Das Auszugsverhalten junger Menschen

Eine Untersuchung in Westdeutschland für die Jahre 1985 - 1999

Hermann Gartner

Ludwig-Maximilians-Universität München, Volkswirtschaftliches Institut

Hermann.Gartner@iab.de

Torsten Scholz

Ludwig-Maximilians-Universität München, Institut für Statistik

scholz@stat.uni-muenchen.de

Zusammenfassung

In dieser Arbeit wird untersucht, welche individuellen Faktoren einen Einfluß auf das Auszugsverhalten junger Menschen in der Bundesrepublik (West) haben. Die Untersuchung wird auf der Basis von Daten des Sozioökonomischen Panels für die Geburtenjahrgänge von 1968 – 1982 durchgeführt. Es wird ein semiparametrisches Hazardratenmodell geschätzt, in dem die Zielzustände „Single-Haushalt“ und „Wohnung mit Partner“ unterschieden werden. Variablen wie das eigene Einkommen und das Elterneinkommen werden nonparametrisch im Modell berücksichtigt. Es zeigt sich, daß Arbeitslosigkeit keinen negativen Effekt auf die Auszugswahrscheinlichkeit hat. Die Institution Familie fungiert also für junge Menschen nur in geringem Maße als Versicherung gegen Arbeitslosigkeit. Ein höheres eigenes Einkommen führt hingegen ebenso wie ein höheres Elterneinkommen zu einer höheren Auszugswahrscheinlichkeit.

JEL-Klassifikation: D19, C41

1 Einführung

Die Art und Weise wie Personen sich in Haushalten bzw. Familien organisieren, ist von hoher Relevanz für sozialpolitische, demographische, wohnungs- und arbeitsmarktökonomische Fragestellungen. Ein Grund für die Relevanz liegt in der Versicherungsfunktion, die die Familie gegenüber einer Reihe von Risiken erfüllt.

In je stärkerem Maße die Institution Familie Versicherungsfunktionen übernimmt, desto größer ist die Rolle von Arbeitsmarktereignissen bei der Entscheidung darüber, mit wem man sich in einem Haushalt organisiert. Desto stärker sind damit Abhängigkeiten im Rahmen unmittelbarer sozialer Beziehungen. Heranwachsende Menschen stehen dann in einer ökonomischen Abhängigkeitsbeziehung zu ihren Eltern. Es ist daher von gesellschaftspolitischer Relevanz, welche Einflußfaktoren das Haushaltsformationsverhalten bestimmen.

Die Frage, inwiefern Familien Versicherungsfunktionen übernehmen, ist auch unter Effizienzgesichtspunkten von Interesse. Die Institution Familie kann als Versicherungseinrichtung weniger effizient sein als marktwirtschaftliche oder öffentliche Einrichtungen, da innerhalb von Familien nur wenig diversifiziert werden kann. Ein Vorteil der Institution Familie ist hingegen, daß hier geringere Informationsprobleme bestehen.

Von arbeitsmarktpolitischer Bedeutung ist die Institution Familie, weil durch sie Arbeitsmarktrigiditäten entstehen können. In einer Untersuchung Südafrikas (Klasen & Woolard, 1999), einem Land, in welchem nur in geringem Maße öffentliche Transfers an Arbeitslose gezahlt werden, wird festgestellt, daß Arbeitslose häufig ihren Haushalt auflösen und zu Familienmitgliedern ziehen, welche noch über weitere Einkommensquellen verfügen. In Ländern mit nur geringen oder keinen Sozialtransfers, die im Falle von Arbeitslosigkeit geleistet werden, wird also auf Ressourcen der Familie zurückgegriffen. Transfers innerhalb der Familie können somit ebenso wie öffentliche Transferzahlungen einen hohen Anspruchslohn verursachen oder zu geringerer Mobilität führen.

Die Familie ist auch eine Institution, innerhalb derer die Umverteilung von Ressourcen zwischen den Generationen stattfindet. Erwachsene, die Kinder großziehen investieren einen Teil ihres Einkommens in das künftige Einkommen ihrer Kinder. Unter diesem Aspekt der intergenerativen Verteilung ist es von Interesse, wann junge Menschen das Elternhaus verlassen. Fogli (2000) präsentiert ein Modell, das diesen Zusammenhang betont.

Auch unter wohnungsmarktpolitischen Gesichtspunkten spielt das Auszugsverhalten eine Rolle. Die Entscheidung zum Auszug ist zugleich eine Entscheidung, Wohnraum nachzufragen (Haurin, Hendershott & Kim, 1994). Wenn junge Menschen früher das Elternhaus verlassen, steigt damit der Bedarf an Wohnraum.

In dieser Arbeit soll das Auszugsverhalten Heranwachsender in der Bundesrepublik Deutschland (West) in der Zeit von 1985 bis 1999 auf der Basis von Daten des Sozioökonomischen Panels (GSOEP) untersucht werden. Wie in den Untersuchungen zum Auszugsverhalten üblich, werden im folgenden Heranwachsende, die bei den Eltern leben, als Kinder bezeichnet, auch wenn die hier untersuchten Personen dem Kindesalter bereits entwachsen sind.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut. Zunächst werden die wichtigsten Ergebnisse bisheriger Studien vorgestellt. Nach der Ableitung eines geeigneten Schätzverfahrens werden die verwendeten Daten diskutiert und einige deskriptive Ergebnisse dargestellt. Im sich anschließenden Abschnitt wird das Hazardratenmodell geschätzt. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung.

2 Forschungsstand

Innerhalb Europas gibt es erhebliche Unterschiede im Haushaltsformationsverhalten junger Menschen. Aktuelle Trends im Auszugsverhalten werden in Iacovou (1998) und Iacovou & Berthoud (2001) dargestellt. Sie sprechen von zwei Modellen des Verhaltens in Europa: einem südeuropäischen Modell und einem nordeuropäischen Modell. Im Süden Europas bleiben junge Menschen länger im Elternhaus und verlassen es meist mit der Gründung einer eigenen Familie. In Nordeuropa verlassen die Kinder das Elternhaus früher und leben zunächst allein oder in einer Partnerschaft ohne Kinder. Die Gründe für diese Unterschiede werden aber nicht systematisch untersucht. Die Autoren vermuten aber, daß diese Unterschiede zum Teil mit Unterschieden in den sozialstaatlichen Institutionen erklärbar sind.

Sehr unterschiedliche Muster des Auszugsverhaltens finden auch Billari, Philipov & Baizan (2001). Sie untersuchen 16 europäische Länder mit Hilfe des Family and Fertility Surveys. Die Autoren weisen darauf hin, daß das Auszugsverhalten in den nordeuropäischen Staaten am homogensten ist. In Südeuropa hingegen ist die Bandbreite des Auszugsalters größer. Billari et al. deuten dies als einen Hinweis darauf, daß in Südeuropa Unterschiede in den Präferenzen und in den Budgetrestriktionen eine größere Bedeutung haben als in Nordeuropa. Sie vermuten, daß es verschiedene Arrangements der Unterstützung der Generationen untereinander gibt, die diese Unterschiede erklären. In Ländern mit stärkeren Familien-Systemen unterstützen die Eltern länger ihre heranwachsenden Kinder. Söhne und Töchter unterstützen umgekehrt aber auch stärker ihre Eltern im Alter. Länder mit schwächeren Familien-Systemen sind stärker auf Unterstützungszahlungen des Staates angewiesen.

Aassve, Billari, Mazzuco & Ongaro (2001) untersuchen, ob sich die Muster des Auszugsverhaltens in unterschiedlichen sozialstaatlichen Systemen unterscheiden. Sie arbeiten mit Daten des Europäischen Haushaltspanels (ECHP). Aus zehn europäischen Ländern verwenden Aassve et al. Daten der in der ersten Welle (1994) 18- bis 34-jährigen. Die Autoren benutzen eine Verallgemeinerung des Heckman-Selektions-Modells, um die Auszugswahrscheinlichkeit zu schätzen und stellen fest, daß in südeuropäischen Ländern der Einfluß des Erwerbsstatus sehr groß ist. In skandinavischen Ländern spielen Beschäftigungsstatus und Einkommen eine vernachlässigbare Rolle, wohingegen in den weiteren kontinentaleuropäischen Ländern dieser Einfluß gemischt ist.

Ermisch & DiSalvo (1997) haben das Auszugsverhalten junger Menschen für England mit Hazardratenmodellen untersucht, wobei sie sich insbesondere auf ökonomische Faktoren konzentrierten. Sie fanden einen signifikanten Einfluß der Wohnungs- und Arbeitsmarktbedingungen sowie des Einkommens der Eltern und des eigenen Einkommens entsprechend der erwarteten Vorzeichen.

Eine weitere Untersuchung für England liefern Murphey & Wang (1998). Sie schätzen ein Hazardratenmodell mit zufälligen Effekten und Daten aus der British Household Panel Study. Ökonomische Einflussfaktoren werden hier nur wenig berücksichtigt. Die Autoren stellen fest, daß eine höhere Qualifikation der Mutter die Auszugswahrscheinlichkeit erhöht. Wenn die Mutter berufstätig ist, verringert sich die Auszugswahrscheinlichkeit.

In USA, Kanada und England zeigt sich, daß junge Menschen auf Arbeitslosigkeit reagieren, indem sie länger im Elternhaus bleiben. Ein höheres eigenes Einkommen erhöht die Wahrscheinlichkeit, den Haushalt der Eltern zu verlassen. Auch für öffentliche Transferzahlungen findet sich ein Einfluß auf die Auszugsentscheidung. Für die Rolle des Elterneinkommens sind die Ergebnisse nicht einheitlich. In den skandinavischen Ländern hingegen haben Faktoren wie Elterneinkommen oder Arbeitsmarktsituation keinen bedeutenden Einfluß auf die Auszugsentscheidung.

Die bisherigen Untersuchungen zum Auszugsverhalten in der Bundesrepublik kommen zum Teil zu unterschiedlichen Ergebnissen. Datengrundlage waren meist die ALLBUS-Daten oder das Sozioökonomische Panel. Zu den Ergebnissen, bei welchen Übereinstimmung in den Studien besteht, zählt u.a., daß Männer später das Elternhaus verlassen als Frauen (Hullen, 1995; Schwarz, 1989; Wagner & Huinink, 1991; Weick, 1993).

Auf Arbeitslosigkeit als erklärender Faktor ist in den bisherigen Arbeiten nicht eingegangen worden. Andere Ereignisse des Erwerbsverlaufes, wie der Beginn der Ausbildung wurden von manchen Studien berücksichtigt. So stellen Ott (1986) und Mayer & Wagner (1986) fest, daß mit Ausbildungsbeginn oder mit Aufnahme einer Erwerbstätigkeit die Auszugswahrscheinlichkeit erhöht wird.

In mehreren internationalen Untersuchungen (zum Beispiel Ermisch & DiSalvo (1997) für England sowie Buck & Scott (1993) und Richards, Withe & Tsui (1987) für die USA) wird zwischen verschiedenen Haushaltsformen im Zielzustand unterschieden. In den bisherigen Untersuchungen für die Bundesrepublik wurde eine derartige Unterscheidung nicht getroffen. Lediglich Hullen (1995) berücksichtigt verschiedene Kombinationen von Ereignissen, wie Auszug mit und ohne Heirat. Dabei zeigte sich, daß das Auszugsalter bei jenen höher ist, bei denen der Auszug mit einer Heirat oder der Geburt eines Kindes verbunden war. Auch in Hullens Untersuchung werden jedoch ökonomische Erklärungsfaktoren außer Acht gelassen.

In der vorliegenden Arbeit soll nun mit Daten des Sozioökonomischen Panels untersucht werden, welche Bedeutung diese ökonomischen Faktoren in West-Deutschland haben. Es werden die Wellen von 1985 bis 1999 verwendet. Die Untersuchung umfasst damit mehr Kohorten als die Arbeiten mit dem ECHP, das erst seit 1994 erhoben wurde. Anders als in den meisten bisherigen Arbeiten zur Bundesrepublik Deutschland wird auch zwischen verschiedenen möglichen Haushaltsarrangements unterschieden, welche die jungen Menschen eingehen, wenn sie das Elternhaus verlassen. Metrische Kovariablen werden, anders als in den bisherigen Studien, semiparametrisch modelliert.

3 Das ökonometrische Modell

3.1 Parametrische Modellierung

Der Beobachtungszeitraum umfasst die Kalenderjahre 1985 - 1999. Um die im Rahmen des GSOEP gemachten Angaben zur jahresspezifischen Haushaltssituation einem konkreten Alter der im Haushalt lebenden Kinder zuordnen zu können, wird jedes Lebensjahr der Kinder vereinfachend einem Kalenderjahr gleichgesetzt. Für $t \in \{1, 2, \ldots\}$ bezeichne im folgenden das Kalenderjahr $\left[a_{t-1,i}, a_{ti}\right)$ gleichzeitig das $(17 + t)$-te Lebensjahr von Person i, wobei $[a_{0i}, a_{1i})$ das Jahr des Eintritts in die Studie kennzeichnet.

Als terminierende Ereignisse werden der Auszug aus dem Elternhaus und die rechtsseitige Zensierung unterschieden. Zensierung kann dabei aus der Beendigung des Beobachtungszeitraumes oder dem vorzeitigen Ausscheiden aus der Studie resultieren. Für alle Individuen stimmen das Alter zum Zeitpunkt der Terminierung und das entsprechende Lebensjahr, für das letztmalig Beobachtungen zu den relevanten Haushalts- und Individualmerkmalen vorliegen, überein. Bezeichnet t_i das Jahr nach dem 17ten Geburtstag von Person i, in dem der Auszug bzw. die Zensierung beobachtet wird, so ist es zur Nutzung des vollen Informationsgehaltes der Daten sinnvoll, den Zeitpunkt des terminierenden Ereignisses am Ende des Intervalls $\left[a_{t_i-1,i}, a_{t_i,i}\right)$ anzunehmen.

Zur Modellierung des Auszugsverhaltens definieren wir die Zufallsvariablen

T_i: Jahr nach dem 17ten Geburtstag von Person i, in dem Auszug aus dem Elternhaus erfolgt

R_{i,T_i}: Zielhaushaltsform von Person i im Zeitpunkt des Auszugs aus dem Elternhaus,

wobei $R_{i,T_i} \in \{1, \ldots, m\}$, für alle Individuen i, und die Zahlen $1, \ldots, m$ als Labels für die möglichen Alternativen im Falle des Auszugs dienen. Betrachtet wird ferner der folgende Zensierungsindiaktor

$$\delta_i = \begin{cases} 1, \text{ falls Auszug in } \big[a_{t_i-1,i}, a_{t_i,i}\big) \\ 0, \text{ falls Zensierung in } \big[a_{t_i-1,i}, a_{t_i,i}\big) \end{cases} .$$

Von Interesse ist in der konkreten Studie die sogenannte *cause-specific hazard function*

$$\lambda_r(t \mid w_i, x_i(t)) = P\big(T_i = t, R_{i,T_i} = r \mid T_i \geq t, w_i, x_i(t)\big),$$

mit $x_i'(t) = (x_{i1}', \ldots, x_{it}')$ und $r = 1, \ldots, m$. In der Kovariablenstruktur wird dabei das Vorhandensein zeitinvarianter (w_i) und zeitlich variierender $\big(x_i(t)\big)$ Einflußgrößen berücksichtigt. Vereinfachend wird im Weiteren auf diese explizite Unterscheidung verzichtet, und alle Kovariablen werden mit einem Zeitindex versehen. Für zeitinvariante Merkmale werde dabei $x_i(t) \equiv x_i$ für alle Zeitpunkte t vereinbart. Setzt man

$$\lambda(t \mid x_i(t)) = \sum_{r=1}^{m} \lambda_r(t \mid x_i(t)),$$

dann stellt $1 - \lambda(t \mid x_i(t))$ die Wahrscheinlichkeit für den Verbleib im Elternhaus dar, gegeben das Intervall $[a_{t-1,i}, a_{ti})$ wurde erreicht. Zur Modellierung der bedingten Responsewahrscheinlichkeiten

$$\lambda_1(t \mid x_i(t)), \ldots, \lambda_m(t \mid x_i(t)), 1 - \lambda(t \mid x_i(t))$$

im Intervall $[a_{t-1,i}, a_{ti})$ wählen wir das multinomiale Logit-Modell mit Referenzkategorie "Verbleib im Elternhaus"

$$\lambda_r(t \mid x_i(t)) \; = \; \frac{\exp(\gamma_{0tr} + x_{it}'\gamma_r)}{1 + \sum\limits_{j=1}^{m} \exp(\gamma_{0tj} + x_{it}'\gamma_j)} \;, \quad r = 1, \ldots, m \,, \tag{1}$$

wobei hier die Kovariablen-"Geschichte" $x_i(t)$ lediglich über den Beobachtungsvektor x_{it} in $[a_{t-1,i}, a_{ti})$ ins Modell eingeht. In einer allgemeineren Version läßt sich das multinomiale Logit-Modell auch mit zeitabhängigen Koeffizienten formulieren. Auf diese Modellierungsform wird aber aus Gründen einer überschaubaren Modellkomplexität an dieser Stelle verzichtet. Das multinomiale Logit-Modell nach Gleichung (1) läßt sich nutzentheoretisch motivieren (Ermisch & DiSalvo, 1997; Ermisch, 1999). Zur Diskussion diese Ansatzes sei auch auf Gartner (2002) und Tutz & Scholz (2003) verwiesen.

Mit $\eta_{itr} = \gamma_{0tr} + x'_{it}\gamma_r$ und $\eta'_{it} = (\eta_{it1}, \ldots, \eta_{itm})$ wird (1) zu $\lambda_r(t \,|\, x_i(t)) = h_r(\eta_{it})$, wobei $h_r(\eta_{it}) = \exp(\eta_{itr}) / \big(1 + \sum_{j=1}^m \exp(\eta_{itj})\big)$.

Setze ferner $t_M = \max\limits_i\{t_i\}$ und definiere für $i = 1, \ldots, n$ und $t = 1, \ldots, t_i$

$$Z_{it} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & & & 0 & x'_{it} & & \\ & & 1 & & & & x'_{it} & \\ & & & \ddots & & & & \ddots \\ 0 & & & 1 & 0 & & & x'_{it} \end{bmatrix}$$

sowie den Vektor $\beta' = (\gamma_{011}, \ldots, \gamma_{01m}, \ldots, \gamma_{0t_M1}, \ldots, \gamma_{0t_Mm}, \gamma'_1, \ldots, \gamma'_m)$ der unbekannten Parameter. Die 0er-"Spalten" in Z_{it} bezeichnen dabei Matrizen der Größe $m \times (t-1)m$ bzw. $m \times (t_M - t)m$.

Mit diesen Definitionen ist

$$\lambda_r(t \,|\, x_i(t)) \;=\; h_r(\eta_{it}) \;=\; h_r(Z_{it}\beta). \tag{2}$$

Diese Darstellung entspricht der unterstellten strukturellen Beziehung zwischen Erwartungswert und linearem Prädiktor im Rahmen generalisierter linearer Modelle, wobei h_r als sogenannte Responsefunktion fungiert.

3.1.1 Maximum-Likelihood Schätzung

Die Beobachtungen liegen in der Form $\big\{\{t, x_i(t)\}_{t=1,\ldots,t_i}, r_i, \delta_i\big\}_{i=1,\ldots,n}$ vor. Man verifiziert leicht, daß der Likelihood-Beitrag der $i$ten Beobachtung gegeben ist als

$$L_i \;=\; P\big(T_i = t_i, R_{i,T_i} = r_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{\delta_i} \cdot P\big(T_i > t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{1-\delta_i}$$

Mit der Definition der cause-specific hazard function läßt sich dies umformen zu

$$L_i \;=\; \lambda_{r_i}\big(t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{\delta_i} \cdot P\big(T_i \geq t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{\delta_i} \cdot P\big(T_i > t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{1-\delta_i} \tag{3}$$

Dabei sind

$$P\big(T_i \geq t_i \,|\, x_i(t_i)\big) \;=\; \prod_{t=1}^{t_i-1} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)$$

und

$$P\big(T_i > t_i \,|\, x_i(t_i)\big) \;=\; \prod_{t=1}^{t_i} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)$$

Berücksichtigt man dies in (3), so ergibt sich

$$\begin{aligned}
L_i \;&=\; \lambda_{r_i}\big(t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{\delta_i} \cdot \left[\prod_{t=1}^{t_i-1} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)\right]^{\delta_i} \cdot \left[\prod_{t=1}^{t_i} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)\right]^{1-\delta_i} \\
&=\; \lambda_{r_i}\big(t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{\delta_i} \cdot \left[\prod_{t=1}^{t_i-1} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)\right]^{\delta_i} \cdot \big(1 - \lambda(t_i \,|\, x_i(t_i))\big)^{1-\delta_i} \\
&\quad\; \cdot \prod_{t=1}^{t_i-1} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big) \cdot \left[\prod_{t=1}^{t_i-1} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)\right]^{-\delta_i} \\
&=\; \underbrace{\lambda_{r_i}\big(t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{\delta_i} \cdot \big(1 - \lambda(t_i \,|\, x_i(t_i))\big)^{1-\delta_i}}_{(a)} \cdot \underbrace{\prod_{t=1}^{t_i-1} \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)}_{(b)} \qquad (4)
\end{aligned}$$

Eine alternative Form der Likelihood-Beiträge ergibt sich aus der Betrachtung folgender Dummy-Variablen für $r = 1, \ldots, m$

$$y_{itr} = \begin{cases} 1, \text{ falls Auszug in Haushaltsform } r \text{ in } [a_{t-1,i}, a_{ti}) \\ 0, \text{ kein Auszug in } [a_{t-1,i}, a_{ti}) \end{cases}$$

Erreicht Person i das Intervall $[a_{t-1,i}, a_{ti})$, so gilt für den Vektor der Dummy-Variablen

$$y_{it} = (y_{it1}, \ldots, y_{itm}) \sim M\big(1, \lambda_1(t \,|\, x_i(t)), \ldots, \lambda_m(t \,|\, x_i(t))\big).$$

Mit $y_{it,m+1} = 1 - y_{it1} - \ldots - y_{itm}$ gilt dann für die Faktoren (a) und (b) in (4)

$$\begin{aligned}
(a) \;&=\; \prod_{r=1}^{m} \lambda_r\big(t_i \,|\, x_i(t_i)\big)^{y_{it_ir}} \cdot \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t_i))\big)^{y_{it_i,m+1}} \\
(b) \;&=\; \prod_{t=1}^{t_i-1} \Big(\prod_{r=1}^{m} \lambda_r\big(t \,|\, x_i(t)\big)^{y_{itr}}\Big) \cdot \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)^{y_{it,m+1}}
\end{aligned}$$

Insgesamt ergibt sich schließlich für den Likelihood-Beitrag der $i$ten Beobachtung

$$\begin{aligned} L_i &= \prod_{t=1}^{t_i} \Big(\prod_{r=1}^{m} \lambda_r\big(t \,|\, x_i(t)\big)^{y_{itr}} \Big) \cdot \big(1 - \lambda(t \,|\, x_i(t))\big)^{y_{it,m+1}} \\ &= \prod_{t=1}^{t_i} \Big(\prod_{r=1}^{m} \lambda_r\big(t \,|\, x_i(t)\big)^{y_{itr}} \Big) \cdot \Big(1 - \sum_{r=1}^{m} \lambda_r(t \,|\, x_i(t))\Big)^{y_{it,m+1}} \\ &= \prod_{t=1}^{t_i} \Big(\prod_{r=1}^{m} \pi_{itr}^{y_{itr}} \Big) \cdot \Big(1 - \sum_{r=1}^{m} \pi_{itr}\Big)^{y_{it,m+1}} \end{aligned} \qquad (5)$$

Also entspricht L_i dem Likelihood-Beitrag der t_i Beobachtungen $y_{i1}, \ldots, y_{it_i}$ des multinomialen Logit-Modells $P(Y_{it} = r) = \pi_{itr} = h_r(\eta_{it})$ mit $Y_{it} = r \Leftrightarrow y_{itr} = 1$.

Die Zugehörigkeit der Multinomialverteilung zu einer exponentiellen Familie sowie das Vorliegen der strukturellen Beziehung (2) erlauben damit die Maximierung der Likelihood im Rahmen generalisierter linearer Modelle.

3.2 Semiparametrische Modellierung

Das Vorliegen metrischer Kovariablen legt eine weniger restriktive Modellierung des linearen Prädiktors η_{itr} nahe

$$\eta_{itr} \;=\; \gamma_{0tr} + \sum_{j=1}^{p_1} x_{itj}\gamma_{jr} + \sum_{j=p_1+1}^{p} \gamma_{(j),r}(x_{itj}).$$

Statt einer rein parametrischen Spezifikation des linearen Prädiktors wie im herkömmlichen multinomialen Logit-Modell wird der Einfluß der metrischen Kovariablen jetzt in einer allgemeinen funktionalen Form modelliert. Die Effekte der unbekannten Funktionen gehen dabei additiv in das Modell ein. Für die unspezifizierten funktionalen Komponenten wählen wir eine Darstellung in Basisfunktionen

$$\gamma_{(j),r}(x) \;=\; \sum_{s=1}^{P_j} \gamma_{jrs} G_{js}(x).$$

Eilers & Marx (1996) propagieren diesen Ansatz für univariate Responsevariablen und Tutz & Scholz (2003) liefern eine Verallgemeinerung auf den hier relevanten mehrkategorialen Fall. Wesentliche Motivation für die Modellierung in Basisfunktionen ist der Erhalt der linearen Struktur der Prädiktorvariablen $\eta_{it} = Z_{it}\beta$ (Tutz & Scholz, 2003).

Die Lokationen der einzelnen Basisfunktionen werden durch entsprechende Knotenmengen auf dem Wertebereich der zu modellierenden Variablen bestimmt. Eilers & Marx (1996) schlagen als Basisfunktionen sogenannte B-Splines vor, die aufgrund methodischer und numerischer Vorteile auch hier Anwendung finden.

Die gewählte Anzahl an Knoten hat entscheidenden Einfluß auf die Gestalt der resultierenden Schätzer. Eine hohe Knotenzahl eröffnet zwar die Möglichkeit, komplexere Strukturen nachbilden zu können, die Erhöhung der Parameterzahl bedingt aber auch eine zunehmende Instabilität des Schätzalgorithmus. Ferner steigt mit wachsender Knotenzahl die Variation in den Schätzungen, so daß die resultierenden Effekte oft zu datennah sind. Wird andererseits die Knotenzahl zu gering gewählt, bleiben unter Umständen lokale Charakteristika der zu schätzenden Effekte unerkannt.

Das Problem der Knotenwahl lösen Eilers & Marx (1996) durch die Verwendung vieler äquidistanter B-Splines, um die Approximation einer großen Menge funktionaler Zusammenhänge zu gewährleisten. Die damit einhergehende hohe Variation in den Schätzungen wird durch die Einführung diskreter Bestrafungsterme kontrolliert. Diese penalisieren Differenzen d-ter Ordnung zwischen den Gewichten benachbarter Basisfunktionen

$$Pen \;=\; \sum_{j=p_1+1}^{p} \lambda_j \sum_{r=1}^{m} \sum_{s=d+1}^{P_j} (\Delta^d \gamma_{jrs})^2$$

Die Glättungsparameter λ_j, $j = p_1 + 1, \ldots, p$ bestimmen die Stärke der Penalisierung. Die Schätzprozedur basiert dann auf der Betrachtung der penalisierten log-Likelihood

$$pl(\beta) \;=\; \sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{t_i} l_i(y_{it}, \eta_{it}) - \frac{1}{2} \cdot Pen$$

Die Modellierung in Basisfunktionen erlaubt eine Maximierung dieser Likelihood im Rahmen generalisierter linearer Modelle. Für die log-Likelihood-Beiträge l_i sind dabei die Darstellungen einzusetzen, die aus der Zugehörigkeit der Multinomialverteilung zu einer Exponentialfamilie resultieren (s. Anhang).

3.2.1 Wahl der Glättungsparameter

Die Optimierung der Glättungsparametermenge $\mathcal{L} := \{\lambda_j,\ j = p_1 + 1, \ldots, p\}$ erfolgt auf der Basis des Akaike-Informations-Kriteriums (AIC),

$$\mathrm{AIC}(\mathcal{L}) = \mathrm{dev}(y, \mathcal{L}) + 2 \cdot \mathrm{spur}(H),$$

mit der Devianz $\mathrm{dev}(y, \mathcal{L})$ und der sogenannten Hat-Matrix H, deren explizite Form in Tutz & Scholz (2003) gegeben ist. Für den hier vorliegenden Fall multinomial verteilter Daten läßt sich die Devianz auch schreiben als

$$\mathrm{dev}(y, \mathcal{L}) = 2 \cdot \sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{t_i} \sum_{r=1}^{k} y_{itr} \log \left(\frac{y_{itr}}{\hat{\pi}_{itr}} \right),$$

wobei $\hat{\pi}_{it}^T = (\hat{\pi}_{it1}, \ldots, \hat{\pi}_{itk})$ den Vektor der geschätzten Responsewahrscheinlichkeiten bezeichnet. Die Minimierung des AIC–Kriteriums wird unter Verwendung eines dafür adaptierten genetischen Algorithmus durchgeführt (Krause & Tutz, 2003).

4 Datenquelle

Bei den Umfragen des GSOEP wird in jeder Welle die Stellung der befragten Person zum Haushaltsvorstand erfasst. Die Veränderungen dieser Stellung können so über den gesamten Beobachtungszeitraum verfolgt werden. Es wurde eine Variable „Haushaltsform“ generiert, die diese Informationen enthält. Wer angab, daß er oder sie Kind oder Enkel des Haushaltsvorstandes sei, erhielt die Ausprägung „bei den Eltern lebend“. Enkel des Haushaltsvorstandes sind knapp 2% der Beobachtungen im Datensatz.

Am Ende der Beobachtungsdauer wird zunächst zwischen den folgenden Zuständen unterschieden: „bei den Eltern lebend“, „Single“, „mit einem Partner/einer Partnerin lebend„, „Familie“ (mit Partner und wenigstens einem Kind), „alleinerziehend“ oder „mit sonstigen anderen Personen in einem Haushalt lebend“. Letzteres sind zum Beispiel Wohngemeinschaften.

Tabelle 1 zeigt die Häufigkeiten dieser Zustände, mit denen sie im verwendeten Datensatz am Ende des Beobachtungszeitraumes auftauchen. Wie sich zeigt, zieht knapp ein Fünftel der Personen in eine Single-Wohnung. Etwa die Hälfte derer, die das Elternhaus verlassen, gründen mit dem Partner (zum Teil bereits mit den eigenen Kindern) einen Haushalt. In Tabelle 1 werden auch die Altersgruppen der bis 21jährigen und der über 22jährigen unterschieden. Die jüngere Gruppe zieht beim Verlassen des Elternhauses in mehr als der Hälfte der Fälle in Single-Wohnungen. Die ältere Gruppe zieht häufiger als die jüngere Gruppe mit einem Partner zusammen.

Für diese Untersuchung werden jene Personen betrachtet, die im Beobachtungszeitraum (1985 bis 1999) 17 Jahre alt wurden. Diese Personen wurden so lange weiterverfolgt, bis sie erstmals nicht mehr bei ihren Eltern wohnten oder der Beobachtungszeitraum endete. Damit fallen jene aus der Untersuchung heraus, die zwar noch bei den Eltern wohnen, aber zu Beginn des Beobachtungszeitraumes bereits älter als 17 Jahre sind. Würden diese Personen ebenfalls berücksichtigt, käme es zu einer Überschätzung des Auszugsalters, weil Gleichaltrige, die bereits vor Beginn des Beobachtungszeitraumes ausgezogen sind und über deren Auszugszeitpunkt mithin keine Information vorliegt, in der betrachteten Stichprobe nicht auftauchen.

Goldscheider, Thornton & Young-DeMarco (1993) weisen darauf hin, daß der Auszug aus dem Elternhaus kein punktuelles Ereignis ist, sondern ein längerer Prozess, welcher über verschiedene Phasen laufen kann. Junge Menschen können zum Beispiel in einer ersten Phase getrennt von den Eltern zur Untermiete oder in einem Studentenwohnheim leben, haben aber selber noch keinen eigenen Haushalt gegründet. Ein häufiges Problem in den bisherigen Untersuchungen ist auch die Behandlung von Männern, die ihren Grundwehrdienst absolvieren. In Erhebungen des Allbus oder des GSOEP wird das Einberufungsdatum von 10% der Männer bei der Frage nach dem Auszugszeitpunkt aus dem Elternhaus angegeben (Ziegler & Schladt, 1993; Wagner & Huinink, 1991). Ein großer Teil der Wehrdienstleistenden zieht nach dem Aufenthalt in der Kaserne wieder zu den Eltern zurück. Diese jungen Männer haben also noch keinen eigenen Haushalt gegründet. Der Ablösungsprozeß kann sich also über mehrere Jahre hinwegziehen. Für eine empirische Untersuchung mit Hazardratenmodellen ist es jedoch erforderlich, einen bestimmten Zeitpunkt festzulegen.

In dieser Arbeit wird bei der Festlegung der Haushaltsform auf die Frage nach der Stellung zum Haushaltsvorstand zurückgegriffen. Als Auszug aus dem Elternhaus wird nur ein Ereignis gewertet, in welchem die Person tatsächlich in einen neuen Haushalt einzieht. Personen, die vom Elternhaus abwesend sind, weil sie in Kasernen o.ä. leben, führen keinen eigenen Haushalt. Ihr Haushaltsvorstand ist nach wie vor der Vater oder die Mutter. Ein Auszug im hier verwendeten Sinn findet erst dann statt, wenn eine Person selber Haushaltsvorstand, Partner des Haushaltsvorstandes oder ähnliches wird.

Eine Reihe von Faktoren, welche Einfluß auf das Auszugsverhalten junger Menschen haben können, beziehen sich auf Eigenschaften der Eltern. Unterschiede in den Präferenzen, etwa von normativen Vorstellungen, können zum Teil durch das Bildungsniveau der Eltern abgebildet werden. Als Charakteristikum des Elternhaushaltes, welches die Präferenzen der Heranwachsenden beeinflussen könnte, wurde außerdem die Haushaltsgröße aufgenommen.

Das Einkommen der Eltern und das der Kinder sind angegeben als Nettojahreseinkommen in Tausend DM und wurden mit dem Preisindex des privaten Verbrauches der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW bezogen auf das Jahr 1996 deflationiert. Die Einkommensgrößen umfassen auch Transfers des Staates wie zum Beispiel Arbeitslosengeld oder Sozialhilfe. Je mehr Personen in einem Haushalt leben, auf desto mehr Köpfe muss das Elterneinkommen verteilt werden. Um dies zu berücksichtigen, wurde das Einkommen der Eltern (PINC) mit Hilfe von Äquivalenzskalen entsprechend der Gleichung

$$\mathrm{PINC}_{\text{äquiv}} = \frac{\mathrm{PINC}}{1 + 0.5 \cdot (n_A - 1) + 0.3 \cdot n_C}$$

transformiert. Die Parameter n_A und n_C kennzeichnen dabei die im Haushalt lebende Anzahl von Erwachsenen bzw. Kindern. Obige Transformation entspricht der modifizierten OECD-Skala, die in internationalen Studien üblich ist und zudem ungefähr den im Bundessozialhilfegesetz implizierten Bedarfsgewichten entspricht (Faik, 1997).

Die Ressourcen, welche einer Person unmittelbar zufließen, werden u.a. bestimmt durch deren Erwerbsstatus. Für die Kennzeichnung des Erwerbsstatus werden in der vorliegenden Arbeit Daten verwandt, die von der GSOEP-Projektgruppe aus monatlich vorliegenden Angaben zu Jahresdaten aggregiert wurden.

Die Befragungen des GSOEP haben in den meisten Fällen im Februar und März stattgefunden. Wenn es eine Änderung in der Stellung zum Haushaltsvorstand gab, hat dies zwischen den Befragungszeitpunkten stattgefunden. Die Variablen, welche über den Erwerbsstatus Auskunft geben, beziehen sich auf das Vorjahr des jeweiligen Befragungszeitpunktes. Vier verschiedene Zustände des Erwerbsstatus werden unterschieden. In knapp 40% der Fälle hatten die Personen während des ganzen Jahres den gleichen Erwerbsstatus. Mehrfachnennungen gab es bei etwa 60% der Fälle. Unter dem Erwerbsstatus „Anderes“ wurden Hausfrauen, Wehrdienstleistende und Personen im Ruhestand (dies sind meist Empfänger von Hinterbliebenenrente) zusammengefaßt.

Eine Person, die sich in Ausbildung befindet, voll erwerbstätig oder teilzeitbeschäftigt ist, verfügt über ein eigenes Einkommen. Daher ist zu erwarten, daß sich deren Auszugswahrscheinlichkeit erhöht. Wer arbeitslos gemeldet ist, war mit höherer Wahrscheinlichkeit vorher beschäftigt, als Personen mit anderem Erwerbsstatus. Um zu verhindern, daß die Variable Arbeitslosigkeit auch diese Arbeitsbiographie reflektiert, wurden die Jahre seit dem Arbeitsbeginn als Kovariable aufgenommen.

Darüber hinaus wurde der Bildungsabschluß in der Untersuchung berücksichtigt. Ein höherer Bildungsabschluß erhöht das Humankapital und damit das mögliche Arbeitseinkommen. Es ist auch denkbar, daß eine höhere Qualifikation das Bedürfnis erhöht, unabhängig von den Eltern zu leben. Beide Wirkungsketten würden die Auszugswahrscheinlichkeit erhöhen. Das Bildungsniveau wurde in der vorliegenden Arbeit in den Kategorien „kein Abschluß“, „Haupt- bzw. Realschulabschluß“, „Abitur“ oder „sonstiger Abschluß“ erfaßt.

Ein deskriptiver Überblick über die Kovariablen und eine weitergehende Diskussion der Daten finden sich in Gartner (2002).

5 Schätzergebnisse

Die bisherigen Arbeiten zum Haushaltsformationsverhalten basieren nahezu ausschließlich auf einer rein parametrischen Schätzung im (multinomialen) Logit-Modell. Eine Ausnahme bilden Murphey & Wang (1998), die verschiedene demographische Variablen mit linearen Splines modellieren. Für die in der vorliegenden Untersuchung betrachteten Variablen mit metrischem Skalenniveau soll der restriktive parametrische Ansatz durch eine flexiblere Modellierungsform in Basisfunktionen ersetzt werden.

Insbesondere für den Einfluß der Einkommensgrößen (eigenes Einkommen, Einmkommen der Eltern) sind nichtlineare Zusammenhänge naheliegend. Denkbar ist etwa, daß ein Anstieg des Elterneinkommens die Auszugswahrscheinlichkeit zunächst verringert, da es die Kinder attraktiver finden im Elternhaus zu verbleiben. Ab einer gewissen Einkommensstufe kann sich die Auszugswahrscheinlichkeit aber erhöhen, da die Kinder aufgrund höherer Zuwendungen von den Eltern eher in der Lage sind, eine eigene Wohnung zu finanzieren.

In der hier angesetzten Prädiktorspezifikation

$$\eta_{itr} \;=\; \gamma_{0\tilde{t}r} + x_{it}'\gamma_r + \gamma_{(1),r}(\text{OINC}_{it}) + \gamma_{(2),r}(\text{PINC}_{it}) + \gamma_{(3),r}(\text{JSTART}_{it}). \qquad (6)$$

werden neben den Einkommensvariablen OINC (eigenes Einkommen) und PINC (Elterneinkommen) auch die Jahre seit Arbeitsbeginn (JSTART) nonparametrisch ins Modell aufgenommen. Jede dieser drei Einflußgrößen wird dabei in 20 äquidistanten B-Splines dritten Grades modelliert. Für die Strafterme wird einheitlich $d = 2$ als Differenzenrordnung festgesetzt. Im Kovariablenvektor x sind die im vorherigen Abschnitt angesprochenen kategorialen Einflußgrößen zusammengefaßt. Zur Verringerung der Modellkomplexität werden ferner die Baseline-Hazards γ_{0tr}, $t = 1, \ldots, t_M$ entsprechend den Alterskategorien $17 - 19$, $20 - 22$, $23 - 25$ und ≥ 26 Jahre auf die Dummies $\gamma_{0\tilde{t}r}$, $\tilde{t} = 1, \ldots, 4$ reduziert.

Zur Schätzung des obigen Modells werden die ursprünglichen fünf Zielzustände aus Tabelle 1 zu zwei Zielzustände zusammengefasst, da sonst die Fallzahlen für die einzelnen Kategorien zu gering wären. Personen, die mit anderen in Wohngemeinschaften zusammenleben, werden zu den „Singles“ gezählt. Die Zustände „alleinerziehend“ und „Familie“ werden zum Zustand „mit Partner“ gezählt. Die so entstandenen Gruppen lassen sich also nach dem Kriterium der Lebensphase, in der sie sich befinden, unterscheiden.

Bei den erfassten Variablen zum Erwerbsstatus sind pro Person und Welle Mehrfachnennungen möglich. So kann eine Person innerhalb eines Jahres sowohl arbeitslos als auch beschäftigt gewesen sein. Die einzelnen Kategorien sind also keine Dummy-Kodierung des Erwerbsstatus, sondern stellen Indikatoren für das Belegen oder Nichtbelegen dieser Kategorie dar. Bei den dummykodierten Variablen zum Bildungsabschluß bilden die Personen ohne Abschluß die Referenzgruppe.

Tabelle 2 weist die Parameterschätzer und Standardfehler für die linear modellierten Kovariablen des Modells (6) aus. Eine einfache Interpretation der Schätzwerte resultiert aus der folgenden äquivalenten Formulierung des multinomialen Logit-Models (1)

$$\eta_{itr} \;=\; \log\left(\frac{\lambda_r\big(t\,|\,x_{it}, \mathrm{OINC}_{it}, \mathrm{PINC}_{it}, \mathrm{JSTART}_{it}\big)}{1-\lambda\big(t\,|\,x_{it}, \mathrm{OINC}_{it}, \mathrm{PINC}_{it}, \mathrm{JSTART}_{it}\big)}\right),$$

in der sich η_{itr} schreiben läßt als logarithmierte Chance, im Jahr $[a_{t-1,i}, a_{ti})$ in die Haushaltsform r, $r \in \{\text{Single, Partner}\}$, zu wechseln, im Verhältnis dazu im Elternhaus zu verbleiben. Die Chancen sind entsprechend der sie definierenden Wahrscheinlichkeiten stets bedingt auf das Erreichen des Jahres $[a_{t-1,i}, a_{ti})$ zu interpretieren. Im folgenden wird diese Zeitabhängigkeit nicht jedesmal explizit formuliert und anstelle von (logarithmierten) Chancen auch etwas lax von (Auszugs)–Wahrscheinlichkeiten gesprochen.

Hochsignifikant ist der Einfluß des Geschlechts. Mit der zugrunde liegenden Kodierung (0: weiblich, 1: männlich) erlauben die Schätzwerte den Schluß, daß Männer jedwede Alternative zum Elternhaus weniger präferieren als Frauen. Die hohe Signifikanz des Geschlechts legt eine Untersuchung möglicher geschlechtsspezifischer Unterschiede im Wirken der restlichen Kovariablen auf das Auszugsverhalten nahe. Da die vorliegende Arbeit auf eine allgemeinere Modellierungsform fokussiert, sei an dieser Stelle auf Gartner (2002) verwiesen, der das Auszugsverhalten junger Menschen unter dem Aspekt geschlechtsspezifischer Differenzen untersucht.

Aus Tabelle 2 ist ferner ersichtlich, daß beim Bildungsniveau der Eltern lediglich eine höhere Qualifikation der Mutter einen signifikanten positiven Einfluß auf die Auszugswahrscheinlichkeit der Kinder in eine Single-Wohnung hat.

Die Veränderungen des Auszugsverhaltens über die Kohorten hinweg wurden mit Indikatorvariablen für Kohortenumfänge von jeweils drei Jahren modelliert. Als Referenzgruppe fungieren die Jahrgänge von 1968 bis 1970. Da für die letzte Kohorte der Eintritt in die Studie und die Beendigung des Beobachtungszeitraumes sehr eng beieinander liegen, ist eine Interpretation der Ergebnisse für diese Gruppe eher fragwürdig. Bei den verbleibenden Kohorten sinkt für die späteren Jahrgänge die Wahrscheinlichkeit, mit einem Partner/einer Partnerin zusammenzuziehen, wohingegen die Wahrscheinlichkeit, in eine Single-Wohnung zu ziehen, für die dritte modellierte Kohorte signifikant ansteigt. Dies kann zum einen mit dem Trend erklärt werden, daß das durchschnittliche Heiratsalter seit den 80er

Jahren kontinuierlich zugenommen hat, zum anderen damit, daß zwischen der Lebensphase, in der man bei den Eltern wohnt und der Familiengründungsphase immer häufiger ein Zeitraum eingeschoben wird, in dem junge Menschen alleine leben.

Unter den Variablen, die den Erwerbsstatus kennzeichnen, besitzen lediglich die Indikatoren für „Ausbildung" und „Beschäftigt" einen signifikanten Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit, in eine Single-Wohnung zu ziehen. Während sich für junge Menschen in Ausbildung diese Wahrscheinlichkeit deutlich verringert, nimmt sie für Beschäftigte signifikant zu. Ferner wächst die Chance, das elterliche Heim gegen einen Haushalt mit Partner/-in einzutauschen für jene Personen signifikant, die den Erwerbskategorien „Arbeitslos", „Beschäftigt" und „Anderes" zuzuordnen sind.

Darüber hinaus offenbart die Haushaltsgröße einen signifikanten Negativeffekt auf die Wahrscheinlichkeit, das Elternhaus für eine Single-Wohnung zu verlassen. Als Ursache dafür sind gewohnheitsbedingte Präferenzen denkbar. Wer in einem Haushalt mit vielen Personen aufgewachsen ist, hat möglicherweise eine geringere Neigung, in einem Single-Haushalt zu leben.

Die Bildungskoeffizienten zeigen, daß Abiturienten mit einer größeren Wahrscheinlichkeit in einen Single-Haushalt ziehen als Personen ohne Abschluß. Anlass für den Auszug aus dem Elternhaus dürfte hier häufig der Studienbeginn sein. Realschulabsolventen präferieren hingegen in signifikant stärkerem Maße die Option, mit anderen zusammenzuziehen, als dies Personen ohne Abschluß tun.

Die Abbildungen 1 und 2 liefern die Ergebnisse der nonparametrischen Schätzungen. Für die Variable JSTART findet sich in beiden Responsekategorien ein über den betrachteten Bereich kontinuierlich anwachsender Effekt. Je länger der Einstieg ins Berufsleben zurückliegt, desto größer ist die Chance, das Elternhaus zu verlassen.

Mit steigendem eigenen Einkommen wächst zunächst die Auszugswahrscheinlichkeit. Für die Chance, in eine Single-Wohnung zu ziehen, fällt der Effekt des eigenen Einkommens für mittlere Werte von OINC zunächst leicht ab, um in den höheren Bereichen wieder anzusteigen. In der Responsekategorie „mit Partner" ist in den mittleren Einkommensbereichen ein Abflachen des Effekts zu verzeichnen, gefolgt von einem erneuten Anstieg für große Werte von OINC.

Das Einkommen der Eltern hat lediglich in der Responsekategorie „Single“ einen auffälligen Effekt. Mit wachsenden Werten von PINC wächst auch die Chance, das Elternhaus gegen eine Single-Wohnung einzutauschen. Für die Wahrscheinlichkeit, mit einem Partner zusammenzuziehen, läßt die Abbildung 2 keinen signifikanten Einfluß des Elterneinkommens erkennen.

6 Schlußfolgerungen

In dieser Arbeit wurde der Einfluß verschiedener sozioökonomischer Kennwerte auf das Auszugsverhalten junger Menschen in der Bundesrepublik (West) untersucht. Hierzu wurde mit Daten des Sozioökonomischen Panels ein semiparametrisches Hazardratenmodell geschätzt, in dem die Einflußgrößen mit metrischem Charakter in einer allgemeinen funktionalen Form ins Modell integriert wurden. Als mögliche Zielzustände nach dem Auszug wurden das Wohnen in einem Single-Haushalt und das Wohnen mit einem Partner/einer Partnerin unterschieden.

Es hat sich gezeigt, daß der Zustand der Arbeitslosigkeit - entgegen der theoretischen Erwartung - die Wahrscheinlichkeit des Auszuges aus dem Elternhaus nicht verringert. Für die Chance, die elterliche Wohnung gegen einen Haushalt mit Partner einzutauschen ist sogar ein positiver Effekt der Arbeitslosigkeit zu verzeichnen. Die Institution Familie fungiert also für junge Menschen nur in geringem Maße als Versicherung gegen Arbeitslosigkeit.

Wichtige Determinanten für das Auszugsverhalten sind die untersuchten Einkommensgrößen. Der Effekt des eigenen Einkommens zeigte in den betrachteten Responsekategorien einen signifikanten nichtlinearen Verlauf. Mit einem höheren Einkommen der Eltern wächst auch die Chance, in einen Single-Haushalt zu wechseln. Insgesamt zeigt sich jedoch, daß ökonomische Faktoren wie das eigene Einkommen und das Elterneinkommen eine geringere Bedeutung für die Auszugsentscheidung haben als in angelsächsischen oder südeuropäischen Ländern.

Anhang

Der Bestrafungsterm

$$Pen \;=\; \sum_{j=p_1+1}^{p} \lambda_j \sum_{r=1}^{m} \sum_{s=d+1}^{P_j} (\Delta^d \gamma_{jrs})^2$$

läßt sich für $d = 1$ unter Verwendung von

$$D_P = \begin{pmatrix} -1 & 1 & & & & \\ & -1 & 1 & & & \\ & & & \ddots & & \\ & & & & -1 & 1 \end{pmatrix} \in I\!R^{(P-1)\times P}$$

in Matrixnotation schreiben als $Pen = \beta' K \beta$, wobei

$$\beta' \;=\; (\gamma_{011}, \ldots, \gamma_{0t_M m}, \gamma_1', \ldots, \gamma_m', \gamma_{p_1+1,11}, \ldots, \gamma_{pm,P_p})$$

den unbekannten Parametervektor bezeichnet und

$$K \;=\; \mathrm{BlockDiag}(\mathbf{0}_{N\times N}, \lambda_{p_1+1} K_{p_1+1}, \ldots, \lambda_p K_p),$$

mit $N = (t_M + p_1) \cdot m$ und

$$K_j \;=\; \mathrm{BlockDiag}(D_{P_j}' D_{P_j}, \ldots, D_{P_j}' D_{P_j})\,, \quad j = p_1 + 1, \ldots, p.$$

Für Differenzen d-ter Ordnung, $d \geq 2$, ist D_P durch $D_{P-d+1} \cdot \ldots \cdot D_{P-1} \cdot D_P$ zu ersetzen.

In geschlossener Form erhält man also

$$pl(\beta) \;=\; \sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{t_i} l_i(y_{it}, \eta_{it}) - \frac{1}{2} \cdot \beta' K \beta$$

Maximierung der penalisierten log-Likelihood erfolgt durch Lösung der Schätzgleichungen $ps(\beta) = \partial pl(\beta)/\partial\beta = 0$, wobei

$$ps(\beta) \;=\; \sum_{i=1}^{n} \sum_{t=1}^{t_i} Z_{it}' D_{it} \Sigma_{it}^{-1} (y_{it} - \mu_{it}) - K\beta$$

die penalisierte Score-Funktion bezeichnet mit $D_{it} = \partial h(\eta_{it})/\partial\eta$, $\Sigma_{it} = \mathrm{cov}(y_{it})$ und $\mu_{it} = h(\eta_{it})$. Der iterative Lösungsalgorithmus basiert auf einer Version des Fisher scoring, wobei neue Iterierte gemäß der Vorschrift

$$\hat{\beta}^{(k+1)} = \hat{\beta}^{(k)} + \tilde{F}\big(\hat{\beta}^{(k)}\big)^{-1} ps\big(\hat{\beta}^{(k)}\big)$$

ermittelt werden. Dabei bezeichnet

$$\tilde{F}(\beta) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{t_i} Z'_{it} D_{it} \Sigma_{it}^{-1} D'_{it} Z_{it} + K = F(\beta) + K$$

die Fisher-Matrix. Die Kovarianzmatrix der geschätzten Parameter kann durch

$$\widehat{\mathrm{cov}}(\hat{\beta}) = \tilde{F}(\hat{\beta})^{-1} F(\hat{\beta}) \tilde{F}(\hat{\beta})^{-1}$$

approximiert werden (vgl. Eilers & Marx, 1996 oder Tutz, 2003).

Literatur

Aassve, A., Billari, F. C., Mazzuco, S., und Ongaro, F. (2001, December). Leaving home ain't easy – A comperative longitudinal analysis of ECHP data. MPIDR Workingpaper 2001-038.

Billari, F. C., Philipov, D., und Baizan, P. (2001). Leaving home in Europe: The experience of cohorts born around 1960. MPIDR Workingpaper 2001-014.

Buck, N. und Scott, J. (1993). She's leaving home: but why? An analysis of young people leaving the parental home. *Journal of Marriage and the Family* **55**, 863–874.

Eilers, P. H. C. und Marx, B. D. (1996). Flexible Smoothing with B-Splines and Penalties. *Statistical Science* **11**, 89–121.

Ermisch, J. (1999). Prices, parents, and young people's household formation. *Journal of Urban Economics* **45**, 47–71.

Ermisch, J. und DiSalvo, P. (1997, November). The economic determinants of young people's household formation. *Economica* **64**, 627–644.

Faik, J. (1997). Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen. In *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* Irene Becker and Richard Hauser.

Fogli, A. (2000). Endogenous labour market rigidities and family ties. mimeo. University of Pennsylvania.

Gartner, H. (2002). *Aufsätze zur ökonometrischen Analyse diskreter Strukturen in der Arbeitsmarkt- und Entwicklungsökonomie*. Dissertation, Ludwig-Maximilians-Universität München.

Goldscheider, F., Thornton, A., und Young-DeMarco, L. (1993). A portrait of the nest-leaving process in the early adulthood. *Demography 30*(4), 683–699.

Haurin, D. R., Hendershott, P. H., und Kim, D. (1994). Housing decision of american youth. *Journal of Urban Economics* **35**, 28–45.

Hullen, G. (1995). Der Auszug aus dem Elternhaus im Vergleich von West- und Ostdeutschland. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 20*(2), 141–158.

Iacovou, M. (1998). Young people in Europe: Two models of household formation. Working Papers of the ESRC Research Centre on Micro-social Change, Paper 98-13. Colchester, University of Essex.

Iacovou, M. und Berthoud, R. (2001). Young people's lives: a map of Europe. Report des Institute for Social and Economic Research.

Klasen, S. und Woolard, I. (1999). Surviving unemployment without state support: Unemployment and household formation in South Africa. SFB 386, Ludwig-Maximilians-Universität München, Discussion Paper 213.

Krause, R. und Tutz, G. (2003). Additive Modelling with Penalized Regression Splines and Genetic Algorithms. SFB 386, Ludwig-Maximilians-Universität München, Discussion Paper 312.

Mayer, K. U. und Wagner, M. (1986). Der Auszug von Kindern aus dem elterlichen Haushalt – ein Erklärungsmodell für die Geburtsjahrgänge 1929-31, 1939-41 und 1994-51. In K. F. Zimmermann (Hrsg.), *Demographische Probleme der Haushaltsökonomie*, Volume IV of *Contributions to Quantitative Economics*. Bochum: Brockmeyer.

Murphey, M. und Wang, D. (1998). Family and sociodemographic influences on patterns of leaving home in postwar britain. *Demography 35*(3), 293–305.

Ott, N. (1986). Ausscheiden erwachsener Kinder aus dem elterlichen Haushalt. In K. F. Zimmermann (Hrsg.), *Demographische Probleme der Haushaltsökonomie*, Volume IV of *Contributions to Quantitative Economics*. Bochum: Brockmeyer.

Richards, T., Withe, M. J., und Tsui, A. O. (1987). Changing living arrangements: A hazard model of transitions among household types. *Demography 24*(1), 77–97.

Schwarz, K. (1989). Wann verlassen die Kinder das Elternhaus? *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 15*(1), 39–58.

Tutz, G. (2003). Generalized semiparametrically structured ordinal models. *Biometrics* (forthcoming).

Tutz, G. und Scholz, T. (2003). Semiparametric modelling of multicategorial data. *Journal of Statistical Computation and Simulation* (forthcoming).

Wagner, M. und Huinink, J. (1991). Neuere Trends beim Auszug aus dem Elternhaus. *Acta Demographica*, 39–62.

Weick, S. (1993). Determinanten des Auszugs aus der elterlichen Wohnung. In A. Dieckmann & S. Weick (Hrsg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozess*. Drucker & Humbolt.

Ziegler, R. und Schladt, D. (1993). Auszug aus dem Elternhaus und Hausstandsgründung. In A. Dieckmann & S. Weick (Hrsg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozess*. Drucker & Humbolt.

				Alter: bis 21			Alter: ab 22		
Zielhaushaltsform	n	in Prozent		n	in Prozent		n	in Prozent	
Eltern	1359	63.65		1050	67.39		309	53.55	
Single	380	17.80	48.97	260	16.69	51.18	120	20.80	44.78
mit Partner/-in	305	14.28	39.30	189	12.13	37.20	116	20.10	43.28
Familie	85	3.98	10.95	40	2.57	7.87	18	3.12	6.72
alleinerziehend	9	0.42	1.16	7	0.45	1.38	2	0.35	0.75
mit anderen Personen	24	1.12	3.09	12	0.77	2.36	12	2.08	4.48
Total	2135			1558			577		

TABELLE 1: *Fallzahlen für die Haushaltsformen am Ende der Beobachtungsdauer für den gesamten Datensatz sowie gesplittet für zwei Altersgruppen. Die prozentualen Angaben beziehen sich in jeder Gruppe zum einen auf die Gesamtzahl (erste Angabe), zum anderen beschränken sie sich auf die Personen, die das Elternhaus verlassen (zweite Angabe).*

	Zielhaushaltsform			
	Single		mit Partner/-in	
Variable	*Koeff*	*Stderr*	*Koeff*	*Stderr*
γ_{01}	-3.264	0.380	-3.312	0.404
γ_{02}	-2.486	0.364	-2.431	0.382
γ_{03}	-2.208	0.341	-2.171	0.358
γ_{04}	-2.545	0.349	-2.217	0.359
Geschlecht	-0.731	0.107	-1.212	0.117
Kohortenzugehörigkeit				
71-73	-0.087	0.127	-0.263	0.130
74-76	0.009	0.155	-0.235	0.166
77-79	0.415	0.191	-0.395	0.259
80-82	-0.666	0.597	-0.239	0.526
Schulbildung				
Real	0.219	0.159	0.374	0.177
Abitur	0.409	0.192	0.135	0.224
Anderes	-0.151	0.446	-0.484	0.540
Erwerbsstatus				
Ausbildung	-0.715	0.141	-0.222	0.150
Arbeitslos	0.205	0.182	0.395	0.176
Beschäftigt	1.020	0.171	0.512	0.192
Anderes	0.253	0.232	0.595	0.224
Schulbildung Eltern				
Vater	-0.042	0.152	-0.306	0.180
Mutter	0.407	0.151	0.293	0.180
Haushaltsgröße	-0.088	0.046	0.048	0.043

TABELLE 2: *Parameterschätzungen und Standardabweichungen für die kategorialen Einflußgrößen auf das Auszugsverhalten junger Menschen.*

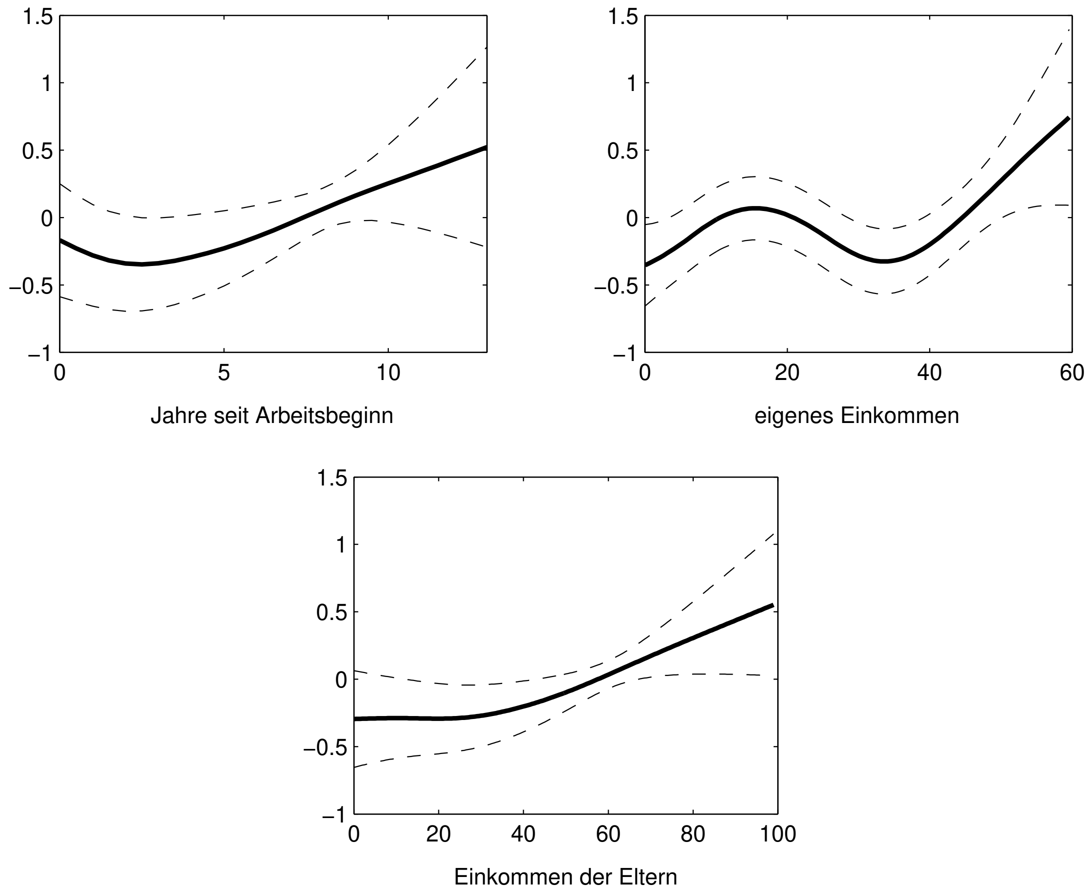

ABBILDUNG 1: *Geschätzte nonparametrische Effekte der Variablen JSTART, OINC und PINC mit approximativen 95%–Konfidenzbändern für Responsekategorie 1 (Single-Wohnung).*

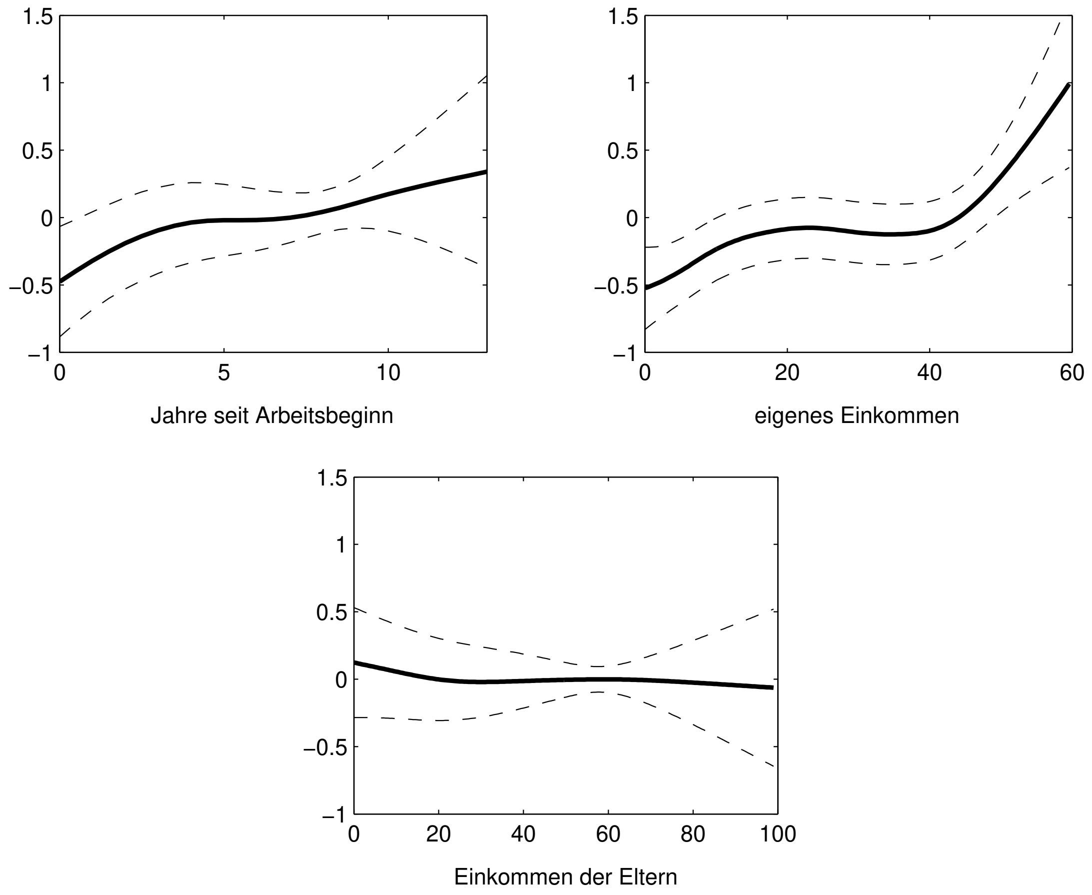

Abbildung 2: *Geschätzte nonparametrische Effekte der Variablen JSTART, OINC und PINC mit approximativen 95%–Konfidenzbändern für Responsekategorie 2 (Wohnung mit Partner).*