

1. EINLEITUNG

Die Wohnungsversorgung in der Schweiz ist im internationalen Vergleich äusserst gut: Die durchschnittliche Wohnfläche pro Person beträgt laut Angaben aus der Verbrauchserhebung¹ in der Schweiz 39 m². Nur die USA (59 m²) und einige skandinavische Länder weisen höhere Zahlen auf. Eine Verbesserung der Wohnungsversorgung ist auch über die Zeit zu verzeichnen: Die Wohndichte, d.h. die Anzahl Personen pro Wohnraum ist von 0.97 im Jahre 1950 auf 0.63 im Jahre 1990 zurückgefallen.

Die Wohnungsfrage bleibt aber eines der brisantesten und in der Öffentlichkeit am meisten diskutierten Themen, denn diesem positiven Gesamtbild steht eine Reihe von strukturellen Schwachstellen gegenüber. Vor allem der tiefe Leerwohnungsbestand deutet darauf hin, dass sich der schweizerische Wohnungsmarkt in einer Spannungssituation befindet: Die Leerwohnungsziffer bewegt sich traditionellerweise unter 1%, einzige Ausnahmen bilden die Jahre 1974/76. Diese extrem niedrigen Werte weisen darauf hin, dass in der Schweiz kaum von einem gut funktionierenden Wohnungsmarkt gesprochen werden kann: Damit sich der Wohnungsmarkt im Gleichgewicht befindet, sollte die Leerwohnungsziffer einen Wert von 1,5% bis 2% aufweisen². Dies angesichts der Besonderheiten des Gutes Wohnen, wie die Unteilbarkeit, die lange Ausreifungszeit, die hohen Produktionskosten, die Dauerhaftigkeit, die Standortgebundenheit und die Heterogenität.

Es lässt sich somit behaupten, dass der schweizerische Wohnungsmarkt praktisch durch eine Situation des Nachfrageüberhanges charakterisiert ist. Folge dieses Zustandes sind entsprechende Schwierigkeiten eine passende Wohnung zu finden, sowie die Tendenz zur räumlichen Immobilität und Diskriminierung von Wohnungssuchenden.

¹ Angaben für die Schweiz sind aus dem Statistischen Jahrbuch der Schweiz, Angaben für den Kanton Zürich aus dem Statistischen Jahrbuch des Kantons Zürich entnommen worden.

² vgl. Rosen, Smith (1983) .

Es gibt verschiedene Gründe für dieses ständige Ungleichgewicht: Einerseits könnte das Angebot an Wohnungen zu knapp sein, weil Investoren auf dem Immobilienmarkt zu risikoscheu³ sind, und/oder weil staatliche Eingriffe auf dem Wohnungs- und Immobilienmarkt die Rentabilität der Immobilienanlage zu stark beeinträchtigen⁴. Andererseits ist es ebenfalls möglich, dass Haushalte Wohnungen in verschiedenen Regionen anders bewerten. Hinweise für eine räumliche Differenzierung der Nachfrage liefert wiederum die Leerwohnungsziffer: 1994 wiesen die beiden städtischen Kantone Basel-Stadt und Basel-Land eine Leerwohnungsziffer um 0.35% auf, während in ländlicheren Kantonen wie Waadt, Wallis und Tessin der prozentuale Anteil zwischen Leerwohnungen und Gesamtbestand über der Grenze von 2% lag. Ähnliche Verhältnisse gelten für die untersuchte Region, den Kanton Zürich: Zwar beträgt die Leerwohnungsziffer für die Stadt Zürich 0.42%, in ländlicheren Bezirken wie Hinwil oder Affoltern erhöht sie sich aber auf 1.10% bzw. 1.45%.

Diese zweite mutmassliche Ursache steht im Zentrum dieser Untersuchung: In diesem Beitrag soll die Wohnnachfrage im Kanton Zürich analysiert werden.

2. METHODEN

Die einfachste und naheliegendste Methode zur Analyse der Wohnnachfrage besteht darin, die Mietzinsausgaben in Abhängigkeit von Einkommen, Preisen und sozioökonomischen Variablen -wie z.B. das Alter- zu analysieren. Goodmann und Kawai (1982, 1985), Harrington (1989) sind drei Beispiele für Beiträge, die diesen Ansatz als Grundlage verwenden⁵.

Nachteilig wirkt sich hier die Tatsache aus, dass solche Spezifikationen nur aggregierte Angaben über die Wohnungsausgaben bzw. über die nachgefragten Wohnleistungen liefern. Dies kann zu falschen Schlussfolgerungen und Prognosen

³ Büttler, Schiltknecht (1985) haben diese Hypothese für den schweizerischen Markt empirisch überprüft.

⁴vgl. Rätzer (1987) und Büttler (1990) .

führen, da Verhaltensänderungen und die Auswirkungen einer Verschiebung in der Zusammensetzung der Gruppe nicht mehr getrennt werden können.

Weiter wird hier die Tatsache nicht berücksichtigt, dass die Wohnnachfrage ein simultaner, mehrdimensionaler Entscheidungsprozess ist. Mit der Wohnungswahl werden simultan Entscheidungen über den Besitz (Eigentum oder Miete), den Standort, die Wohnungsgröße, die Qualität der Wohnung usw. gemacht. Diese zu treffenden Entscheidungen sind diskreter Natur.

2.1. Discrete Choice Modelle

Es liegt nahe, eine solche diskrete Wohnwahl anhand des "multinomial Logit"-Ansatzes (MNL) zu modellieren⁶:

$$P(i|S, z, \beta) = \frac{\exp(z_i \beta)}{\sum_{j=1}^n \exp(z_j \beta)}$$

wobei: P(.) : Wahrscheinlichkeit

S=(1,...,n): Menge der n diskreten Wohnungsentscheidungen

z_i: Vektor von K-Attributen, die für die Entscheidung i spezifisch sind.

β: Parametervektor

Die Anwendungsmöglichkeiten des MNL Modells werden aber massgebend durch die Eigenschaft der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen (IIA) eingeschränkt:

- Die Wahrscheinlichkeit, dass die Alternative i der Alternative j vorgezogen wird, hängt weder von den Eigenschaften aller (n-2) übrigen Alternativen, noch von der Anzahl Alternativen ab:

⁵ Für eine Übersicht der Beiträge in der 70er Jahren vgl. Mayo (1981). Die jüngsten Beiträge sind hingegen in Olsen (1987) dargestellt.

⁶ vgl. Börsch-Supan (1987), S. 27-31.

$$\frac{P(i)}{P(k)} = \frac{\exp(z_i \beta) / \sum_{j=1}^n \exp(z_j \beta)}{\exp(z_k \beta) / \sum_{j=1}^n \exp(z_j \beta)} = \exp(z_i \beta - z_k \beta)$$

Die IIA-Eigenschaft folgt unmittelbar aus der Annahme, dass die Störterme ε_i untereinander stochastisch unabhängig sind.

Sind aber die Alternativen untereinander nicht unabhängig, weil, einerseits einige Alternativen beinahe Substitute sind, oder weil andererseits die Entscheidungen mehrdimensional sind, so kann die Anwendung des MNL-Ansatzes zu unplausiblen Ergebnissen führen.

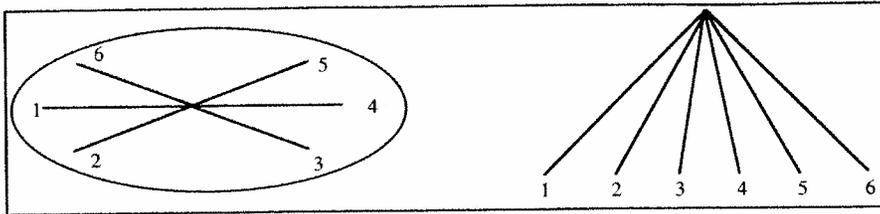
Dieses Problem lässt sich anhand zweier Ansätze lösen: das multinomiale Probit-Modell, welches zwar flexibler ist, aber bei einer grösseren Zahl von Alternativen mit grossen schätztechnischen Problemen verbunden ist, und das „nested multinomial logit“ Modell (NMNL).

2.2. Das „nested multinomial logit“ Modell (NMNL)

Das NMNL ist dadurch gekennzeichnet, dass die Alternativen nach dem Grad der Substituierbarkeit gruppiert werden. Die Alternativwahl findet dann in einem hierarchischen Prozess statt, wobei auf jeder Ebene die Wahl zwischen gleich verschiedenen Alternativen stattfindet.

Die hierarchischen Strukturen lassen sich folgendermassen veranschaulichen:

Im MNL Modell sind alle elementaren Alternativen direkt verbunden.

Abbildung 1: Hierarchische Struktur im MNL⁷

Im Nested Multinomial Logit ergeben sich hingegen verschiedene Möglichkeiten der Gruppierung.

In Abbildung 2 ist als Beispiel eine dreistufige Struktur wiedergegeben: hier stehen je nach getroffener Wahl in der zweiten Stufe weitere Alternativen zur Verfügung oder nicht. Charakteristisch ist, dass Alternativen 3 & 4 und 5 & 6 untereinander eng substituierbar sind, nicht aber die Gruppe der Alternativen (3 & 4) mit denjenigen von (5 & 6).

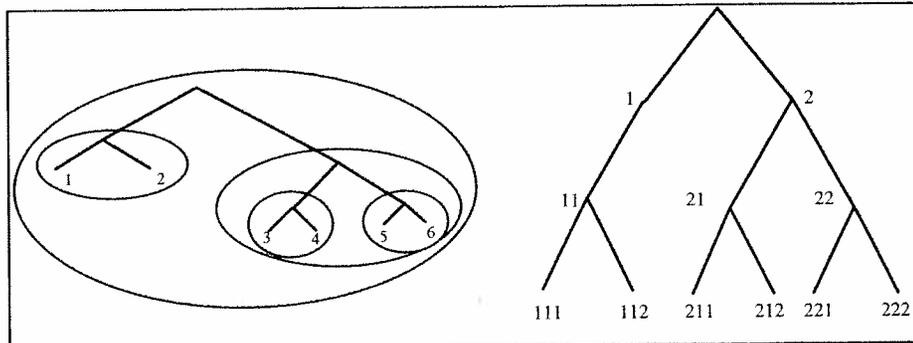


Abbildung 2.: Drei stufige Struktur NMNL

- Mathematische Herleitung

Wie das MNL-Modell kann auch das NMNL-Modell aus der Nutzenmaximierung hergeleitet werden. Zudem kann gezeigt werden, dass das NMNL eine Verallgemeinerung des MNL-Modells ist:

⁷ Abbildung 1 und 2 sind aus Börsch-Supan (1987), S. 44 entnommen.

Ausgangslage bildet eine zweistufige Entscheidungsstruktur. Den Haushalten stehen in der Stufe $i=1, \dots, C$ Alternativen und innerhalb jeder Stufe i , $j=1, \dots, N_i$ Alternativen zur Verfügung.

Der Nutzen welcher die Alternative U_{ij} dem Haushalt n stiftet ist eine Funktion der Eigenschaften der Wohnungsalternativen (i,j) und der Eigenschaften des Haushaltes (wie z.B. das Einkommen und die Familiengröße).

Im allgemeinen sind nicht alle Elemente der Nutzenfunktion bekannt, bzw. genau messbar, d.h. mit anderen Worten, dass die Nutzenfunktion bis auf einen Störterm bekannt ist:

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Der Haushalt wird dann jene Alternative wählen, die den Nutzen maximiert.

Angenommen der Störterm ε_{ij} sei unabhängig identisch (Gumbel) Weibull (α) verteilt $F_{\varepsilon_{ij}}(\varepsilon) = e^{-e^{-\varepsilon}}$, d.h. der Störterm weist die gleiche Verteilung wie im Falle des MNL-Modells auf, dann ist die Wahrscheinlichkeit P_{ij} , dass die (i,j) te Alternative gewählt wird, gleich

$$P_{ij} = e^{V_{ij}} / \sum_{m=1}^C \sum_{n=1}^{N_m} e^{V_{mn}}$$

O.E.d.A. wird angenommen, dass der deterministische Nutzen linear und streng separabel ist:

$$V_{ij} = \beta' Z_{ij} + \alpha' Y_i$$

wobei Z_{ij} einen Vektor von beobachtbaren Merkmalen ist, die sowohl über die Stufe j als auch über die Stufe i variieren, und Y_i einen Vektor von Merkmalen darstellt, die nur innerhalb der Stufe i variieren. α und β sind unbekannte Parametervektoren.

Die gemeinsame Wahrscheinlichkeit P_{ij} lässt sich andererseits schreiben als:

$$P_{ij} = P_{ji} \cdot P_i$$

d.h. als Produkt der bedingten mit der marginalen Wahrscheinlichkeit.

Unter den oben beschriebenen Annahmen gilt dann:

$$P_{ji} = e^{V_{ij}} / \sum_{k=1}^{N_i} e^{V_{ik}} = e^{\beta Z_{ij}} / \sum_{k=1}^{N_i} e^{\beta Z_{ik}}$$

und

$$P_i = \sum_{j=1}^{N_i} e^{V_{ij}} / \sum_{m=1}^C \sum_{n=1}^{N_m} e^{V_{in}}$$

$$P_i = e^{\alpha Y_i} \sum_{j=1}^{N_i} e^{\beta Z_{ij}} / \sum_{m=1}^C e^{\alpha Y_m} \sum_{n=1}^{N_m} e^{\beta Z_{in}}$$

Definiert man $I_i = \log \left(\sum_{j=1}^{N_i} e^{\beta Z_{ij}} \right)$ als Inklusivwert, so lässt sich P_i schreiben als:

$$P_i = e^{\alpha Y_i + I_i} / \sum_{m=1}^C e^{\alpha Y_m + I_m}$$

Das NMNL-Modell wird dann erhalten, indem man erlaubt, dass der Koeffizient des Inklusivwertes nicht auf Eins restringiert ist.

$$P_i = e^{\alpha Y_i + (1-\sigma)I_i} / \sum_{m=1}^C e^{\alpha Y_m + (1-\sigma)I_m}$$

Das Modell lässt sich ohne weiteres auf beliebige Entscheidungsstrukturen erweitern. McFadden (1978) hat zudem bewiesen, dass das NMNL-Modell, in einer analogen Weise wie das MNL-Modell, aus der Theorie der stochastischen Nutzenmaximierung hergeleitet werden kann:

Im Unterschied zum MNL-Modell, welches aus den Annahmen hergeleitet wird, dass die Residuen ε in der stochastischen Nutzenfunktion einer (Gumbel) Weibull-Verteilung folgen, setzt das NMNL-Modell voraus, dass die Residuen $(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$ einer GEV (generalized extreme value) Verteilung folgen.

- Schätzverfahren

Eine wichtige Eigenschaft des Modells ist die Rekursivität: die verschiedenen Stufen sind untereinander so verbunden, dass die Attribute aller Alternativen der unteren Stufe - in den Inklusivwerten enthalten- die Entscheidungen in den oberen Stufen

beeinflussen. D.h. Entscheidungen in den oberen Stufen werden unter Berücksichtigung, dass die Alternativen in den unteren Stufen und Gruppen bereits optimal gewählt worden sind, getroffen.

Diese rekursive Struktur kann für die Schätzung des Modells verwendet werden: Man beginnt mit einer MNL Schätzung der Wahrscheinlichkeiten in der unteren Stufe, berechnet den Inklusivwert der unteren Stufe und führt eine MNL Schätzung in der nächst oberen Stufe durch, usw. Diese Prozedur wird sequentiell auf jeder Stufe angewendet bis der oberste Entscheidungsknoten erreicht wird.

Dieses Schätzverfahren liefert unmittelbar einen Hinweis über mögliche Fehlspezifikationen des Modells:

Ist der Koeffizient des Inklusivwertes gleich Eins, so reduziert sich das NMNL-Modell zu einem MNL-Modell.

Ist hingegen der Koeffizient gleich Null, so wirkt sich die untergeordnete Entscheidung nicht in der übergeordneten aus, da der Einfluss des Inklusivwertes in der nächsten Stufe gleich Null ist. Das Modell weist somit eine sequentielle Struktur auf: die untergeordneten Entscheidungen werden bedingt auf die Ergebnisse übergeordneter Entscheidungen getroffen, wirken aber nicht auf die übergeordneten Entscheidungen zurück⁸.

McFadden (1978) hat insbesondere gezeigt, dass ein NMNL-Modell nur dann mit dem Konzept der Nutzenmaximierung kompatibel ist, wenn der Koeffizient des Inklusivwertes im Intervall (0,1) liegt⁹.

Dieses Schätzverfahren liefert zwar konsistente Schätzer, ist aber ineffizient.

Alternativ lässt sich das Modell schätzen, indem die Log-Likelihood Funktion des gesamten Modells (FIML) maximiert wird.

⁸ vgl. dazu Maier, Weiss (1990), S. 152 ff.

⁹ Schwächere Bedingungen, unter denen das NMNL-Modell noch mit der Nutzenmaximierung kompatibel ist leitet Börsch-Supan (1990) ab.

$$L = \sum \ln [P_{jj} \cdot P_i]$$

Probleme treten jedoch auf, weil die Log-Likelihood Funktion hoch nicht-linear ist und (im Gegensatz zum einfachen MNL) nicht notwendigerweise konkav ist.

3. EMPIRISCHER TEIL

3.1. Die Entscheidungsstruktur

In diesem Beitrag sollen zwei Entscheidungen analysiert werden, die bei der Wohnwahl im Vordergrund stehen: die Wahl des Standortes und die Wahl der Wohnungsgrösse.

Die unterstellte Entscheidungsstruktur lässt sich dann folgendermassen umschreiben: Ein Haushalt entscheidet sich einerseits für die Region, in der er wohnen möchte, und andererseits trifft er Entscheidungen über die optimale Wohnungsgrösse.

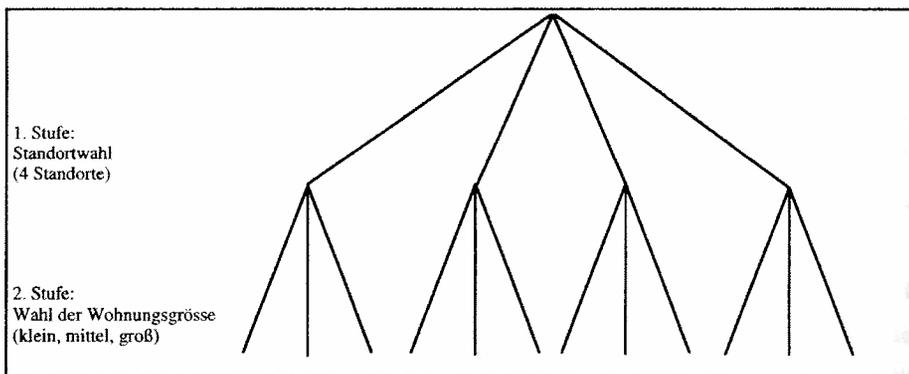


Abbildung 3.: Entscheidungsstruktur

Die gewählte Methode erfordert, dass die dem Haushalt zur Verfügung stehenden Standorte und Wohnungstypen gruppiert werden müssen. Die Gruppierung soll so erfolgen, dass Regionen und Wohnungstypen innerhalb der einzelnen Gruppen möglichst homogen sind¹⁰.

¹⁰ vgl. Clark, Onaka (1985)

Relativ wenig Informationen stehen allerdings bei der Homogenisierung der Regionen zur Verfügung. Demzufolge werden hier zwei Varianten unterstellt: Das erste Modell stützt sich auf die funktionale Einteilung des Kantons Zürich, die vom statistischen Amt des Kantons Zürich vorgeschlagen wurde¹¹.

Der Kanton Zürich wurde in fünf Klassen unterteilt:

- 1) Stadt Zürich (R1)
- 2) Mittel- und Kleinzentren (R2)
- 3) Reiche Gemeinden (R3)
- 4) Suburbane Gemeinden (R4)
- 5) Andere Gemeinden (R5)

Das zweite Modell wurde hingegen auf der Basis der Definition der Raumplanungsregionen in vier Teilgebiete aufgeteilt. Unterstellt wird hier, dass Gemeinden, die einem bestimmten Teilgebiet zugeordnet wurden, ähnliche Eigenschaften aufweisen.

- 1) Stadt Zürich (R1)
- 2) Region Glattal & Limmattal (R2)

Dies sind Regionen mit ausgeprägter Spezialisierung als Unternehmungsstandort. Die Verdrängung aus der Stadt von wenig ertragsstarken Betrieben mit grossem Flächenverbrauch hat in den letzten Jahren dazu geführt, dass die Bedeutung dieser Regionen als Arbeitsmarkt- und Dienstleistungsschwerpunkt beträchtlich angestiegen ist, sie aber -bedingt durch die intensive Überbauung und durch viele Grossbauten und technische Anlagen- an Wohnqualität erheblich abgenommen hat.

- 3) Region Zimmerberg & Pfannenstil (R3)

Reiche Seegemeinden, die hochqualitativen Wohnmöglichkeiten anbieten.

In diesen Gemeinden wird die Ansiedlung von Grossanlagen und die intensive Überbauung soweit wie möglich verhindert.

- 4) Andere Gemeinden (R4)

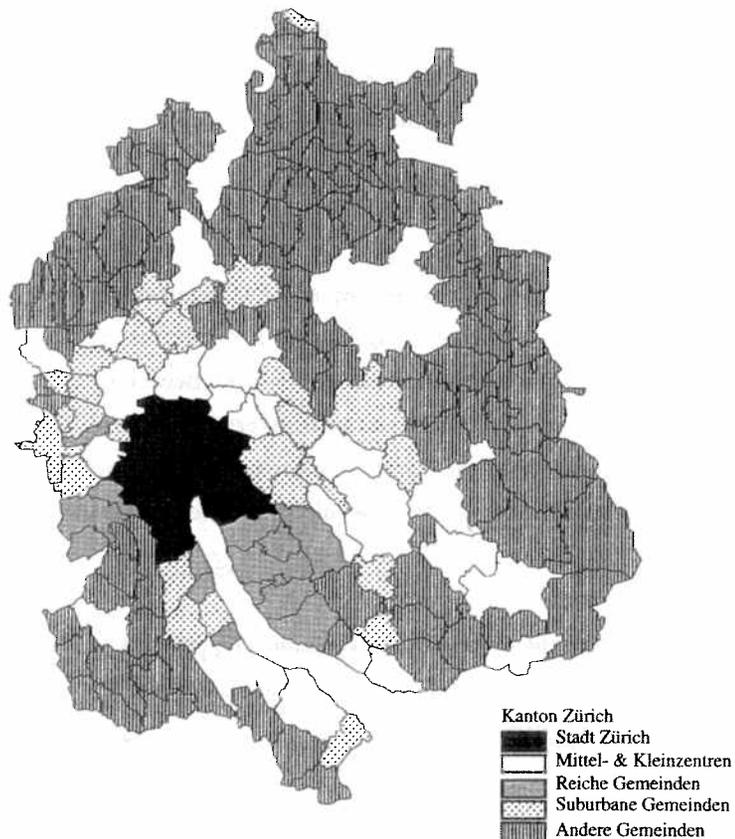
¹¹ vgl. Bosshard (1990)

Gemeinden, die noch nicht mit Verstadterungsproblemen konfrontiert worden sind. Diese Gemeinden sind noch weitgehend auf das Wohnen spezialisiert ("Wohnen im Grunen").

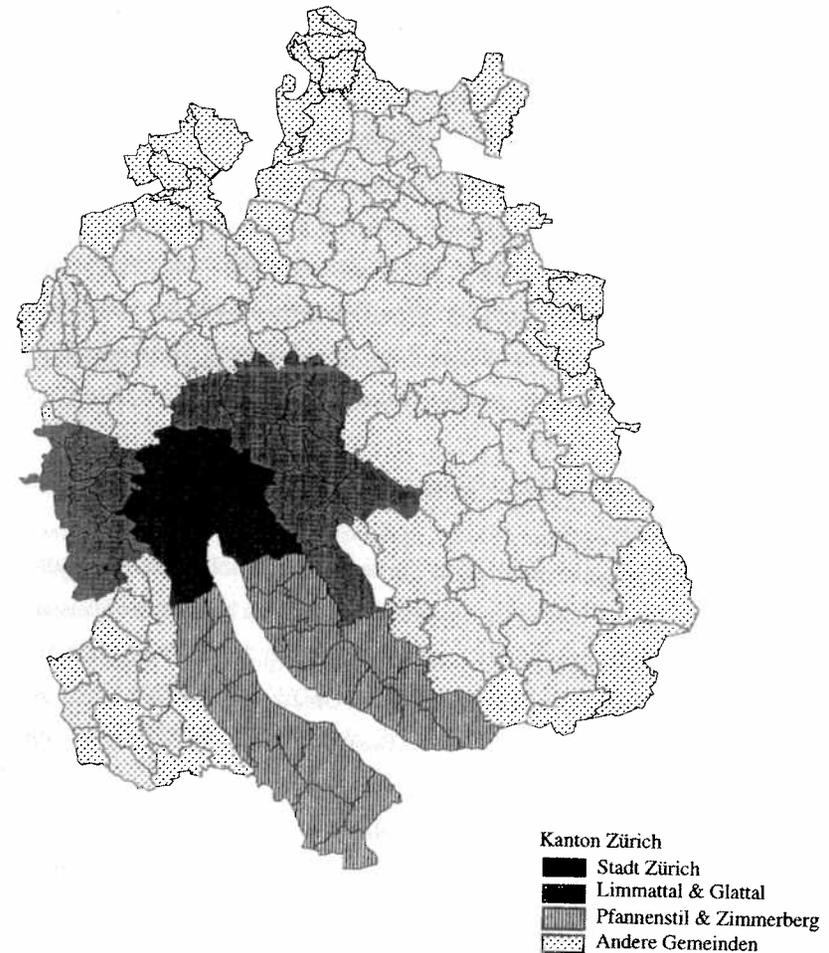
Fur die Wohnungsgrosse wurden folgende Gruppen gebildet:

- 1) 1 und 2 Zimmer-Wohnungen (DZ1)
- 2) 3 und kleine 4 Zimmer-Wohnungen (DZ2)
- 3) grosse 4 und mehr Zimmer-Wohnungen (DZ3)

Modell 1: Funktionale Einteilung des Kantons Zurich



Modell 2: Einteilung des Kantons Zurich aufgrund der Definition der Raumplanungsregionen



3.2. Datengrundlage

Die Datengrundlage bildet eine telefonische Umfrage, die im September 1995 durchgefuhrt wurde. Befragt wurden 1'007 Mieter und Mieterinnen, die im Kanton Zurich wohnen.

Die Umfrage umfasste drei Bereiche:

- Charakteristika der Wohnung (Objekt, Grösse, Erstellungsjahr, Renovierung, spezielle Einrichtungen, Mietzins)
- Grösse und Art des Haushaltes (Grösse und Struktur des Haushaltes, Merkmale der erwachsenen Personen, Einkommen).
- Mobilität (sesshaft/mobil, vorherige Wohnort, Umzugsbereitschaft)

- Abgrenzung der Stichprobe

In mehreren empirischen Untersuchungen zur Wohnungsnachfrage werden nur Haushalte in die Stichprobe einbezogen, die kurz zuvor die Wohnung gewechselt haben. Diese Einschränkung der Stichprobe wird mit dem Argument begründet, dass nur bei diesen Haushalten behauptet werden kann, dass die gewählte Wohnung nutzenmaximierend ist.

Gegen diese Einengung der Untersuchungsstichprobe sprechen jedoch zwei Argumente:

Erstens sind die kürzlich umgezogenen auch die tendenziell mobileren Haushalte: Diese stellen aber keine repräsentative Stichprobe dar. Zweitens bezieht der Haushalt auch erwartete, aber noch nicht realisierte Veränderungen der Bestimmungsfaktoren in die Wohnungswahl mit ein. Zum Zeitpunkt eines Umzuges kann sich somit ein Haushalt genauso gut in einem suboptimalen Besitzverhältnis befinden wie ein Haushalt, der nicht umgezogen ist.

Die Entscheidungsstruktur geht somit davon aus, dass sich bei einer Veränderung in den Bestimmungsfaktoren jeder Haushalt die Frage nach der optimalen Wohnung von neuem stellt: Entscheidet ein Haushalt nicht umzuziehen so geschieht dies entweder, weil er sich im Optimum befindet oder weil die bewohnte Wohnung nicht optimal ist, jedoch die mit einem Wohnungswechsel verbundenen -impliziten und expliziten Such- und Transaktionskosten (Umzugskosten, Kauf von neuen Einrichtungsgegenständen, Wechsel von einer bekannten in eine unbekannte Umgebung) eine sofortige Anpassung verhindern. Zieht hingegen der Haushalt um, so ist der Nutzen aus der neu gewählten Wohnung grösser als der Nutzen aus der

alten Wohnung und aller anfallenden Umzugskosten. Einen optimalen Entscheid trifft aber sowohl ein Haushalt, der sich für einen Umzug entscheidet, als auch ein Haushalt, der nicht umzieht.

Für Haushalte, die sich für einen Umzug entschlossen haben, ist aber die von ihnen zum Zeitpunkt der Befragung bewohnte Wohnung nicht mehr optimal. Nutzenmaximierend ist nur die neue Wohnung. Die Charakteristika -Standort, Grösse und Mietpreis- dieser neuen Wohnung sind aber nur dann bekannt, falls der Haushalt bereits eine neue Wohnung gefunden hat, d.h. falls er gerade vor dem Umzug steht, nicht aber falls er noch auf der Suche ist. Um dieses Problem zu vermeiden und trotzdem der Gleichgewichtsbedingung Rechnung zu tragen, wurden von der Analyse diejenigen Haushalte, die gerade eine neue Wohnung gefunden haben und diejenigen, die dringend auf Wohnungssuche sind (58 Fälle) ausgeschlossen.

Fehlende Angaben bei einzelnen Merkmalen haben zu weiteren Reduktionen der Datenbasis geführt: Beide Modellen wurden aufgrund von 840 Beobachtungen geschätzt.

	Region 1		Region 2		Region 3		Region 4		Region 5		TOT
DZ1	75	27.3%	48	19.7%	7	13.2%	17	11.9%	19	15.2%	166
DZ2	170	61.8%	148	60.7%	30	56.6%	100	69.9%	67	53.6%	515
DZ3	30	10.9%	48	19.7%	16	30.2%	26	18.2%	39	31.2%	159
TOT	275		244		53		143		125		840

Tabelle 1: Beobachtete Häufigkeiten, Modell 1

	Region 1		Region 2		Region 3		Region 4		TOT
DZ1	75	27.3%	19	14.8%	17	13.2%	55	17.9%	166
DZ2	170	61.8%	77	60.2%	87	67.4%	181	58.8%	515
DZ3	30	10.9%	32	25.0%	25	19.4%	72	23.4%	159
TOT	275		128		129		308		840

Tabelle 2: Beobachtete Häufigkeiten, Modell 2

3.3. Schätzergebnisse

Die nachfolgenden Tabellen zeigen die Schätzergebnisse für die gewählten Entscheidungsstrukturen. Der Erklärungsgehalt der Schätzungen kann mit $\bar{\rho}^2$ von 36% bzw. 40% als gut bezeichnet werden. Die berücksichtigten Variablen für die Wahl der Wohnungsgrösse lassen sich in zwei Kategorien einteilen: einerseits ökonomische Grössen wie das Einkommen und der Mietpreis, andererseits demografische Variablen wie das Geschlecht, die Haushaltsgrösse, die Muttersprache und das Alter. Das Geschlecht und die Muttersprache sollen allfällige Präferenzunterschiede erfassen, die kulturell bedingt sind, das Alter dient hingegen der Erfassung von Unterschieden im Wohnkonsum, die auf den Lebenszyklus zurückzuführen sind.

Eine wichtige Eigenschaft von multinomialen Entscheidungsmodellen ist, dass jede Variable auch für die nicht gewählten Alternativen spezifiziert werden muss. Für den Mietpreis wurde der Durchschnittspreis in der jeweiligen Region und für die jeweilige Wohnungskategorie gewählt. Alle übrigen berücksichtigten Variablen sind alternativspezifisch, d.h. sie variieren über die Individuen, nicht aber über die Alternativen. Demzufolgend müssen sie mit den alternativspezifischen Konstanten verknüpft werden¹².

Die Koeffizienten der ökonomischen Variablen weisen den erwarteten Vorzeichen auf und sind signifikant von Null verschieden. Hoch signifikant ist ebenfalls der Einfluss der Haushaltsgrösse auf die Wahl der Wohnungsgrösse.

Der Einfluss des Geschlechtes und des Alters des Haushaltsvorstandes ist nur bei kleinen Wohnungen knapp signifikant und weist ein positives Vorzeichen auf. Die Variable Muttersprache, die den Wert Eins annimmt falls der Haushaltsvorstand nicht deutschsprachig ist und sonst gleich Null ist, ist nur bei grossen Wohnungen signifikant. Das entsprechende Vorzeichen weist darauf hin, dass nicht-Deutschsprachige, grosse Wohnungen schlechter bewerten als mittel-grosse Wohnungen.

¹² Für eine ausführliche Beschreibung der Typen erklärenden Variablen in discrete choice Modellen vgl. Maier, Weiss (1990), S. 127 ff. und S. 173 ff.

Modell 1	
Maximum Likelihood Schätzung	
Log-Likelihood	-1442.678
Restricted Log.-L	-2274.762
$\bar{\rho}^2$	0.3647

Variable	Koeff.	T-Wert	Sig.T.
DZ1	3.8553	7.256	0.00000
DZ3	-4.0868	-6.539	0.00000
Einkommen*DZ1	-0.17803E-04	-4.131	0.00004
Einkommen*DZ3	0.16388E-04	5.157	0.00000
Geschlecht*DZ1	0.43767	1.881	0.05995
Geschlecht*DZ3	-0.19907E-01	-0.084	0.93268
Muttersprache*DZ1	0.51712	1.569	0.11658
Muttersprache*DZ3	-1.1946	-3.649	0.00026
Alter*DZ1	-0.21989E-01	-3.661	0.00025
Alter*DZ3	0.83287E-02	1.036	0.30030
Haushaltsgrösse*DZ1	-2.2885	-9.333	0.00000
Haushaltsgrösse*DZ3	0.72059	7.647	0.00000
Mietpreis	-0.82576E-03	-4.920	0.00000
R1: Stadt Zürich	0.50890	1.116	0.26447
R2: Mittel- & Kleinzentren	0.21388	1.197	0.23149
R3: Reiche Gemeinden	0.70255E-02	0.022	0.98248
R4: Suburbane Gemeinden	0.29364	1.372	0.17017
Fahrzeit nach Zürich	0.27935E-01	1.694	0.09034
Dummy: Arbeitsregion=Wohnregion	2.1301	23.468	0.00000
Inklusivwert	0.86106	2.404	0.01621

Modell 2	
Maximum Likelihood Schätzung	
Log-Likelihood	-1254.738
Restricted Log.-L	-2087.322
$\bar{\rho}^2$	0.3976

Variable	Koeff.	T-Wert	Sig.T.
DZ1	3.9041	7.354	0.00000
DZ3	-4.3181	-6.918	0.00000
Einkommen*DZ1	-0.17947E-04	-4.157	0.00003
Einkommen*DZ3	0.16238E-04	5.100	0.00000
Geschlecht*DZ1	0.44852	1.924	0.05441
Geschlecht*DZ3	-0.26113E-01	-0.111	0.91193
Muttersprache*DZ1	0.53443	1.618	0.10560
Muttersprache*DZ3	-1.2044	-3.650	0.00026
Alter*DZ1	-0.21941E-01	-3.645	0.00027
Alter*DZ3	0.10467E-01	1.289	0.19724
Haushaltsgrösse*DZ1	-2.2991	-9.351	0.00000
Haushaltsgrösse*DZ3	0.74405	7.907	0.00000
Mietpreis	-0.69362E-03	-4.459	0.00001
R1: Stadt Zürich	-1.7230	-3.745	0.00018
R2: Limmattal & Glattal	-1.2807	-5.232	0.00000
R3: Pfannenstil & Zimmerberg	-0.88556	-4.022	0.00006
Fahrzeit nach Zürich	-0.32722E-01	-1.850	0.06428
Dummy: Arbeitsregion=Wohnregion	2.3364	23.398	0.00000
Inklusivwert	0.21141	0.486	0.62719

Die Standortwahl ist massgebend von der Entfernung zum Arbeitsplatz beeinflusst, hier durch eine Dummy-Variable dargestellt, die den Wert Eins annimmt, falls der Arbeitsplatz sich in der Wohnregion befindet. Die Fahrzeit nach Zürich weist im Modell 1 das falsche Vorzeichen auf, ist aber nicht signifikant von Null verschieden. Im Modell 2 ist hingegen diese Variable nur knapp signifikant und weist ein negative

Vorzeichen auf. Dieses Ergebnis ist sehr wahrscheinlich auf die Multikollinearität zwischen den beiden EntfernungsvARIABLEN zurückzuführen.

Der Inklusivwert im Modell 1 liegt innerhalb des Intervalls (0,1) und ist signifikant. Dies deutet darauf hin, dass eine NMNL-Struktur vorliegt und dass das Modell mit der Nutzenmaximierung konsistent ist.

Im Modell 2 ist hingegen der Inklusivwert nicht von Null verschieden, was auf eine sequentielle Entscheidungsstruktur hindeutet.

Im Laufe der Untersuchung wurde jedoch festgestellt, dass Vorzeichen und Signifikanz des Inklusivwertes beider Modelle entscheidend von der Spezifikation des Mietpreises abhängen. Dies ist darauf zurückzuführen, dass in der zweiten Stufe der Mietpreis die einzige generische Variable ist. Andererseits stehen keine Informationen zur Verfügung, welcher Preis für die nicht gewählte Alternative relevant ist: Da Wohnungen heterogene Güter sind, stellt die Miete nicht den Preis pro Einheit sondern eine Ausgabe dar, d.h. ein Produkt aus einem Einheitspreis und dem Ausmass an konsumierten Wohnleistungen. Relevant ist in diesem Fall aber nur der Einheitspreis, d.h. der Mietpreis musste um den Einfluss jeglichen Wohncharakteristika bereinigt werden.

4. SCHLUSSOLGERUNGEN

Die Wohnungsnachfrage ist ein simultaner, mehrdimensionaler Entscheidungsprozess. Die zu treffenden Entscheidungen - Wahl der rechtlichen Nutzungsform (Eigentum oder Miete), des Standortes, der Wohnungsgrösse, der Qualität der Wohnung usw. - sind diskreter Natur. Diese Besonderheiten rechtfertigen die Anwendung von diskreten Entscheidungsmodellen zur statistischen Analyse der Wohnungsnachfrage und insbesondere der Anwendung des nested multinomial logit Modells.

Im Rahmen dieses Beitrages werden die Wohnentscheidungen von Mietern im Kanton Zürich untersucht. Zwei Entscheidungen stehen hier in Vordergrund: die

Wahl des Wohnortes und die Wahl der Wohnungsgrösse. Die unterstellte Entscheidungsstruktur lässt sich folgendermassen umschreiben: Ein Haushalt entscheidet sich einerseits für die Region, in der er wohnen möchte, und andererseits trifft er Entscheidungen über die optimale Wohnungsgrösse. Bei der Wahl der Wohnregionen ist die Definition von relativ homogenen Regionen erforderlich. Zwei Varianten räumlicher Definitionen wurden hier untersucht: die erste basiert auf einer funktionalen Aggregation von Gemeinden des Kantons Zürich, während sich die zweite an den Raumplanungsregionen orientiert.

Die erzielten Ergebnisse deuten darauf hin, dass beide Entscheidungen für die Mieter von Bedeutung sind. Die Wahl der Wohnungsgrösse wird sowohl von ökonomischen Variablen (Mietpreis und Einkommen) als auch von demografischen Variablen (wie z.B. dem Alter) beeinflusst, während die Wahl des Standortes massgeblich von der Entfernung zum Arbeitsplatz bestimmt wird.

Keine schlüssigen Ergebnisse konnten aber hinsichtlich der gewählten Entscheidungsstruktur gefunden werden: Es liegen weder handfeste Beweise vor, dass für Mieter Wohnungen unterschiedlicher Grösse und an verschiedenen Standorten sich gleich stark unterscheiden, noch dass Haushalte bei ihren Wohnentscheidungen die oben beschriebene Struktur unterstellt werden kann. Dies ist grösstenteils auf die Unmöglichkeit eines Einheitspreises für Wohnungen zu definieren.

5. LITERATUR

- BOSSHARD, F. (1990): „Gemeindetypisierung“, Statistische Berichte des Kantons Zürich, Heft 1, 12-24
- BÖRSCH-SUPAN, A. (1987): *Econometric Analysis of Discrete Choice With Applications on the Demand for Housing in the U.S. and West-Germany*, Berlin/Heidelberg: Springer-Verlag

- BÖRSCH-SUPAN, A. (1990): „On the Compatibility of Nested Logit Models with Utility Maximization“, *Journal of Econometrics*, 43, 373-388
- BÜTTLER, H.-J. (1990): „Mieterschutz und Bodenrecht: Eine Bestandesaufnahme aus ökonomischer Sicht“, *unveröffentlichtes Manuskript*
- BÜTTLER, H.-J., SCHILTKNECHT, K. (1985): „Eine empirische Untersuchung der schweizerischen Wohnbautätigkeit“, In Gesellschaft für Recht und Wirtschaft (Ed.), *Wohnungsnot bei Wohnungsüberangebot?*, Band A, Mannheim, 47-71
- CLARK, W.A.V., ONAKA, J.L. (1985): „An Empirical Test of a Joint Model of Residential Mobility and Housing Choice“, *Environmental and Planning A*, 17, 915-930
- GOODMAN, A.C., KAWAI, M. (1982): „Permanent Income, Hedonic Prices and Demand for Housing: New Evidence“, *Journal of Urban Economics*, 12, 214-237
- GOODMAN, A.C., KAWAI, M. (1985): „Length-of-Residence Discounts and Rental Housing Demand: Theory and Evidence“, *Land Economics*, 61(2), 93-105
- HARRINGTON, D.E. (1989): „An Intertemporal Model of Housing Demand: Implications for the Price Elasticity“, *Journal of Urban Economics*, 25, 230-246
- MAYER, G., WEISS, P. (1990): *Modelle diskreter Entscheidungen: Theorie und Anwendung in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften*, Wien: Springer-Verlag
- MAYO, S.K. (1981): „Theory and Estimation in the Economics of Housing Demand“, *Journal of Urban Economics*, 10, 95-116
- McFADDEN, D. (1978): *Modelling the Choice of Residential Location*, in A. KARLQVIST, L. LUNDQVIST, F. SNICKARS, & J. W. WEIBULL (Eds.), *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, Amsterdam: North-Holland, 75-96

OLSEN, E.O. (1987); The Demand and Supply of Housing Service: A Critical Survey of the Empirical Literatur, in MILLS, E. S. (Eds.), Handbook of Regional and Urban Economics Elsevier Science Publishers B.V.

RÄTZER, E. (1987): „Mieterschutz und Wohnungsmarkt: Die Mietpreisbeschränkung im schweizerischen Missbrauchbeschluss“, Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 123, 23-43.

ROSEN, K.T., SMITH, L.B. (1983): „Price-Adjustment Process for Rental Housing, the Natural Vacancy Rate“, American Economic Review, 73(4), 779-786.

6. QUELLEN

Statistisches Jahrbuch der Schweiz, verschiedene Ausgaben

Statistisches Jahrbuch des Kantons Zürich, verschiedene Ausgaben

Die Ermittlung und Prognose regionaler Beschäftigung mit dem ENTROP-Verfahren. Eine Anwendung auf Arbeitsmärkte in Ostdeutschland

Uwe Blien, Nürnberg und Friedrich Graef, Erlangen

Das ENTROP-Verfahren wurde zur Schätzung von Tabellen aus heterogenen Informationen entwickelt. Es eignet sich zur Bearbeitung vieler Fragestellungen der Regionalforschung aus den Bereichen Disaggregation von Daten, Stichprobengewichtung, Umschätzung von Regionalgliederungen, Erstellung von Regionalprognosen etc. Im vorliegenden Fall werden Testrechnungen zur Ermittlung regionaler Disparitäten auf Arbeitsmärkten Ostdeutschlands durchgeführt. Das Verfahren basiert auf dem Entropieoptimierungsprinzip, es ist in dem PC-Programm ENTROTAB implementiert.

Gliederung

1. Einführung
2. Aktualisierung von Verteilungen und Ermittlung regionaler Disparitäten
3. Einige Anmerkungen zur Anwendbarkeit der Entrop-Methode in der Regionalforschung
4. Der Entrop-Algorithmus

Literatur

Anhang