



LUDWIG-  
MAXIMILIANS-  
UNIVERSITÄT  
MÜNCHEN

INSTITUT FÜR STATISTIK  
SONDERFORSCHUNGSBEREICH 386



Gartner:

## Das Auszugsverhalten junger Menschen aus dem Elternhaus in Westdeutschland seit 1984

Sonderforschungsbereich 386, Paper 215 (2000)

Online unter: <http://epub.ub.uni-muenchen.de/>

Projektpartner



Sonderforschungsbereich 386  
Teilprojekt B6: Ökonometrische Analyse diskreter Strukturen  
in arbeits- und bevölkerungsökonomischen Modellen  
Discussionpaper 215

# Das Auszugsverhalten junger Menschen aus dem Elternhaus in Westdeutschland seit 1984 \*

Hermann Gartner †  
gartner@lrz.uni-muenchen.de

August 2000

## Zusammenfassung

In dieser Arbeit wird untersucht, ob Arbeitslosigkeit einen Einfluss auf das Auszugsverhalten junger Menschen in der Bundesrepublik (West) hat. Die Untersuchung wird auf Basis von Daten des sozioökonomischen Panels für die Jahrgänge von 1968 bis 1979 durchgeführt. Es wird ein Hazardratenmodell geschätzt, in welchem die Zielzustände ‚Single-Haushalt‘ und ‚Wohnung mit anderen‘ unterschieden werden. Es zeigt sich, dass entgegen der theoretischen Erwartung die Wahrscheinlichkeit des Auszuges aus dem Elternhaus durch Arbeitslosigkeit nicht verringert wird. Die Institution Familie fungiert also für junge Menschen nur in geringem Maße als Versicherung gegen Arbeitslosigkeit.

## 1 Einführung

Die Art und Weise wie Personen sich in Haushalten bzw. Familien organisieren, ist von hoher Relevanz für sozialpolitische und arbeitsmarktökonomische Fragestellungen. Der

---

\*Die in dieser Arbeit verwendeten Daten entstammen der public use Version des Deutschen Sozioökonomischen Panels (GSOEP). Diese Daten wurden vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung zur Verfügung gestellt.

†Ludwig-Maximilians-Universität München, Volkswirtschaftliches Institut, Seminar für Empirische Wirtschaftsforschung

Grund für die Relevanz liegt in der Versicherungsfunktion gegenüber einer Reihe von Risiken, welche die Familie erfüllt.

Je größer die Rolle von Arbeitsmarktereignissen bei der Entscheidung darüber, mit wem man sich in einem Haushalt organisiert, ist, in desto stärkerem Maße übernimmt die Institution Familie Versicherungsfunktionen und desto stärker sind Abhängigkeiten im Rahmen unmittelbarer sozialer Beziehungen. So sind dann heranwachsende Menschen abhängig von ihren Eltern, Frauen von ihren Ehemännern. Es ist daher von gesellschaftspolitischer Relevanz, welche Einflussfaktoren das Haushaltsformationsverhalten bestimmen.

Die Institution Familie ist als Versicherungseinrichtung weniger effizient als marktwirtschaftliche oder öffentliche Einrichtungen, da innerhalb von Familien nur wenig diversiviert werden kann. Daher ist die Frage, inwiefern Familien Versicherungsfunktionen übernehmen, auch unter Effizienzgesichtspunkten von Interesse.

Das Forschungsprojekt, in dessen Rahmen diese Arbeit entstand, befasst sich mit der Frage, wie Individuen ihr Haushaltsformationsverhalten ändern, wenn sie arbeitslos werden. Es soll untersucht werden, in welchem Maße familiäre Strukturen eine Versicherungsfunktion übernehmen, welche bei Arbeitslosigkeit einspringt, und inwiefern sich das Haushaltsformationsverhalten in einem Land mit stärker ausgebauten sozialstaatliche Einrichtungen von dem Verhalten in einem Land mit weniger weit entwickelten Sozialstaat unterscheidet.

In dieser Arbeit soll das Auszugsverhalten Heranwachsender in der Bundesrepublik Deutschland (West) in der Zeit von 1984 bis 1997 auf Basis von Daten des Sozioökonomischen Panels (GSOEP) untersucht werden. Es wird der Aspekt des Auszugs aus dem Elternhaus aus dem Haushaltsformationsverhalten herausgegriffen. Weitere Untersuchungen werden die darauf folgenden Stationen der Haushaltsformationsentscheidungen entlang des Lebenszyklus zum Gegenstand haben.

In einer Untersuchung Südafrikas (Klasen und Woolard, 1999), einem Land in welchem nur in geringem Maße öffentliche Transfers an Arbeitslose bezahlt werden, wird argumentiert, dass Arbeitslose häufig ihren Haushalt auflösen und zu Familienmitgliedern ziehen, welche noch über weitere Einkommensquellen verfügen. In Ländern ohne bzw. mit geringen Sozialtransfers, die bei Arbeitslosigkeit geleistet werden, kann also auf Ressourcen der Familie zurückgegriffen werden. Dieses Verhalten kann ähnlich wie bei öffentlichen Transferzahlungen zu rigiden Reallöhnen oder zu geringerer Mobilität führen.

Auch innerhalb Europas gibt es erhebliche Unterschiede im Haushaltsformationsverhalten junger Menschen. Iacovou (1998) spricht von zwei Modellen des Verhaltens in Europa: Einem Süd-Europäischen Modell und einem Nord-Europäischen Modell. Im Süden bleiben junge Menschen länger im Elternhaus und verlassen es meist mit der Gründung einer eigenen Familie. Im Norden verlassen sie das Elternhaus früher und leben zunächst allein oder in einer Partnerschaft ohne Kinder. Iacovou weist darauf hin, dass diese Unterschiede zum Teil durch Unterschiede in den sozialstaatlichen Institutionen erklärbar

sind.

Das Papier ist wie folgt aufgebaut. Zunächst werden die wichtigsten Ergebnisse bisheriger Studien vorgestellt. Im darauf folgenden Abschnitt wird auf das theoretische Modell eingegangen. Sodann werden die verwendeten Daten diskutiert und einige deskriptive Ergebnisse dargestellt. Im nächsten Abschnitt wird dann ein Hazardratenmodell geschätzt. Die Arbeit schließt mit den Konklusionen.

## 2 Forschungsstand

Die bisherigen Untersuchungen zum Auszugsverhalten in der Bundesrepublik kommen zum Teil zu unterschiedlichen Ergebnissen. Datengrundlage waren meist die ALLBUS-Daten oder das Sozio-ökonomische Panel.

Zu den Ergebnissen, bei welchen Übereinstimmung in den Studien besteht, zählt, dass Männer später das Elternhaus verlassen als Frauen (Hullen, 1995; Schwarz, 1989; Wagner und Huinink, 1991; Weick, 1993).

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

Eine Reihe von Untersuchungen hatte ihren Schwerpunkt auf der Veränderung des Auszugsverhaltens über verschiedene Kohorten hinweg. So stellen Wagner und Huinink (1991) einen Rückgang des Auszugsalters für die Jahrgänge bis 1955 fest. Seitdem ist das Auszugsalter angestiegen.

Wagner und Huinink (1991) machen für das zunehmende Auszugsalter eine Reihe von Faktoren verantwortlich. Die Zunehmende Bedeutung des Berufseintrittes für die Auszugswahrscheinlichkeit kann dies nur zum Teil erklären. Insbesondere in den Kohorten 1963-1965 zeigte sich, dass die Auszugsraten unabhängig vom Eintritt in das Erwerbsleben gefallen sind. Wagner und Huinink (1991) nennen als Faktoren, die eine Rolle spielen, die Bildungsexpansion und Engpässe am Wohnungsmarkt. Zum Teil spielt auch das spätere Heiratsalter eine Rolle. Hullen (1995) stellt im Gegensatz zu Wagner und Huinink (1991) eine Erhöhung des Auszugsalters bis zu den Jahrgängen von Anfang der 50er fest, danach sinkt das Auszugsalter vorübergehend wieder leicht, nimmt aber bei jüngeren Jahrgängen wieder zu.

Ermisch und DiSalvo (1997) haben das Auszugsverhalten junger Menschen für England untersucht, wobei sie insbesondere ökonomische Faktoren untersuchten. Sie fanden einen signifikanten Einfluss der Wohnungs- und Arbeitsmarktbedingungen sowie des Einkommens der Eltern und des eigenen Einkommens.

In der Untersuchungen von Ermisch und DiSalvo (1997) und auch in Richards et al. (1987) für die USA wird zwischen verschiedenen Haushaltsformen im Zielzustand unter-

scheiden. In den bisherigen Untersuchungen für die Bundesrepublik wurde eine derartige Unterscheidung nicht getroffen. Lediglich Hullen (1995) unterscheidet verschiedene Kombinationen von Ereignissen, wie Auszug mit und ohne Heirat. Es zeigt sich, dass das Auszugsalter bei jenen gestiegen 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.

Die Wahrscheinlichkeit, nach dem Verlassen des Elternhauses einen Single-Haushalt gründet, und die Wahrscheinlichkeit, einen Haushalt gemeinsam mit anderen Personen zu gründen, kann sich in Abhängigkeit von einer Reihe von Faktoren stark unterscheiden. Daher wird in dieser Arbeit zwischen verschiedenen Zielzuständen unterschieden.

### 3 Theoretischer Rahmen

Die Haushaltsstruktur als Lösung von Nutzenmaximierungsproblemen wurde von Becker (1981) analysiert. Für diese Entscheidung spielen in diesem Rahmen neben den Präferenzen der Individuen auch deren Ressourcen eine Rolle.

Der Nutzen einer bei den Eltern lebenden Person ist  $V_0$ . Der Nutzen, wenn die Person in einem anderen Haushalt lebt, ist  $V_i$  mit  $i = 1 \dots I$ . Die verschiedenen Ausprägungen von  $i$  stehen für unterschiedliche Alternativen: Singlehaushalt, Haushalt mit Partner usw. Eine Person zieht aus dem Haushalt aus, wenn für wenigstens ein  $i \neq 0$  gilt  $V_0 < V_i$ .

Der indirekte Nutzen mit  $i = 0 \dots I$  ist

$$V_i = V(i, x). \tag{1}$$

Er hängt ab von der Haushaltsform  $i$ , in welcher man lebt, und von einer Reihe von Einflussfaktoren  $x$ .

Der Vektor  $x$  enthält auch Variablen, welche mit der Haushaltsform interagieren. Wenn junge Menschen bei ihren Eltern leben, empfinden sie eine gewisse Einschränkung in ihrer Freiheit, einen negativen Nutzen. Der Betrag dieses negativen Nutzens hängt von mehreren Faktoren ab. Er erhöht sich mit dem Alter und der eigenen Qualifikation. Im Vektor  $x$  wird auch die Qualifikation der Eltern aufgenommen. Es ist zu erwarten, dass deren höhere Qualifikation zu einer stärker in Richtung Emanzipation gehenden Sozialisation der Kinder führt und damit der negative Nutzen des Wohnens bei den Eltern höher ist.

Als Faktor, welcher die Präferenzen für (bzw. gegen) das Wohnen bei den Eltern beeinflusst, wird hier auch die Haushaltsgröße berücksichtigt. Es kann erwartet werden, dass jemand, der in einem größeren Haushalt lebt und das Zusammenleben mit anderen stärker gewohnt ist, eine geringere Auszugsneigung hat.

Wer noch bei den Eltern lebt, kann auf deren Ressourcen zugreifen. Es entstehen keine bzw. geringere Kosten um einen bestimmten Lebensstandard, insbesondere Wohnen und Essen betreffend, zu erreichen. Ist das Haushaltseinkommen des Elternhauses hoch, ist

auch der Nutzenverlust eines Auszuges höher und die Auszugswahrscheinlichkeit damit geringer.

## 4 Das ökonometrische Modell

Es wird davon ausgegangen, dass junge Menschen eine bestimmte Dauer im Elternhaus verweilen und dann mit einer bestimmten Zielhaushaltsform (Single-Wohnung mit Partner usw.) einen eigenen Haushalt gründen. Es ist also ein Modell erforderlich, welches den Wechsel vom Zustand ‚Haushalt der Eltern‘ in den Zustand ‚Zielhaushalt‘ abbildet. Hierfür ist ein Hazardratenmodell geeignet.

Da die Beobachtungen jährlich vorliegen, wird von einem diskreten Hazardratenmodell ausgegangen <sup>1</sup>.

Die Wahrscheinlichkeit, dass das Individuum  $i$  in der Periode  $T_i$  in den Zielzustand  $j$  wechselt, gegeben es wohnt am Anfang dieser Periode noch bei den Eltern, wird bestimmt durch:

$$h_{jti} = P(T_i = t, J = j | T_i \geq t; x_{ti}) \quad (2)$$

Diese Hazardrate wird hier als eine logistische Funktion spezifiziert.

$$h_{ijt} = \frac{e^{\theta(t) + \beta_j' x_{it}}}{1 + \sum_l e^{\theta(t) + \beta_l' x_{it}}} \quad (3)$$

Wir definieren

$$h_{it} = \sum_{j=1}^k h_{ijt}. \quad (4)$$

$k$  ist die Zahl der alternativen Zustände, in welche die Person wechseln kann. Damit ist  $(1 - h_{it})$  die Verweilwahrscheinlichkeit. Die Loglikelihood-Funktion des Samples ist

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} y_{ijt} \log [h_{ijt} / (1 - h_{it})] + \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} \log (1 - h_{it}), \quad (5)$$

wobei gilt, dass

$$y_{ijt} = \begin{cases} 1 & \text{bei Wechsel in Zustand } j \text{ in } t = T_i \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (6)$$

---

<sup>1</sup>zum Folgenden vgl. Jenkins (1995), Allison (1982) oder Wolff (1998)

Der Ausdruck  $(1 - h_{it})$  kann aus dem ersten Term herausgezogen werden:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} y_{ijt} \log h_{ijt} - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} y_{ijt} \log(1 - h_{it}) + \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T_i} \log(1 - h_{it}) \quad (7)$$

Der Logarithmus der Verweilwahrscheinlichkeit in der Situation, in welcher ein Auszug zu beobachten ist, wird also im dritten Term addiert und im zweiten Term abgezogen. Daher lässt sich der Ausdruck auch schreiben als

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} y_{ijt} \log h_{ijt} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} (1 - y_{ijt}) \log(1 - h_{it}). \quad (8)$$

Setzen wir schließlich die Hazardrate wie in Gleichung (3) spezifiziert ein, folgt daraus die Loglikelihood-Funktion

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} y_{ijt} \log \left( \frac{e^{\theta(t) + \beta_j' x_{it}}}{1 + \sum_l e^{\theta(t) + \beta_l' x_{it}}} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^{T_i} (1 - y_{ijt}) \log \left( \frac{1}{1 + \sum_l e^{\theta(t) + \beta_l' x_{it}}} \right) \quad (9)$$

Die Maximum-Likelihood-Funktion die sich für das Modell ergibt, entspricht der eines multinomialen Logit-Modelles.

## 5 Datenquelle und deskriptive Ergebnisse

Bei den Umfragen des SOEP wird in jeder Welle nach der Stellung der befragten Person zum Haushaltsvorstand gefragt. Diese Informationen für alle Personen eines Haushaltes konnten verwendet werden, um die Stellung einer Person im Haushalt und die Haushaltsform zu bestimmen. Die Veränderungen der Stellung im Haushalt und der Haushaltsform können dann über den Beobachtungszeitraum verfolgt werden. Es wurde eine Variable ‚Haushaltsform‘ kreiert, die diese Informationen enthält. Wer angab, dass er oder sie Kind oder Enkel des Haushaltsvorstandes ist, erhielt die Ausprägung ‚bei den Eltern lebend‘. Enkel des Haushaltsvorstandes sind knapp 2% des Samples.

Als Zustand am Ende der Beobachtungsdauer wird unterschieden zwischen: bei den Eltern lebend, Single, mit einem Partner lebend, Kleinfamilie (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, die im verwendeten Datensatz auftauchen. Wie sich zeigt, zieht gut die Hälfte der Personen in eine Single-Wohnung. Über 40% derer, die das Elternhaus verlassen, gründen mit dem Partner (zum Teil bereits mit den eigenen Kindern) einen Haushalt.

Zielhaushaltsform	Häufigkeit	in Prozent	
Eltern	740	61,72	–
Single	239	19,93	52,07
mit Partner	176	14,68	38,34
Kleinfamilie	21	0,26	4,58
alleinerziehend	3	0,25	0,65
mit anderen Personen	20	1,67	4,36
Total	1199	100	100

Tabelle 1: Zustand am Ende der Beobachtungsdauer

Für diese Untersuchung wurden im Sample jene Personen aufgenommen, die im Beobachtungszeitraum (1984 bis 1997) 16 Jahre alt wurden. Diese Personen wurden so lange weiterverfolgt, bis sie erstmals nicht mehr bei ihren Eltern wohnten.

Damit fallen jene heraus, die zwar noch bei den Eltern wohnen, aber bereits älter sind. Würden diese mit aufgenommen, käme es zu einer Überschätzung des Auszugsalters, weil Gleichaltrige, die aber bereits vor dem Beobachtungszeitraum ausgezogen sind und über deren Auszugszeitpunkt mithin keine Information vorliegt, in der betrachteten Population nicht auftauchen. Es wären also zuviele Personen, die später ausgezogen sind, in der Population.

Aufgrund der sonst zu geringen Zahl der Beobachtungen wird im Hazardratenmodell lediglich zwischen den beiden Zielzuständen ‚Single-Haushalt‘ und ‚Haushalt mit anderen Personen‘ unterschieden.

Ein häufiges Problem in den bisherigen Untersuchungen ist die Behandlung von Männern, die ihren Wehrdienst absolvieren. In Erhebungen des Allbus oder des GSOEP wird dieses Datum von 10% der Männer bei der Frage nach dem ‚Auszug aus dem Elternhaus‘ angegeben (siehe Ziegler und Schladt, 1993; Wagner und Huinink, 1991). Ein großer Teil dürfte nach dem Aufenthalt in der Kaserne wieder zu den Eltern zurückkehren.

In dieser Arbeit wird auf die Antwort der Frage im Erhebungsbogen 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, daher werden sie hier zum Haushalt der Eltern gerechnet.

Vor der Diskussion der Einflussfaktoren auf die Auszugswahrscheinlichkeit soll zunächst die Verweildauer im Elternhaus empirisch dargestellt werden. Die empirische Überlebensrate (Abbildung 1) gibt an, wie groß der Anteil derer ist, die im Alter von  $n$  Jahren noch bei ihren Eltern leben. Die Funktion fällt am stärksten in der Mitte des dritten Lebensjahrzehnts.

Die Auszugswahrscheinlichkeit in einem bestimmten Alter, gegeben, die Person wohnt in diesem Alter noch bei den Eltern, wird durch die empirische Hazardrate dargestellt. Sie

Intervall	Total	Auszug	Zensiert
16 - 17	1199	13	4
17 - 18	1182	13	3
18 - 19	1166	36	107
19 - 20	1023	48	114
20 - 21	861	64	97
21 - 22	700	65	67
22 - 23	568	61	75
23 - 24	432	55	53
24 - 25	324	43	51
25 - 26	230	29	53
26 - 27	148	17	41
27 - 28	90	9	30
28 - 29	51	6	26
29 - 30	19	0	19
Summe	7993	459	740

Tabelle 2: Beobachtete Dauer im Elternhaus

ist in der Abbildung 2 abgebildet. In den ersten Jahren ist die Auszugswahrscheinlichkeit noch gering, steigt aber von Jahr zu Jahr. Am höchsten ist die Auszugswahrscheinlichkeit im 25. Lebensjahr.

Bei den nach Geschlecht getrennten Überlebensraten (Abbildung 3) ist das oft erwähnte Phänomen zu erkennen, dass Männer länger im Elternhaus verbleiben als Frauen.

Ein deskriptiver Überblick über die Kovariablen, welche für die Schätzung des Hazardratenmodelles verwandt wurden, findet sich in Tabelle 3. Eine Reihe von Faktoren, welche Einfluss auf das Auszugsverhalten junger Menschen haben, beziehen sich auf Eigenschaften des Elternhauses. Unterschiede in den Präferenzen, etwa von normativen Vorstellungen, können zum Teil durch das Bildungsniveau der Eltern abgebildet werden. Die entsprechenden Dummyvariablen für den Vater bzw. die Mutter sind eins, wenn deren höchster Schulbildungstitel Realschulabschluss oder höher ist. Wie Tabelle 3 zeigt, trifft dies bei der Elterngeneration nur auf ein Drittel des Samples zu. Als Charakteristikum des Elternhaushaltes, welches die Präferenzen der Heranwachsenden beeinflusst, wurde außerdem die Haushaltsgröße aufgenommen.

Um die Ressourcen des Elternhauses abzubilden, auf welche die heranwachsende Person zugreifen kann, wurde das Haushaltseinkommen pro Kopf in die Untersuchung mit aufgenommen<sup>2</sup>. Die Einkommensdaten wurden mit dem Preisindex des privaten Verbrauches der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des DIW deflationiert.

<sup>2</sup>Ein Nachteil bei der Verwendung des Haushaltseinkommens ist, dass darin auch das eigene Einkommen der betrachteten Person enthalten ist. In späteren Untersuchungen soll dieses Einkommen herausgerechnet werden.

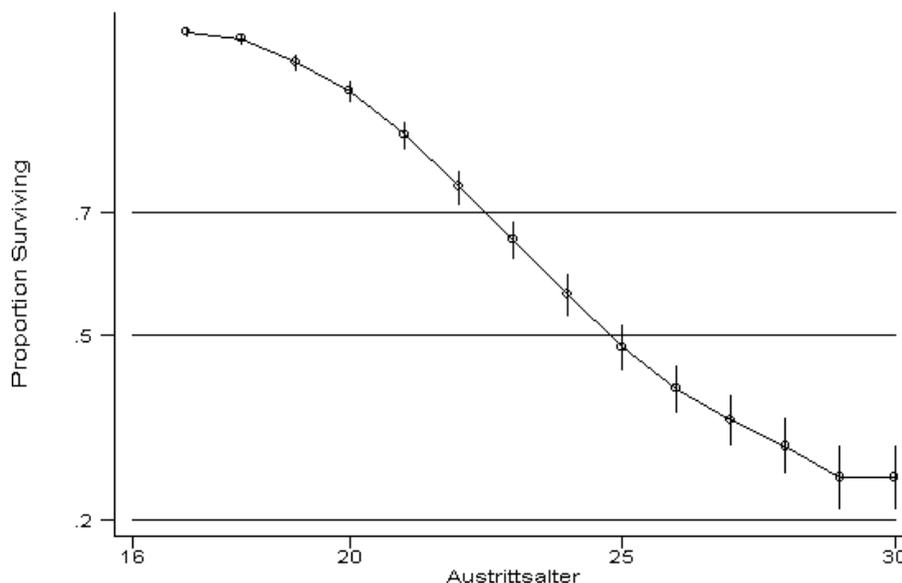


Abbildung 1: Überlebensrate

*Anmerkung: Die vertikalen Linien in dieser und den folgenden Abbildungen geben das 95% Konfidenzintervall an.*

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

Die Befragungen des GSOEP haben jeweils im März stattgefunden. Das heißt, der Haushalt, in welchen man lebt, wird zu diesem einen Zeitpunkt beobachtet. 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. Neun verschiedene Zustände des Erwerbsstatus werden unterschieden. Der Status Schule/Studium wurde als Referenzgruppe verwendet und daher im Hazardratenmodell ausgelassen. In über 50% der Fälle hatten die Personen während des ganzen Jahres den gleichen Erwerbsstatus. Mehrfachnennungen gab es bei etwa einem Viertel der Fälle (Siehe Tabelle 4). 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. Diejenigen, die im GSOEP als ‚im Ruhestand‘ geführt werden, bekommen meist Hinterbliebenenrente.

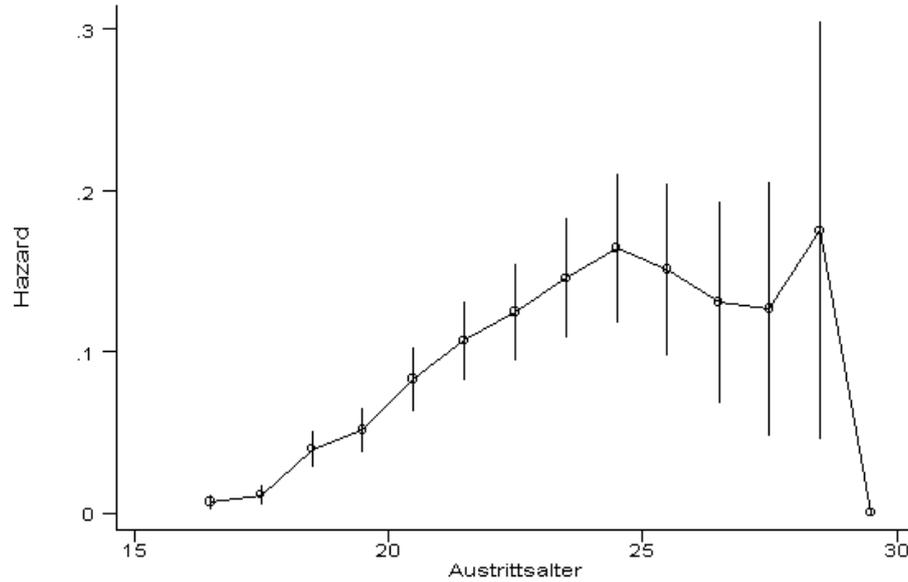


Abbildung 2: Hazardrate

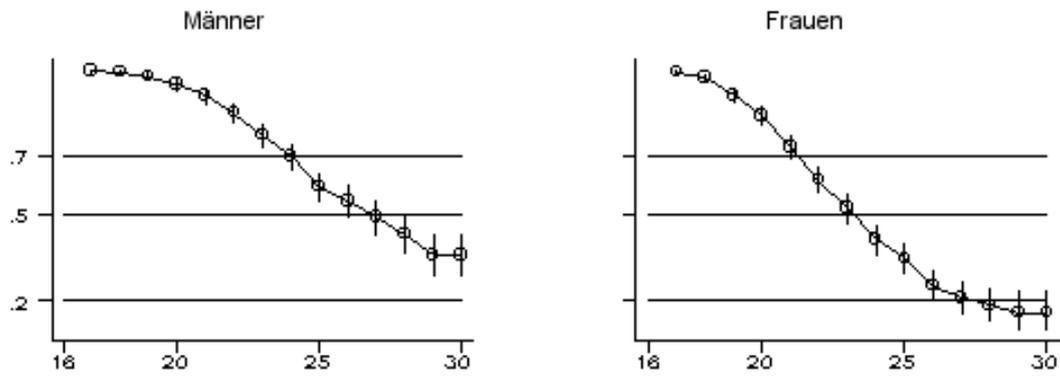


Abbildung 3: Überlebensraten nach Geschlecht

Variable	Mittelwert	Standardabweichung
weiblich	0,428	0,495
Bildung Vater	0,354	0,478
Bildung Mutter	0,298	0,457
Alter	19,497	2,870
Haushaltsgröße	3,673	1,318
Ausbildung	0,240	0,427
Wehrdienst	0,042	0,200
voll Erwerbstätig	0,173	0,378
Teilzeit	0,051	0,219
Arbeitslos	0,029	0,168
Hausfrau	0,006	0,075
im Ruhestand	0,021	0,142
anderes	0,031	0,174
Jahre seit Arbeitsbeginn	1,244	2,142
Pro Kopf Haushaltseinkommen	1117,444	1118,442
Haupt-, Realsch.	0,505	0,500
Abitur	0,130	0,337
sonst. Bildungsabschl.	0,011	0,105

Tabelle 3: Mittelwerte und Standardabweichungen der Variablen

*Anmerkung: Die Mittelwerte und Standardabweichungen beziehen sich auf den Datensatz, in welchem für jede Person pro Jahr eine Beobachtung vorliegt.*

Wer arbeitslos gemeldet ist, war mit höherer Wahrscheinlichkeit vorher beschäftigt, als Personen in anderem Erwerbsstatus. Um zu verhindern, dass die Variable Arbeitslosigkeit auch diese Arbeitsbiographie reflektiert, wurden die Jahre seit dem Arbeitsbeginn in das Hazardratenmodell aufgenommen. Der Erwerbsstatus Arbeitslosigkeit in einem Jahr kann häufiger mit anderen Zuständen, die mit Beschäftigung einhergehen, verbunden sein, als es in anderen Zuständen der Fall ist, da bei den Arbeitslosen die Fluktuation höher ist, als etwa bei Auszubildenden oder voll Erwerbstätigen. Um diese Korrelationen aufzufangen wurde die Variable ‚Arbeitslos\*Beschäftigt‘ in das Modell aufgenommen. Diese Dummyvariable nimmt den Wert eins an, wenn die Person im selben Jahr sowohl arbeitslos als auch in Ausbildung, voll- oder teilzeitbeschäftigt war.

Weiterhin wurde der eigene Bildungsabschluss in der Untersuchung berücksichtigt. Ein höherer Bildungsabschluss erhöht das Humankapital und damit das mögliche Arbeitseinkommen. Es ist auch zu vermuten, dass eine höhere Qualifikation das Bedürfnis, unabhängig von den Eltern zu leben, erhöht. Beide Wirkungsketten würden die Auszugswahrscheinlichkeit erhöhen. Die Referenzgruppe in der Schätzung bilden jene ohne

Mehrfachnennungen		
fehlend	1554	19,4%
1	4433	55,46%
2	1564	19,57%
3	379	4,74%
4	55	0,69%
5	7	0,09%
6	1	0,01%
	7993	100,00%

Tabelle 4: Erwerbsstatus

Abschluss. Unterschieden wird zwischen Personen, deren höchster Bildungstitel Haupt- bzw. Realschulabschluss ist, Abitur oder ein sonstiger Abschluss.

## 6 Schätzergebnisse

Ein methodisches Problem könnte sich ergeben, wenn junge Menschen das Elternhaus nur kurzzeitig verlassen, um später dort wieder einzuziehen. Die endgültige Gründung eines neuen Haushaltes wäre dann also erst später. Dadurch würde die Auszugswahrscheinlichkeit überschätzt. In der Bundesrepublik kommt dieses Phänomen jedoch selten vor. Werden die Biographien der Personen im Sample weiter verfolgt, zeigt sich, dass im Beobachtungszeitraum (also bis 1997) nur 0,8% derer, die das Elternhaus bereits verlassen haben, wieder zurückgezogen sind.

Um durch fehlende Werte nicht zu viele Beobachtungen zu verlieren, wurden für die Einkommens- und Bildungsvariablen sowie für den Erwerbsstatus fehlende Werte auf Null gesetzt und das Fehlen eines Wertes durch einen zusätzlichen Dummy berücksichtigt. Von den 7993 Beobachtungen fehlen bei den Bildungsvariablen 576, bei den Einkommensvariablen 1261 und bei den Erwerbsstatus-Variablen 1554.

Die Variable des Haushaltseinkommens wurde nicht als eine stetige Variable im Modell aufgenommen, sondern als Dummyvariable, um mögliche Nichtlinearitäten aufzufangen. Schätzungen mit diesen beiden alternativen Spezifikationen des Einkommens zeigten, dass die Anpassung mit den Dummyvariablen besser ist.

Es wurde auch eine Modellvariante geschätzt, in welcher die Erwerbszustände Ausbildung, Teilzeitbeschäftigung und voll berufstätig zusammengefasst wurden. Die Hypothese, dass die Reduzierung auf dieses Modell zulässig ist, wurde durch einen Likelihood-Ratio-Test abgelehnt.

Ein Kritikpunkt könnte sein, dass die verwendeten Kovariablen des Erwerbsstatus en-

dogen sind, da der Erwerbsstatus möglicherweise von den gleichen Variablen beeinflusst wird wie das Haushaltsformationsverhalten. Eine Schätzung mit verzögerten Endogenen, dem Erwerbsstatus ein Jahr früher, zeigte jedoch, dass das Modell robust gegenüber dieser Modifikation ist. Hier werden dennoch die Ergebnisse der Schätzung ohne Verzögerung der Erwerbsstatus-Variablen ausgewiesen, da durch die Verzögerung der Beobachtungszeitraum um ein ganzes Jahr kürzer wäre und entsprechend viele Beobachtungen wegfallen würden.

### 6.1 Gepooltes Modell

Die Ergebnisse der Schätzung des Hazardratenmodelles sind in Tabelle 5 ausgewiesen. Bei Frauen ist die Auszugswahrscheinlichkeit signifikant höher als bei Männern. Beim Bildungsniveau der Eltern hat lediglich die Qualifikation der Mutter einen signifikanten, positiven Einfluss. Es ist zu vermuten, dass hier Unterschiede in der Sozialisation von Bedeutung sind.

Einen hochsignifikanten Einfluss auf die Auszugswahrscheinlichkeit hat das Alter der Personen. Referenzgruppe sind Personen im Alter von 16 bis 18 Jahren. Jene, die 25 oder älter sind, wurden zu einer Gruppe zusammengefasst, weil bei einer weiteren Unterteilung in der Gruppe der Älteren zu wenig Beobachtungen vorgelegen wären. Der größte Koeffizient zeigt sich für die Altersgruppe der 23 bis 24-jährigen. Dies bestätigt das Ergebnis der empirischen Hazardrate in Abbildung 1.

Die Veränderungen des Auszugsverhaltens über die Kohorten hinweg wurde mit Dummies für Kohorten einer Breite von jeweils 3 Jahrgängen modelliert. Die Referenzgruppe sind die Jahrgänge von 1968 bis 1970. Bei späteren Jahrgängen sinkt die Auszugswahrscheinlichkeit. Das Auszugsalter hat also bei den jüngeren Kohorten zugenommen. Die Wahrscheinlichkeit, in einen Single-Haushalt zu ziehen ist hierbei in stärkerem Maße gesunken als die, in einen Haushalt mit anderen zu ziehen.

Die Haushaltsgröße hat einen signifikanten Einfluss auf die Auszugswahrscheinlichkeit. Wenn ein Haushalt größer ist, sinkt die Wahrscheinlichkeit, aus dem Elternhaus auszuziehen. Als Ursache dafür sind Unterschiede in den Präferenzen zu vermuten. Wer in einem Haushalt mit mehreren Personen aufgewachsen ist, hat möglicherweise eine geringere Neigung, einen eigenen, meist kleineren Haushalt zu gründen. Bei den Variablen, welche den Erwerbsstatus kennzeichnen, sind die Koeffizienten für Ausbildung für beide Zielzustände signifikant, die Koeffizienten teilzeit und voll erwerbstätig erhöhen die Wahrscheinlichkeit, in einen Haushalt mit anderen zu ziehen signifikant. Auch der Koeffizient Arbeitslosigkeit hat ein positives Vorzeichen. In einer Reihe von anderen Spezifikationen ist er auch signifikant.

Junge Menschen, die einem hohen Arbeitsloskeitsrisiko ausgesetzt sind, bleiben also nicht länger im Elternhaus um die elterlichen Ressourcen stärker nutzen zu können. Wenn eine Person Arbeitslos war, erhöht das die Auszugswahrscheinlichkeit.

Das Pro-Kopf-Haushaltseinkommen hat einen signifikanten Einfluss auf die Wahr-

6 Schätzergebnisse

	Single-Haushalt		Mehr-Personen-Haushalt	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
weiblich	0,8321**	0,1417	1,1544**	0,1558
Bildung Vater	0,0292	0,1671	-0,0435	0,1868
Bildung Mutter	0,3087*	0,1718	-0,0481	0,2075
Alter 19-20	0,8876**	0,2361	0,9527**	0,2635
-22	1,1870**	0,2604	1,4808**	0,2862
-24	1,4295**	0,2931	1,7522**	0,3294
>24	0,6332**	0,3821	1,8958**	0,3983
Jahrg. 70-73	-0,2237	0,1518	-0,3884**	0,1714
74-76	-0,6077**	0,2247	-0,2978	0,2460
77-79	-1,3428**	0,4427	-0,9280*	0,5307
Haushaltsgröße	-0,1379**	0,0570	-0,0787	0,0614
Ausbildung	0,4216**	0,1748	0,5616**	0,1687
Wehrdienst	-0,2219	0,3516	-0,2565	0,3896
voll erwerbstat.	0,2873	0,1909	0,6234**	0,1877
Teilzeitbesch.	0,3455	0,2698	0,5599**	0,2681
Arbeitslos gemeldet	0,7763	0,5452	0,6374	0,5488
Hausfrau	0,5856	0,6343	0,3354	0,6337
Ruhestand	0,2347	0,4383	0,4931	0,3960
sonstige	0,0130	0,3599	-0,4560	0,4345
Arbeitsl*Beschäftigt	-0,0277	0,6079	-0,2080	0,6153
Jahre seit Arbeitsbeginn	0,0797**	0,0377	0,0917**	0,0422
pro Kopf Haushaltseinkommen:				
750-1000	-0,1601	0,2466	-0,6927**	0,2511
-1500	0,0423	0,2172	-0,2896	0,2061
-2000	0,0096	0,2664	-0,6138**	0,2830
>2000	-0,0125	0,2697	-0,5369*	0,2877
Haupt-, Realssch.	-0,0454	0,2008	0,1161	0,2145
Abitur	0,1096	0,2355	-0,2561	0,2726
sonst. Bildungsabschl.	-0,6877	0,7489	-1,4553	1,0407
fehlend: Bildung	-0,4440*	0,2624	0,2152	0,2927
fehlend: Erwerbsstat.	0,9598**	0,2108	-1,1581**	0,3480
fehlend:Einkommen	-0,0918	0,2907	-0,1646	0,2884
Konstantne	-5,3245**	0,4329	-5,9911**	0,4663
Beobachtungen	7993,0000			
LR $\chi^2(62)$	533,2000			
Pseudo- $R^2$	0,1285			

Tabelle 5: gepooltes Hazardratenmodell

Anmerkung: \* bezeichnet ein Signifikanzniveau von 10% , \*\* ein Signifikanzniveau von 5%.

scheinlichkeit in einen Mehr-Personen-Haushalt zu ziehen. Die Referenzgruppe bezieht ein Pro-Kopf-Einkommen von unter 750 DM monatlich. Verfügt der Haushalt über ein höheres Einkommen, verringert sich erwartungsgemäß die Neigung auszuziehen um mit anderen einen Haushalt zu gründen.

Entgegen der theoretischen Erwartung können keine klaren Aussagen getroffen werden über die Auswirkungen des eigenen Bildungsabschluss.

## 6.2 Nach Geschlecht getrenntes Modell

Da sich die Auszugswahrscheinlichkeit von Männern und Frauen unterscheidet und da die Ausprägungen der Kovariable Wehrdienst nur bei Männern auftaucht, erscheint es sinnvoll, für die Geschlechter getrennte Modelle zu schätzen. Zudem wurde die Hypothese, dass für Männer und Frauen die Koeffizienten gleich sind, wurde mit einem LR-Test auf einem Signifikanzniveau von 0,0002% abgelehnt.

Bei der Schätzung für Männer wurden jene, die Hausmann als Erwerbsstatus angaben, zu den Sonstigen hinzugefügt, da deren Zahl zu gering ist, um eine eigene Berücksichtigung zu rechtfertigen. Es wurden bei den Männern auch die Kohorten 74-76 und 77-79 zusammengefasst, da sonst zu wenig Beobachtungen in einer Gruppe wären.

Die Ergebnisse der Schätzung sind in den Tabellen 6 und 7 zu finden. Ein deutlicher Unterschied zwischen den Geschlechtern zeigt sich bei dem Koeffizienten ‚Teilzeitbeschäftigt‘. Bei Frauen steigt im Vergleich zur Gruppe der Schüler/-innen und Studierenden die Wahrscheinlichkeit in einen Mehr-Personen-Haushalt zu ziehen signifikant. Der selbe Koeffizient bei den Männern hat ein negatives Vorzeichen. Dies entspricht den Erwartungen aus Untersuchungen, die zeigen, dass Teilzeitbeschäftigte meist verheiratete Frauen sind.

Einen auffälligen Unterschied in den Vorzeichen gibt es bei den Einkommensvariablen. Dass ein höheres Einkommen die Auszugswahrscheinlichkeit erhöht, bestätigt sich hier nur für die Frauen. Bei den Männern haben die Koeffizienten alle ein anderes Vorzeichen. Allerdings sind diese Koeffizienten auch insignifikant.

Die Größenordnung der Koeffizienten in der Schätzung des Hazardratenmodelles lässt sich inhaltlich nur begrenzt interpretieren. Die Deutung der Ergebnisse wird durch die Betrachtung der Wahrscheinlichkeitsänderung bei Änderung einer Kovariable erleichtert (siehe hierzu Ronning, 1991, S. 42). Daher wurden noch die prognostizierte Hazardraten, also die Wahrscheinlichkeit des Auszuges einer Person, gegeben die Person wohnt noch bei den Eltern, in der Tabelle 8 ermittelt. Hierzu wurde der Durchschnitt der prognostizierten Hazardraten der Personen im Sample gebildet, wobei für alle Personen die Variablen Ausbildung, Arbeitslos bzw. voll Erwerbstätig auf jeweils 1 oder 0 gesetzt wurden (recycled predictions).

Es zeigt sich, dass die Wahrscheinlichkeit, in eine Single-Wohnung zu ziehen bei Männern sich nicht ändert, wenn die Person arbeitslos ist. Die Wahrscheinlichkeit überhaupt auszuziehen, ist bei den Auszubildenden am geringsten.

6 Schätzergebnisse

	Single-Haushalt		Mehr-Personen-Haushalt	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Bildung Vater	-0,2084	0,2543	0,2442	0,2795
Bildung Mutter	0,2685	0,2485	-0,3695	0,3258
Alter 19-20	0,8410**	0,4053	2,4567**	0,8416
-22	1,0992**	0,4258	3,6145**	0,8199
-24	1,3826**	0,4601	3,9730**	0,8411
>24	0,2236	0,5936	3,9085**	0,8976
Jahrg. 70-73	-0,3454	0,2234	-0,8423**	0,3007
74-79	-1,3092**	0,4210	-0,6007	0,5054
Haushaltsgröße	-0,0501	0,0842	-0,0685	0,1036
Ausbildung	0,1279	0,2759	0,4615*	0,2780
Wehrdienst	-0,2932	0,3662	-0,5714	0,3990
voll erwerbstat.	0,5882**	0,2872	0,4946*	0,2969
Teilzeitbesch.	0,5269	0,3788	-0,3768	0,4851
Arbeitslos gemeldet	0,8884	0,7577	0,5293	0,7766
Ruhestand	0,0999	0,7466	0,5626	0,5760
sonstig.	-0,5435	0,7399	-1,2422	1,0274
alo*besch	0,3525	0,8136	-0,5159	0,9276
Jahre seit Arbeitsbeginn	0,0981*	0,0541	0,0739	0,0567
pro Kopf Haushaltseinkommen:				
750-1000	-0,0221	0,3735	0,3402	0,4864
-1500	0,1557	0,3416	0,7028	0,4406
-2000	0,4837	0,3835	0,4494	0,5153
>2000	0,2217	0,4208	0,6116	0,5231
Haupt-, Realssch.	-0,0047	0,2983	0,3528	0,3829
Abitur	0,0325	0,3733	0,2727	0,4493
sonst. Bildungsabschl.	-0,8758	1,0755	-31,2977	--
fehlend: Bildung	0,2143	0,3705	1,2121**	0,4981
fehlend: Erwerbsstat.	0,8067**	0,3392	-2,0840**	0,6198
fehlend:Einkommen	-0,0191	0,4380	0,6829	0,5714
Konstantne	-4,8477**	0,5808	-7,5203**	1,0083
Beobachtungen	4569			
LR $\chi^2(54)$	282,7			
Pseudo- $R^2$	0,1549			

Tabelle 6: Modell: Männer

6 Schätzergebnisse

	Single-Haushalt		Mehr-Personen-Haushalt	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Bildung Vater	0,1887	0,2320	-0,3018	0,2607
Bildung Mutter	0,2817	0,2452	0,2441	0,2803
Alter 19-20	0,9074**	0,2929	0,7521**	0,2838
-22	1,2286**	0,3353	0,9598**	0,3373
-24	1,2850**	0,3987	1,0135**	0,4244
>24	1,0066**	0,5136	1,3538**	0,5287
Jahrg. 70-73	-0,1385	0,2109	-0,1022	0,2149
74-76	-0,3493	0,2743	-0,2236	0,2919
77-79	-1,1985**	0,5032	-0,8273	0,5417
Haushaltsgröße	-0,2037**	0,0783	-0,0795	0,0778
Ausbildung	0,6196**	0,2328	0,5904**	0,2124
voll erwerbstat.	-0,0613	0,2761	0,6749**	0,2445
Teilzeitbesch.	0,2458	0,4064	0,9260**	0,3281
Arbeitslos gemeldet	0,5714	0,8142	0,5540	0,8080
Hausfrau	0,9347	0,6765	0,5516	0,6660
Ruhestand	0,5206	0,5591	0,5450	0,5638
sonstige	0,1892	0,4223	-0,1947	0,4885
alo*besch	-0,8377	0,9992	0,0779	0,8765
Jahre seit Arbeitsbeginn	0,0577	0,0562	0,1271**	0,0622
pro Kopf Haushaltseinkommen:				
750-1000	-0,2526	0,3333	-1,1506**	0,3225
-1500	-0,0371	0,2850	-0,7074**	0,2523
-2000	-0,5196	0,3896	-1,0514**	0,3749
>2000	-0,0990	0,3582	-1,0776**	0,3862
Haupt-, Realssch.	0,0712	0,2762	0,0975	0,2705
Abitur	0,3295	0,3132	-0,4388	0,3688
sonst. Bildungsabschl.	-0,3588	1,0712	-0,8056	1,0772
fehlend: Bildung	-0,9976**	0,4024	-0,1591	0,3727
fehlend: Erwerbsstat.	1,0836**	0,2783	-0,7474	0,4244
fehlend:Einkommen	-0,2081	0,3957	-0,3822	0,3498
Konstantne	-3,4835**	0,4879	-3,2138	0,4645
Beobachtungen	3424			
LR $\chi^2(54)$	294,73			
Pseudo- $R^2$	0,1298			

Tabelle 7: Modell: Frauen

## 7 Schlussfolgerungen

	Ausbildung	voll erwerbstätig	Arbeitslos
Männer			
Bei Eltern	0,9607	0,9494	0,9392
Single	0,0202	0,0312	0,0411
mit anderen	0,0192	0,0194	0,0197
Frauen			
Bei Eltern	0,8974	0,9194	0,9010
Single	0,0591	0,0318	0,0568
mit anderen	0,0435	0,0488	0,0422

Tabelle 8: Prognose der Hazardraten

	Ausbildung → Arbeitslos	voll erwerbstätig → Arbeitslos
Männer		
Bei Eltern	−0,0215	−0,0103
Single	0,0210	0,0100
mit anderen	0,0005	0,0003
Frauen		
Bei Eltern	0,0036	−0,0184
Single	−0,0023	0,0250
mit anderen	−0,0013	−0,0066

Tabelle 9: Differenz der Auszugswahrscheinlichkeiten

Im Vergleich zu Personen die voll erwerbstätig sind, ist die Auszugswahrscheinlichkeit bei arbeitslosen Frauen um 1,8%-Punkte, bei Männern um einen Prozent-Punkt höher (Siehe Tabelle 9). Im Vergleich zu Personen, die sich in Ausbildung befinden, nimmt die Wahrscheinlichkeit bei Männern um 2,1%-Punkt zu, bei Frauen sinkt sie leicht. Die Wahrscheinlichkeit, einen Haushalt gemeinsam mit anderen zu gründen nimmt jedoch nur in geringem Maße zu. Die geringere Auszugswahrscheinlichkeit ist auf die höhere Wahrscheinlichkeit einen Single-Haushalt zu gründen zurückzuführen.

## 7 Schlussfolgerungen

In dieser Arbeit wurde untersucht, ob Arbeitslosigkeit einen Einfluss auf das Auszugsverhalten junger Menschen in der Bundesrepublik (West) hat. Es hat sich gezeigt, dass entgegen der theoretischen Erwartung die Wahrscheinlichkeit des Auszuges aus dem Elternhaus nicht verringert wird. Die Institution Familie fungiert also für junge Menschen nur in geringem Maße als Versicherung gegen Arbeitslosigkeit. Noch offen ist, wie es zu erklären ist, dass die Wahrscheinlichkeit, einen Single-Haushalt zu gründen bei Arbeitslosen entgegen der Erwartung nicht sinkt, sondern sogar zunimmt. Auch ist noch zu

untersuchen, welche Rolle mögliche Transferzahlungen der Eltern auf das Entscheidungsverhalten der Nachkommen haben.

Um weitergehend den Einfluss des Erwerbsstatus auf das Haushaltsformationsverhalten analysieren zu können, sind weitere Untersuchungen über die im Lebenszyklus folgenden Haushaltsformationsentscheidungen der Personen durchzuführen.

## Literatur

- Allison, P. D.** (1982). Discrete-time methods for the analysis of event histories. In: S. Leinhardt, Hg., *Sociological Methodology*, Kap. 2, S. 61–98. San Fransisco.
- Becker, G. S.** (1981). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press, Cambridge.
- Ermisch, J.** und **DiSalvo, P.** (1997). The economic determinants of young peoples household formation. *Economica*, 64, 627–644.
- 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.
- Jenkins, S. P.** (1995). Easy estimation methods for discrete-time duration models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1), 129–137.
- 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.
- 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, Hg., *Demographische Probleme der Haushaltsökonomie*, Bd. IV von *Contributions to Quantitative Economics*. Brockmeyer, Bochum.
- Ott, N.** (1986). Ausscheiden erwachsener Kinder aus dem elterlichen Haushalt. In: K. F. Zimmermann, Hg., *Demographische Probleme der Haushaltsökonomie*, Bd. IV von *Contributions to Quantitative Economics*. Brockmeyer, Bochum.
- 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.
- Ronning, G.** (1991). *Mikroökometrie*. Springer-Verlag, Berlin.

- Schwarz, K.** (1989). Wann verlassen die Kinder das Elternhaus? *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 15(1), 39–58.
- Wagner, M. und Huinink, J.** (1991). Neuere Trends beim Auszug aus dem Elternhaus. *Acta Demographica*, S. 39–62.
- Weick, S.** (1993). Determinanten des Auszugs aus der elterlichen Wohnung. In: A. Dieckmann und S. Weick, Hg., *Der Familienzyklus als sozialer Prozess*. Drucker & Humbolt.
- Wolff, J.** (1998). *Essays in Unemployment Duration in two Economies in Transition: East Germany and Hungary*. Dissertation, European University Institute, Department of Economics.
- Ziegler, R. und Schladt, D.** (1993). Auszug aus dem Elternhaus und Hausstandsgründung. In: A. Dieckmann und S. Weick, Hg., *Der Familienzyklus als sozialer Prozess*. Drucker & Humbolt.