrag zur Methodendebatte, in: *Wohnungswirtschaft und Mietrecht*, Heft 11, S. 589 - 595.
- Börstinghaus, Ulf P. / Clar, Michael (1997): *Mietspiegel. Probleme der Erstellung und Anwendung aus juristischer und statistischer Sicht*, München.
- Börsch-Supan, Axel (1987): *Econometric analysis of discrete choice*, Berlin etc.
- Börsch-Supan, Axel (1990): Panel data analysis of housing choices, in: *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 20, S. 65 - 82.
- Bolleyer, Rita / Räth, Norbert / Kreitmair, Sonja (1992): *Methoden und Grundlagen der Sozialproduktsberechnungen - Entstehungsrechnung*, (Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundesstatistik, Heft 23), Wiesbaden.
- Bortz, Jürgen (1993): *Statistik für Sozialwissenschaftler*, 4. Auflage, Berlin etc.
- Bowman, Adrian W. (1984): An alternative method of cross-validation for the smoothing of density estimates, in: *Biometrika*, Vol. 71, 2, S. 353 - 360.
- Brune, Rolf / Köppel, Matthias (1980): Das Süd-Nord-Gefälle verstärkt sich. Zur großräumigen Wirtschaftsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung*, Jg. 31, S. 225 - 247.
- Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (Hg.) (1998): *TOP 200 (Topographische Karte 1:200.000)*, Amtliche Topographische Karten, CD-ROM, Frankfurt am Main.
- Capone, Charles A. jr. (1995): Taxation and housing tenure choice: The case for moderate-income homeownership, in: *Journal of Housing Economics*, Vol. 4, S. 328 - 349.
- Chirinko, Robert S. (1993): Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications, in: *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXI, S. 1875 - 1911.
- Clark, W.A.V. / Deurloo, M.C. / Dieleman, F.M. (1997): Entry to home-ownership in Germany: Some comparisons with the United States, in: *Urban Studies*, Vol. 34, No. 1, S. 7 - 19.
- Cronin, Francis J. (1982): Estimation of dynamic linear expenditure functions for housing, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXIV, Nr. 1, S. 97 - 103.
- Deurloo, Rinus C. / Dielemann, Frans M. / Clark, William A.V. (1997): Tenure choice in the German housing market: a competing risks model, in: *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, Vol. 88, No. 4, S. 321 - 331.
- Dicke, Hugo / Trapp, Peter (1984): *Zinsen, Gewinne, Nettoinvestitionen. Zu den Bestimmungsfaktoren der Sachvermögensbildung westdeutscher Unternehmen*, Kiel.
- Dicke, Hugo / Trapp, Peter (1985): Zur Ertragskraft von öffentlichen und privaten Investitionen, in: *Die Weltwirtschaft*, Heft 1/1985, S. 70 - 87.

- Dicke, Hugo / Trapp, Peter (1987): Zur Rentabilität der Investitionen in der Bundesrepublik Deutschland, in: Die Weltwirtschaft, Heft 2/1987, S. 46 - 59.
- Dieleman, Frans M. / Everaers, Pieter C.J. (1994): From renting to owning: life course and housing market circumstances, in: Housing Studies, Vol. 9, No. 1, S. 11 - 25.
- Döpke, Jörg (1996): Zu den konjunkturellen Bestimmungsgründen von Wohnungsbauinvestitionen, in: Die Weltwirtschaft, Heft 3/1996, S. 300 - 317.
- Dusansky, Richard / Wilson, Paul W. (1993): The demand for housing: Theoretical considerations, in: Journal of Economic Theory, Vol. 61, S. 120 - 138.
- Dunn, Edgar S. jr. (1980): The development of the U.S. urban system. Volume I, Concepts, structures, regional shifts, Baltimore etc.
- Duwendag, Dieter (1967): Investitionsdeterminanten im Wohnungs- und Städtebau während der deutschen Nachkriegsperiode, in: Jahrbuch für Sozialwissenschaft, Band 18, S. 223 - 272.
- Easterlin, Richard A. (1966): Economic-demographic interactions and long swings in economic growth, in: The American Economic Review, Bd. 56, S. 1063 - 1104.
- Eekhoff, Johann (1987): Wohnungspolitik und Bodenpolitik, Tübingen.
- Eekhoff, Johann (1989): Anmerkungen zur zyklischen Entwicklung der Wohnungs- und Bauwirtschaft, in: Ifo-Schnelldienst, Heft 16/1989, S. 21 - 28.
- Eichhorn (1996): Zieladäquanz wohnungspolitischer Instrumente der öffentlichen Hand, in: Jenkis (1996), S. 159 - 183.
- Expertenkommission Wohnungspolitik (1995a): Wohnungspolitik auf dem Prüfstand, Gutachten im Auftrag der Bundesregierung, Tübingen.
- Expertenkommission Wohnungspolitik (1995b): Wohnungspolitik für die neuen Länder, Tübingen.
- Farango, Peter / Hager, August / Panchaud, Christine (1993): Verhalten der Investoren auf dem Wohnungsimmobiliemarkt, (Schriftenreihe Wohnungswesen des Bundesamtes für Wohnungswesen, Band 54), Bern.
- Fazzari, Steven M. / Hubbard, Glenn R./ Petersen, Bruce C. (1988): Financing Constraints and Corporate Investment, in: Brookings Papers on Economic Activity, No. 1, 1988, S. 141 - 195.
- Fazzari, Steven M. / Hubbard, Glenn R./ Petersen, Bruce C. (1996): Financing constraints and corporate investment: Response to Kaplan and Zingales, NBER Working Paper 5462, Feb. 1996.
- Feldstein, Martin (1983): Has the rate of investment fallen? in: Review of Economics and Statistics, Vol. LXV, Nr. 1, S. 144 - 149.
- Ferber, Robert, Hg. (1967): The determinants of investment behavior, New York.
- Forschung und Beratung für Wohnen, Immobilien und Umwelt, Hg. (1995): Mietspiegel in Deutschland 1995. Rahmenbedingungen und Methoden der Mietspiegelerstellung sowie aktuelle Übersicht zur Verbreitung von Mietspiegeln und Mietstrukturen für 1995, Hamburg.
- Friedrichs, Jürgen / Häußermann, Hartmut / Siebel, Walter (Hg.) (1986): Süd-Nord-Gefälle in der Bundesrepublik?, Opladen.

- Funke, Michael (1992): Tobin's Q und die Investitionsentwicklung in den Wirtschaftszweigen des Unternehmenssektors in der Bundesrepublik Deutschland, Berlin.
- Gahlen, Bernhard (Hg.) (1982): Strukturberichterstattung der Wirtschaftsforschungsinstitute. Analyse und Diskussion, Tübingen.
- Geppert, Kurt u.a. (1987): Die wirtschaftliche Entwicklung der Bundesländer in den siebziger und achtziger Jahren. Eine vergleichende Analyse, (DIW-Beiträge zur Strukturforchung, Heft 94), Berlin.
- Glatzel, Christof (1996): Der Wirkungszusammenhang zwischen Bestands- und Stromgrößen auf dem westdeutschen Wohnungsmarkt in einem dynamischen Investitionsmodell, Frankfurt am Main etc.
- Goldsmith, Raymond W. (1985): Comparative national balance sheets. A study of twenty countries, Chicago.
- Greene, William H. (1993): Econometric analysis, 2. Auflage, Englewood Cliffs.
- Gress, Karin (1983): Transfers zur Förderung der Vermögensbildung aus verteilungs- und sozialpolitischer Sicht, Frankfurt am Main und New York.
- Griesen, R.E. (Hg.) (1983): The urban economy and housing, Lexington.
- Grossmann, Dirk (1996): Die Eigenheimzulage als Eigenkapitalersatzdarlehen, in: Der Langfristige Kredit, Heft 20/1996, S. 614 - 616.
- Gyárfás, Gábor (1990): Ein Simulationsmodell der Einkommenbesteuerung auf der Grundlage synthetischer Mikrodaten, München und Wien.
- Härdle, Wolfgang (1991): Smoothing techniques with implementation, Spring, New York.
- Häußermann, Hartmut / Siebel, Walter (1986): Die Polarisierung der Großstadtentwicklung im Süd-Nord-Gefälle, in: Friedrichs/Häußermann/Siebel (1986), S. 70 - 96.
- Hamm, Hartwig (1999): Die neue Wohneigentumsförderung - und (noch) kein Ende der Mißverständnisse, in: Der Langfristige Kredit, Heft 4/1999, S. 102 - 107.
- Hanau, Klaus (Hg.) (1986): Statistische Erfassung und Analyse der Bautätigkeit, (Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 25), Göttingen.
- Hanefeld, Ute (1987): Das Sozioökonomische Panel, Frankfurt am Main.
- Hansen, Gerd (1986): Eine ökonometrische Untersuchung über die Determinanten der Wohnungsbauinvestitionen, in: Hanau (1986), S. 113 - 137.
- Hanushek, Eric A. / Quigley, John M. (1980): What is the price elasticity of housing demand?, in: The Review of Economics and Statistics, Vol. LXII, Nr. 3, S. 449 - 454.
- Harberger, A. (Hg.) (1960): The demand for durable goods, Chicago.
- Harberger, Arnold C. / Bailey, Martin J. (Hg.) (1969): The taxation of income from capital, Washington D.C.
- Hartmann, Norbert (1991): Wohnungsmieten in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Berechnungsgrundlagen und Methoden, (Ausgewählte Arbeitsunterlagen zur Bundestatistik, Heft 19), Wiesbaden.
- Hartmann, Norbert (1992): Berechnung der Wohnungsmieten in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, in: Wirtschafts und Statistik, Heft 2/1992, S. 65 - 72.
- Haurin, D.R. / Gill, H. L. (1987): Effects of income variability on the demand for owneroccupied housing, in: Journal of Urban Economics, Bd. 22, S. 136 - 150.

- Haurin, Donald R. / Hendershott, Patric H. / Wachter, Susan M. (1996): Borrowing constraints and the tenure choice of young households, (NBER-Working Paper Series, No. 5630), Cambridge.
- Hauser, Richard / Heldmann, Elanie (1981): Die Verteilung impliziter Transfers zugunsten von Eigennutzerhaushalten im Jahr 1969. Eine mikroökonomische Analyse auf Basis von Individualdaten der EVS, (SfB-Arbeitspapier Nr. 53), Frankfurt am Main und Mannheim.
- Hauser, Richard / Stein, Holger (1999): Das Immobilienvermögen privater Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland. Eine mikroökonomische Analyse für Ost- und Westdeutschland auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993, Düsseldorf.
- Hendershott, Patric H. (1980): Real user costs and the demand for single-family housing, in: Brookings Papers on Economic Activity, 2/1980, S. 401 - 444.
- Hendershott, Patric H. (Hg.) (1985): The level and composition of household saving, Cambridge MA.
- Hendershott, Patric H. / Smith, Marc (1985): Household formations, in: Hendershott (1985), S. 183 - 203.
- Henderson, J.V. / Ioannides, Y.M. (1983): A model of housing tenure choice, in: The American Economic Review, Jg. 73, Heft 1, S. 98 - 113.
- Henderson, J. Vernon / Ioannides, Yannis M. (1986): Tenure choice and the demand for housing, in: *Economica*, Vol. 53, S. 231 - 246.
- Heni, Ulrich (1998): Vermögenswertänderungen und deren Verteilungswirkungen, Pfaffenweiler.
- Hoffmann, Heinz (1975): Bedeutung und Erklärung regionaler Konjunkturphänomene, (Bonner wirtschaftswissenschaftliche Studien, Nr. 18), Bochum.
- Hoffmann, Ulrich (1980): Erste Ergebnisse der neuen Bautätigkeitsstatistik, in: *Wirtschafts und Statistik*, Heft 10/1980, S. 673 - 684.
- Hoshi, Takeo / Kashyap, Anil / Scharfstein, David (1991): Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups, in: *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, S. 33 - 60.
- Hoyt, William H. / Rosenthal, Stuart S. (1990): Capital gains taxation and the demand for owner-occupied housing, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXII, Nr. 1, S. 45 - 54.
- Hsiao, Cheng (1986): *Analysis of Panel Data*, Cambridge.
- Hu, Xiaoqiang / Schiantarelli (1998): Investment and capital market imperfections: A switching regression approach using U.S. firm panel data, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXX, S. 466 - 479.
- Ifo (1981): *Analyse der strukturellen Entwicklung der deutschen Wirtschaft. Strukturberichterstattung 1980, Methodenband*, Berlin.
- Ioannides, Yannis M. / Rosenthal, Stuart S. (1994): Estimating the consumption and investment demands for housing and their effect on housing tenure status, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXVI, Feb. 1994, Nr. 1, S. 127 - 141.
- Jaffe, Austin J. / Sirmans, C.F. (1995): *Fundamentals of real estate investment*, 3. Auflage, Englewood Cliffs.

- Jaffee, Dwight M. / Russell, Thomas (1976): Imperfect information, uncertainty, and credit rationing, in: *The Quarterly Journal of Economics*, Bd. 90, Heft 4, S. 651 - 666.
- Jenkis, Helmut (Hg.) (1996): *Kompendium der Wohnungswirtschaft*, 3. Auflage, München und Wien.
- Jones, Lawrence D. (1990): Current wealth constraints on the housing demand of young owners, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXII, No. 3, August 1990, S. 424 - 432.
- Jones, M.C. (1989): Discretized and interpolated kernel density estimates, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, S. 733 - 741.
- Judge, George G. u. a. (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, New York etc.
- Kanazawa, Yuichiro (1992): An optimal variable cell histogram based on the sample spacings, in: *The Annals of Statistics*, Vol. 20, No. 1, S. 291 - 304.
- Kaplan, Steven N. / Zingales, Luigi (1997): Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, S. 169 - 215.
- Keinath, Karl (1978): *Regionale Konjunkturschwankungen. Eine empirische Analyse der Bundesrepublik Deutschland 1950 bis 1974*, (Tübinger wirtschaftswissenschaftliche Abhandlungen, Bd. 23), Tübingen.
- Ketterer, Karl-Heinz / Vollmer, Rainer (1981a): Bestimmungsgründe des Realzinsniveaus. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, in: Ehrlicher (1981), S. 55 - 102.
- Ketterer, Karl-Heinz / Vollmer, Rainer (1981b): Tobin's Q und private Investitionsausgaben, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Jg. 101, S. 153 - 180.
- King, Mervyn A. (1980): An econometric model of tenure choice and demand for housing as a joint decision, in: *Journal of Public Economics*, Bd. 14, S. 137 - 160.
- Knorring, Ekkehard von (1978): Die statistische Ermittlung von Strukturfaktoren. Einige kritische Anmerkungen, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 193, S. 558 - 563.
- Köpfler, Thilo (1996): Die Wohnungsbaufinanzierung, in: Jenkis (1996), S. 627 - 647.
- Körper-Weik, Margot / Wied-Nebbeling, Susanne (1987): *Wirtschaftskraft und Wirtschaftsentwicklung in den Bundesländern seit 1970. Eine vergleichende Analyse*, (Forschungsberichte des Instituts für angewandte Wirtschaftsforschung Tübingen, Serie B, Nr. 6), Tübingen.
- Krämer, Walter (1992): Pro und Contra die Erstellung von Mietspiegeln mittels Regressionsanalyse, in: *Wohnungswirtschaft und Mietrecht*, S. 172 - 175.
- Kühne-Büning, Lidwina (1996): Wohnungswirtschaft und Konjunktur, in: Jenkis (1996), S. 252 - 266.
- Kunz, Dieter (1984): *Das Süd-Nord-Gefälle. Ein entwicklungstheoretischer Ansatz zu seiner Erklärung*, in: *Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung* (1984), S. 1 - 20.
- Kuznets, Simon (1952): *Long term changes in national income of the United States since 1870*, London und New York.

- Läpple, Dieter (1986): Süd-Nord-Gefälle. Methaper für die räumlichen Folgen einer Transformationsphase: Auf dem Weg zu einem post-tayloristischen Entwicklungsmodell?, in: Friedrichs / Häußermann / Siebel (1986), S. 97 - 116.
- Laidler, David (1969): Income tax incentives for owner-occupied housing, in: Harberger/Bailey (1969), S. 50 - 76.
- Leeuw, Frank de (1971): The demand for housing: A review of cross-section evidence, in: The Review of Economics and Statistics, Vol. LIII, Nr. 1, S. 1 - 10.
- Linneman, Peter (1985): An economic analysis of the homeownership decision, in: Journal of Urban Economics, Vol. 17, S. 230 - 246.
- Linneman, Peter / Wachter, Susan (1989): The impacts of borrowing constraints on homeownership, in: Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association, Vol. 17, No. 4, S. 389 - 402.
- Litzenberger, Robert H. / Sosin, Howard, B. (1978): Taxation and the incidence of homeownership across income groups, in: The Journal of Finance, Vol. XXXIII, No. 3, S. 947 - 961.
- Löbbe, Klaus / Siebe, Thomas (1996): Die Bau- und Wohnungswirtschaft als Konjunkturlokomotive? Zu den Einkommens- und Beschäftigungswirkungen wohnungswirtschaftlicher Investitionen, in: Jenis (1996), S. 267 - 296.
- Lützel, Heinrich (1971): Das reproduzierbare Anlagevermögen in Preisen von 1962, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 10/1971, S. 593 - 604.
- Magee, Lonnie / Burbidge, John B. / Robb, A. Leslie (1991): Computing Kernel-Smoothed Conditional Quantiles from many observations, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 86, S. 673 - 677.
- Maisel, Sherman J. (1960): Changes in the rate and components of household formation, in: Journal of the American Statistical Association, Jg. 55, Heft 2, S. 268 - 283.
- Maki, Atsushi (1993): Liquidity constraints: a cross-section analysis of the housing purchase behavior of Japanese households, in: The Review of Economics and Statistics.
- Mankiw, W.G. / Weil, D.N. (1989): The baby boom, the baby bust, and the housing market, in: Regional Science and Urban Economics, Bd. 19, S. 235 - 258.
- Megbolugbe, Isaac F. / Linneman, Peter D. (1993): Home Ownership, in: Urban Studies, Vol. 30, Nos. 4/5, S. 659 - 682.
- Michels, Paul (1992): Kern- und Nächste-Nachbarn-Schätzer zur nichtparametrischen Dichteschätzung, Regression und Prognose, in: Allgemeines Statistisches Archiv, Nr. 76, S. 128 - 151.
- Molitor, B. (1966): Wohnbaupolitik und Subventionierung, in: Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik, Nr. 11.
- Muellbauer, J. (1994): Anglo-German differences in housing market fluctuations, in: Economic Modelling, Vol. 11, No. 2, S. 238 - 249.
- Münzenmaier, Werner / Räth, Norbert (1984): Sozialproduktsberechnungen für die Länder der Bundesrepublik Deutschland 1970 bis 1982, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 11/1984, S. 913 - 919.
- Muth, Richard (1960): The demand for non-farm housing, in: Harberger, A. (1960), S. 29 - 66.

- Muth, Richard / Wetzler, Elliott (1976): The effects of constraints on house costs, in: *Journal of Urban Economics*, Bd. 3, Heft 1, S. 57 - 67.
- Nakagami, Yasuhiro / Pereira, Alfredo M. (1995): Inflation, housing taxation and homeowner upgrading, in: *Public Finance / Finances Publiques*, Vol. 50, Nr. 3, S. 442 - 469.
- Neubauer, Werner (1990): *Komponentenanalyse: Ein deskriptives Pendant zur stochastischen Kausalanalyse*, Frankfurt am Main.
- Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hg.) (1984): *Süd-Nord-Gefälle in der Bundesrepublik? Thesen und Beobachtungen*, Hannover.
- Oberhauser, Alois / Rüscher, Christian (1994): *Wohnungspolitik für Familien. Familienorientierte Förderung des Erwerbs selbstgenutzten Wohneigentums*, Graftschaff.
- Oberhauser, Alois (1997): Zielgerichtete Wohnungspolitik bei staatlichen Haushaltsrestriktionen, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 216, Heft 4 und 5, S. 574 - 594.
- o.V. (1998): LBS: Verlässlichkeit der Eigenheimzulage wahren, in: *Deutsche Sparkassenzeitung*, Heft 48/1998, S. 6.
- Palinkas, P. (1976): *Die Wohnungsbauinvestitionen in der BRD. Eine theoretische und empirische Analyse*, Hamburg.
- Petzina, Dietmar (1986): Wirtschaftliche Ungleichgewichte in Deutschland, in: *Der Bürger im Staat*, Jg. 36, Heft 4, S. 267 - 274.
- Plaut, S.E. (1987): The timing of housing tenure transition, in: *Journal of Urban Economics*, Bd. 21, S. 312 - 322.
- Porschen, Dieter (1984): Süd-Nord-Gefälle oder Küstenproblem?, in: *Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung (1984)*, S. 49 - 58.
- Pfeifer, Andreas (1993): Eigentum erwerben oder mieten? Vergleich der Aufwendungen und der Vermögenswerte unter der Berücksichtigung praxisrelevanter Kosten, in: *Der Langfristige Kredit*, Nr. 14/93, S. 12 - 15.
- Polinsky, A.M. (1977): The demand for housing: A study in specification and grouping, in: *Econometrica*, Vol. 45, S. 447 - 461.
- Polinsky, A. Mitchell / Ellwood, David T. (1979): An empirical reconciliation of micro and grouped estimates of the demand for housing, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXI, Nr. 2, S. 199 - 205.
- Proföhr, Jürgen (1976): Zur Aussage von Regressionen mit qualitativen Variablen, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, Heft 3 - 4, S. 447 - 482.
- Roncador, Tilman Alexander von (2000): Wohnungsfertigstellungen in den alten Bundesländern: Nord-West- statt Süd-Nord-Gefälle?, in: *Ifo-Schnelldienst* 1-2/2000, S. 15 - 23.
- Ronning, Gerd (1991): *Mikroökonomie*, Berlin etc.
- Ronning, Gerd (1996): Mietspiegel in der Diskussion. Ein Überblick, in: *Wohnungsmonitor Baden Württemberg*, Heft 3, S. 16 - 25.
- Ronning, Gerd (1995): Ökonometrie für jedermann: Der Mietspiegel als Regressionsmodell, in: *IAW-Mitteilungen*, Nr. 3, S. 4 - 10.
- Rosen, Harvey S. (1979): Housing decisions and the U.S. income tax. An econometric analysis, in: *Journal of Public Economics*, Bd. 11, S. 1 - 24.

- Rosen, Sherwin (1974): Hedonic prices and implicit markets: produkt differentiation in pure competition, in: *Journal of Political Economics*, Bd. 82, Heft 1, S. 34 - 55.
- Rüsch, Christian (1995): Die steuerlichen Maßnahmen zur Förderung des Wohnungsbaus. Eine kritische Auseinandersetzung mit den Vorschlägen der Expertenkommission Wohnungspolitik, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 214/5, S. 584 - 600.
- Rüsch, Christian (1996): Wohnungsbau- und Wohneigentumspolitik im Rahmen der Einkommensteuer, Frankfurt am Main etc.
- RWI (1983): Analyse der strukturellen Entwicklung der deutschen Wirtschaft. Strukturberichterstattung, Band 3, Methoden und Materialien.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, verschiedene Jahresgutachten, Stuttgart.
- SAS Institute Inc. (Hg.) (1988): SAS/IML User's guide. Release 6.03 Edition, Cary.
- SAS Institute Inc. (Hg.) (1995): SAS/IML Software. Changes and enhancements through Release 6.11, Cary.
- Schlomann, Heinrich (1992): Vermögensverteilung und private Altersvorsorge, Frankfurt am Main und New York.
- Schweewe, Peter (1995a): Wohnungen und ihre Ausstattung. Ergebnis der 1 %-Gebäude- und Wohnungsstichprobe am 30. September 1993, in: *Wirtschaft und Statistik* 5/1995, S. 361 - 365.
- Schweewe, Peter (1995b): Wohnsituation der Haushalte. Ergebnis der 1 %-Gebäude- und Wohnungsstichprobe am 30. September 1993, in: *Wirtschaft und Statistik* 10/1995, S. 746 - 751.
- Schüler, Klaus / Spies, Veronika (1991): Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Erläuterungen zu den Berechnungen und revidierten Ergebnissen 1970 bis 1990, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 10/1991, S. 653 - 666.
- Schwab, Robert M. (1982): Inflation expectations and the demand for housing, in: *The American Economic Review*, Vol. 72, Nr. 1, S. 143 - 153.
- Scott, D.W. (1979): On optimal and data based histograms, in: *Biometrika*, Vol. 66, S. 605 - 610.
- Scott, David W. (1985a): Averaged shifted histograms: Effective nonparametric density estimators in several dimensions, in: *The Annals of Statistics*, Vol. 13, No. 3, S. 1024 - 1040.
- Scott, David W. (1985b): Frequency polygons: Theory and applications, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 80, No. 390, S. 348 - 354.
- Sheather, S. J. / Jones, M.C. (1991): A reliable data-based bandwidth selection method for kernel density estimation, in: *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 53, No. 3, S. 683 - 690.
- Sheather, Simon J. / Marron, J.S. (1990): Kernel Quantile Estimators, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 85, S. 410 - 416.
- Shelton, John P. (1968): The cost of renting versus owning a home, in: *Land Economics*, Bd. 44, S. 59 - 72.

- Simonoff, Jeffrey S. / Hurvich, Clifford M. (1991): The construction and properties of variable width histograms and frequency polygons, in: Proceedings of the section on Statistical Graphics, S. 80 - 85.
- Smith, Lawrence B. (1984): Household headship rates, household formation and housing demand in Canada, in: Land Economics, Bd. 60, Heft 2, S. 180 - 188.
- Smith, Lawrence B. u.a. (1984): The demand for housing headship rates and household formation: An international analysis, in: Urban Studies, Bd. 21, Heft 4, S. 407 - 414.
- Smith, Lawrence B. / Rosen, Kenneth T. / Fallis, George (1988): Recent developments in economic models of housing markets, in: Journal of Economic Literature, Vol. XXVI, Heft März, S. 29 - 64.
- Spanos, Aris (1995): Statistical foundations of econometric modelling, Cambridge.
- Statistisches Bundesamt (1983): Systematik der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte, Ausgabe 1983, Stuttgart und Mainz.
- Statistisches Bundesamt (Hg.) (1995a): Systematisches Verzeichnis der Ausgaben für die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993.
- Statistisches Bundesamt (Hg.) (1997): Wirtschaftsrechnungen. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993. Aufgabe, Methoden und Durchführung, (Fachserie 15, Heft 7), Stuttgart.
- Statistisches Bundesamt (Hg.) (1998a): Einkommens- und Verbrauchsstichprobe UFM11, (CD-ROM mit einer 80 Prozent-Unterstichprobe der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993), Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (Hg.) (1998b): Einkommens- und Verbrauchsstichprobe UFM11, (Datensatzbeschreibung einer 80 Prozent-Unterstichprobe der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993), Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (Hg.) (2000): 50 Jahre Wohnen in Deutschland. Ergebnisse aus Gebäude- und Wohnungszählungen, -stichproben, Mikrozensus-Ergänzungserhebungen und Bautätigkeitsstatistiken, Stuttgart.
- Statistisches Bundesamt (Hg.): Bevölkerungsstruktur und Wirtschaftskraft der Bundesländer, verschiedene Ausgaben, Stuttgart.
- Statistisches Bundesamt (Hg.): Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, verschiedene Jahrgänge, Stuttgart.
- Stiens, Gerhard (1996): Bevölkerungsentwicklung und Wohnungswirtschaft, in: Jenkis (1996), S. 297 - 311.
- Stützel, Wolfgang (1978): Volkswirtschaftliche Saldenmechanik, 2. Auflage, Tübingen.
- Swan, Craig (1970): Housebuilding: A review of experience, in: Brookings Pap. Econ. Act., Bd. 1, S. 48 - 70.
- Tacke, Walter (1986): Süd-Nord-Gefälle - oder eine neue Völkerwanderung in Sicht?, in: Voss/Friedrich (1986), S. 11 - 21.
- Terrell, George R. / Scott, David W. (1985): Oversmoothed nonparametric density estimates, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 80, S. 209 - 214.
- Timmermann, Vincenz (1982): Methoden und Instrumente der empirischen Strukturanalyse, in: Gahlen (1982), S. 29 - 51.

- Tucker, Donald P. (1978): Discussion on Litzberger/Sosin 'Taxation and the incidence of homeownership across income groups', in: *Journal of Finance*, Vol. XXXIII, No. 3, S. 962 - 964.
- Ulrich, Peter (1998): Die Eigenheimzulage richtig einsetzen, in: *Der Langfristige Kredit*, Nr. 7+8/1998, S. 262 - 263.
- Villani, Kevin (1982): The tax subsidy to housing in an inflationary environment: implications for after-tax housing costs, in: *Research in Real Estate*, Vol. 1, S. 31 - 86.
- Voss, Rüdiger von / Friedrich, Karl (Hg.) (1986): *Das Süd-Nord-Gefälle. Gemeinsame Strategien für neue Strukturen*, Stuttgart.
- Wagner, Adolf (1972): *Die Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland. Eine komparativ-dynamische Komponentenanalyse für die Jahre 1951 - 1970*, Tübingen.
- Zehnder, Andreas J. (1998): Zwei Jahre Eigenheimzulage - eine Zwischenbilanz, in: *Der Langfristige Kredit*, Heft 7+8/1998, S. 260 - 261.