

### Determinanten des Auszugs junger Erwachsener aus dem Elternhaus: eine Analyse mit Survivalmodellen

Georg, Werner; Strzoda, Christiane; Zinnecker, Jürgen

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Georg, W., Strzoda, C., & Zinnecker, J. (1994). Determinanten des Auszugs junger Erwachsener aus dem Elternhaus: eine Analyse mit Survivalmodellen. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 34, 106-123. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-201289>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

## Determinanten des Auszugs junger Erwachsener aus dem Elternhaus. Eine Analyse mit Survivalmodellen

von Werner Georg, Christiane Strzoda und Jürgen Zinnecker<sup>1</sup>

### Zusammenfassung

*In der Familiensoziologie wird momentan eine Diskussion um den längeren Verbleib von Jugendlichen in ihrer Herkunftsfamilie geführt. Dieses "Nesthockerphänomen" verweist, so die Annahme, möglicherweise auf eine veränderte Struktur der intergenerationalen Familienbeziehungen und ein gewandeltes jugendbiografisches Modell. Der empirische Status dieser Diskussion ist jedoch unbefriedigend, da zum gegenwärtigen Zeitpunkt lediglich Einzelfallstudien auf qualitativer Ebene veröffentlicht wurden. Vor diesem Hintergrund werden in diesem Beitrag auf der Basis der Shell Jugendstudie 1992 Survivalmodelle berechnet, die den Auszugszeitpunkt aus dem Elternhaus in Abhängigkeit von soziodemografischen und lebenslaufbezogenen Variablen erklären. Im Ergebnis zeigt sich ein deutlicher Einfluß des Geschlechts (weibliche Befragte ziehen früher aus) sowie der Bildung des Befragten (niedrig Gebildete verlassen das Elternhaus eher), des Bildungsstatus ihres Vaters (niedrige Bildungsniveaus sind mit einem späteren Auszugstermin verknüpft) und der Wohnortgröße (Bewohner größerer Städte besitzen eine stärkere Auszugsneigung). Im Bereich lebenslaufbezogener Ereignisse läßt sich zeigen, daß frühe sexuelle Erfahrungen mit einem früheren Auszugstermin verbunden sind (und vice versa) und der Auszugszeitpunkt vor allem mit familial-partnerschaftlichen Statuspassagen synchronisiert wird und weniger mit beruflichen.*

### Abstract

*In the sociology of family a discussion is presently taking place concerning young people's prolonged remain in their family of origin. This phenomenon points to the likelihood of an altered intergenerational relationship and biographical model of youth. However, the empirical status of this discussion is unsatisfactory because so far only qualitative case studies have been published. Against this background survival models are computed with the data of the "Shell Youth Survey 1992" which explain the "moving out" phenomenon with socio-demographic and life-course related variables. The results of these models display a clear influence of gender (female respondents leave earlier) as well as the educational attainment of the respondents (lower educated leave the house of their parents earlier) and their fathers (lower levels of educational attainment are associated with a later moving out) and the place of residence (inhabitants of bigger cities are more likely to move out early). With respect to the life-course related variables it can be shown that earlier sexual experiences are associated with an earlier moving out and that the point in time, when the moving out takes place, is synchronized mainly with the establishment of one's own household and not with the professional status-passage.*

<sup>1</sup> Dr. **Werner Georg** und Dipl.-Soz. **Christiane Strzoda** sind derzeit wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Universität-GH Siegen, Projekt Bildungsmoratorium im Schwerpunktprogramm der DFG "Kinder und Jugendliche vor und nach der Vereinigung"; Dr. **Jürgen Zinnecker** ist Professor für Erziehungswissenschaften an der Universität-GH Siegen, FB 2.

### 1. Erläuterung des Forschungsinteresses

Im Rahmen einer lebenslauforientierten Jugend- und Sozialisationsforschung findet seit Ende der siebziger Jahre das dritte Lebensjahrzehnt besondere Aufmerksamkeit. Mit dem Forschungsinteresse korrespondiert ein gesellschaftlicher Diskurs, der verschiedene Probleme und Wandlungen des Erwachsenwerdens zum Inhalt hat. Beispielsweise geht es um Fragen der subjektiven Zielprojektion: Gilt der Status des Erwachsenen noch etwas und wollen die Jüngeren weiterhin im überlieferten Sinn "erwachsen" werden (*Meulemann* 1992). Ein weiterer Komplex von Fragen bezieht sich auf die Gestaltung und Figuration der Übergänge von der Adoleszenz ins Erwachsenenalter. Gilt weiterhin die - durch einen set von Altersnormen abgesicherte - zeitliche Abfolge und Synchronisierung zentraler Statuspassagen; halten sich die jüngeren Alterskohorten an das gewohnte Timing sozialer Transitionen (*Fuchs* 1985; *Fuchs et al* 1991). Entsprechende politische und Forschungsfragen richten sich auf das Feld der beruflichen wie auch auf das der privaten Statusübergänge. Im ersten Bereich geht es darum, wie die jüngere Generation verlängerte Bildungs- und Ausbildungslaufbahnen in ihre Biografie integriert und wie sich die zeitlichen Strukturen des dritten Lebensjahrzehntes unter dem Eindruck entstandardisierter und teilweise umkehrbar gewordener Laufbahnmuster verändern (*Bock* 1991). Auf der anderen Seite rücken Fragen der Familiengründung in diesem Lebensjahrzehnt und dort anzutreffende Tendenzen zur Informalisierung und Individualisierung von Privatheit in den Vordergrund (vgl. *Meyer* 1992; *Burkart* 1991; *Burkart und Kohli* 1992).

In diesem Beitrag werden demografische und biografische Kontexte und lebenszeitliche Variationen des Auszugs junger Erwachsener aus dem Elternhaus focussiert<sup>2</sup>. Diese Statuspassage besitzt eine gewisse Schlüsselfunktion für die Schwellenjahre zwischen Adoleszenz und Erwachsensein (vgl. *Gaier und Müller* 1989). Traditionell zeigt der Auszug junger Erwachsener aus dem Elternhaus die Neugründung eines eigenen Familienhaushaltes an (*Mayer und Wagner* 1986). Neuerdings mehren sich die Anzeichen dafür, daß der Auszug im dritten Lebensjahrzehnt nicht mehr unmittelbar mit Heirat und Familiengründung zusammengeht (synchronisiert ist), sondern verstärkt in einen Übergangstatus des Wohnens jenseits von elterlicher Herkunfts- und eigener künftiger Familie mündet. Einige Autoren haben diese lebensgeschichtliche Phase des Wohnens außerhalb eines Familienverbandes zum Kristallisationspunkt für die historische Herausbildung eines postadoleszenten Moratoriums genommen, was nicht unwidersprochen blieb (vgl. *Zinnecker* 1982; *Baethge* 1989).

2 Die Datenanalyse erfolgte im Rahmen der Arbeitsgruppe "Bildungsmoratorium" an der Universität-Gesamthochschule Siegen. (Weitere Projektmitarbeiter außer den Verfassern sind: *Ralph Hasenberg, Bettina Marx, Ludwig Stecher*) Das Vorhaben ist Bestandteil des DFG-Schwerpunktprogramms "Kindheit und Jugend in Deutschland vor und nach der Vereinigung", das 1992 eingerichtet wurde. Die Arbeiten erfolgen in Kooperation mit Projekten unter der Leitung von *R. Silbereisen* (Pennsylvania State University und Justus-Liebig-Universität Gießen) und *L. Vaskovics* (Universität Bamberg) Die Auswertungen wurden seitens der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) (unter den Titeln Zi 163/11-1 und 163/12-1) gefördert.

Aus der Sicht von Familien und Familienforschern stellt sich die Problemlage noch etwas anders dar. Hier geht es um die Sorge, daß die historische Tendenz zur Ausdehnung der Jugendphase ins dritte Lebensjahrzehnt hinein zu einem verlängertem Verbleib der jüngeren Generation im Elternhaus führt. Elternratgeber haben in diesem Sinn den Slogan von den überalternden "Nesthockern" im "Hotel Mama" medienweit und nicht ohne Parteilichkeit für die Eltern (d.h. Mütter) verbreitet (*Herms-Bohnhoff* 1993; *Mc Hardy* 1993).

Seitens der Familiensoziologie wird auf die neuen finanziellen und arbeitsbezogenen Belastungen von Familien und auf die erneute Wandlung des Familienzyklus - im Sinne einer sich wieder verkürzenden empty-nest-Phase - hingewiesen (vgl. *Vaskovics* 1989). Offenkundig ist, daß sich gegenwärtig ein Teil der Ablösungsproblematik von Eltern und Kindern, die in den vorangegangenen Jahrzehnten vorwiegend als ein Problem der frühen Adoleszenz und des zweiten Lebensjahrzehnts diskutiert und erforscht wurde (vgl. *Stierlin et al.* 1980; *Schneewind und Braun* 1988), mittlerweile auf die "Postadoleszenz" und das dritte Lebensjahrzehnt verlagert hat.

Die folgenden Analysen konzentrieren sich auf die Frage des Timings, auf Variationen des Zeitpunktes, zu dem junge Erwachsene das Elternhaus verlassen. Zunächst werden Unterschiede bezüglich des Auszugszeitpunktes zwischen verschiedenen Untergruppen junger Erwachsener anhand bivariater Modelle geprüft. In einem zweiten Schritt erfolgt der Übergang zu multivariaten Analysen. Dabei soll der Frage nachgegangen werden, welche Variablengruppen den frühen oder späten Zeitpunkt des Auszuges junger Erwachsener aus dem Elternhaus determinieren.

## 2. Datenbasis und methodisches Vorgehen

Die empirische Basis des Beitrages liefert ein jüngst durchgeführter Jugendsurvey, die sogenannte Shell Jugendstudie, die Sommer 1991 in West- und Ostdeutschland im Feld war (*Jugendwerk* 1992)<sup>3</sup>. Wie mittlerweile in solchen Jugendsurveys üblich, wurde zusätzlich zu den jugendlichen Jahrgängen im engeren Sinn (13-19jährige) auch die Altersgruppe der 20-29jährigen in die Befragung einbezogen. Das sind in diesem Fall die Geburtskohorten 1962 bis 1971 (n = 1668). Die Stichprobe erhebt den Anspruch, ein annähernd verlässliches Abbild der altersgleichen deutschen Wohnbevölkerung darzustellen (*Jugendwerk* 1992, Bd. 4). Dabei ist in Rechnung zu stellen, daß es sich um eine Quotenstichprobe nach den fünf soziodemografischen Merkmalen Region (Bundesland), Gemeindegrößenklasse, Alter, Geschlecht und Schulniveau handelt. Die Problematik der Stichprobenziehung soll hier nicht diskutiert werden. Die Daten wurden in eineinhalbstündigen mündlichen Interviews in standardisierter Form erhoben. Zu Vergleichszwecken wurden die Jugendlichen und jungen Erwachsenen aus den neuen Bundesländern überquotiert (Verhältnis junge Westdeutsche zu jungen Ostdeutschen = 1:2).

3 ZA-Archiv-Nr. 2323, vgl. dazu die Inhaltsbeschreibung in ZA-Information 33, S. 9 ff.

Die lebenslaufbezogenen Angaben wurden retrospektiv erfragt. Als Grundlage diente ein Instrumentarium, das ursprünglich 1981 anlässlich der damaligen Shell Jugendstudie<sup>4</sup> (*Jugendwerk* 1982) entwickelt worden war und das sich in der Folgezeit bewährt hatte (vgl. *Fuchs* 1985). 1991 waren 23 "Lebenslaufereignisse", ergänzt um 15 "kritische Lebensereignisse" (vgl. *Geyer* 1992) von den Befragten danach einzustufen, ob man diese bisher schon erlebt habe und, falls das bejaht wurde, in welchem Alter (Lebensjahr) das gewesen sei (vgl. *Jugendwerk* 1992, Bd. 4, S. 238 f.; S. 282 f.; *Behnken/Zinnecker* 1992).

Angesichts der befragten Altersgruppe von 20-29jährigen besteht das Problem, daß bestimmte "normative" Lebensereignisse, insbesondere solche, die mit der Statuspassage vom Jugendlichen zum Erwachsenen verbunden sind, zum Erhebungszeitpunkt noch nicht von allen Befragten erlebt wurden. Zudem hatten die Jüngsten (20jährige) geringere Chancen als die Ältesten (29jährige), entsprechende Übergänge zu vollziehen. Man spricht in diesem Fall von rechtszensierten Daten, da die weitere Beobachtung des untersuchten Prozesses nach dem letzten Befragungszeitpunkt ausgeblendet bleibt. Theoretisch könnte man die zensierten Fälle aus der weiteren Analyse ausschließen und beispielsweise ein lineares Regressionsmodell mit den Zeiten des Auftretens eines Ereignisses als Kriteriumsvariable berechnen. Implizit geht man dabei jedoch davon aus, daß der Prozeßverlauf für die zensierten Fälle analog zu den nicht-zensierten Fällen strukturiert ist. Eine angemessenere Modellierung für zensierte Ereignisdaten stellt die Berücksichtigung der Übergangswahrscheinlichkeiten in den Zielzustand während eines spezifischen Intervalls dar. Die zentralen Terme dieser statistischen Modellgruppe, der sogenannten Ereignis- oder Survivalanalyse, sind mittlerweile in der Methodenliteratur gut beschrieben und werden deshalb hier nicht eigens dargestellt (vgl. *Andress* 1985, *Diekmann und Mitter* 1984, *Kalbfleisch und Prentice* 1980, *Blossfeld et al* 1986).

Um der oben beschriebenen Fragestellung differenzierter nachzugehen, wurden mehrere Cox-Regressionsmodelle berechnet. Da Cox-Modelle mit einem Partial-Likelihood-Schätzer berechnet werden ("partial" deshalb, weil nicht die volle Likelihoodfunktion maximiert wird, sondern das Produkt der bedingten Wahrscheinlichkeiten für alle Todeszeitpunkte (vgl. *Cox* 1972)), der wie die Maximum-Likelihood-Schätzung effizient und asymptotisch chi-Quadrat verteilt ist, kann der Unterschied zwischen Modellen, von denen eines eine Teilmenge der Parameter des anderen darstellt (sog. "nested models"), durch den Likelihood-Ratio-Test (LR) überprüft werden. Dieser Test ist mit der Anzahl der zusätzlichen Parameter als Freiheitsgrade approximativ chi-Quadrat verteilt und erlaubt die Überprüfung der Annahme, ob das erweiterte Modell sich signifikant vom Ausgangsmodell unterscheidet:

$$\text{Chi-Quadrat} = 2 ((\ln L\beta) - (\ln L\beta^*)),$$

4 ZA-Archiv-Nr. 1201

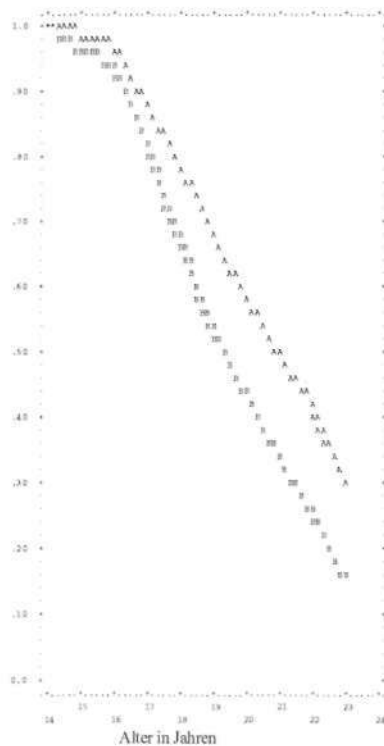
wobei  $L\beta$  die Likelihood eines "vollen" Modells und  $L\beta^*$  die Likelihood eines eingeschränkten Modells repräsentiert.

### 3. Survivalmodelle für den Auszug aus dem Elternhaus in verschiedenen Untergruppen junger Erwachsener - bivariate Analysen

Im folgenden werden die Survivorfunktionen<sup>5</sup> des Lebenslaufereignisses "Auszug aus dem Elternhaus" zwischen männlichen und weiblichen jungen Erwachsenen, zwischen Befragten mit unterschiedlichen Schulabschlüssen und zwischen solchen mit unterschiedlich schulisch gebildeten Vätern miteinander verglichen. Zu allen drei Bereichen lassen sich empirische Vergleichsdaten aus unterschiedlichen Geburtskohorten und nationalen westlichen Industriegesellschaften heranziehen (vgl. *Mayer und Wagner* 1986).

**Abbildung 1:** Survivorfunktion Geschlecht der Befragten (West)

A = Jungen B = Mädchen



5 Die Survivorfunktion gibt die Wahrscheinlichkeit an, daß ein Individuum einen Zeitpunkt t "erlebt".

Abbildung 1 gibt die Survivorfunktionen für männliche (A) und weibliche (B) Jugendliche in Westdeutschland wieder, wobei die Zeitachse bei 14 Jahren beginnt und mit 24 Jahren und älter endet. Aus dem Verlauf der Survivorfunktionen wird deutlich, daß die Auszugswahrscheinlichkeit für männliche Jugendliche durchgängig niedriger ist als für weibliche. So wohnten im Alter von 19 Jahren nur noch etwa 50% aller Mädchen, aber ca. 65% aller Jungen zu Hause.

Die berichtete Geschlechterdifferenz im Auszugsverhalten stellt sich durchweg in vergleichbaren Analysen ein. *Mayer und Wagner* (1986, S.6) resümieren ihren einschlägigen Literaturbericht wie folgt: "Daß Frauen ihr Elternhaus eher verlassen als Männer, zeigt sich in allen empirischen Studien. Es gibt keinerlei Hinweise darauf, daß dieser Tatbestand von Staat zu Staat oder mit der Kohortenzugehörigkeit differieren würde. Die meisten Autoren führen ihn auf das jüngere Heiratsalter von Frauen zurück."

Der angeführte Zusammenhang zwischen den Lebenslaufereignissen Auszug und Heirat läßt sich u.E. zu folgendem Deutungsmuster verallgemeinern. Die Geschwindigkeit des weiblichen Lebenslaufes zwischen früher Adoleszenz und frühem Erwachsensein ist im Feld der privaten Statuspassagen durchweg höher. Mädchen und junge Frauen durchlaufen die entsprechenden Schwellenzeiten zum Teil um Jahre früher als Jungen und junge Männer. Die Mediane für Übergänge (Survivorfunktionen), getrennt für West- und Ostdeutsche, lauten (*Behnen und Zinnecker* 1992, S. 139 ff.):

**Tabelle 1:** Etappen gegengeschlechtlicher Beziehungen nach Geschlecht und West/Ost (Mediane, Survivorfunktion)

	Bis zum Alter von... haben 50% zum erstenmal erreicht:			
	Alte BRD		Gebiet der ehemaligen DDR	
	Jungen	Mädchen	Jungen	Mädchen
Verliebt sein	16,1	15,2	16,0	15,5
Gegengeschlechtlicher Freund	17,4	16,8	16,7	16,7
Erster Geschlechtsverkehr	16,8	16,9	16,6	17,1
Mit Partner zusammenwohnen	27,0	23,2	24,0	21,7
Heirat	29 +	27,3	28,7	24,7

Deutsche Wohnbevölkerung, 20-29jährige, retrospektive Befragung Sommer 1991 (Jahrgänge 1962-1971) (n= 1668)

Wie man sieht, ergeben sich in West und Ost vergleichbare Altersdifferenzen nach Geschlecht. Die Differenz zugunsten der jungen Frauen ist im dritten Lebensjahrzehnt erheblich größer als im zweiten. D.h., weibliche und männliche Lebensläufe entfernen sich in der zeitlichen Positionierung spezifischer Ereignisse während der Nachjugendphase weiter voneinander als während der Adoleszenz. (Eine Ausnahme in diesem Schema bildet die er-

ste Sexualität, die Mädchen traditionell etwas später erreichen. In Westdeutschland haben sie in dieser Generation bereits gleichgezogen.)

Im Zeitvergleich zwischen verschiedenen (westdeutschen Kohorten läßt sich tendenziell eine Vorverlagerung des Auszugstermins junger Erwachsener über die letzten drei bis vier Jahrzehnte, insbesondere nach den sechziger Jahren, beobachten, wobei das deutlich frühere Auszugsalter der jungen Frauen über die Zeit erhalten bleibt. Der Prozeß ist begleitet von einer Komprimierung der Auszugsjahre auf das Jahrfünft zwischen 20 und 24 (nicht eigens belegt). Der Trend zum früheren Ausziehen verdient vor allem auch deshalb Beachtung, da sich in diesem Zeitraum gleichzeitig eine verlängerte Nachjugendphase mit verzögerten Übergängen im beruflichen und privaten Bereich herausbildete.<sup>6</sup>

**Tabelle 2:** Mediane des Auszugsalters

Geburtskohorten	Männer	Frauen
1929-31	24,7 Jahre	22,6 Jahre
1939-41	24,7 Jahre	22,3 Jahre
1949-51	23,9 Jahre	21,2 Jahre
1962-71	23,0 Jahre	21,2 Jahre

Quellen: *Mayer und Wagner* 1986, S. 22 f; *Behnken und Zinnecker* 1992, S. 140

Weitere komplexe soziodemografische Indikatoren beziehen sich auf Unterschiede zwischen Bildungsschichten. Beschleunigt oder verlangsamt sich das Auszugsverhalten, wenn junge Erwachsene aus Akademikerfamilien stammen oder wenn sie selbst anspruchsvolle - und damit lebenszeitlich längere - Bildungsabschlüsse aufweisen bzw. anstreben? Eine kurze Zwischenüberlegung vermag zu verdeutlichen, daß die erwartbaren Einflußgrößen nicht eindeutig in Richtung auf eine Verlängerung oder Verkürzung der Verweildauer im Elternhaus weisen. Auf der einen Seite ist eine Verkürzung naheliegend: Qualifizierte Bildungsstätten sind nicht unbedingt am Wohnort vorhanden, was eine (aus)bildungsbedingte Wohnmobilität und einen zumindest vorübergehenden Auszug aus dem Elternhaus notwendig macht. Eine breite Palette möglicher Wohnformen für Auszubildende und Studierende hat sich im Verlauf der Geschichte solcher Bildungsmoratorien herausgebildet und steht heute zur Verfügung. Das Spektrum reicht hierbei von Internaten über möblierte Einzelzimmer bis hin zu freien Wohngemeinschaften (*Berner und Rentzsch* 1989). Ferner ist auf den generellen Befund der Mobilitätsforschung zu verweisen, wonach die räumliche und berufliche Mobilität bei besser Ausgebildeten im allgemeinen größer ist als bei weniger qualifizierten und gebildeten Familien. Beide Faktoren weisen auf ein früheres Auszugsalter von zu Hause hin. Auf der anderen Seite sind mögliche retardierende Momente nicht zu unter-

<sup>6</sup> Die Tendenz zu einem vorverlegten Auszugsalter steht dabei nicht im Gegensatz zur Nesthockerthese, denn hierbei handelt es sich um eine spezifische Gruppe - zumeist männliche Jugendliche.

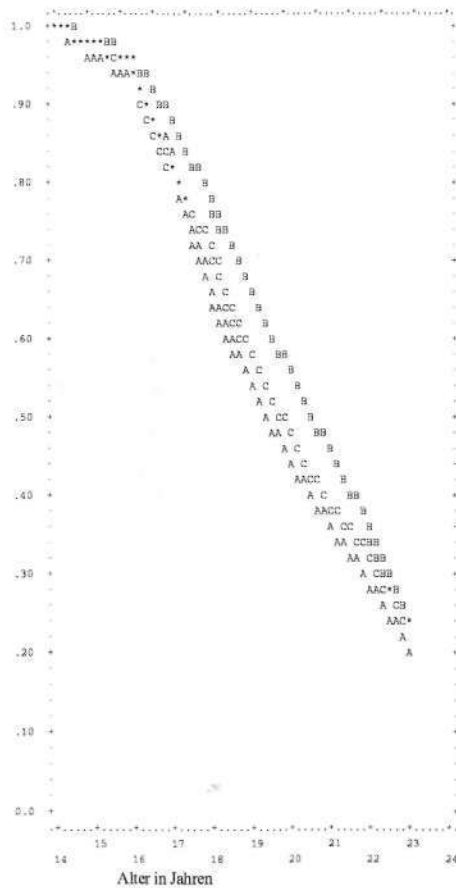


schätzen: Längere Ausbildungszeiten erzeugen verlängerte finanzielle Abhängigkeiten von den Eltern. Die Kosten der Ausbildung lassen sich durch Wohnen im elterlichen Haushalt verringern. Die Erreichbarkeit wohnortnaher Ausbildungsstätten (Hochschulen) begünstigt ein solches Kalkül.

Welche Variationen des Auszugstermins lassen sich in unserer eigenen Erhebung auf der bivariaten Ebene beobachten bzw. schätzen? Hinsichtlich der Auszugswahrscheinlichkeit bei unterschiedlichem Bildungsniveau des Vaters existiert ein deutlich geordneter Zusammenhang: Je höher die Bildung des Vaters ist, desto früher ziehen die Töchter und Söhne

**Abbildung 2:** Survivorfunktion Bildung des Vaters (West)

A = hohe Bildung B =niedrige Bildung C = mittlere Bildung



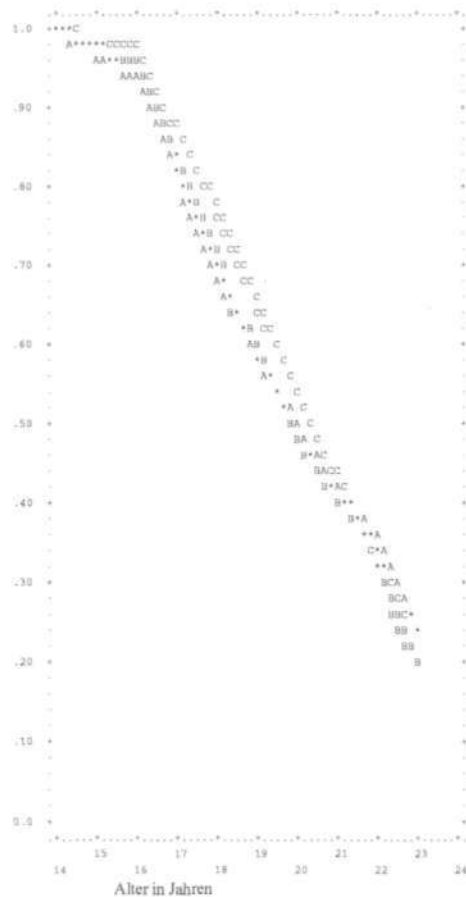
zu Hause aus. Das gilt sowohl in West- als auch in Ostdeutschland. Ob dieser Effekt im multivariaten Vergleich erhalten bleibt, wird in den Regressionsmodellen zu klären sein.

Ein weniger deutliches Bild ergibt sich bei der eigenen Bildung der jungen Erwachsenen. Zum einen sind hier die Unterschiede weniger ausgeprägt als bei der Bildung des Vaters, und zum anderen verläuft die Auszugswahrscheinlichkeit bei hoher und niedriger Bildung nahezu identisch, während der Auszug bei den mittleren Bildungsgruppen etwas verlangsamt erfolgt.

Die Lebensläufe junger Erwachsener unterschieden sich in der ehemaligen DDR und der alten BRD zum Teil erheblich voneinander. Am Datensatz der Shell Jugendstudie '91

**Abbildung 3:** Survivorfunktion Bildung des Befragten (West)

A= hohe Bildung B =niedrige Bildung C = mittlere Bildung



wurde diese Differenz im Detail für die Geburtsjahrgänge zwischen 1962 und 1971 belegt (vgl. *Behnken* 1992; *Behnken und Zinnecker* 1992). Zusammengefaßt zeigt sich, daß junge Ostdeutsche die Statuspassagen in den Beruf (erste Berufsausbildung, erste Erwerbstätigkeit) und in das Familienleben (erste Heirat, erste Elternschaft) zeitlich früher und stärker komprimiert - und das heißt auch: stärker normiert - durchliefen.

Beim Auszug aus dem Elternhaus stellt sich dieser Unterschied nicht her. Die oben dokumentierten Survivorfunktionen wurden für die alten und neuen Bundesländer jeweils getrennt geschätzt. Weder für die Gesamtgruppe noch für die Untergruppen nach Geschlecht, eigenem oder väterlichem Bildungsniveau waren signifikante Unterschiede feststellbar. Die jeweiligen gruppenspezifischen Verlaufskurven unterschieden sich in Ost und West nicht. (Für die Darstellung der Grafiken wurden in Abbildung 3 die westdeutschen Survivorkurven beispielhaft ausgewählt.)

#### 4. Determinanten des Auszugs aus dem Elternhaus - multivariate Analysen

Welche Determinanten für unterschiedliche Zeitpunkte des Ausziehens ergeben sich im Modell der multivariaten Analyse? Zusätzlich zu den soziodemografischen Variablen (Ost/West, Geschlecht, eigene Bildung, Bildung des Vaters, Wohnortgröße) werden lebenslaufbezogene Ereignisse in die Berechnung aufgenommen. Zu den langfristig, strukturell wirkenden Einflüssen kommen also temporäre Variablen hinzu: frühe oder späte Statuspassagen.

Die zunächst aufgenommene Gruppe von Lebenslaufereignissen betrifft den Übergang von der elternabhängigen Kindheit in eine selbstbestimmtere frühe Adoleszenz. Die Befragten sollten sich rückerinnern, ab welchem Lebensalter sie sich Essen selbst zubereiten konnten, über das Heimkommen abends eigenständig entschieden oder den ersten Urlaub ohne Eltern gemacht haben. Dazu kommt das Timing der ersten Schritte in Richtung (gegen-)geschlechtliche Beziehungen wie Discobesuche, Verliebtsein, erste sexuelle Erfahrungen. Geprüft werden soll die folgende Hypothese: Die Zeitstruktur der Schwellenzeit zwischen Kindheit und Jugend beeinflusst das Timing der Ablösung vom elterlichen Haushalt. Wer die Statuspassagen in der Pubertät früher nimmt, zieht später als junger Erwachsener mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit auch früher aus dem Elternhaus aus und umgekehrt. Eine Verspätung der Pubertät begünstigt auch eine verspätete Trennung von der Herkunftsfamilie. Die lebenszeitüberdauernden Einflüsse, die hinter frühem bzw. spätem Auszug aus dem Elternhaus wirksam sind, lassen sich in den Daten nicht weiter prüfen. Es erscheint aber plausibel, hier psychodynamischen Modellen von Eltern-Kind-Beziehungen zu folgen, die im Rahmen von klinischen Fallstudien entwickelt wurden. In den Begriffen systemischer Familienanalyse gesprochen: Das "beschleunigte" Lebenslaufmodell könnte mit einer "zentrifugalen" Familienkonstellation korrespondieren, das "verlangsamte" Modell mit einer "zentripetalen" (vgl. *Stierlin et al.* 1980; *Schneewind und Braun* 1988).

Aus Tabelle 3 können die Parameter-Schätzungen ( $\beta$ ), deren exponentierte Effekte  $e(\exp(\beta))$  sowie die entsprechenden t-Werte für das erste Cox-Modell entnommen werden.

**Tabelle 3:** Determinanten des Auszugs aus dem Elternhaus.  
Cox-Modell für sozio-demografische Variablen und ausgewählte Lebensereignisse der Statuspassage Kind-Jugendlicher

Loglikelihood:-7866.70 chi-Quadrat: 148,39 df:14 p<.001

Variable	$\beta$	$\exp(\beta)$	t-Wert
<b>Soziodemografische Variablen</b>			
WEST/Ost(West=1)	-.072	.929	1.02
GESCHLECHT (männl=1)	-.410	.663	6.14*
BILDUNG 1 (niedrig=1)	.325	1.384	3.44*
BILDUNG2 (mittel=1)	.102	1.108	1.44
BILDVAT1 (niedrig=1)	-.192	.825	2.34*
BILDVAT2(mittel=1)	-.143	.866	1.72
ORT (Großstadt)	.113	1.120	2.18*
<b>Lebenslaufbezogene Variablen (Pubertät)</b>			
URLAUB	<b>-.011</b>	.988	.82
HEIMKOMMEN	-.025	.975	1.15
SEXUALITÄT	-.044	.956	2.42*
VERLIEBT	-.010	.989	.83
ESSEN	-.018	.981	1.62
DISCO	-.029	.970	1.24
PUBERTÄT	-.010	.989	.45

#### Soziodemografische Variablen

WEST	eine Dummy-Variable, die zwischen West- und Ostdeutschland differenziert (0=Ost 1=West);
GESCHLECHT	(0=männlich 1=weiblich)
BILDUNG 1	niedrige Bildung (hohe Bildung=0)
BILDUNG2	mittlere Bildung (hohe Bildung=0)
BILDVAT1	niedrige Bildung des Vaters (hohe Bildung=0)
BILDVAT2	mittlere Bildung des Vaters (hohe Bildung=0)
ORT	Wohnortgröße (1=Weiler; 8=Großstadt)

#### Lebenslaufbezogene Variablen (Pubertät)

URLAUB	das Alter, in dem der Befragte zum ersten Mal allein Urlaub machte;
HEIMKOMMEN	das Alter, in dem der Befragte zum ersten Mal allein entscheiden konnte, wann er abends nach Hause kam;
SEXUALITÄT	das Alter, in dem der Befragte zum ersten Mal sexuelle Erfahrungen machte;
VERLIEBT	das Alter, in dem der Befragte zum ersten Mal verliebt war;
ESSEN	das Alter, in dem der Befragte zum ersten Mal selbst sein Essen zubereitete;
DISCO	das Alter, in dem der Befragte zum ersten Mal in eine Discothek ging;
PUBERTÄT	das Alter bei der ersten Menarche/dem Stimmbruch

Die mit einem Stern (\*) gekennzeichneten t-Werte über 1.96 (\*) weisen daraufhin, daß die entsprechenden Koeffizienten mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% von Null verschieden sind. Aus der Exponentiation des  $\beta$ -Effekts ( $\exp(\beta)$ ) kann der prozentuale Einfluß auf die Hazardrate berechnet werden<sup>7</sup>. Liegt ein exponentierter Effekt unter Eins, so reduziert er die Rate prozentual um seine Differenz zu Eins, während Effekte über Eins die Rate um den entsprechenden Prozentsatz erhöhen. So besagt der (nicht signifikante) Effekt des Heimkommens (.975), daß mit jedem Jahr, das ein Befragter später bestimmen darf, wann er abends nach Hause kommt, sich die Auszugsneigung um 2.5% reduziert. Entsprechend besagt der exponentierte Effekt von 1.108 bei Vätern mit mittlerer Bildung, daß Kinder dieser Väter eine um 10.8 % erhöhte Auszugsneigung besitzen. Aus dieser Effektinterpretation wird deutlich, daß das Cox-Modell einen annähernd monotonen Verlauf des untersuchten Prozesses unterstellt.

Inspiziert man das in Tabelle 3 wiedergegebene Modell, so ist zunächst festzuhalten, daß alle Kovariaten gemeinsam signifikant zur Erklärung der Hazardraten-Variation beitragen ( $p < .001$ ). Hinsichtlich der lebenslaufbezogenen Variablen fällt auf, daß nur ein Lebensereignis, nämlich der Zeitpunkt der ersten sexuellen Erfahrung, einen signifikanten Einfluß besitzt. Analog zur oben beschriebenen Effektinterpretation bedeutet der exponentierte Effekt von .956, daß sich die Auszugsneigung mit jedem Jahr späterer sexueller Erfahrung um 4.4% reduziert. Dieser Effekt ist zwar nicht sehr stark, belegt aber doch deutlich die Gültigkeit eines biographischen Modells, nach dem eine späte Statuspassage im sexuellen Bereich mit einer entsprechenden Verspätung hinsichtlich des Auszugstermins aus dem elterlichen Haushalt verknüpft ist. Die Interpretation wird durch die - nicht signifikanten - Effekte der anderen Lebenslaufereignisse gestützt. Alle wirken eigenständig in die gleiche vorausgesagte Richtung, wenn auch nur geringfügig.

Wie steht es um die Wirkung der soziodemografischen Variablen im Rahmen des multivariaten Modells? Der stärkste eigenständige (und signifikante) Effekt bezieht sich auf das Geschlecht und bestätigt den Befund, der schon bei der Survivorfunktion deutlich wurde: Die Neigung zum Auszug liegt bei männlichen Jugendlichen um 33.7% unter derjenigen der Mädchen.

Gleichfalls bestätigt wird der bivariate Befund, daß mit steigendem Niveau der väterlichen Bildung die Wahrscheinlichkeit eines frühen Auszugs von zu Hause etwas ansteigt. Eine niedrige Bildung des Vaters reduziert, bei Kontrolle der Bildung des Befragten, die Auszugsneigung um 17.5% im Vergleich zu Kindern hoch gebildeter Väter. Als Erklärung für diesen Befund läßt sich zum einen die in verschiedenen Studien (vgl. exemplarisch *Kohn* 1969) nachgewiesene stärkere Orientierung am Erziehungsziel der Autonomie in Familien mit qualifizierten Bildungsabschlüssen der Eltern heranziehen. Zum anderen verfügen

<sup>7</sup> Die Hazardrate kann als bedingte Wahrscheinlichkeit des Zustandswechsels in einem spezifischen Intervall aufgefaßt werden.

Väter mit hoher Bildung in der Regel auch über höhere Einkommen (das Familieneinkommen wurde in der Shell Jugendstudie nicht erfaßt), so daß ein Auszug eher finanziert werden könnte. Allerdings wird unser Befund im multivariaten Cox-Modell von *Mayer* und *Wagner* (1986, S.36), der sich auf ältere Geburtskohorten und auf einen modifizierten set von Variablen bezieht, nicht bestätigt. "Weder das Bildungsniveau der Eltern noch die berufliche Stellung des Vaters beeinflussen das Auszugsverhalten ihrer Kinder."

Anders als in der bivariaten Analyse läßt sich im Cox-Modell ein eigenständiger Effekt kurzer oder langer Bildungslaufbahnen der Befragten ausmachen. Kurze Bildungszeiten (niedrige Bildung) erhöhen gegenüber langen die Wahrscheinlichkeit des Auszuges (um 38,4 %).

Ein letzter relevanter Effekt geht schließlich vom Typ der Wohngemeinde aus: Die Auszugsneigung ist in Großstädten höher als in ländlichen Kleingemeinden. Dieser Tatbestand verweist auf die eigenständige Wirkung urbanisierter Wohnverhältnisse, die durch größere Wohnmobilität und "mobilere" Besitzverhältnisse (Miete statt Eigenheim) gekennzeichnet sind.

In eine erweiterte Modellrechnung bezogen wir eine zweite Gruppe von Lebenslaufereignissen ein, die - wie der Auszug von zu Hause - als Teil des Überganges in den Erwachsenenstatus anzusehen sind. Sowohl berufliche Statuspassagen (Ausbildung, Berufstätigkeit, Gelderwerb) wie private (Wohnpartnerschaft, Heirat, Elternschaft) wurden ausgewählt. Unsere Fragerichtung schränkt sich dabei auf den Aspekt ein, welchen Effekt eine Synchronisierung von Auszug und anderen Übergängen auf die lebensgeschichtliche Variation des Auszugstempos hat.

Für jedes Ereignis wurde eine zeitabhängige Dummy-Variable generiert, der immer dann der Wert 1 zugewiesen wurde, wenn sich das jeweilige Ereignis zeitgleich (im gleichen Jahr) mit dem Auszug vollzog<sup>8</sup>. Insgesamt wurden sechs zusätzliche Kovariate in das zweite Cox-Modell aufgenommen.

Im Vergleich mit dem ersten Modell ohne Synchronisierung fügt dieses Modell mit einer chi-Quadrat-Differenz von 685.90 bei nur 6 Freiheitsgraden einen erheblichen Informationsgewinn hinzu. Hinsichtlich der Parameterschätzungen haben sich einige bedeutsame Veränderungen ergeben: Zunächst gehen die Effekte fast aller Lebensereignisse, die den Übergang von der Kindheit zur Jugend markieren, deutlich zurück und statt des Zeitpunktes der ersten sexuellen Erfahrung wird der Zeitpunkt der ersten selbständigen Essenszu-

---

8 Uns ist bewußt, daß die Synchronisierung mit einzelnen Lebenslaufereignissen angemessener mit einem competing-risk-Modell berechnet werden kann. Da wir jedoch insgesamt sechs Synchronisierungsvariablen verwenden, weichen wir auf diese Hilfskonstruktion aus, die auch *Blossfeld et al* (1986) in einem ähnlichen Fall benutzten.

bereitung mit einem reduzierenden Effekt von 2.5% pro Jahr signifikant auf die Rate wirksam.

**Tabelle 4:** Determinanten des Auszugs aus dem Elternhaus.  
Cox-Modell für sozio-demografische Variablen, ausgewählte Lebensereignisse der Statuspassage Kindheit-Jugend und mit dem Auszug synchronisierten Lebensereignissen

Loglikelihood: -7523.75 chi-Quadrat:834.29 df:20 p < .001  
Δ chi-Quadrat:685.90 Δ df:6 p < .001

Variable	$\beta$	exp( $\beta$ )	t-Wert
<b>Soziodemografische Variablen</b>			
WEST	.086	1.090	1.19
GESCHLECHT (m)	-.197	.820	2.92 *
BILDUNG1	.109	1.115	1.16
BILDUNG2	-.078	.924	1.09
BILDVAT1	-.241	.785	2.94 *
BILDVAT2	-.135	.873	1.63
ORT	.102	1.107	6.43 *
<b>Lebenslaufbezogene Variablen (Pubertät)</b>			
URLAUB	-.011	.988	.78
HEIMKOMMEN	-.032	.968	1.50
SEXUALITÄT	-.021	.979	1.11
VERLIEBT	-.008	.991	.62
ESSEN	-.024	.975	2.22 *
DISCO	-.016	.983	.69
PUBERTÄT	-.002	.997	.09
<b>Synchronisierung Auszug mit Statuspassagen</b>			
AUSBILDUNG	-.070	.931	.68
PARTNER	1.660	5.264	23.04 *
BERUF	.002	1.002	.02
VAMU	.177	1.194	1.24
GELD	.502	1.652	5.59 *
HEIRAT	.421	1.524	3.89 *

AUSBILDUNG	1, wenn im Jahr des Auszugs die erste Berufsausbildung abgeschlossen wurde, ansonsten 0;
PARTNER	1, wenn im Jahr des Auszugs der Wohnstatus "Zusammenwohnen mit dem Partner" erreicht wurde, ansonsten 0;
BERUF	1, wenn der Befragte im Jahr des Auszugs zum ersten Mal voll berufstätig war, ansonsten 0;
VAMU	1, wenn der/die Befragte im Jahr des Auszugs zum ersten Mal Vater oder Mutter wurde, ansonsten 0;
GELD	1, wenn der Befragte im Jahr des Auszugs zum ersten Mal genug Geld verdiente, um für sich sorgen zu können, ansonsten 0;
HEIRAT	1, wenn der Befragte im Jahr des Auszugs heiratete

Der Geschlechtseffekt, der in seiner Wirkung fast halbiert wird, aber signifikant bleibt, könnte durch eine geschlechtsspezifische Synchronisierung des Partnerschafts- und Fertilitätsverhaltens mit dem Auszugstermin reduziert worden sein. Daß der Bildungseffekt in diesem Modell um zwei Drittel absinkt und nicht mehr signifikant ist, beruht möglicherweise ebenfalls auf unterschiedlichen Synchronisationsformen in den einzelnen Bildungsgruppen (Hochgebildete heiraten später und ziehen wegen der Ausbildung, nicht aber wegen Heirat aus).

Stabil bleiben im Gegensatz zu den bisher beschriebenen Variablen die Effekte der Bildung des Vaters (niedrige Auszugsneigung bei niedriger Bildung) und der Wohnortgröße (je größer, desto stärkere Auszugsneigung).

Wenn man sich den Synchronisierungsvariablen selbst zuwendet, so ist zunächst der hohe Effekt der Synchronisierung des Auszugs mit dem Wohnstatus "Zusammenwohnen mit dem Partner" auffällig (1.66). Offenkundig wird ein früher Auszug stark über diese neuartige Form einer informell bleibenden privaten Statuspassage synchronisiert. Eine Heirat im Auszugsjahr erhöht die Auszugsneigung ebenfalls um 52.4%, aber doch deutlich schwächer. Der Zusammenfall von Auszug und beruflichen Statuspassagen verändert den Zeitpunkt des Auszuges dagegen nicht. Weder ein Abschluß einer Berufsausbildung noch eine beginnende Berufstätigkeit haben einen signifikanten Einfluß auf die Hazardrate. Die einzige bedeutsame Synchronisierung mit (teilweise) berufsbezogenem Statuswechsel vollzieht sich über das Datum eines - nach subjektivem Empfinden des Befragten - für den Lebensunterhalt ausreichenden eigenen Einkommens (Erhöhung der Auszugsneigung um 65.2%). Hier werden offenkundig private und staatliche Transfereinkommen (BAFöG, Unterstützung durch Eltern und Partner) sowie die Teilhabe am informellen Arbeitssektor (Jobben) wirksam.

### 3. Diskussion

Ausgehend von der aktuellen Diskussion um eine "Individualisierung des Lebenslaufs" (*Kohli* 1985, 1986, 1988; *Fuchs* 1983, 1985) stellt sich die Frage nach der Auflösung traditioneller, durch Altersnormen gesteuerter "rites de passage" (*Gennep* 1986) und der mit ihnen verbundenen Modi der Identitätskonstruktion. Während, so die Annahme der Individualisierungstheoretiker, die Statuspassage zum Erwachsenen noch in den 50er Jahren durch einen kompakten Übergang und eine starke Synchronisierung (familial und beruflich) beschreibbar war, führt die Entwicklung gesellschaftlichen Wohlstands, die Bildungsexpansion, soziale Mobilitäts- und Modernisierungsprozesse und der seit den 60er Jahren feststellbare Wertewandel (*Inglehart* 1990) zu einer Erosion institutionalisierter Lebenslaufmuster und einer nicht mehr durch traditionelle Milieuzugehörigkeiten abgedeckten Unmittelbarkeit und individuellen Zurechenbarkeit biografischer Entscheidungen (*Giddens* 1992).



Zwar erlaubt das uns zur Verfügung stehende empirische Material keine diachrone Untersuchung dieser Fragestellung, jedoch können wir anhand eines signifikanten Lebensereignisses, das den Übergang von der Jugend zum Erwachsenenstatus markiert, nämlich des Auszugs aus dem Elternhaus, drei biografische Ebenen empirisch untersuchen:

- Die Verknüpfung des Auszugs mit unterschiedliche Modernisierungsgrade anzeigenden Merkmalen der sozialen Lage eines Individuums (Stadt - Land, hohe Bildung - niedrige Bildung).
- Die Frage der Gültigkeit eines die ganze Jugendphase umspannenden biografischen Modells, wie es etwa durch den Zusammenhang des Übergangs von der Kindheit zur Jugend mit dem Übergang zum Erwachsenenstatus (frühe Jugend, früher Erwachsenenstatus vs. späte Jugend, später Erwachsenenstatus) beschrieben werden kann.
- Die Synchronisierung des Auszugs mit anderen Lebensereignissen, die einen Statuswechsel indizieren, wie etwa der Eintritt ins Erwerbsleben oder eine Heirat.

Dabei würden sowohl deutliche sozio-demografische Unterschiede zwischen modernisierten Gruppen (urban, hoch gebildet) und traditionellen Gruppen (ländlich, niedrig gebildet) als auch schwache Zusammenhänge zwischen frühen und späten Übergangereignissen der Jugendphase im Sinne eines institutionalisierten jugendbiografischen Modells und eine geringe Synchronisierung des Auszugs für eine Individualisierung des Auszugsverhaltens sprechen.

Vor diesem Hintergrund sind die Ergebnisse unserer Cox-Modelle nicht in jedem Punkt eindeutig im Sinne einer Individualisierungsentwicklung interpretierbar. Im ersten Modell ist die Auszugsneigung von niedrig Gebildeten um 38.4% höher als die von Hochgebildeten und pro Einheit der Ortsgröße steigt die Auszugswahrscheinlichkeit um 12%. Während der Bildungsunterschied eher auf ein Fortbestehen des früheren Eintritts in den Erwachsenenstatus und das Erwerbsleben in unteren Statusgruppen hinweist, bewegen sich die Stadt-Land-Unterschiede entlang zweier möglicher Differenzierungsdimensionen, nämlich einerseits eines modernisierten Auszugsverhaltens im Sinne früherer Selbständigkeit, andererseits des größeren Eigenheimanteils auf dem Lande, was einen längeren Verbleib in der Herkunftsfamilie erleichtert.

Bezüglich des Alters, in dem spezifische Lebenslaufereignisse erlebt werden, die einen Übergang von der Kindheit zur Jugend markieren, ist festzustellen, daß deren Effekte durchgängig relativ gering sind (zwischen 1.0% und 4.4% Einfluß auf die Rate pro Jahr), im ersten Modell jedoch immerhin ein signifikanter Einfluß vom Alter der ersten sexuellen Erfahrung auf die Auszugsneigung ausgeht, was als eine schwache Bestätigung für die Existenz eines institutionalisierten jugendbiografischen Modells des späten Übergangs in

die Jugendphase und eines späten Austritt aus ihr (oder vice versa) interpretiert werden kann.

Die Tatsache, daß ein Teil der hier beschriebenen Effekte im zweiten, synchronisierten Modell reduziert wird oder verloren geht, weist darauf hin, daß das Synchronisierungsverhalten möglicherweise geschlechts- und bildungsgruppenspezifisch variiert und ein Teil der soziodemografischen Varianz durch die Art der Synchronisierung abgeschöpft wird. Innerhalb der synchronisierten Ereignisse erweisen sich jedoch besonders privat-familiale Übergänge als bedeutsam und weniger berufsspezifische, ein Befund, der möglicherweise die nachlassende Relevanz der Erwerbsarbeit für den Übergang von der Jugend zum Erwachsenenstatus unterstreicht.

#### Literatur

- Andress, H. J.** (1985): Multivariate Analyse von Verlaufsdaten. Mannheim
- Baethge, M.** (1989): Jugend - Postadoleszenz in der nachindustriellen Gesellschaft. In: *Markefska, M.; Nave-Herz, R.* (Hgs.): Handbuch der Familien- und Jugendforschung. Bd.2: Jugendforschung. Neuwied. S. 155-166
- Behnken, I.** (1992): Geboren 1969: Die 23jährigen - Zweimal Normalbiografien in Deutschland. In: Jugendwerk der Deutschen Shell (Hg.): Jugend '92. Bd. 1. S. 207-212
- Behnken, I.; Zinnecker, J.** (1992): Lebenslaufereignisse. Statuspassagen und biografische Muster in Kindheit und Jugend. In: Jugendwerk der Deutschen Shell (Hg.): Jugend '92. Bd. 2. S.127-144
- Berner, H.; Rentzsch, S.** (1989): Freiheit und Geborgenheit. Studentisches Wohnen und psychische Erfahrung. Weinheim
- Blossfeld, H.-R.; Hamerle, A.; Mayer, K.U.** (1986): Ereignisanalyse. Frankfurt
- Bock, D.; Hanische, B.; Kühnlein, G.; Meulemann, H.; Schober, K.** (Hg.) (1991): Übergänge in den Beruf. Zwischenbilanz zum Forschungsstand. München
- Buba, H.; Vaskovics, L.A.; Früchtel, F.** (1992): Wohnformen bei Jugendlichen und in der Postadoleszenz. In: Jugendwerk der Deutschen Shell (Hg.): Jugend '92. Bd. 2. Opladen. S. 381-394
- Burkart, G.** (1991): Kohabitation und Individualisierung: Nichteheleiche Partnerschaften im kulturellen Wandel. In: Zeitschrift für Familienforschung. 3. H.3. S. 26-48
- Burkart, G.; Kohli, M.** (1992): Liebe, Ehe, Elternschaft. Die Zukunft der Familie. München, Zürich
- Cox, D.R.** (1972): Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society.* 34. S. 187-220
- Diekmann, A.; Mitter, P.** (1984): Methoden zur Analyse von Zeitverläufen. Stuttgart
- Fuchs, W.** (1983): Jugendliche Statuspassage oder individualisierte Jugendbiographie. *Soziale Welt,* 34. S. 341-371
- Fuchs, W.** (1985): Jugend als Lebenslaufphase. In: Jugendwerk der Deutschen Shell (Hg.): Jugendliche und Erwachsene 1985. Generationen im Vergleich. Bd. 1. Leverkusen. S. 195-265
- Fuchs, W.; Krüger, H.-H.; Ecarius, J.; Wensierski, H.-J. von** (1991): Feste Fahrpläne durch die Jugendphase? Jugendbiographien heute. Opladen

- Gaiser, W.; Müller, H.-U.** (1989): Jugend und Wohnen. Biographische Aufgabe und gesellschaftspolitisches Problem. In: **Markefka, M.; Nave-Herz, R.** (Hgs.): Handbuch der Familien- und Jugendforschung. Bd. 2: Jugendforschung. Neuwied. S. 383-402
- Giddens, A.** (1992): *Modernity and self-identity*. Cambridge
- Gennep, A.v.** (1986): *Übergangsriten*. Frankfurt
- Georg, W.; Strzoda, Ch.; Zinnecker, J.** (1994): "Nesthocker", "Nestflüchter" und Bildungsmoratorium. Wohnformen junger Erwachsener im Vergleich. Siegen (in Druck)
- Geyer, S.** (1992): Lebensverändernde Ereignisse, soziale Ungleichheit und Belastungen. In: *Jugendwerk der Deutschen Shell* (Hg.): *Jugend '92*. Bd. 2. S. 221-238
- Hermes-Bohnhoff, E.** (1993): *Hotel Mama - Warum erwachsene Kinder heute nicht mehr ausziehen*. Zürich
- Inglehart, R.** (1990): *Culture shift in advanced industrial society*. Princeton
- Jugendwerk der Deutschen Shell* (1982): *Jugend '81*. Opladen
- Jugendwerk der Deutschen Shell* (1992): *Jugend '92*. Bd 1-4. Opladen
- Kalbfleisch, J.D.; Prentice, R.L.** (1980): *The Statistical analysis of failure time data*. New York
- Klein, Th.** (1992): Zum Einfluß einer verlängerten Ausbildungsphase auf den Prozeß der Familienbildung. In: *Zeitschrift für Familienforschung*. 4. H.1. S. 5-21
- Kohli, M.** (1985): Die Institutionalisierung des Lebenslaufs. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 37. S. 1-29
- Kohli, M.** (1986): Gesellschaftszeit und Lebenszeit. Der Lebenslauf im Strukturwandel der Moderne. In: *J. Berger* (Hg.): *Die Moderne - Kontinuitäten und Zäsuren. Soziale Welt Sonderband 4*. Göttingen. S. 183-208
- Kohli, M.** (1988): Normalbiographie und Individuum. Zur institutionellen Dynamik des gegenwärtigen Lebenslaufregimes. In: *H.G. Brose; B. Hildebrand* (Hg.): *Vom Ende des Individuums zur Individualität ohne Ende*. Leverkusen. S. 33-54
- Kohn, M.** (1969): *Class and Conformity*. Homewood/III
- Mayer, K. U.; Wagner, M.** (1986): Der Auszug von Kindern aus dem elterlichen Haushalt - ein Erklärungsmodell für die Geburtsjahrgänge 1929-31, 1939-41 und 1949-51. In: **Zimmermann, K.F.** (Hg.): *Demographische Probleme der Haushaltsökonomie*. Bochum. S. 43-79
- Mc Hardy, K.** (1993): *Nicht ohne meine Mutter. Das Nesthocker-Problem*. Köln
- Meulemann, H.** (1992): Älter werden und sich erwachsen fühlen. Über die Möglichkeiten, das Ziel der Jugend zu verstehen. In: *Jugendwerk der Deutschen Shell* (Hg.): *Jugend '92*. Bd. 2. Opladen. S. 107-126
- Meyer, Th.** (1992): Modernisierung der Privatheit. Differenzierungs- und Individualisierungsprozesse des familialen Zusammenlebens. Opladen
- Schneewind, K. A.; Braun, M.** (1988): Jugendliche Ablösungsaktivitäten und Familienklima. In: *System Familie*. 1. S. 49-61
- Stierlin, H.; Levi, L.D.; Savrd, R.J.** (1980): Zentrifugale und zentripetale Ablösung in der Adoleszenz: zwei Modi und einige ihrer Implikationen. In: **R. Döbert u.a.** (Hg.): *Entwicklung des Ichs*. Königstein. S. 46-67
- Vaskovics, L.A.** (1989): Familienabhängigkeit junger Erwachsener und Familienzyklus. In: **Bertram, H. et al.** (Hgs.): *Blickpunkt Jugend und Familie. Internationale Beiträge zum Wandel der Generationen*. München. S. 373-390
- Vaskovics, L.A.** (1991): Wohnsituation junger Familien. In: **Teichert, V.** (Hg.): *Junge Familien in der Bundesrepublik*. Opladen. S.165-179
- Zinnecker, J.** (1982): *Porträt der jungen Generation*. In: *Jugendwerk der Deutschen Shell*. Opladen.