

ZUMA-Arbeitsbericht Nr. 2006/04

**Auszug aus dem Elternhaus:
Ergebnisse des Mikrozensuspanels 1996-1999**

Bernhard Schimpl-Neimanns

September 2006

ISSN 1437-4110

ZUMA
Quadrat B2, 1
Postfach 12 21 55
68072 Mannheim
Telefon: +49 621-1246-263
Telefax: +49 621-1246-100
E-mail: schimpl-neimanns@zuma-mannheim.de

Zusammenfassung

Der Mikrozensus ist als rotierende Panelstichprobe angelegt, bei der die Haushalte eines Auswahlbezirkes vier Jahre lang befragt werden, wobei jedes Jahr ein Viertel der Auswahlbezirke ausgetauscht wird. Da die wegziehenden Personen und Haushalte nicht weiter befragt werden, können bei der Analyse Komplikationen aufgrund selektiver Ausfälle entstehen. In diesem Zusammenhang sind überdurchschnittlich hohe Ausfälle von Jugendlichen zu beachten, die überwiegend als Auszüge aus dem Elternhaus auftreten.

Vor diesem Hintergrund wird in diesem Bericht auf Basis des Mikrozensuspanels 1996-1999 der Auszug von 15- bis 26-jährigen Jugendlichen aus dem Elternhaus untersucht, um Informationen über die potenziellen Verzerrungen zu erlangen. Als Erklärungsfaktoren des Auszugsverhaltens werden Angaben der Jugendlichen und ihres Elternhauses herangezogen. In den Verlaufsanalysen sind die Variablen Geschlecht und Gemeindetyp statistisch am bedeutendsten, d. h. Frauen ziehen früher als Männer aus und für Jugendliche aus Großstädten ist die Auszugswahrscheinlichkeit höher als für Jugendliche aus ländlichen Gebieten. Weitere partielle Effekte sind für Faktoren der Bildungs- bzw. Erwerbsbeteiligung der Jugendlichen, der Herkunftsfamilie und des Haushaltsäquivalenzeinkommens festzustellen.

Abstract

The German Microcensus is a rotating panel with each household of the sample district retained in the sample for four consecutive years and a quarter of the sample replaced each year. Because households and persons that have moved are not tracked some missing data has to be taken into account. In this connection above average attrition rates of young people have to be considered. These moves take place mainly as departures from the parental home.

Against this background, in this paper transitions of leaving home of 15 to 26 years old youth are investigated to gain preliminary information on potential biases. Using Microcensus-Panel data 1996-1999 the decision to leave home is examined as a function of individual and family related factors. Survival analysis indicates that gender and community type are statistically most important; i. e. women leave home sooner than men, and living in larger and more urban communities clearly raises the chances of leaving home. There are also partial effects for youth's educational participation and employment, family context and household equivalent income.

Inhalt

	Seite
1. Einleitung	1
2. Kurzbeschreibung des Mikrozensuspanels 1996-1999	2
3. Theoretische Konzepte und Forschungsstand	3
4. Abgrenzung der Stichprobe und Variablenkonstruktion.....	9
4.1 Abgrenzung der Stichprobe.....	9
4.2 Variablenkonstruktion.....	13
5. Verlaufsdatenanalysen	17
5.1 Das diskrete Hazardraten-Regressionsmodell.....	17
5.2 Modellergebnisse	20
5.3 Diskussion	25
6. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen	35
Literatur	39
Anhang	43
Tabelle A1: Beispiele problematischer Familienzuordnungen	43
Tabelle A2: Randverteilungen der unabhängigen Variablen in West- und Ostdeutschland (Spaltenprozentwerte).....	44
Tabelle A3: Regressionskoeffizienten (b) und Standardfehler (in Klammern) sowie Antilogarithmen der Koeffizienten des diskreten Hazardraten- Regressionsmodells 21 zum Auszug aus dem Elternhaus	47

1. Einleitung¹

Der Mikrozensus ist sowohl eine Flächen- bzw. Klumpenstichprobe als auch eine rotierende Panelstichprobe, in der die Haushalte eines Auswahlbezirks vier Jahre lang befragt werden. Jedes Jahr wird ein Viertel der Auswahlbezirke (Klumpen) ausgetauscht. Auf Basis der Paneldaten ab 1996 wird es erstmals möglich, mit dem Mikrozensus Verläufe innerhalb des durch das Erhebungsdesign vorgegebenen Beobachtungsfensters zu untersuchen. Damit eröffnen sich vielfältige Analysemöglichkeiten, beispielsweise des familialen Wandels und von Berufs- und Bildungsverläufen. Da jedoch aufgrund des Prinzips der Flächenstichprobe wegziehende Personen im Mikrozensus nicht weiter befragt werden, können Verläufe nur für Personen ermittelt werden, die den Haushalt des Auswahlbezirks nicht verlassen. Somit hängt die Validität der Ergebnisse davon ab, in welcher Weise die Panelausfälle mit den interessierenden Übergängen zusammenhängen. Dabei sind Jugendliche und junge Erwachsene eine räumlich hoch mobile Teilpopulation mit überdurchschnittlichen Ausfällen, die überwiegend im Zusammenhang mit Auszügen aus dem Elternhaus stattfinden. Vor diesem Hintergrund werden in dieser Arbeit Faktoren des Auszugs von Jugendlichen aus dem Elternhaus untersucht.

Diese Arbeit steht im Kontext des durch das vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) und der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) geförderten Verbundprojektes „Aufbereitung und Bereitstellung des Mikrozensus als Panelstichprobe“. Um die Voraussetzungen für die Weitergabe der Paneldaten als Scientific Use File zu schaffen, lagen die Hauptaufgaben des Projektes in der Aufdeckung potenzieller Verzerrungen infolge nicht erfasster räumlicher Mobilität sowie in der Konstruktion und Evaluation von Gewichtungsvariablen zur Korrektur der Stichprobenselektivität.²

In Bezug auf Ausfallanalysen bieten Paneldaten günstige Ausgangsbedingungen, weil Angaben zum Zeitpunkt vor dem Ausfall bzw. Wegzug vorliegen. Für die Analysen der Ausfälle aufgrund regionaler Mobilität sind allgemein Migrationstheorien von Bedeutung (vgl. Frick 1996; Kalter 1997, 2000; Wagner 1989: 173ff.). Darunter fallen als Spezialfälle theoretische Ansätze zum Auszug aus dem Elternhaus. Als Erklärungsfaktoren des Auszugsverhaltens werden in diesem Bericht soziodemografische Angaben der Jugendlichen und ihres Eltern-

1 Für hilfreiche Kommentare zu früheren Fassungen danke ich Michael Braun, Robert Herter-Eschweiler, Paul Lüttinger, Ulrich Rendtel, Stefan Weick und Christof Wolf. Kristina John danke ich für weitere Unterstützungen, insbesondere bei der Erstellung der Grafiken.

2 Das diesem Bericht zugrunde liegende Vorhaben wurde von 2003 bis 2005 mit Mitteln des BMBF unter dem Förderkennzeichen 07SWF06B gefördert. Projektpartner im Verbundprojekt sind das Statistische Bundesamt, das Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, die Freie Universität Berlin (Prof. Dr. U. Rendtel; DFG-Projekt) und ZUMA. Für weitere Informationen siehe die WWW-Seiten des Verbundprojekts unter der Adresse http://www.destatis.de/mv/mzpanel_start.htm.

hauses herangezogen, um Determinanten zu bestimmen, die den Auszug fördern bzw. hinauschieben. Die Untersuchungen zum Auszugsverhalten geben über Stichprobenausfälle von Jugendlichen Auskunft. Sie sind insbesondere für Analysen zu Bildungs- und Erwerbsverläufen dieser Teilpopulation auf Basis des Mikrozensuspanels relevant, um die mit räumlicher Mobilität verbundenen Stichprobenausfälle einschätzen zu können.

Der Bericht ist wie folgt aufgebaut: Zunächst werden im zweiten Abschnitt die Daten beschrieben. Anschließend werden theoretische Konzepte zum Auszug aus dem Elternhaus dargestellt und der Forschungsstand skizziert. Im vierten Abschnitt werden die Konstruktion von Variablen beschrieben sowie erste deskriptive Analysen zum Auszug aus dem Elternhaus bzw. Stichprobenausfall gezeigt. Der fünfte Abschnitt enthält eine Beschreibung des für die Verlaufsdatenanalysen gewählten Modells sowie damit erzielte Ergebnisse. Abschließend werden die Ergebnisse zusammengefasst und vorläufige Schlussfolgerungen zur Stichprobenselektivität des Mikrozensuspanels gezogen.

2. Kurzbeschreibung des Mikrozensuspanels 1996-1999

Der Mikrozensus ist eine einstufig geschichtete Klumpen- bzw. Flächenstichprobe mit einem Auswahlsatz von einem Prozent der Haushalte und Personen. Die Grundauswahl der gegenwärtig genutzten Stichproben erfolgte 1990 nach einem neuen Ziehungsverfahren. Die Primäreinheiten sind Auswahlbezirke (Klumpen), die i. d. R. aus benachbarten Wohnungen bestehen, welche auf Basis von Ergebnissen der Volkszählung 1987 bzw. des Zentralen Einwohnerregisters 1991 in den neuen Bundesländern gebildet wurden. Die durchschnittliche Klumpengröße liegt bei etwa neun Wohnungen. Alle Haushalte und Personen, die in den ausgewählten Klumpen wohnen, werden als (sekundäre) Erhebungseinheiten befragt. Zur Aktualisierung der Stichprobe um die seit der Grundauswahl neu entstandenen Wohnungen werden diese auf Basis der Bautätigkeitsstatistik in einer so genannten Neubauschicht zu separaten Auswahlbezirken zusammengefasst. Die Primäreinheiten sind nach dem Bundesland und 214 Regionalschichten sowie nach der Gebäudegrößenklasse geschichtet (Heidenreich 2002; Meyer 1994; Statistisches Bundesamt 1999). Aufgrund der Auskunftspflicht liegt die Teilnahmequote der Haushalte bei rund 97 Prozent.

Die Auswahlbezirke und die darin wohnenden Haushalte und Personen verbleiben vier Jahre lang in der Befragung und bilden ein so genanntes Rotationsviertel. Jährlich wird ein Viertel der Auswahlbezirke ausgetauscht, d. h. es liegen für maximal vier Jahre Verlaufsangaben vor. Der Mikrozensus ist somit eine Wiederholungsbefragung mit teilweiser Überlappung der Erhebungseinheiten (partielle Rotation).

Seit dem Mikrozensusgesetz 1996 können die statistischen Ämter die Ordnungsnummern zum Zusammenführen der Stichprobeneinheiten des Mikrozensus über die unterschiedlichen Erhebungszeitpunkte hinweg nutzen. Bei der Panelanalyse muss allerdings berücksichtigt werden, dass wegziehende Haushalte und Personen aufgrund des Prinzips der Flächenstichprobe nicht weiterverfolgt, sondern durch zuziehende Haushalte und Personen ersetzt werden. Somit fehlen für wegziehende Personen alle Angaben zum Status nach dem Wegzug, für zuziehende Personen fehlen, bis auf wenige Retrospektivfragen, alle Angaben zum Status vor dem Zuzug. Das hier verwendete Panelfile basiert auf den vom Statistischen Bundesamt zusammengeführten Querschnittserhebungen des von 1996 bis 1999 befragten Rotationsviertels. Bei den ersten Versuchen der Zusammenführung zeigten sich Probleme aufgrund von im Zeitverlauf inkonsistenten Ordnungsnummern. Mithilfe der Merkmale Geburtsjahr und Geschlecht, die zusätzlich zu den für die Zusammenführung benutzten Identifikatoren (Bundesland, Regierungsbezirk, Auswahlbezirk und Haushalt) verwendet wurden, konnten auf Personenebene – zum Teil aber erst nach umfangreichen manuellen Korrekturen – circa 97 Prozent der Sätze verknüpft werden. Auf Haushaltsebene konnten rund 90 Prozent der Haushalte zusammengeführt werden (Heidenreich 2002; Herter-Eschweiler 2003a: 50-53). Nicht zusammengeführt werden konnten Personen in Gemeinschaftsunterkünften (u. a. Alten- oder Studentenwohnheime), da ohne eine längsschnittliche Personenummer das Geburtsjahr und das Geschlecht in diesen Einrichtungen aufgrund zu starker Klumpungen nicht zur Identifikation der zu einer Person gehörenden Querschnittsangaben geeignet sind. Das Arbeitsfile des Methodenverbundprojekts, mit dem die Fragen der Stichprobenselektivität untersucht werden, ist eine faktisch anonymisierte 60-Prozent-Substichprobe von Auswahlbezirken, wobei alle Haushalte und Personen eines ausgewählten Auswahlbezirks unabhängig vom Zusammenführungserfolg enthalten sind. Bezogen auf Privathaushalte entspricht das Arbeitsfile circa einer 65-Prozent-Haushaltssubstichprobe. Der Stichprobenumfang beträgt rund 54.500 Haushalte und 120.000 Personen pro Erhebungszeitpunkt.³

3. Theoretische Konzepte und Forschungsstand

Für Jugendliche stellt der Auszug aus dem Elternhaus einen wichtigen Schritt des Übergangs in den von den Eltern unabhängigen Status der Erwachsenen dar. Während noch bis zu den 1960er-Jahren der Auszug eng mit der Eheschließung und Gründung einer eigenen Familie gekoppelt war, haben eine rückläufige Neigung zur Heirat, eng verbunden mit einer Locke-

3 Das nach Abschluss des Projektes als Scientific Use File verfügbare Mikrozensuspanel wird sich von dem Arbeitsfile unter anderem durch einen höheren Auswahlsatz von 70 Prozent unterscheiden (siehe Schimpl-Neimanns 2006a; Wirth 2006).

rung der Normen über die Ehe als legitime Form des Zusammenlebens und der steigende Anteil von "neuen" Formen des Zusammenlebens, wie beispielsweise nichteheliche Lebensgemeinschaften, zu einer Entkoppelung vom traditionellen Auszugsgrund einer Heirat geführt. Diese auch als Individualisierung und Diversifizierung von Lebensläufen bezeichnete Entwicklung muss jedoch nicht zugleich mit einer De-Standardisierung von Auszugsmustern verbunden sein, da der Übergang ins Erwachsenenalter in weitere altersspezifische Statuspassagen eingebettet ist (Konietzka und Huinink 2003). Dazu zählen die allgemein bildenden und beruflichen Ausbildungsetappen sowie der Einstieg ins Erwerbsleben.

Mit White (1994: 83-87) lassen sich Untersuchungen zum Auszugsverhalten hinsichtlich der hauptsächlich verwendeten theoretischen Konzepte nach drei Hauptrichtungen unterscheiden:

1. In der *Lebensverlaufsforschung* werden die Auszüge aus dem Elternhaus als ein Schritt altersspezifischer Entwicklungsstadien betrachtet, die weitgehend durch soziale Normen gesteuert werden.
2. Die *makrostrukturelle Perspektive* legt bei der Untersuchung der Entwicklung des Auszugsverhaltens den Schwerpunkt insbesondere auf Veränderungen ökonomischer und politischer Randbedingungen, wie beispielsweise die für Frauen durch den Zuwachs von Teilzeitarbeitsplätzen verbesserten Erwerbsmöglichkeiten oder den Ausbau wohlfahrtsstaatlicher Leistungen (z. B. Ausbildungsförderung).
3. *Handlungstheoretische Ansätze* betrachten den Auszug aus dem Elternhaus als Ergebnis einer Entscheidung über die Lebensform einer Person – bei den Eltern vs. Allein- oder Zusammenleben mit anderen Personen –, die abhängig von den jeweils mit den Handlungsalternativen verbundenen Vor- und Nachteilen getroffen wird.

Im Folgenden dient der handlungstheoretische Ansatz zur Orientierung bei der Darstellung auszugsrelevanter Zusammenhänge. Die Nutzen und Kosten einer Handlungsalternative können sowohl monetäre als auch nicht-monetäre Aspekte umfassen, z. B. die Mietkosten einer eigenen Wohnung oder Freiheitseinschränkungen aufgrund elterlicher Kontrolle. Gleichwohl lassen sich die Beweggründe des Auszugs aus dem Elternhaus im Rahmen einer Sekundärdatenanalyse des Mikrozensus sicher nur näherungsweise und unvollständig als Nutzen und Kosten spezifizieren.

In der folgenden Darstellung werden in enger Anlehnung an Huinink und Konietzka (2000; vgl. auch Konietzka und Huinink 2003) Merkmale der Jugendlichen und ihres Elternhauses beschrieben, die den Auszug beschleunigen oder hinausschieben. Zugleich wird dabei ein knapper Überblick zum Forschungsstand gegeben. Die Rahmenbedingungen der Entschei-

dung über den Auszug lassen sich grob nach den Dimensionen objektiver Gelegenheitsstruktur, eigenen Ressourcen der Jugendlichen und subjektiven Handlungsstrukturen unterscheiden.

Zur *objektiven Gelegenheitsstruktur* zählen gesellschaftliche sowie in der Familie liegende Bedingungen. Beispielsweise sind Jugendliche aus Wohnorten mit einer schwachen Wirtschaftsstruktur häufig gezwungen, aus Gründen der schulischen bzw. beruflichen Ausbildung oder zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit umzuziehen (Georg et al. 1994; Mulder et al. 2002).⁴ Aufgrund der besonderen Arbeitsmarktprobleme in den neuen Bundesländern ist dort mit einer höheren Auszugsneigung zu rechnen. So zeigt die regionalisierte Sächsische Wanderungsanalyse, dass als Hauptgrund für Fortzüge aus Sachsen der Arbeitsplatz genannt wird (Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen 2003; vgl. auch insgesamt zur Ost-West-Migration Roloff 2001).

Ballungsräume bieten vielfältige Ausbildungs- und Arbeitsmöglichkeiten. Deshalb wäre für Personen aus kleineren Gemeinden tendenziell eine stärkere räumliche Mobilität als für Personen aus Ballungsräumen zu erwarten. Der häufig festgestellte umgekehrte Zusammenhang (Wagner 1989: 183) verweist jedoch auf zwischen Stadt und Land unterschiedliche Sozialisationsbedingungen und Lebensentwürfe von Jugendlichen. Zu beachten sind aber auch die mit der Gemeindetypisierung korrelierten räumlich verschiedenen Verhältnisse von Mietwohnungen und Hausbesitz (Georg et al. 1994).

In Bezug auf die sozioökonomische Lage der Familie ist einerseits zu erwarten, dass finanziell besser gestellte Familien die Jugendlichen bei der Gründung eines eigenen Haushalts leichter unterstützen können. So ermittelte Ermisch (1996) für Studenten positiv mit dem Elterneinkommen verbundene Auszugswahrscheinlichkeiten. Andererseits können Familien mit höherem Einkommen ihren Kindern häufig ein komfortableres Wohnumfeld bieten als einkommenschwächere Familien (Iacovou 2001; Lauterbach und Lüscher 1999), so dass diese Jugendlichen länger zu Hause wohnen. Mit Ausnahme von Jugendlichen, die aus Ausbildungsgründen (teilweise temporär) von zu Hause ausziehen, dürften insgesamt betrachtet höhere Familien- bzw. Haushaltseinkommen die Auszugsneigung verringern.

In Retrospektivstudien wird mangels Angaben zum Haushaltseinkommen auf sozioökonomische Variablen der Eltern als Proxy-Variablen zurückgegriffen. Entsprechende Analysen von Mulder et al. (2002), Weick (1993) sowie Ziegler und Schladt (1993) ergeben nur schwache

4 In den Analysen von Mulder et al. (2002) ist der Effekt jedoch nur für eine Gemeindegröße von 25-50 Tsd. Einwohnern und bei Frauen positiv.

Zusammenhänge zwischen dem sozioökonomischen Status der Familie und dem Auszugsverhalten. Werden jedoch Einkommensangaben direkt verwendet, ändert sich der Befund. Lauterbach und Lüscher (1999) finden starke positive Zusammenhänge zwischen dem Haushaltseinkommen und dem Auszugsalter. Des Weiteren zeigen ihre Analysen, dass Kinder von Landwirten (insbes. die ältesten Söhne) spät ausziehen bzw. als potenzielle Nachfolger des Betriebes im Elternhaus wohnen bleiben. Gartner (2000) ermittelt für Jugendliche, die in einen Mehrpersonenhaushalt ziehen, einen positiven Zusammenhang zwischen dem Haushaltseinkommen und der Auszugswahrscheinlichkeit, nicht aber für Personen, die nach dem Auszug in Einpersonenhaushalten leben.

Das Auszugsalter variiert auch mit der Familiengröße, und zwar in der Weise, dass Jugendliche mit mehreren Geschwistern das Elternhaus früher verlassen. Dieser Zusammenhang lässt sich auf die bei größeren Familien beengteren Wohnverhältnisse zurückführen (Wagner 1989; Lauterbach und Lüscher 1999).

Hinsichtlich des Bildungsniveaus des Elternhauses zeigen sich empirisch positive Zusammenhänge mit der Auszugswahrscheinlichkeit, d. h. Jugendliche aus formal höher gebildeten Elternhäusern haben eine höhere Auszugsneigung (Georg et al. 1994; Mulder et al. 2002; Weick 1993). Aufgrund der Korrelation zwischen dem Bildungsniveau und der Einkommenslage des Elternhauses sowie mit der Bildungsbeteiligung der Jugendlichen sind Effekte des Bildungsniveaus der Eltern aber schwierig von anderen Faktoren zu trennen. Zudem dürfte das elterliche Bildungsniveau eng mit Normen oder Werthaltungen verbunden sein: „It may be that parents who have completed higher education themselves expose their children to different norms and expectations whilst they are growing up, not only encouraging further education but also the delay of other more traditional markers, such as marriage, in favour of education“ (Hillman und Marks 2002: 5).

Migranten in Deutschland weisen im Vergleich zu Deutschen stärker traditionale Familienkulturen auf (Nauck 2000; Weidacher 2000). Jugendliche Migranten heiraten zwar früher, ziehen aber meistens erst aus diesem Anlass aus dem Elternhaus aus (vgl. White (1994) für ähnliche Befunde aus den USA zu afroamerikanischen und lateinamerikanischen Jugendlichen). Ein Grund sind vermutlich die stärkeren ökonomisch-utilitaristischen Erwartungen an intergenerative Beziehungen, z. B. dass Kinder ihren Eltern im Alter helfen sollten, die Nauck (2000: 364) insbesondere bei türkischen und vietnamesischen Familien festgestellt hat. Für diese Gruppen ist daher ein späterer Auszug aus dem Elternhaus als bei Deutschen zu erwarten. Betrachtet man Ausländer insgesamt und alle Umzüge ohne Berücksichtigung von Haus-

haltszusammenhängen, zeigt aber eine Wanderungsanalyse für Baden-Württemberg (Stein 2004), dass Ausländer vor allem aufgrund von Umzügen in das Herkunftsland deutlich räumlich mobiler sind als Deutsche. Werden nur Umzüge innerhalb des Bundeslandes berücksichtigt, unterscheiden sich männliche jugendliche Ausländer nur geringfügig von deutschen Jugendlichen, während ausländische Frauen im jungen Erwachsenenalter seltener als deutsche Frauen umziehen.

Weitere Handlungsgelegenheiten und Handlungsrestriktionen sind durch die mit den altersspezifischen Statuspassagen verbundenen Lebensbedingungen gegeben. Besonders die Übergänge zwischen dem Bildungs- und Erwerbssystem stellen zentrale Ereignisse im Lebenslauf dar, die eng mit der Verfügbarkeit über eigene Ressourcen (siehe unten) verbunden sind. Im Zusammenhang mit der Bildungsexpansion ab den 1960er-Jahren wird vermutet, dass der im Vergleich zu früher längere Schulbesuch zu einem längeren Verbleib im Elternhaus beigetragen hat (Eggen 1999: 193) und damit dem längerfristigen Trend der Verringerung des Auszugsalters entgegengläuft (vgl. auch Lauterbach und Lüscher 1999). Jugendliche können aus Gründen der schulischen oder beruflichen Ausbildung vollständig oder vorübergehend von zu Hause ausziehen; teilweise werden eigene Wohnungen (z. B. am Studienort) parallel zum Wohnen bei den Eltern unterhalten. Nach dem Abschluss der Ausbildungsphase und mit der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit ist verstärkt ein Auszug aus dem Elternhaus zu erwarten. Ergebnisse von Georg et al. (1994), deren Untersuchung diese lebenslaufbezogenen Variablen berücksichtigt hat, zeigen aber weder für den Abschluss einer Berufsausbildung noch für den Berufseintritt statistisch signifikante Effekte auf die Auszugswahrscheinlichkeit. Dagegen finden Konietzka und Huinink (2003: 302) deutliche Belege für einen im Zeitverlauf enger gewordenen Zusammenhang zwischen Ausbildungsbeginn und Berufseinstieg mit dem Auszug aus dem Elternhaus. Es ist aber auch davon auszugehen, dass Jugendliche nicht sofort nach dem Übergang von der Ausbildung ins Erwerbsleben von zu Hause ausziehen, sondern erst nachdem eine sichere Beschäftigung und stabile Einkommenssituation erreicht sind (Huinink und Konietzka 2000: 8).

Für die jüngeren Geburtskohorten (1971-78) berichten Konietzka und Huinink (2003: 300) eine Differenz zwischen dem Medianalter beim Ausbildungsbeginn und beim Auszug von etwa vier Jahren für Männer und zwei bis rund zweieinhalb Jahren für Frauen. Diese geschlechtsspezifischen Unterschiede können auf unterschiedliche Altersnormen der Partnerwahl und Familiengründung zurückzuführen sein (Georg et al. 1994). Zu beachten sind aber auch Wehr- und Zivildienstzeiten der Männer, die für einen längeren Verbleib im Elternhaus verantwortlich sein können.

Neben diesen Zusammenhängen sind die *eigenen Ressourcen der Jugendlichen* von Bedeutung. Insbesondere ist zu erwarten, dass mit einem höheren eigenen Erwerbseinkommen die Auszugswahrscheinlichkeit steigt. So zeigt die Untersuchung von Georg et al. (1994), dass ein für den Lebensunterhalt als ausreichend wahrgenommenes eigenes Einkommen mit einer höheren Auszugsneigung einhergeht.

Nicht zuletzt spielen, wie bereits zum Bildungsniveau des Elternhauses erwähnt, psychologische und soziale Dispositionen als *subjektive Handlungsstrukturen* der jungen Erwachsenen eine Rolle. Dazu zählen die emotionalen Beziehungen zu Eltern, Werthaltungen gegenüber der Familie oder Kirche bzw. Religion und die Vorstellungen über die eigene Lebensplanung. Es wird angenommen, dass Kinder, die nur mit einem Elternteil aufwachsen, z. B. so genannte Scheidungswaisen, weniger enge Beziehungen zu den Eltern entwickeln, in diesem Familientyp weniger "soziales Kapital" zur Verfügung steht und die Kinder deshalb früher ausziehen als Jugendliche, die mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben (Juang et al. 1999: 506; White 1994: 91).⁵ Dagegen finden Lauterbach und Lüscher (1999) für Kinder verwitweter Elternteile, tendenziell auch für geschiedene Elternteile, einen längeren Verbleib im Elternhaus, den sie im Zusammenhang mit Bindungen zu den Eltern bzw. Unterstützungen der Eltern durch die Kinder sehen.

Wie oben bereits angesprochen, haben sich die Gründe für das Verlassen des Elternhauses im Zeitverlauf erheblich vom früher wichtigsten Grund "Heirat" bzw. "Gründung einer eigenen Familie" in Richtung "Unabhängigkeit" verändert. Dementsprechend finden Konietzka und Huinink (2003: 303) im Zeitverlauf, d. h. für die Geburtskohorten 1929-31 bis 1959-61, einen deutlichen Rückgang des Doppelereignisses Ehe und Auszug.

Zusammenfassend lassen sich folgende Arbeitshypothesen formulieren:

Die Auszugsneigung ist stärker

- in den neuen Bundesländern,
- in Großstädten als in kleinen Gemeinden,
- bei Frauen,
- bei eigenem (Erwerbs-) Einkommen der Jugendlichen,
- nach Abschluss der allgemein bildenden bzw. beruflichen Ausbildungsphase,
- bei finanziell schlechter gestellten Familien,
- bei größeren Familien bzw. bei Jugendlichen mit mehreren Geschwistern,
- bei formal höher gebildeten Eltern und
- bei allein erziehenden Elternteilen.

5 Eventuell ziehen Kinder geschiedener Eltern aber auch nur von einem zum anderen Elternteil.

4. Abgrenzung der Stichprobe und Variablenkonstruktion

Welche der oben skizzierten theoretisch begründeten Zusammenhänge und Kovariaten sich mit den Mikrozensusdaten abbilden lassen, wird im Abschnitt 4.2 dargestellt. Zunächst sind Fragen der Abgrenzung der Stichprobe zu klären, weil die Ergebnisse auch davon abhängen, wie die Analyseeinheiten ausgewählt werden und wie das Ereignis „Auszug“ definiert wird (White 1994).

4.1 Abgrenzung der Stichprobe

Die Darstellung des Auszugsverhaltens von Jugendlichen und jungen Erwachsenen auf Basis des Mikrozensuspanels konzentriert sich auf die Phase ab dem Ende der Pflichtschulzeit bis zu den zum Zeitpunkt der ersten Panelbefragung (1996) 26-Jährigen, da in diesem Alter in der Regel die allgemeine und berufliche Ausbildung beendet ist. Bei der Abgrenzung der Altersgruppe ist auch zu berücksichtigen, dass für multivariate Analysen ausreichende Fallzahlen verfügbar sind.

Für Auszugsanalysen stehen im Mikrozensus verschiedene Angaben zur Verfügung. Auf Haushaltsebene liegen für jeden Befragten Angaben zum Verwandtschaftszusammenhang zur Haushaltsbezugsperson vor (siehe Lengerer et al. 2005).⁶ Auf Basis der Fragen zu nichtehelichen Lebensgemeinschaften (ohne Auskunftspflicht) lässt sich ermitteln, ob Jugendliche und junge Erwachsene Kinder der Haushaltsbezugsperson oder dessen Lebenspartners sind. Beim Verwandtschaftszusammenhang zur Haushaltsbezugsperson wird allerdings nicht zwischen Schwieger- und leiblichen Söhnen bzw. Töchtern sowie Schwiegervater bzw. -mutter differenziert. Bei Mehrfamilienhaushalten kann damit nicht entschieden werden, wer Kind der Haushaltsbezugsperson ist bzw. wer noch im elterlichen Haushalt lebt oder Schwiegertochter bzw. -sohn ist. Aufgrund dieser Probleme wird für die Abgrenzung der im Elternhaus lebenden Kinder im Folgenden die Angabe zur Stellung in der Familie des so genannten traditionellen Familienkonzepts verwendet, mit der ledige Kinder in der Familie erfasst werden.

Im Längsschnitt ist bei Mehrfamilienhaushalten zu beachten, dass die Familiendefinition von der zeitlich konsistenten und korrekten Zuordnung der im Haushalt befragten Personen zu Familien abhängt. Diese Zuordnung wird nicht erfragt, sondern in den statistischen Landesämtern mithilfe der Angaben zum Verwandtschaftsverhältnis zur Haushaltsbezugsperson vorgenommen. Dies ist allerdings nicht eindeutig möglich, wenn Haushalte keine oder mehrere Ehepaare enthalten (Stauder 2002). Die bereits bei Querschnittsauswertungen beobachteten

6 Bezugsperson des Haushalts ist die erste im Fragebogen genannte Person, wobei eine Bezugsperson mindestens 15 Jahre alt sein muss und beim Interview folgende Reihenfolge vorgegeben ist: Ehegatten, Kinder, Verwandte und Familienfremde.

teilweise unplausiblen Angaben zum Verwandtschaftsverhältnis bei jungen Personen (Stauder 2002: 25) treten auch bei Auswertungen des Mikrozensuspanels auf. Ergänzend zur Querschnittsanalyse zeigen die Panelauswertungen, dass eine Reihe von Familienzuordnungen fehlerhaft werden, wenn die Haushaltsbezugsperson im Zeitverlauf wechselt (siehe hierzu die ersten beiden Beispielhaushalte in Tab. A1/Anhang). Dieses Problem tritt insbesondere dann auf, wenn Befragte bei der Verwandtschaftsbeziehung "sonstige Verwandte" angeben. Nach Dateninspektionen wird der Umfang dieser potenziell unplausiblen Fälle im Mikrozensuspanel zwar nur auf zwei Prozent geschätzt, es erscheint aber ratsam, bei Längsschnittauswertungen die Veränderungen der Beziehungen zur Familienbezugsperson vorläufig nicht zu analysieren, zumal zurzeit noch keine längsschnittlich konsistenten Familiennummern verfügbar sind. Dies heißt aber auch, dass die Auswahl der Analysetichprobe bzw. Risikopopulation des Jahres 1996 in geringem Umfang auf fehlerbehafteten Angaben zur Stellung zur Familienbezugsperson beruhen kann.

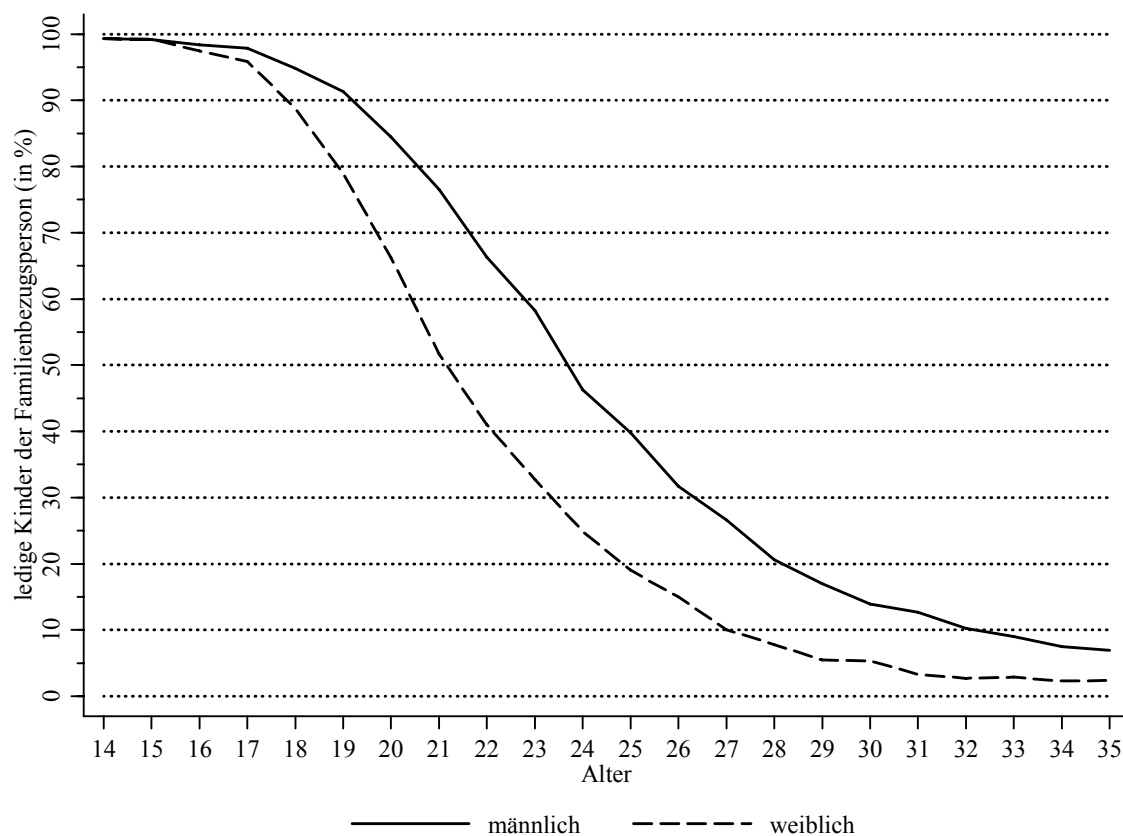
Abbildung 1 zeigt auf Basis der Querschnittsdaten des Mikrozensus 1996, dass am Ende der Pflichtschulzeit praktisch noch alle Jugendlichen bei ihren Eltern leben und Frauen früher als Männer von zu Hause ausziehen. Von den 18-jährigen Frauen wohnen noch 89 Prozent, von den 18-jährigen Männern 95 Prozent zu Hause. Das mittlere Auszugsalter (Median) von Frauen liegt bei 21 Jahren, bei Männern beträgt es 24 Jahre. Während von den 35-jährigen Männern noch 7 Prozent als lediges Kind in ihrer Familie leben, sind es von den Frauen nur zwei Prozent.

In die Analysetichprobe des Mikrozensuspanels wurden Personen übernommen, die 1996 15 bis 26 Jahre alt waren und als lediges Kind in ihrer Familie lebten (siehe Tab. 1). Für diese Gruppe wird untersucht, bis zu welchem Zeitpunkt sie aus der Erhebung infolge eines Wegzugs aus dem ausgewählten Haushalt ausscheidet. Aus der Risikopopulation wurden Personen ausgeschlossen, für die keine plausiblen Zusammenführungsergebnisse vorliegen. Des Weiteren wurden jene Jugendliche nicht berücksichtigt, die bei der Befragung von 1996 bis 1999 wenigstens einmal ausgefallen sind, dann aber wieder befragt wurden (temporäre Ausfälle).⁷ Damit werden zwar Aspekte des mehrmaligen Auszugs bzw. der Rückkehr ins Elternhaus

⁷ Vor diesem Hintergrund des Ausschlusses unplausibler Fälle sowie temporärer Ausfälle und in Anbetracht der Zusammenführungsprobleme bei der Erstellung des Panelfiles stellt sich die kritische Frage, wie gut das Auszugsverhalten mit der so abgegrenzten Risikopopulation (Auswahl 2 in Tab. 1) abgebildet werden kann. Erfreulicherweise ergaben aber Überprüfungen für den Zeitpunkt 1996 nahezu identische geschlechtsspezifische Verteilungen des Querschnitts- und Panelfiles mit einer Gesamtabweichung von weniger als einem Prozentpunkt.

ausgeblendet, jedoch sind die Fallzahlen für eine eigenständige Analyse dieses Mobilitätstyps zu gering.⁸

Abbildung 1: Anteil der Personen, die 1996 bei ihren Eltern leben
(ledige Kinder der Familienbezugsperson in Prozent)



Quelle: Mikrozensus 1996 (faktisch anonymisierte 70 %-Substichprobe); Bevölkerung in Privathaushalten am Hauptwohnsitz; hochgerechnete und an die Bevölkerungsfortschreibung angepasste Fallzahlen (Frauen n = 12.427.000; Männer n = 11.738.000).

Weil die Auszugsanalysen auf Informationen zum Haushalts- bzw. Familienkontext aufbauen, kommen hierfür nur Jugendliche aus vollständig plausibel zusammengeführten Haushalten in Frage. Die resultierenden Selektionen reduzieren die Ausgangsstichprobengröße auf 9.260 Personen (Auswahl 2). Schließlich ist zu beachten, dass für Jugendliche, die zwischen 1996 und 1999 mit dem gesamten Haushalt wegziehen,⁹ nicht festgestellt werden kann, ob sie danach weiter mit ihren Eltern zusammenleben oder nicht. Reduziert man deshalb die Stichprobe weiter um die betreffenden Fälle, stehen für die Analyse 8.311 Personen zur Verfügung (Auswahl 3 in Tab. 1).

⁸ Vgl. in diesem Kontext auch die Kritik von Wagner und Huinink (1991) an früheren Auszugsanalysen des Mikrozensus durch Schwarz (1989). Gartner (2000: 12) berichtet auf Basis des Sozioökonomischen Panels für diese Wechsel einen Anteil von 0,8 Prozent der Erstauszüge.

⁹ Eine theoretisch angemessene Modellierung dieses Typs räumlich mobiler Jugendlicher wäre auf Haushaltsebene durchzuführen. Zumindest teilweise wären dafür andere Erklärungsfaktoren notwendig (vgl. Frick 1996; Kalter 2000).

Tabelle 1: Fallauswahl beim Mikrozensuspanel

Population	Kinder ^{*)}	Sonst.	Insges.
1996 befragte 15- bis 26-jährige Personen, die zur Bevölkerung in Privathaushalten am Hauptwohnsitz zählen	10.361	6.003	16.364
- temporäre Ausfälle 1996-1999	90	67	157
- nicht plausibel zusammenführbare Personensätze	499	357	856
= Auswahl 1	9.772	5.579	15.351
- Haushaltszusammenführung auf Personenebene inkonsistent	512		
= Auswahl 2	9.260		
- Wegzug des gesamten Haushalts 1996-1999	949		
= Auswahl 3: Risikopopulation für Verlaufsanalysen	8.311		

*) Ledige Kinder der Familienbezugsperson, Bevölkerung am Familienwohnsitz.

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999 (faktisch anonymisierte 65 %-Substichprobe); nicht hochgerechnete Fallzahlen; eigene Berechnungen.

In Tabelle 2 sind die Veränderungen der Stichprobe insgesamt sowie der Risikopopulation lediger Kinder von Familienbezugspersonen infolge von Weg- und Zuzügen zwischen 1996 und 1997 dargestellt. Der Vergleich des Anteils lediger Kinder (Risikopopulation) der 1996 mit dem ganzen Haushalt fortgezogenen Jugendlichen (26,3 %) mit dem Anteil lediger Kinder der 1997 mit dem ganzen Haushalt neu Hinzugezogenen (13,5 %) deutet darauf hin, dass schätzungsweise rund die Hälfte der betreffenden Jugendlichen nach dem Umzug nicht mehr bei den Eltern lebt. Eine altersspezifische Analyse (hier ohne Darstellung) zeigt, dass dies überwiegend für Jugendliche ab 19 Jahren zutrifft.

Tabelle 2: Veränderungen der Risikopopulation der 15- bis 26-jährigen Personen im Jahre 1996 durch Weg- und Zuzüge zwischen 1996 und 1997

	1996 Insges. ¹⁾	darunter Kinder ²⁾ (%)	1997 Insges. ¹⁾	darunter Kinder ²⁾ (%)
Gesamthaushalt immobil	11.355	70,5	11.381	70,0
Wegzug von Personen aus weiter befragten Haushalten	977	83,8		
Wegzug mit ganzem Haushalt	1.674	26,3		
<i>Wegzüge zusammen</i>	<i>2.651</i>	<i>47,5</i>		
Zuzug von Personen in bereits 1996 befragte Haushalte			351	49,3
Zuzug ganzer Haushalte			2.000	13,5
<i>Zuzüge zusammen</i>			<i>2.351</i>	<i>18,8</i>
Insgesamt (n; % in Klammern)	14.006 (100,0)	9.260 (66,1)	13.732 (100,0)	8.406 (61,2)

¹⁾ Bevölkerung in Privathaushalten am Hauptwohnsitz im Alter von 15 bis 26 Jahren im Jahre 1996.

²⁾ Ledige Kinder der Familienbezugsperson, Bevölkerung am Familienwohnsitz (Zeilenprozentwerte).

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999 (siehe Tab. 1); nicht hochgerechnete Fallzahlen; eigene Berechnungen.

4.2 Variablenkonstruktion

Im Folgenden werden die Merkmale des Mikrozensuspanels in Anlehnung an die Übersicht der theoretisch relevanten Rahmenbedingungen der individuellen Entscheidungen von Huinink und Konietzka (2000: 4) dargestellt. Die meisten Variablen beziehen sich auf das Startjahr 1996 des Mikrozensuspanels. Für sie werden zeitkonstante Effekte auf das Auszugsverhalten angenommen. Um die mit dem Auszug verbundenen Faktoren zu ermitteln, sind zusätzlich Merkmale zu berücksichtigen, die im Zeitverlauf den Auszug fördern oder hemmen. Hierfür werden für verschiedene Bereiche zeitveränderliche Variablen konstruiert, mit denen Effekte der bis zum Auszug beobachteten Statusveränderungen auf das zeitabhängige Ereignis des Auszuges geprüft werden können.

Objektive Gelegenheitsstruktur: Lokale Infrastruktur des Wohnortes und der lokalen Lebensbedingungen

Für die Erfassung von Aspekten der lokalen Infrastruktur stehen im Mikrozensuspanel das Bundesland, die Gemeindegrößenklasse und der siedlungsstrukturelle Gemeindetyp zur Verfügung. Da sich die Auszugsmuster zwischen dem früheren Bundesgebiet und den Neuen Bundesländern unterscheiden (vgl. Huinink und Konietzka 2000; Juang et al. 1999), sind getrennte Auszugsanalysen sinnvoll.

Mit der Variablen Gemeindegrößenklasse sind Stadt-Land-Unterschiede nur eingeschränkt zu untersuchen, da beispielsweise die Lebensverhältnisse kleiner Gemeinden im ländlichen Raum sehr verschieden von denen im verstädterten Raum oder in unmittelbarer Nähe einer Großstadt sein können. Die Bevölkerungsdichte, der Grad der Urbanisierung und die Zentralität bzw. die räumliche Verdichtung von Gemeinden sind aber mit dem im Arbeitsfile verfügbaren siedlungsstrukturellen Gemeindetyp (Böltken 1997; Böltken und Irmen 1997) erfasst worden. Explorative Analysen zeigen, dass die 18 Kategorien der Ursprungsvariablen ohne größeren Informationsverlust in drei Klassen zusammengefasst werden können. Der Gemeindetyp (Variable *R*) umfasst somit Kernstädte (kreisfreie Städte mit über 100.000 Einwohnern), Ober-/Mittelzentren (Städte und Gemeinden mit zentralörtlichen Funktionen) und sonstige Gemeinden.

Eigenschaften der Familie: Einkommen, Wohnsituation

Zur Charakterisierung der Einkommenssituation kann das Haushaltseinkommen herangezogen werden. Mit der Berechnung des bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltsnettoeinkommens (Äquivalenzeinkommen) pro Haushaltsmitglied wird die Haushaltsstruktur, d. h. die Haushaltsgröße und das Alter der Personen, berücksichtigt (vgl. Stauder und Hüning

2004).¹⁰ Um eventuelle nichtlineare Zusammenhänge mit dem Auszugsverhalten zu kontrollieren, wurde zunächst das Äquivalenzeinkommen in etwa zehn gleich stark besetzte Gruppen gruppiert und fehlende Einkommensangaben in einer zusätzlichen Kategorie ausgewiesen.¹¹ Tests zeigen, dass die Kategorien der Einkommensvariablen (E) in fünf Klassen zusammengefasst werden können: unter 948 DM, 948-1.359 DM, 1.359-1.890 DM, 1.890-2.903 DM, 2.903 und mehr DM, sowie ohne Einkommensangabe.

Die ökonomische Situation der Eltern ist eng verbunden mit dem Wohnungs- und Hausbesitz. Die Analyse der Mikrozensus-Zusatzerhebung zeigt, dass von den 1998 noch befragten Jugendlichen, deren Eltern Wohnungseigentümer sind, mit circa 13 Prozent deutlich weniger ausfallen bzw. wegziehen als in der Gruppe der zur Miete wohnenden Personen (23 %). Da die Angaben zur Wohnsituation nur in der 1998 durchgeführten Zusatzerhebung vorliegen und die Wohnungsidentifikatoren des Arbeitsfiles im Längsschnitt nicht konsistent sind, muss auf diese Differenzierungen verzichtet werden.

Familienstruktur

Von den im Mikrozensus vorhandenen Faktoren zur Beschreibung der Strukturen des Zusammenlebens wird der Familientyp (Variable F) herangezogen. Neben Ehepaaren mit ledigen Kindern werden Alleinerziehende mit ledigen Kindern (Verwitwete, Geschiedene und verheiratete, nicht zusammenlebende Elternteile) klassifiziert, wobei alle Kategorien von allein erziehenden Elternteilen zusammengefasst wurden, um zu kleine Fallzahlen zu vermeiden.

Daneben wird die Anzahl der Geschwister (Variable K) in der Familie zum Zeitpunkt 1996 ermittelt. Hierbei werden alle ledigen Kinder der Familienbezugsperson ohne Altersbegrenzung berücksichtigt. Drei und mehr Geschwister werden in einer Kategorie zusammengefasst.

Erwerbsbeteiligung und sozialer Status der Eltern

Die Erwerbsbeteiligung und der soziale Status der Eltern werden anhand der Angaben der Familienbezugsperson erfasst. Bei vollständigen Familien ist dies in der Regel der Vater. Unter den im Mikrozensus hierfür relevanten Variablen wurde die sozioökonomische Variable "Stellung im Betrieb" gewählt. Verschiedene Testauswertungen zeigen, dass die differenzierten Angaben zusammengefasst werden können, so dass letztlich nur die sozialrechtlichen

10 Die Gewichte zur Ermittlung des bedarfsgewichteten Pro-Kopf-Haushaltseinkommens orientieren sich an der alten OECD-Skala, die für die erste Person im Haushalt ein Gewicht von Eins, für weitere Personen 0,7 und für Kinder unter 15 Jahren 0,5 vorsieht.

11 Etwa jeweils die Hälfte der fehlenden Angaben hängt mit Antwortverweigerungen zusammen, beziehungsweise betrifft Haushalte, in denen wenigstens ein Haushaltsmitglied selbstständiger Landwirt ist, da in dieser Gruppe keine Einkommensangaben erfasst werden.

Kategorien der beruflichen Stellung der Familienbezugsperson (Variable S^{FB}) zu berücksichtigen sind: Nichterwerbstätige, Selbstständige (einschl. mithelfende Familienangehörige), Beamte, sowie Arbeiter und Angestellte (zusammengefasst).

Der allgemeine und berufliche Schulabschluss der Familienbezugsperson (Variable C^{FB}) wird mithilfe der CASMIN-Bildungsskala (Brauns und Steinmann 1999; Granato 2000) umgesetzt. Aus Fallzahlgründen wurden verschiedene Zusammenfassungen vorgenommen. Die Variable enthält folgende Kategorien: Hauptschule ohne beruflichen Abschluss und kein Abschluss; Hauptschule mit beruflichem Abschluss; Mittlere Reife; Fachhochschulreife oder Abitur; Fachhochschulabschluss; Hochschulabschluss; keine Angaben zum Bildungsabschluss der Familienbezugsperson.

Individuelle Ressourcen und Lebenslage der Jugendlichen: Ausbildung und Erwerbsbeteiligung

Einige bisherige Untersuchungen zeigen, dass der Auszug aus dem Elternhaus in starkem Maße mit dem Ausbildungs- und Berufsverlauf der Jugendlichen zusammenhängt (siehe S. 7). Der Besuch allgemein bildender sowie beruflicher Schulen im Jahre 1996 (Variable B) wird mit folgenden Ausprägungen erfasst: allgemein bildende Schule; berufliche Schule; Fachhochschule; Hochschule; kein Schulbesuch.

Da davon auszugehen ist, dass die Auszugsneigung nach Abschluss der Ausbildungsphase steigt, wird das 1996 bereits erreichte Bildungsniveau der Jugendlichen (Variable C) als Kontrollvariable mithilfe der CASMIN-Bildungsskala konstruiert. Wie Testauswertungen zeigen, können die Kategorien jedoch ohne Informationsverlust in Bezug auf das Auszugsverhalten wie folgt zusammengefasst werden: noch Schul-/Hochschulbesuch; höchstens Hauptschule ohne berufliche Ausbildung; Hauptschule mit beruflicher Ausbildung oder Mittlere Reife oder Abitur; Fachhochschule oder Hochschule; keine Bildungsangabe vorhanden.

Die Erwerbsbeteiligung der Jugendlichen wird mittels der Angaben zur betrieblichen Stellung abgebildet. Ähnlich wie bei der Einstufung der sozioökonomischen Lage der Familienbezugspersonen können verschiedene Zusammenfassungen vorgenommen werden, die auch zur Vermeidung kleiner Fallzahlen notwendig sind. Die berufliche Stellung der Jugendlichen (Variable S) wird wie folgt abgegrenzt: Nichterwerbstätige, Selbstständige, Beamte (einschl. Soldaten), Arbeiter, Angestellte, Auszubildende, Wehr- und Zivildienstleistende.

Wie oben bereits erwähnt, ist zu erwarten, dass neben den Angaben zum Ausgangszeitpunkt 1996 die Übergänge vom Bildungs- ins Erwerbssystem wichtige Veränderungen der auszugsrelevanten Faktoren erfassen. Aus diesem Grund wird ermittelt, ob zwischen 1996 und 1997

sowie 1996 bis 1997 vs. 1998 der Schulbesuch endet (Variablengruppe *V*). Daneben werden Wechsel vom Besuch einer allgemein bildenden Schule zum Besuch einer beruflichen Schule (Variablengruppe *W*) berücksichtigt, da diese Übergänge mit räumlicher Mobilität (z. B. zur Aufnahme einer Berufsausbildung im dualen System) und teilweise eigenem Einkommen verbunden sein können.¹² Auch diese Informationen beschreiben die Statusübergänge zwischen 1996 und 1997 sowie zwischen 1996 bis 1997 vs. 1998. Unter der Annahme, dass Arbeitsplatzmobilität und räumliche Mobilität zusammenhängen, werden außerdem die Retrospektivangaben über Betriebswechsel im Jahr vor der jeweils aktuellen Erhebung verwendet (Variablengruppe *Z*; Betriebswechsel 1995/96, 1996/97, 1997/98). Um eventuelle zeitverzögerte Effekte zu erfassen, wird, wenn ein Wechsel stattfand, der neue Wert der zeitveränderlichen Indikatorvariablen auch bei späteren Zeitpunkten beibehalten.

Eigenes Einkommen

Zur Erfassung des Niveaus der ökonomischen Unabhängigkeit von den Eltern wird die Information über die Quelle des überwiegenden Lebensunterhalts (Variable *L*) mit folgenden Zusammenfassungen verwendet: (1) Eltern, Rente, Vermögen, Pflegeversicherung; (2) Erwerbstätigkeit, Arbeitslosengeld/-hilfe; (3) Sozialhilfe, sonstige Unterstützung (z. B. Bafög). In inhaltlicher Hinsicht werden teilweise heterogene Einkommensquellen zusammengefasst. Diese Vergrößerungen sind notwendig, um zu kleine Zellenbesetzungen zu vermeiden, dabei ist aber eine möglichst hohe Ähnlichkeit der Gruppen in Bezug auf das Auszugsverhalten gewährleistet. Z. B. unterscheiden sich Jugendliche mit Arbeitslosengeld oder -hilfe als überwiegender Quelle des Lebensunterhalts nicht wesentlich von Jugendlichen, die ihren Unterhalt aus eigener Erwerbstätigkeit bestreiten.

Zeitliche Veränderungen der Quelle des überwiegenden Lebensunterhalts von den Eltern zur (eigenen) Erwerbstätigkeit zwischen 1996 und 1997 sowie zwischen 1997 und 1998 werden mit der Variablengruppe *U* abgebildet. Auch in diesen Variablen wird ein Wertwechsel bei späteren Übergängen beibehalten (s. o.).

Grundsätzlich wäre es wichtig, zusätzlich die Höhe des persönlichen Nettoeinkommens der Jugendlichen zu verwenden. Dies ist jedoch einerseits schwierig, weil diese Einkommensteile bereits im Haushaltseinkommen bzw. im bedarfsgewichteten Äquivalenzeinkommen (Variable *E*) enthalten sind. Andererseits korreliert das persönliche Nettoeinkommen auch mit den Variablen Lebensunterhaltsquelle (*L*), Schulbesuch (*B*), Bildungsniveau (*C*) und berufliche

¹² Hierbei ist zu beachten, dass diese zeitveränderlichen Variablen auch potenzielle Fehlklassifikationen beinhalten können, die damit zusammenhängen, dass in der Befragungspraxis die Unterschiede zwischen allgemein bildenden Schulen und beruflichen Schulen nicht klar sind (Schimml-Neimanns 2005).

Stellung (S). Die Verwendung des persönlichen Nettoeinkommens würde daher zu Multikollinearitätsproblemen führen. Da sich in Tests eine statistisch größere Erklärungskraft in Bezug auf das Auszugsverhalten für das Äquivalenzeinkommen und die anderen Variablen zeigte, wird auf das persönliche Nettoeinkommen verzichtet.

Demografische Angaben

Schließlich wird das Geschlecht (Variable G) verwendet, das sich in bisherigen Untersuchungen als stärkster Prädiktor des Auszugs erwiesen hat. Neben dem Lebensalter, das in den Verlaufsdatenanalysen die Prozesszeit bildet, wird das Alter zum Zeitpunkt 1996 (Variable A) berücksichtigt, um Kohorteneffekte zu kontrollieren.

Im Unterschied zu vielen anderen Studien, die sich auf Deutsche beschränken, kann mit dem Mikrozensus auch nach der Staatsangehörigkeit differenziert werden. Um bei den multivariaten Analysen zu kleine Fallzahlen zu vermeiden, wird die Staatsangehörigkeit (Variable N) nicht nach einzelnen Migrantengruppen, sondern lediglich nach Deutschen und EU-Ausländern einerseits und sonstigen Ausländern andererseits untergliedert. Die Gruppe der sonstigen Ausländer setzt sich zu rund 58 Prozent aus türkischen und zu 19 Prozent aus Jugendlichen aus dem ehemaligen Jugoslawien zusammen.

Jugendliche mit einem zweiten Wohnsitz haben bereits den partiellen Auszug aus dem Elternhaus vollzogen. Da zu erwarten ist, dass diese Personen, die am Ort der (elterlichen) Hauptwohnung erfasst sind und einen Nebenwohnsitz haben, ein größeres Ausfall- bzw. Auszugsrisiko besitzen, wird das Merkmal Haupt-/Nebenwohnsitz (Variable H) verwendet.¹³

Tabelle A2 im Anhang enthält deskriptive Verteilungen zu diesen Variablen.

5. Verlaufsdatenanalysen

Zur Ermittlung der partiellen Effekte der einzelnen erklärenden Variablen werden im Folgenden Verlaufsdatenanalysen durchgeführt. Zunächst ist zu diskutieren, welches statistische Modell für die Daten des Mikrozensuspanels geeignet ist.

5.1 Das diskrete Hazardraten-Regressionsmodell

In der Regel stellt in statistischen Modellen zum Auszug aus dem Elternhaus das Alter der Personen die Zeitachse bzw. Prozesszeit dar. Für die Verweildauer im Elternhaus wird eine diskrete Zufallsvariable T definiert, deren Werte j den Zustandswechsel von $y_{ij}=0$ "bei den Eltern wohnend" zu $y_{ij}=1$ "Auszug aus dem Elternhaus" indizieren. Während der Auszug zu

¹³ Während in der Analytestichprobe insgesamt sieben Prozent der Jugendlichen einen Zweitwohnsitz haben, beträgt dieser Anteil bei Studenten rund 31 Prozent.

jedem Zeitpunkt erfolgen kann, liegen im Mikrozensus durch das Erhebungsdesign bedingt nur Beobachtungen zwischen April 1996 und April 1999 im Abstand von einem Jahr vor. Das statistische Verfahren sollte deshalb berücksichtigen, dass die Zustandswechsel nur innerhalb diskreter Zeitintervalle $j = [a_{t-1}, a_t)$ beobachtet werden können. Des Weiteren ist zu beachten, dass über die Zeitpunkte vor 1996 keine Informationen vorhanden sind. Außerdem ist nicht bekannt, ob und wann Personen nach 1999 ausziehen. Es handelt sich somit sowohl um links- (vor 1996) als auch rechtszensierte (nach 1999) Daten. Das Fehlen von Angaben zum Zeitpunkt vor April 1996 wird auch als Linksstutzung ("left-truncation"; Guo 1993) bezeichnet.

Die Hazardrate $h(t_{ij})$ entspricht im diskreten Fall der bedingten Wahrscheinlichkeit, dass eine Person i im Altersabschnitt j ($T_i = j$) aus dem Elternhaus auszieht, gegeben, dass bis dahin noch kein Auszug stattgefunden hat: $h(t_{ij}) = P(T_i = j | T_i \geq j)$.

Der Zustandswechsel kann als logistische Regression geschätzt werden, wenn aus den Personendaten, in denen jede Person mit einem Satz enthalten ist, ein so genannter Personen-Perioden-Datensatz erstellt wird. Der Personen-Perioden-Datensatz enthält eine Beobachtung für jedes Zeitintervall j , in dem eine Person bis zum Ereignis des Auszuges bzw. bis zur Zensurierung 1999 im Panel verblieben ist, und daneben den Indikator des Ereignisses y_{ij} im Zeitintervall.¹⁴

Die Koeffizienten des Modells setzen sich aus Regressionskonstanten α_j für die einzelnen Zeitintervalle und Steigungskoeffizienten β zusammen. Bezeichnet man den Kovariatenvektor mit x_{ij} , ist die mit der logistischen Regression geschätzte diskrete Hazardrate:

$$h(t_{ij}) = 1 / (1 + \exp(-\alpha_j - \beta' x_{ij})).$$

Für Verlaufsanalysen wird oft das Regressionsmodell von Cox verwendet. Im Cox-Modell unterscheiden sich die Hazardraten verschiedener Werte der erklärenden Variablen nur durch eine multiplikative Konstante von der Basisrate, sie sind also proportional zueinander. Für die mittels logistischer Regression geschätzten Hazardraten trifft diese Eigenschaft jedoch nicht zu.¹⁵ Im Unterschied zum Cox-Modell stehen hier nicht die Hazardraten, sondern deren Kreuzprodukt (Odds-Ratio; kurz OR) für jeden Zeitpunkt in einem proportionalen Verhältnis:

$$OR = [h(t_{ij}|x=1) / (1 - h(t_{ij}|x=1))] / [h(t_{ij}|x=0) / (1 - h(t_{ij}|x=0))] = \exp(\beta' x_{ij}).$$

¹⁴ Die dabei entstehende Verletzung der Annahme unabhängig identisch verteilter Beobachtungen kann bei der Modellierung korrigiert werden (siehe Rogers 1993; Wooldridge 2002: 405ff.).

¹⁵ Im Rahmen des allgemeinen linearen Modells kann alternativ zu dem hier verwendeten Modell (Logit-Verbindungsfunktion; proportional odds model) mittels komplementärer log-logistischer Verbindungsfunktion ein Modell geschätzt werden, bei dem die Hazardraten proportional zueinander sind (proportional hazards model). Aufgrund der diskreten Zeitangaben im Mikrozensus wird aber die einfachere logistische Regression verwendet (siehe Singer und Willett 2003: 425).

Die Überlebensfunktion im Ausgangszustand zu verbleiben, d. h. die Wahrscheinlichkeit am Ende des Altersabschnitts j noch bei den Eltern zu wohnen, unter der Bedingung, dass bis dahin noch kein Auszug stattgefunden hat, ist:

$$S(t_j) = S(t_{j-1}) [1 - h(t_j)].$$

Analog zur üblichen logistischen Regression ist die Log-Likelihood des diskreten Hazardraten-Regressionsmodells:

$$LL = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij} \ln(h(t_{ij})) + (1 - y_{ij}) \ln(1 - h(t_{ij}))$$

Im Folgenden wird als Maß der Modellanpassung die Devianz $G^2 = -2(LL_M - LL_{beob})$ berichtet, mit der die Log-Likelihood eines gegebenen Modells M mit der Log-Likelihood der beobachteten Daten (*beob*; saturiertes Modell) verglichen wird. Die in der Likelihood-Ratio-Teststatistik berechnete Differenz der Devianzen verschiedener Modelle ist Chi-Quadratverteilt. Zur Beurteilung der Modellanpassung dient zusätzlich Aikakes Informationskriterium $AIC = G^2 + 2 * (\text{Anzahl der Parameter})$, das auch bei nicht-geschachtelten Modellen verwendet werden kann. Als "bestes" Modell ist das Modell mit dem niedrigsten AIC-Wert zu präferieren.

Bei dieser Modellierung des Auszugsverhaltens beziehen sich die zeitunabhängigen Angaben zumeist auf das 15. Lebensjahr der Befragten. Mit zeitabhängigen Variablen wird beispielsweise erfasst, ob eine Person vor dem Auszug in der Ausbildung oder erwerbstätig war (siehe z. B. Mayer und Wagner 1986). Als Prozesszeit dient i. d. R., wie bereits erwähnt, das Lebensalter. Hinsichtlich des Zeitbezugs der erklärenden Variablen und in Bezug auf die Prozesszeit weicht das Mikrozensuspanel von den sonst bei Auszugsanalysen verwendeten Daten ab, da nur für das Zeitfenster 1996 bis (längstens) 1999 Beobachtungen vorhanden sind. In Tabelle 3 ist der Verbleib im Mikrozensuspanel nach dem Lebensalter und der Kalenderzeit als zweidimensionales Lexis-Diagramm dargestellt.

So wohnen von den beim Start des Panels 15-Jährigen ($n = 1.058$) drei Jahre später noch 94 Prozent im Elternhaus. Dies trifft bei den 26-Jährigen ($n = 303$) nur auf 46 Prozent der Befragten zu. Die unterschiedliche Altersverteilung ergibt sich daraus, dass die Risikopopulation nur die 1996 noch im Elternhaus wohnenden ledigen Kinder der Familienbezugsperson umfasst. Unterscheidet man nicht danach, ob eine Person noch zuhause wohnt, sind die Alterskohorten näherungsweise gleich groß.

Tabelle 3: Verbleib 15- bis 26-jähriger Jugendlicher des Jahres 1996 im Elternhaus nach Lebensalter und Erhebungszeitpunkten des Mikrozensus

Lebensalter	Erhebungszeitpunkt			
	1996 (n)	1997 (%)	1998 (%)	1999 (%)
(29)				(46,2)
(28)			(61,7)	(47,0)
27		77,6	60,0	47,8
26	303	78,2	60,5	52,6
25	413	79,3	64,5	56,7
24	458	79,6	69,4	60,8
23	504	85,6	74,7	62,6
22	520	86,5	75,6	67,3
21	613	88,4	78,8	71,8
20	692	89,0	84,4	80,6
19	825	92,6	89,8	88,3
18	949	96,1	94,2	94,2
17	964	98,4	97,6	
16	1.012	99,1		
15	1.058			
Insgesamt (n)	100 % 8.311	90,1 %	80,4 %	70,1 %

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999 (siehe Tab. 1); eigene Berechnungen.

Mit wenigen Ausnahmen werden im Mikrozensus keine Retrospektivfragen gestellt, so dass über die Zeitpunkte vor 1996 keine Informationen vorliegen. Wegen dieser Linkszensierung ist es nicht möglich, Variablen zu konstruieren, die sich für alle Altersgruppen auf den gleichen Zeitpunkt im Lebensverlauf beziehen (z. B. Status der Eltern, als die Person 15 Jahre alt war). Die erklärenden Variablen enthalten dagegen Informationen zum Zeitpunkt 1996 bzw. den Übergängen bei zeitveränderlichen erklärenden Variablen.

Um den direkten Bezug der Angaben auf den Erhebungszeitpunkt zu erhalten, kommt als alternative Modellierung die Kalenderzeit als Prozesszeit sowie das Alter im Jahre 1996 als Kontrollvariable für Kohorteneffekte in Frage. Da jedoch die Hazardraten erheblich stärker vom Lebensalter statt vom Erhebungszeitpunkt abhängen, ist davon abzuraten (siehe Korn et al. 1997; Singer und Willett 2003). Stattdessen sollten Verlaufsdatenanalysen mit dem Lebensalter als Prozesszeit durchgeführt werden. Hierfür ist es nur nötig, das Alter beim Eintritt in die Risikopopulation zu berücksichtigen, so dass die Prozesszeit mit dem Alter im Jahre 1996 startet (Singer und Willett 2003: 319, 595). Jedoch könnte die heterogene altersspezifische Zusammensetzung der Risikopopulation damit verbunden sein, dass sich die im Startjahr 1996 noch zu Hause wohnenden älteren Jugendliche als Spätauszieher ("Nesthocker") von den anderen Gruppen unterscheiden (siehe Lauterbach und Lüscher 1999). Um solche eventuellen Effekte des unterschiedlichen Eintrittsalters zu kontrollieren, wird die Alterskohorte 1996 (Variable *A*) als erklärende Variable in das Modell aufgenommen.

Um kleine Zellenbesetzungen bei den älteren Jugendlichen zu vermeiden, werden die Personen in den folgenden Verlaufsdatenanalysen bis zum Alter von 27 Lebensjahren betrachtet. Personen, die bis zu diesem Zeitpunkt noch nicht ausgezogen sind, werden als zensierte Fälle behandelt. In Tabelle 3 sind die so ausgeklammerten Übergänge gekennzeichnet. Wie man anhand der ähnlichen Verbleibwahrscheinlichkeiten benachbarter Zellen sehen kann, sind durch dieses Vorgehen keine Verzerrungen zu erwarten.

5.2 Modellergebnisse

Tabelle 4 zeigt für das frühere Bundesgebiet (Westdeutschland incl. West-Berlin) und die neuen Bundesländer (Ostdeutschland) getrennte Analysen des Auszugsverhaltens. Neben dem Modell, mit dem lediglich Konstanten für die diskreten Lebensaltersintervalle ohne erklärende Variablen geschätzt werden (Modell 1), sind die Ergebnisse eines Grundmodells (M2) dargestellt, in dem die Effekte aller zeitkonstanten und zeitveränderlichen Variablen enthalten sind. In den Modellen 3 bis 20 wird jeweils eine Variable entfernt (Rückwärtsselektion). Die Likelihood-Ratio-Statistik zeigt summarisch den partiellen statistischen Einfluss dieser Variablen auf das Auszugsrisiko.

Wie man sieht, ist die zur Kontrolle von potenziellen Kohorteneffekten verwendete Alterskohorte 1996 (Variable *A*; M4) statistisch nicht signifikant. Somit kann davon ausgegangen werden, dass keine Kohorteneffekte vorliegen und im Modell alle Alterseffekte durch das Lebensalter als Prozesszeit absorbiert sind.

Tabelle 4: Ergebnisse logistischer Regressionen zum Auszug aus dem Elternhaus

M	Modellterme	Westdeutschland (incl. West-Berlin)							Ostdeutschland ^{*)}			
		Devianz G ²	df	AIC	M	Likelihood-Ratio-Statistik ΔG^2	df	P	Devianz G ²	AIC	LR-Statistik ΔG^2	P
1	Zeitkonstanten α_j [Lebensalter – 15: $j = 1, \dots, 12$)	10.493,52	12	10.518					3.199,25	3.223		
2	+R, A, G, N, H, B, E, F, S ^{FB} , C ^{FB} , L, S, C, V, W, U, Z <i>Rückwärtssselektion: zeitkonstante Variablen (Status 1996)</i>	10.143,65	70	10.284	1	349,87	58	0,00	2.960,86	3.101	238,40	0,00
3	M2 – R Gemeindetyp	10.178,52	68	10.315	2	34,87	2	0,00	2.992,85	3.129	31,99	0,00
4	M2 – A Alterskohorte	10.150,39	59	10.268	2	6,74	11	0,82	2.973,99	3.092	13,14	0,28
5	M2 – G Geschlecht	10.274,87	69	10.413	2	131,23	1	0,00	3.049,48	3.187	88,62	0,00
6	M2 – N Staatsangehörigkeit	10.144,04	69	10.282	2	0,39	1	0,53	2.962,72	3.101	1,86	0,17
7	M2 – H Haupt-/Nebenwohnsitz	10.147,25	69	10.285	2	3,60	1	0,06	2.960,87	3.099	0,02	0,90
8	M2 – B Schulbesuch	10.161,11	66	10.293	2	17,46	4	0,00	2.969,36	3.101	8,50	0,07
9	M2 – E Äquivalenzeinkommen	10.156,67	65	10.287	2	13,02	5	0,02	2.970,98	3.101	10,12	0,07
10	M2 – F Familientyp	10.150,84	69	10.289	2	7,19	1	0,01	2.964,26	3.102	3,40	0,07
11	M2 – K Geschwisterzahl	10.153,40	67	10.287	2	9,76	3	0,02	2.981,44	3.115	20,59	0,00
12	M2 – S ^{FB} Berufl. Stellung Familienbezugsperson	10.154,69	67	10.289	2	11,04	3	0,01	2.962,39	3.096	1,54	0,67
12	M2 – C ^{FB} Bildung Familienbezugsperson	10.150,70	64	10.279	2	7,05	6	0,32	2.972,37	3.100	11,51	0,07
14	M2 – L Lebensunterhaltsquelle	10.145,96	68	10.282	2	2,31	2	0,32	2.966,09	3.102	5,23	0,07
15	M2 – S Berufliche Stellung	10.154,45	65	10.284	2	10,80	5	0,06	2.977,28	3.107	16,43	0,01
16	M2 – C Bildungsniveau <i>Rückwärtssselektion: zeitveränderliche Variablen</i>	10.155,42	66	10.287	2	11,77	4	0,02	2.967,63	3.100	6,77	0,15
17	M2 – V Beendigung Schulbesuch 96/97, 96-97/98	10.153,48	68	10.289	2	9,83	2	0,01	2.964,66	3.101	3,81	0,15
18	M2 – W Schulartwechsel 96/97, 96-97/98	10.152,10	68	10.288	2	8,45	2	0,02	2.961,27	3.097	0,41	0,81
19	M2 – U Wechsel Lebensunterh. 96/97, 96-97/98	10.143,93	68	10.280	2	0,28	2	0,87	2.961,04	3.097	0,19	0,91
20	M2 – Z Betriebswechsel 95/96, 96/97, 97/98	10.154,76	67	10.289	2	11,11	3	0,01	2.967,27	3.101	6,42	0,09
21	M2 – (A, N, H, E, F, C ^{FB} , L, C, U) = M1 + (R, G, B, E, F, K, S ^{FB} , S, V, W, Z)	10.176,55	43	10.263	2	32,90	27	0,20	2.996,70	3.083	35,84	0,12

*) Zu den Freiheitsgraden (df) für Ostdeutschland siehe die entsprechenden Spalten für Westdeutschland.

Sowohl in West- als auch in Ostdeutschland sind die AIC-Werte bei Herausnahme des Geschlechts (Variable *G*; M5) am größten, d. h. die Zusammenhänge zwischen Geschlecht und Auszugswahrscheinlichkeit sind am stärksten. Der zweitstärkste partielle Effekt ist ebenfalls in beiden Gebieten für den Gemeindetyp (Variable *R*; M3) festzustellen.

Bei allen weiteren Erklärungsfaktoren des Auszugsverhaltens unterscheiden sich jedoch westdeutsche von ostdeutschen Jugendlichen deutlich. Konzentriert man sich auf die stärksten und statistisch signifikanten Zusammenhänge, ist in Westdeutschland, neben Geschlecht und Gemeindetyp, vor allem der Schulbesuch (Variable *B*; M8) bedeutsam. Danach folgen mit etwa gleicher Erklärungsleistung (AIC) der Abschluss von Schulbesuchsetappen (*V*; M17), Familientyp (*F*; M10), Betriebswechsel (*Z*; M20), berufliche Stellung der Familienbezugsperson (S^{FB} ; M12), Schulartwechsel (*W*; M18), erreichtes Bildungsniveau (*C*; M16), Geschwisterzahl (*K*; M11) und das Äquivalenzeinkommen (*E*; M9). Dagegen sind für ostdeutsche Jugendliche, außer dem Geschlecht und dem Gemeindetyp, im Vergleich zum Grundmodell 2 nur die Geschwisterzahl (*K*; M11) und ihre 1996 erreichte berufliche Stellung (*S*; M14) statistisch signifikant.

Bemerkenswerterweise sind in beiden Teilen Deutschlands sowohl die Quelle des überwiegenden Lebensunterhalts im Jahre 1996 (Variable *L*; M14) als auch deren Änderungen im Zeitverlauf (Variablengruppe *U*; M19) im Vergleich zum Grundmodell 2 statistisch unbedeutend. Aber bedeutet das auch, dass aus einem Wechsel von der finanziellen Abhängigkeit von den Eltern zur überwiegenden Bestreitung des Lebensunterhalts aus eigenem Erwerbseinkommen keine Veränderungen der Auszugsneigung resultieren?

Teilweise wurde in früheren Untersuchungen ein Anstieg der Auszugsrate bei Beginn der Erwerbstätigkeit festgestellt, die Zusammenhänge sind aber im Zeitverlauf, d. h. bei jüngeren Kohorten, schwächer geworden (Mayer und Wagner 1986: 31). Konietzka und Huinink (2003: 308) fassen neuere Ergebnisse ebenfalls in dieser Richtung als Lockerung des Zusammenhangs zwischen dem Auszug und der Erlangung ökonomischer Unabhängigkeit von den Eltern zusammen. In diesen Kontext können auch die hier mit dem Mikrozensuspanel ermittelten Ergebnisse eingeordnet werden. Jedoch sind die Gründe für die schwachen partiellen Zusammenhänge der Lebensunterhaltsquelle vor allem darin zu suchen, dass diese Variablen (Variable *L* und Variablengruppe *U*) eng mit dem Schulbesuch (*B*), Änderungen der Bildungsbeteiligung (*V*) und der beruflichen Stellung (*S*) zusammenhängen. Statusübergänge von der allgemein bildenden und beruflichen Ausbildung zur Aufnahme einer regulären Erwerbstätigkeit gehen aber mit der Verfügbarkeit über eigene finanzielle Ressourcen einher. Entfernt

man die mit dem Lebensunterhalt korrelierten Variablen aus dem Modell, zeigen sich sehr wohl signifikante Zusammenhänge zwischen dem Auszugsverhalten und der überwiegenden Quelle des Lebensunterhalts.

Dass die Variable Staatsangehörigkeit (N ; M6) keinen signifikanten Erklärungsbeitrag leistet, weist darauf hin, dass sich Migranten aus Nicht-EU-Ländern in Bezug auf das Auszugsverhalten nicht von Deutschen und EU-Ausländern unterscheiden. Dies ist aufgrund anderer Teilbefunde nicht ganz unerwartet (siehe S. 7).

Entgegen den Erwartungen (siehe S. 17) unterscheiden sich Jugendliche, die bereits eine eigene Wohnung am Nebenwohnsitz (Variable H ; M7) haben, nicht von anderen Jugendlichen. Gleichmaßen, und im Unterschied zu anderen Untersuchungen (siehe S. 6), zeigen sich beim Bildungsniveau der Familienbezugsperson (C^{FB} ; M12) keine statistisch signifikanten Zusammenhänge mit dem Auszug aus dem Elternhaus.

Nimmt man die nicht signifikanten Variablen aus dem Grundmodell 2 heraus, ergeben sich für West- und Ostdeutschland sehr unterschiedliche Modelle. Um den Vergleich zu erleichtern, verbleiben deshalb im Modell 21 auch jene Variablen, die nur in einem Landesteil statistisch signifikant sind. Jedoch wird für Westdeutschland das bereits erreichte Bildungsniveau der Jugendlichen (Variable C) aus dem Modell genommen, da trotz eines insgesamt signifikanten Erklärungsbeitrages kein einzelner Koeffizient dieser Variablen statistisch signifikant ist. Dies dürfte damit zusammenhängen, dass mit dem Schulbesuch (B) sowie den zeitveränderlichen Bildungsvariablen (Variablengruppen V und W) bereits wesentliche Zusammenhänge im Modell enthalten sind. Tabelle 4 zeigt, dass sich das resultierende Modell 21 nicht signifikant vom Grundmodell 2 unterscheidet. Die im Folgenden dargestellten Ergebnisse beziehen sich deshalb auf dieses Modell 21. Die Regressionskoeffizienten hierzu sind in Tabelle A3 zu finden.

In Bezug auf die Frage, ob die Auszugswahrscheinlichkeiten von Jugendlichen in Ostdeutschland höher als in Westdeutschland sind bzw. ob sich die Modellschätzungen beider Landesteile unterscheiden, zeigen Wald-Tests der Koeffizienten des gewählten Modells 21 auf Gleichheit zwischen West- und Ostdeutschland, dass dies insgesamt der Fall ist ($P = 0,00$ bei $\text{Chi}^2 = 119,75$ mit 43 Freiheitsgraden). Jedoch trifft dies bei den einzelnen Variablen, einschließlich den Zeitkonstanten (α_j) mit Ausnahme der Merkmale Geschlecht und Geschwisterzahl nicht zu.¹⁶ Die Ost-West-Unterschiede sind somit vorwiegend auf die mit diesen bei-

16 Die Unterschiede beim Wald-Test betragen nach Geschlecht: $\text{Chi}^2 = 8,92$; d.f. = 1; $P = 0,0028$, und nach der Geschwisterzahl: $\text{Chi}^2 = 13,72$; d.f. = 3; $P = 0,0033$. Schätzt man das Modell 21 für beide Landesteile gemeinsam, ergibt sich für Ostdeutschland mit einem Odds-Ratio von 1,36 ein signifikant höheres Auszugsrisi-

den Variablen verbundenen Sachverhalte zurückzuführen. Für die Beschreibung und Diskussion der Einzelergebnisse wird das Modell 21 und die Unterscheidung nach den Landesteilen beibehalten.

Da es sich bei allen Variablen um qualitative, dummycodierte Variablen handelt, werden insgesamt 43 Koeffizienten geschätzt. Es erscheint daher sinnvoll, die Ergebnisse grafisch aufzubereiten und hierbei die Hazardraten zu betrachten. Analog zu den Abschnitten 3 und 4.2 werden die Befunde themenspezifisch diskutiert, jedoch orientiert sich die Reihenfolge an der Stärke der partiellen Effekte.

5.3 Diskussion

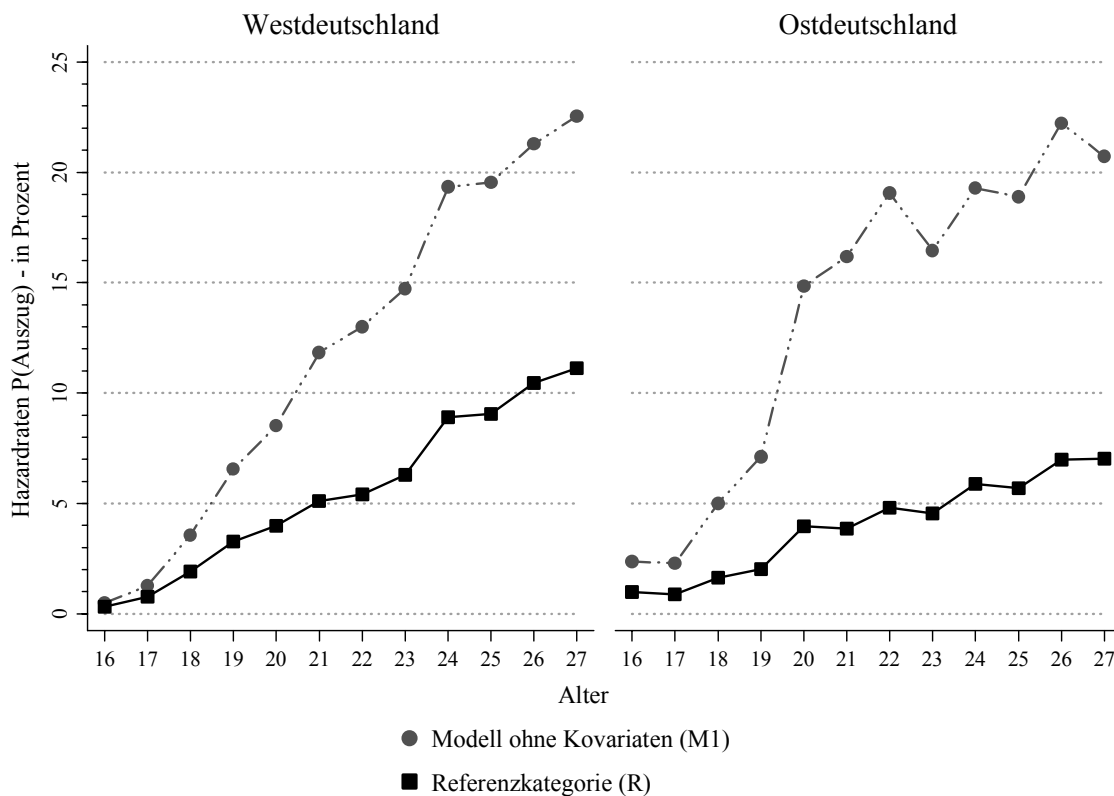
In den folgenden Grafiken sind jeweils die Hazardraten der Referenzkategorie der einzelnen erklärenden Variablen gleich. Hierbei ist zu beachten, dass für die Referenzgruppe wegen den entsprechenden Definitionen stark unterdurchschnittliche Auszugswahrscheinlichkeiten geschätzt werden.¹⁷ Diese Auszugsrisiken kumulieren sich aber je nach Merkmalskombination, so dass bei der Darstellung einzelner Koeffizienten infolge der Definition der Referenzkategorie leicht der Eindruck geringer Auszugswahrscheinlichkeiten entstehen kann. Dies wird in Abbildung 2 deutlich, in der die empirischen Hazardraten des Modells ohne Kovariaten (Modell 1) den durch das Modell 21 für die Referenzkategorie geschätzten Hazardraten gegenübergestellt werden.

Die empirische Hazardrate in Abbildung 2 zeigt für die hier analysierte Stichprobe auch, dass die Auszugswahrscheinlichkeit in Ostdeutschland bei Jugendlichen im Alter von 19 Jahren stark ansteigt. In Westdeutschland ist bei 23- bis 24-Jährigen ein steilerer Anstieg zu erkennen. Mit dem Mikrozensuspanel kann zwar der Zielzustand nach dem Wegzug, der als ein Indikator von Auszugsgründen betrachtet werden kann, nicht ermittelt werden, doch ist in dieser Hinsicht auffällig, dass der Anstieg der Hazardrate in Ostdeutschland in etwa mit dem Alter beim Abschluss allgemeiner und beruflicher Ausbildungen zusammenfällt. In Westdeutschland korrespondiert der Anstieg mit dem mittleren Heiratsalter (Median) von 23 Jahren in dieser ausgewählten Altersgruppe der Risikopopulation.

ko als in Westdeutschland. Berücksichtigt man die beim Wald-Test gefundenen Ergebnisse und schätzt zusätzlich Interaktionen für das Geschlecht und die Geschwisterzahl, ist der Haupteffekt für Ostdeutschland nicht mehr statistisch signifikant.

17 Eine andere Abgrenzung der Referenzkategorien würde sich nur in einer Skalenverschiebung niederschlagen, die relativen Abstände zwischen den Gruppen würden gleich bleiben. Die Referenzgruppe ist wie folgt definiert: Gemeindetyp = sonstige Gemeinde; Geschlecht = männlich; Schulbesuch = allgemein bildende Schule; Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommen = unter 948 DM; Familientyp = Ehepaar mit ledigen Kindern; Geschwisterzahl = keine Geschwister; Berufliche Stellung der Familienbezugsperson = Arbeiter und Angestellte; Berufliche Stellung = nichterwerbstätig; alle zeitveränderlichen Variablen: wie vor sowie „keine Veränderung“.

Abbildung 2: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus zu einem Modell ohne Kovariaten und für die Referenzkategorie (Modell 21)



Des Weiteren ist zu beachten, dass sich die durch das Modell geschätzten Hazardraten nicht direkt auf die Population beziehen lassen. So liefert das statistische Modell unter anderem auch Schätzungen bzw. Hazardraten zum Auszug für 26-jährige Besucher allgemein bildender Schulen oder für 16-jährige Personen mit Besuch einer Hochschule. Dennoch kann diese Darstellung hilfreich sein, insofern beispielsweise der Vergleich der Hazardrate für Besucher einer allgemein bildenden Schule mit der Hazardrate für Hochschüler darüber informiert, welche veränderten Auszugswahrscheinlichkeiten bei einem Wechsel von einer allgemein bildenden Schule zur Hochschule durch das Modell prognostiziert werden.

Demografische Angaben: Geschlecht

Abbildung 3 ist zu entnehmen, dass Frauen eine erheblich höhere Auszugsneigung aufweisen als Männer. Diese spiegeln sich im Odds-Ratio der Hazardraten bei der hier verwendeten Abgrenzung der Referenzkategorie wider, d. h. den Wahrscheinlichkeitsverhältnissen von Frauen im Vergleich zu Männern, zu einem Zeitpunkt auszuziehen vs. nicht auszuziehen. Das Odds-Ratio der Hazardraten von Frauen vs. Männern ist in Westdeutschland fast doppelt so hoch ($\exp(b) = 1,9$), in Ostdeutschland liegt es beim 2,7-fachen (siehe Tab. A3). Diese Geschlechtsunterschiede sind in den neuen Bundesländern signifikant stärker als in Westdeutschland (siehe Fußnote 16).

Abbildung 3: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach Geschlecht

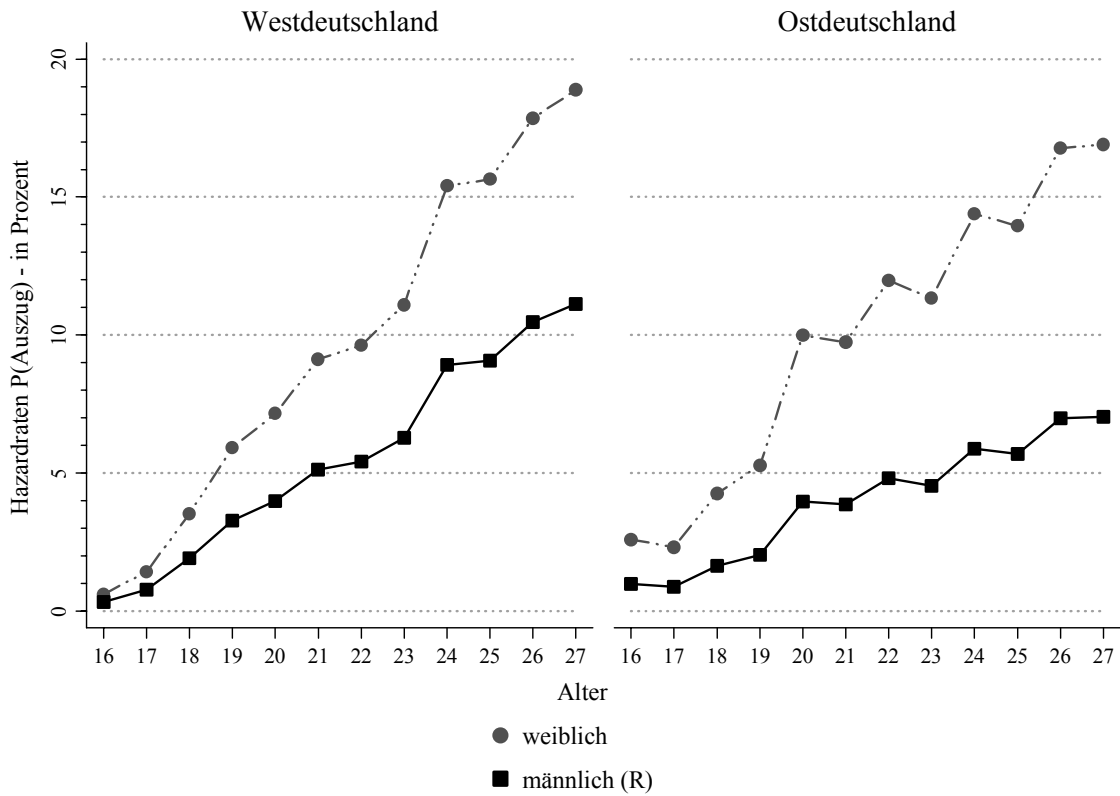
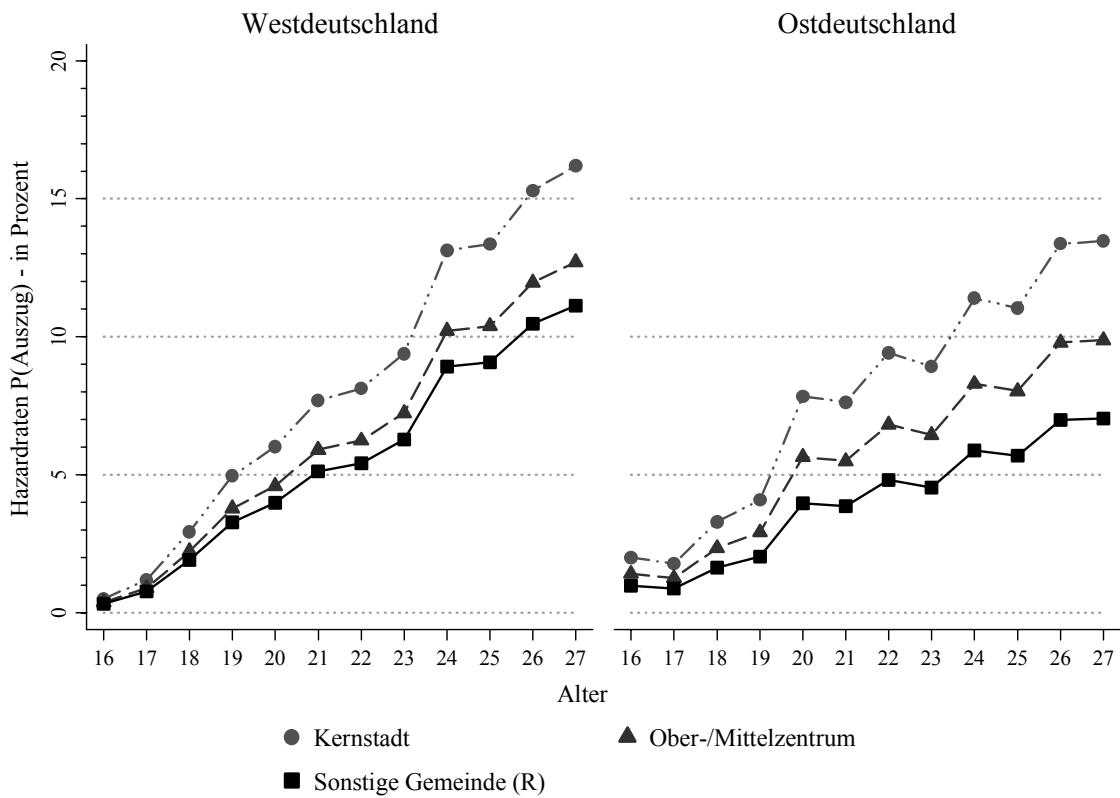


Abbildung 4: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach Gemeindetyp



Objektive Gelegenheitsstruktur: Lokale Infrastruktur des Wohnortes

Betrachtet man zu diesem Themenbereich die Modellergebnisse für den Indikator Gemeindetyp (siehe Abb. 4), zeigen sich wie erwartet für Jugendliche aus Kernstädten sowie Ober-/Mittelzentren deutlich höhere Auszugsneigungen als für Jugendliche im ländlichen Raum (Sonstige Gemeinden).

Individuelle Ressourcen und Lebenslage: Ausbildung und Erwerbsbeteiligung

Aus Anlass verschiedener, nicht eindeutiger Forschungsergebnisse zum Zusammenhang zwischen dem Bildungsniveau der Jugendlichen und dem Auszugsverhalten haben Konietzka und Huinink (2003: 291) vorgeschlagen, statt des erreichten Bildungsniveaus der Jugendlichen die Bildungsbeteiligung und Bildungsübergänge als erklärende Variablen zu verwenden. Entsprechende Modelle ergeben für Westdeutschland, dass insbesondere die Art der 1996 besuchten Schule (Variable *B*) und die Informationen über Beendigungen des Schulbesuchs 1997 bzw. 1998 (Variablengruppe *V*) eng mit dem Auszugsverhalten zusammenhängen; statistisch signifikant sind ebenfalls die zeitveränderlichen Variablen zum Schulartwechsel 1997 bzw. 1998 (Variablengruppe *W*) (siehe Abb. 5-7).

Für Ostdeutschland weist zwar keine dieser Variablen einen signifikanten partiellen Erklärungsbeitrag im Vergleich zum vollen Modell mit allen erklärenden Variablen (M2) auf (siehe Tab. 4), berechnet man diese Effekte aber im Vergleich zum gewählten Endmodell 21, werden auch in Ostdeutschland für den Schulbesuch (*B*) und, etwas schwächer, für den Schulbesuchswechsel (Variablengruppe *V*) signifikante Ergebnisse ermittelt (siehe auch Tab. A3).

Die Modellergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen: Die Wahrscheinlichkeit auszuziehen steigt im Vergleich zum Besuch einer allgemein bildenden Schule (Referenzkategorie) rapide an, wenn Jugendliche eine andere Schule (berufliche Schule, Fachhochschule und Hochschule) oder keine Schule mehr besuchen (siehe Abb. 5). Dies gilt insbesondere für Ostdeutschland. In Westdeutschland gibt es jedoch keinen statistisch signifikanten Effekt für Studenten einer Hochschule.

Abbildung 6 zeigt, dass das Ende einer Schulbesuchsepisode mit höheren Auszugsneigungen einhergeht. Des Weiteren sind Wechsel vom Besuch einer allgemein bildenden Schule zu einer beruflichen Schule außer in Ostdeutschland mit einer höheren Auszugswahrscheinlichkeit verbunden (siehe Abb. 7; siehe auch Fußnote 12). Insgesamt sprechen damit die Ergebnisse für einen engen Zusammenhang zwischen Ausbildungsbeginn bzw. -ende und dem Auszug aus dem Elternhaus (vgl. Konietzka und Huinink 2003: 302).

Abbildung 5: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach dem Schulbesuch (1996)

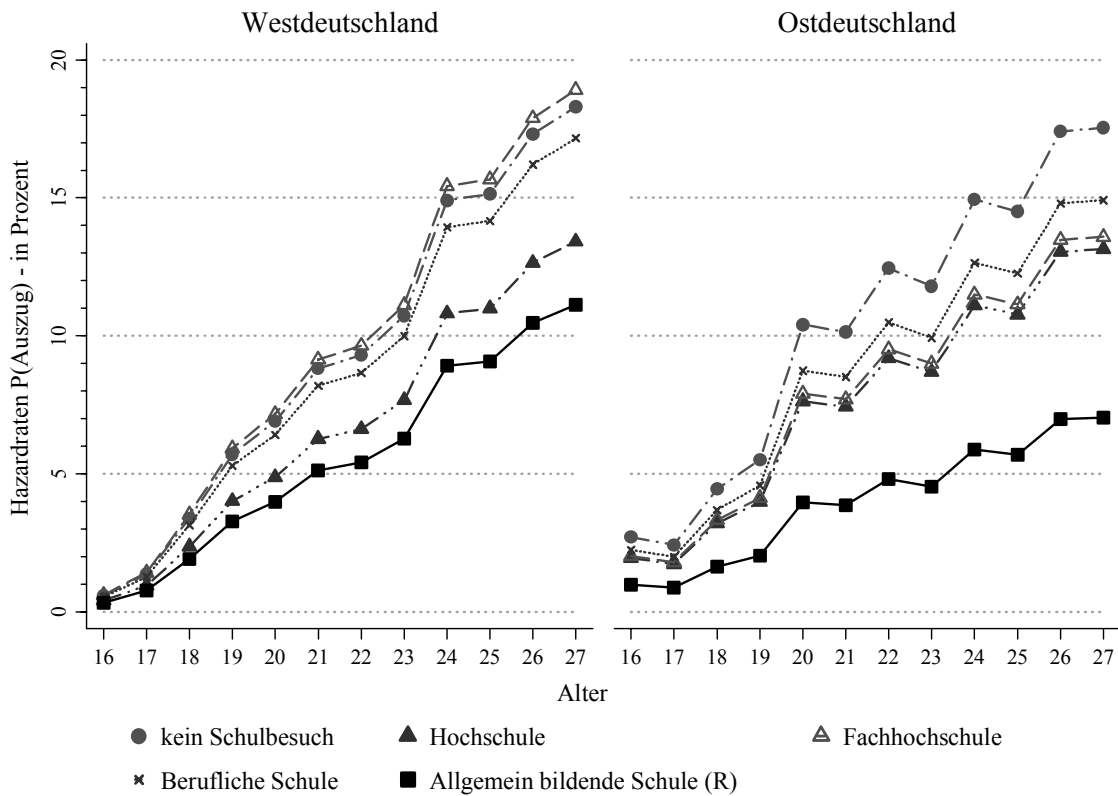


Abbildung 6: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach dem Ende des Schulbesuch (1996/97 und 1996-97/98)

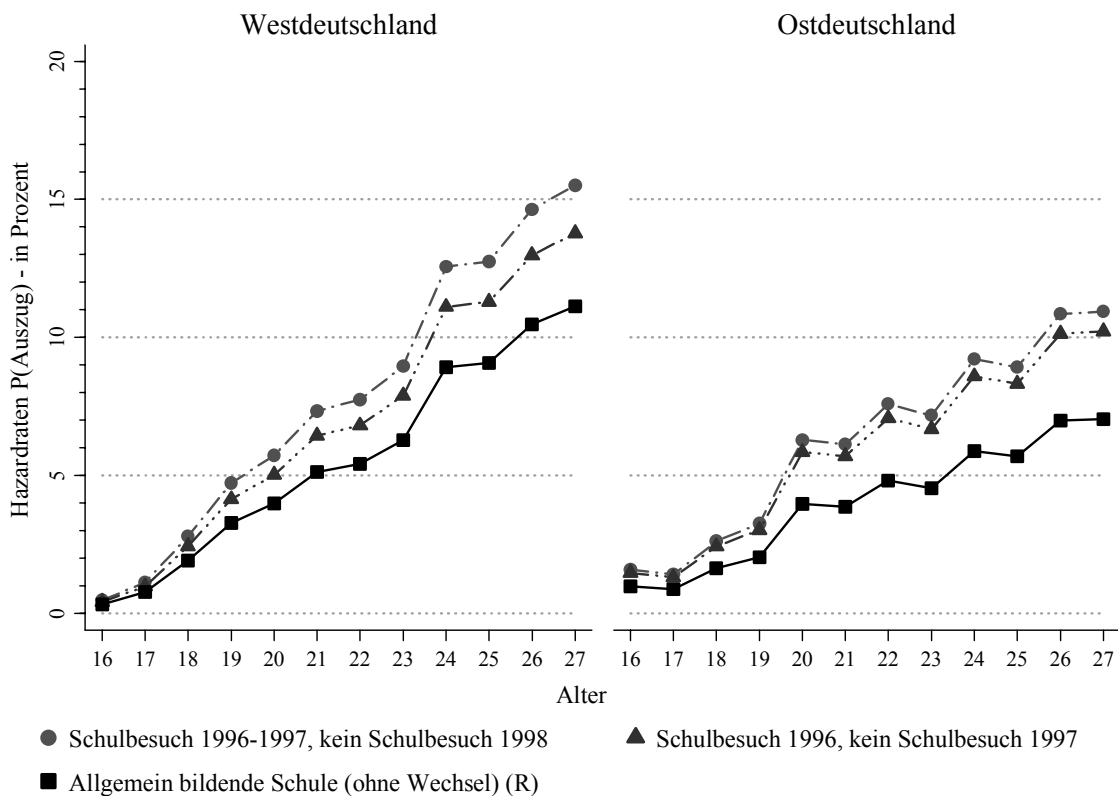
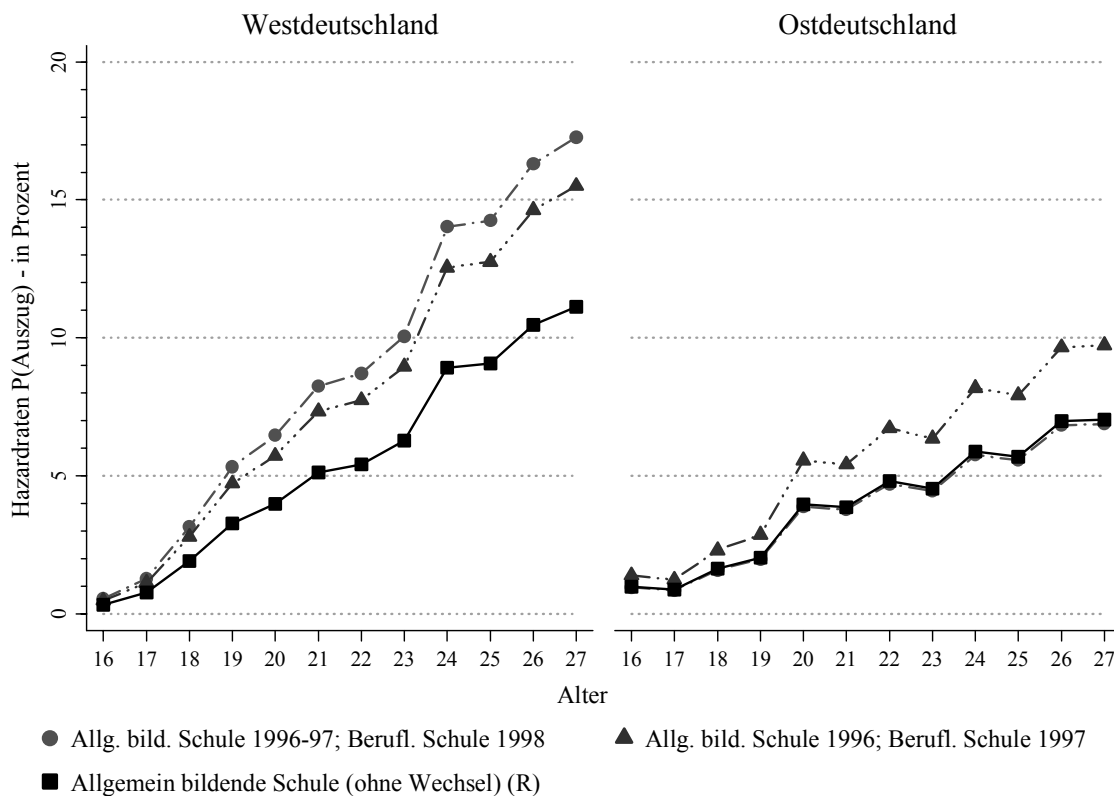


Abbildung 7: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach Schulartwechselln (1996/97 und 1996-97/98)



In Bezug auf die Erwerbsbeteiligung ergaben die Modellierungen deutlich geringere Zusammenhänge in Westdeutschland als in Ostdeutschland. Abbildung 8 zeigt nur für Angestellte und Beamte in Westdeutschland eine stärkere Auszugsneigung als für nichterwerbstätige Jugendliche (siehe Tab. A3). Für Beamte wird auch in Ostdeutschland eine höhere Auszugswahrscheinlichkeit geschätzt. Sonst unterscheiden sich die anderen Kategorien nicht von der Referenzkategorie. Zu erwarten war für erwerbstätige Jugendliche eine höhere Auszugsneigung als bei Nichterwerbstätigen (zumeist Schüler). Dies trifft offensichtlich nur tendenziell zu. Die Ergebnisse bleiben aber insofern unbefriedigend, weil keine Gründe für die besonderen Auszugswahrscheinlichkeiten von jungen Beamten bekannt sind.

Ausgehend von der Annahme eines Anstiegs der Auszugswahrscheinlichkeit im Zusammenhang von Arbeitsplatzmobilität wurden Hazardraten für den Betriebswechsel geschätzt. Die in Abbildung 9 dargestellten Ergebnisse bestätigen diese Annahme. Ersatzweise bilden hier Auszubildende ohne Betriebswechsel die Referenzgruppe, die sich nicht signifikant von der sonst verwendeten Referenzkategorie unterscheiden. Während aber in Ostdeutschland nur die Hazardrate des Betriebswechsels zwischen 1995 und 1996 signifikant ist, gilt dies in Westdeutschland für Betriebswechsel zwischen 1996 und 1997 sowie 1997 und 1998.

Abbildung 8: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach der Stellung im Beruf (1996)

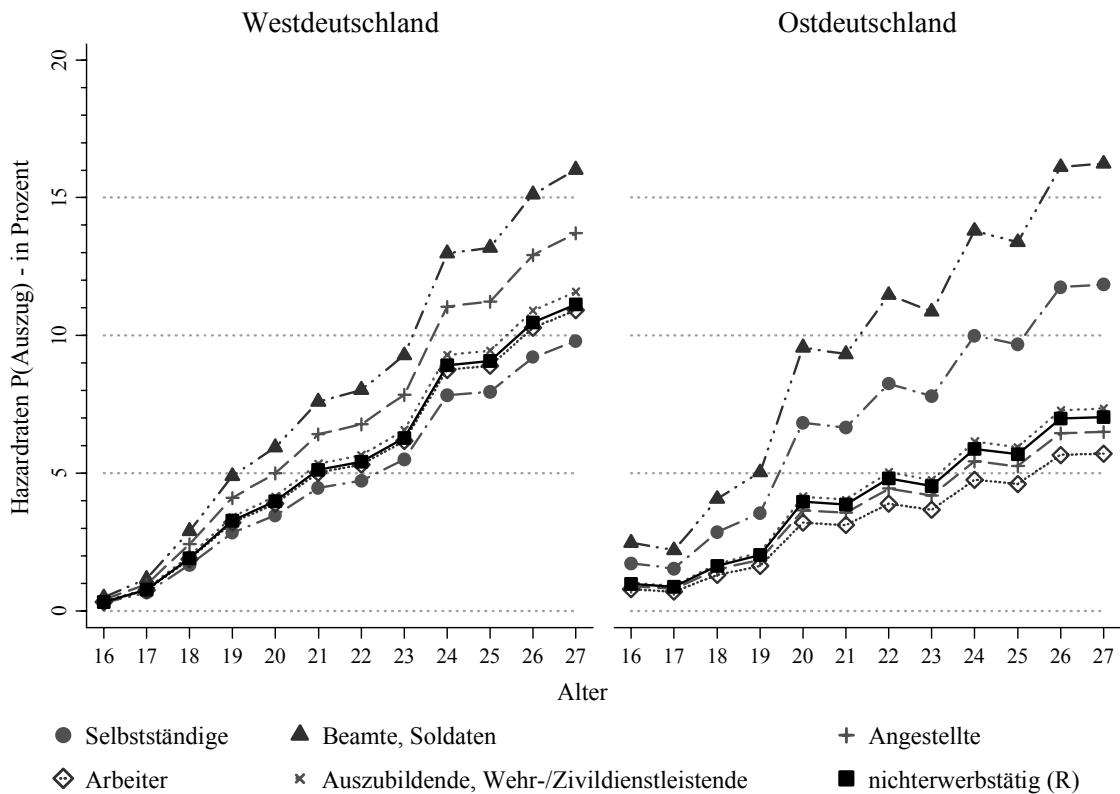
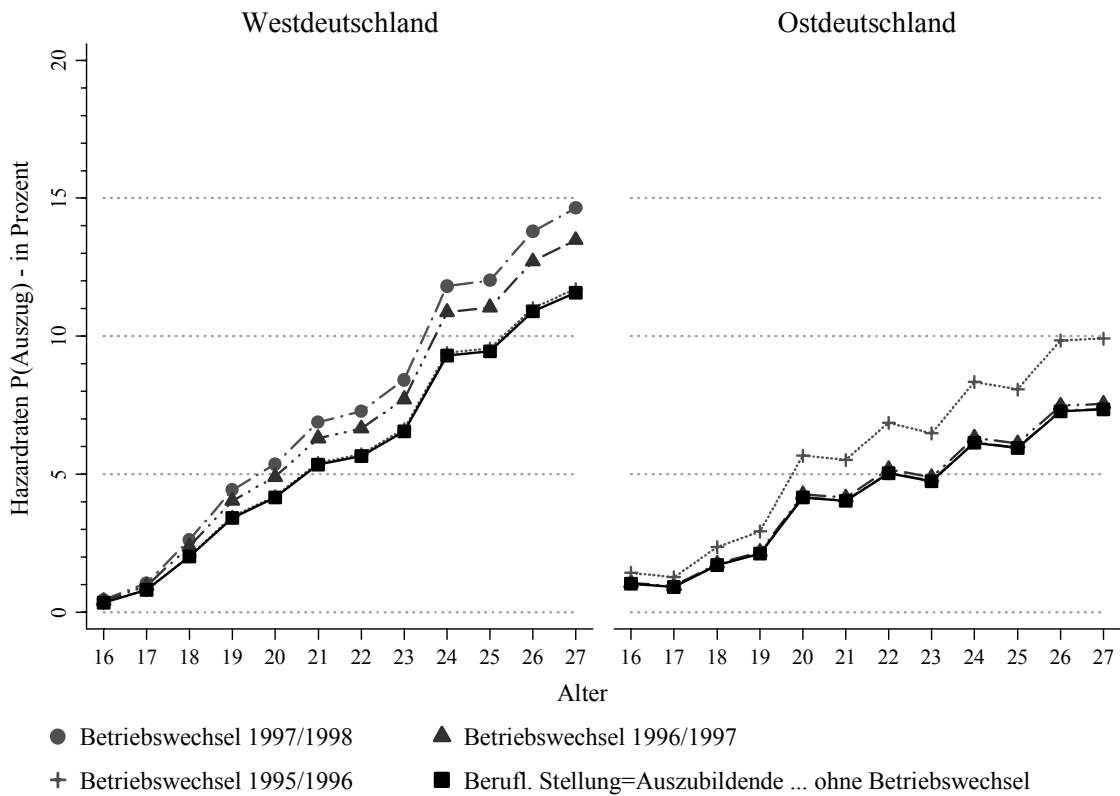


Abbildung 9: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach Betriebswechselln



Eigenschaften der Familie

Hinsichtlich der Zusammenhänge zwischen dem Auszug aus dem Elternhaus und der sozio-ökonomischen Lage der Familie hat die Skizze des Forschungsstandes höchstens schwache Zusammenhänge gezeigt (siehe Abschnitt 3). Die mit dem Mikrozensuspanel geschätzten Modelle passen zu diesem Tenor, wenn auch im Einzelnen wichtige Gruppenunterschiede festzustellen sind. Während in Westdeutschland für die Variablen Äquivalenzeinkommen (Variable E), Familientyp (F), Geschwisterzahl (K) und Stellung im Beruf der Familienbezugsperson (S^{FB}) im Vergleich zum vollen Modell 2 (siehe Tab. 3) signifikante partielle Zusammenhänge festzustellen sind, trifft dies in Ostdeutschland zunächst nur für die Geschwisterzahl, im gewählten Endmodell 21 aber auch für den Familientyp zu.

Betrachtet man das Äquivalenzeinkommen (siehe Abb. 10), d. h. das bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Haushaltseinkommen, wird für Westdeutschland eine hohe Auszugsneigung, wie erwartet, für die unterste Einkommensklasse geschätzt. Die geringsten Auszugswahrscheinlichkeiten zeigen sich für die mittlere Einkommensklasse. Die Auszugswahrscheinlichkeit der obersten Einkommensklasse ist am größten. Damit deutet sich für Westdeutschland ein leicht U-förmiger Zusammenhang zwischen dem Einkommen und dem Auszug an. Allerdings sind diese Unterschiede bis auf den Koeffizienten für die mittlere Einkommensklasse (1.359-1.890 DM; z-Wert = -1,71) nicht signifikant. Dagegen nimmt in Ostdeutschland mit Ausnahme der obersten Einkommensgruppe die Auszugswahrscheinlichkeit mit zunehmendem Einkommen statistisch signifikant ab (siehe Tab. A3).

Wie erwartet, zeigen die Hazardraten für Jugendliche aus Familien allein erziehender Eltern eine höhere Auszugswahrscheinlichkeit an als für Jugendliche, die mit beiden Eltern zusammenleben (siehe Abb. 11). Die Odds-Ratios betragen in beiden Landesteilen rund 1,2 bzw. 1,3.

Abbildung 12 zeigt, wie die Auszugswahrscheinlichkeiten mit zunehmender Familiengröße bzw. in Abhängigkeit von der Geschwisterzahl steigen, wobei die Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland auffällig und signifikant sind (siehe Fußnote 16). Im Gegensatz zu Ostdeutschland unterscheiden sich in Westdeutschland Jugendliche ohne Geschwister oder mit ein bzw. zwei Geschwistern hinsichtlich des Auszugsverhaltens nicht voneinander. Davon verschieden sind Jugendliche mit drei und mehr Geschwistern, allerdings mit einer im Vergleich zu Ostdeutschland niedrigeren Auszugsrate. Dabei ist aber zu beachten, dass diese Gruppe in Ostdeutschland nur rund zwei Prozent der Risikopopulation von 1996 umfasst (siehe Tab. A2).

Abbildung 10: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach Äquivalenzeinkommen 1996

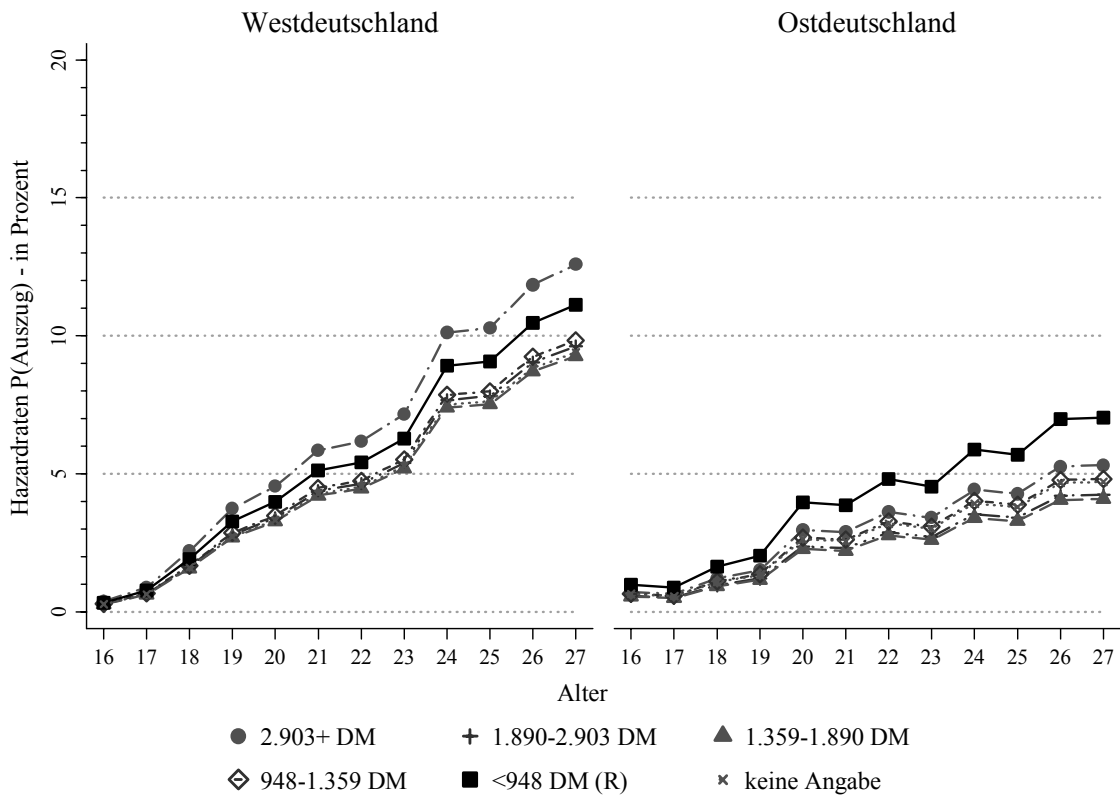


Abbildung 11: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach Familientyp 1996

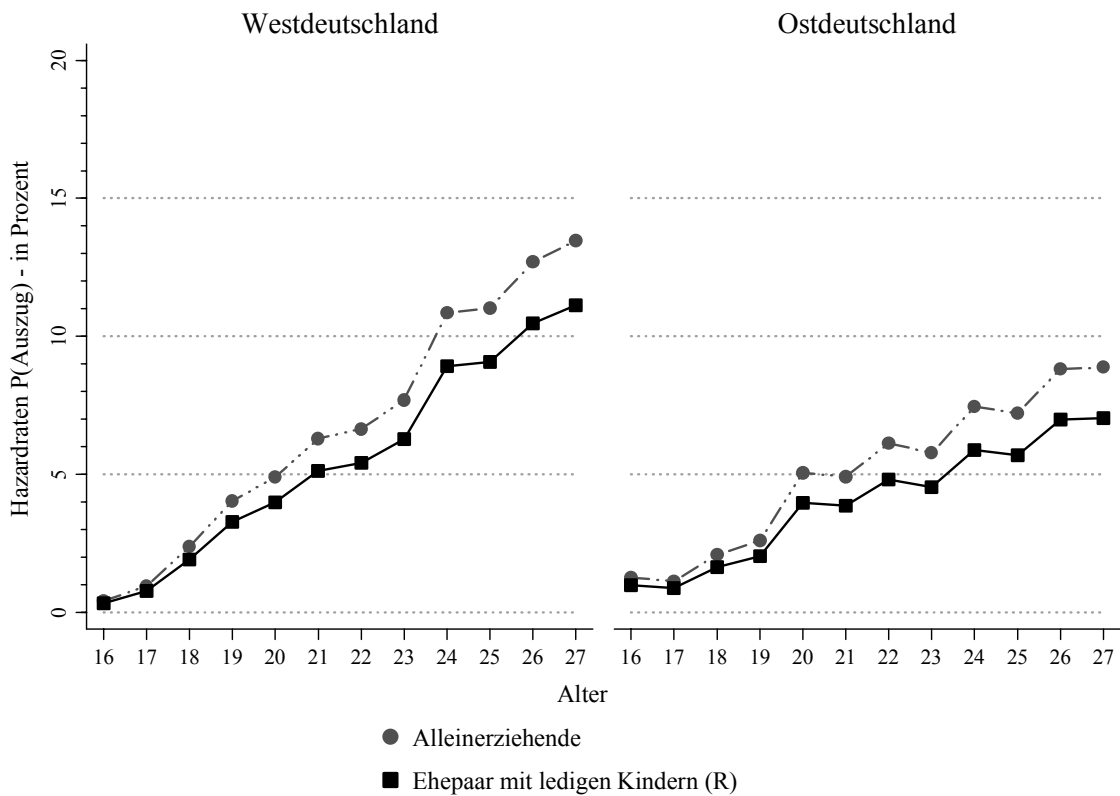
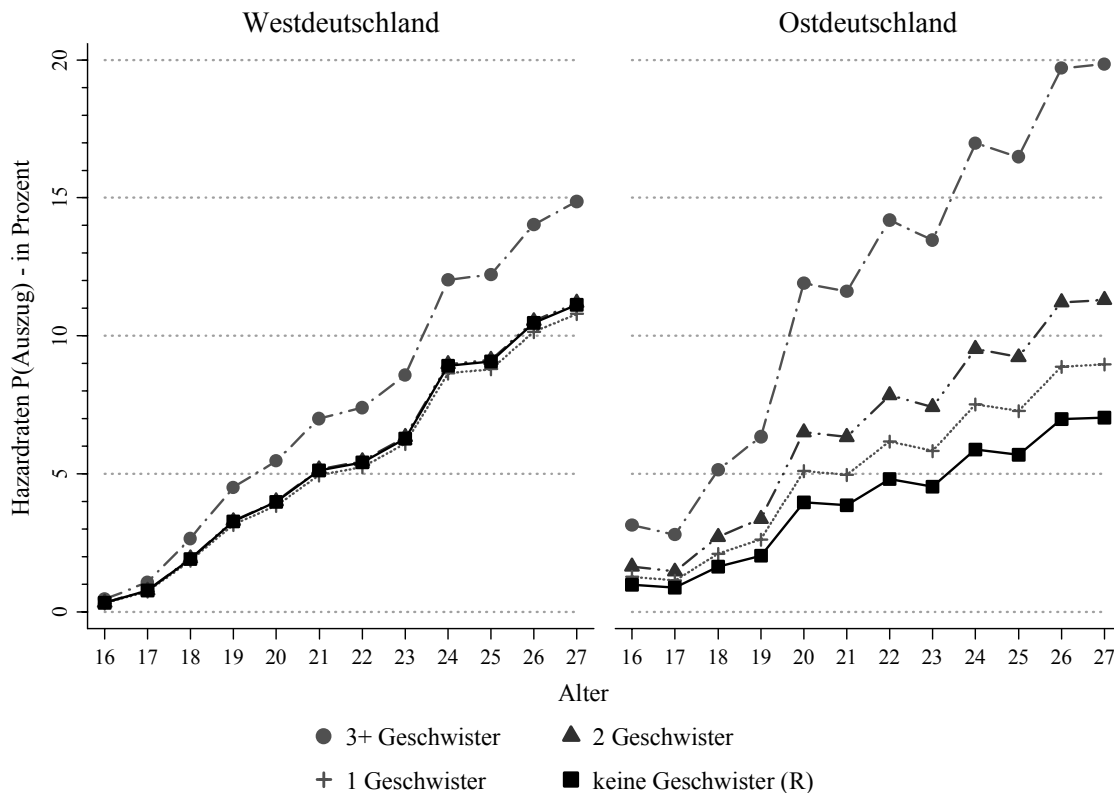


Abbildung 12: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach der Geschwisterzahl 1996

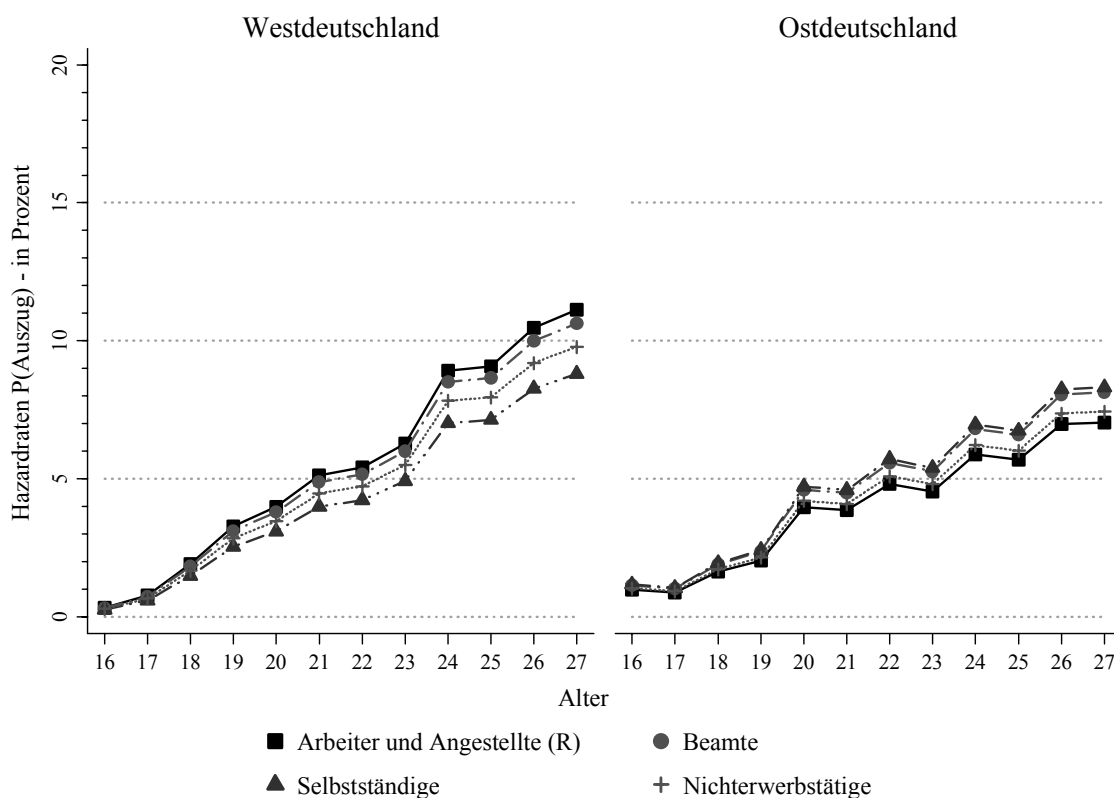


Während in Ostdeutschland keine statistisch signifikanten Unterschiede in Bezug auf die berufliche Stellung der Familienbezugsperson festzustellen sind, werden in Westdeutschland für Jugendliche, deren Familienbezugspersonen (i. d. R. Väter) Selbstständige (incl. mithelfende Familienangehörige)¹⁸ oder Nichterwerbstätige sind, mit Odds-Ratios von 0,77 bzw. 0,87 signifikant geringere Auszugswahrscheinlichkeiten geschätzt als für die Referenzkategorie der Arbeiter und Angestellten (siehe Abb. 13). Für diese beiden westdeutschen Gruppen sind vermutlich unterschiedliche Erklärungen relevant. Davon ausgehend, dass mit dem Äquivalenzeinkommen bereits wichtige Kriterien der sozioökonomischen Lage der Herkunftsfamilien abgebildet werden, sind die Zusammenhänge des Auszugsverhaltens mit der beruflichen Stellung der Familienbezugsperson eher als Residualeffekte aufzufassen. So dürfte bei nichterwerbstätigen Familienbezugspersonen eine im Vergleich zu Erwerbstätigen finanziell prekärere Situation für einen längeren Verbleib der Jugendlichen in der Familie verantwortlich sein. Eine nachträgliche Auswertung zeigt, dass Jugendliche mit einer nichterwerbstätigen Familienbezugsperson in der Einkommensgruppe unter 948 DM mit einem Anteil von

¹⁸ Differenziert man die auf den ersten Blick heterogene Gruppe der Selbstständigen in Freie Berufe, Selbstständige in der Landwirtschaft und sonstige Selbstständige, ergeben sich keine statistisch signifikant verschiedenen Hazardraten.

rund 21 Prozent stark vertreten sind; während diese Einkommenskategorie durchschnittlich nur rund acht Prozent umfasst. Dagegen ist bei selbstständigen Familienbezugspersonen aufgrund der hohen Anteile von Hauseigentum in dieser Gruppe eher davon auszugehen, dass in diesen Familien ein komfortables Wohnangebot für Jugendliche Anreize bietet, länger im Elternhaus zu wohnen als bei anderen Familien.

Abbildung 13: Hazardraten zum Auszug aus dem Elternhaus nach der Stellung im Beruf der Familienbezugsperson 1996



6. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Anlass der in diesem Bericht durchgeführten Analysen zum Auszug junger Erwachsener aus dem Elternhaus war die Frage, ob Analysen des Mikrozensuspanels infolge des Ausfalls räumlich mobiler Haushalte und Personen zu verzerrten Ergebnissen führen können. Insofern keine Zielzustände (z. B. bei Heirat oder Studium), sondern nur Wegzüge betrachtet werden, kann die Frage, ob die Wegzüge bzw. Ausfälle mit dem Statuswechsel selbst verbunden sind, nicht direkt beantwortet werden. Da aber die meisten Wegzüge dieser überdurchschnittlich regional mobilen Teilpopulation Auszüge aus dem Elternhaus darstellen, liefern Ergebnisse der Auszugsanalysen wichtige Informationen zur Klärung der Selektivitätsfrage. Dies gilt beispielsweise für Analysen von Bildungs- und Arbeitsmarktübergängen Jugendlicher.

Ausgehend von einer kurzen Diskussion migrationstheoretischer Ansätze und in Anlehnung an vergleichbare Untersuchungen wurden zur Erklärung des Auszugs aus dem Elternhaus Faktoren bestimmt, die den Auszug fördern bzw. hinausschieben können. Zum einen sind dies Merkmale, mit denen die Ausgangssituation der Jugendlichen zum Startzeitpunkt des Mikrozensuspanels im Jahre 1996 beschrieben wird. Bei diesen Variablen werden üblicherweise zeitkonstante Effekte auf die Auszugswahrscheinlichkeit angenommen. Zum anderen wurden auch so genannte zeitveränderliche Variablen gebildet, da beispielsweise Übergänge vom Bildungs- ins Beschäftigungssystem sowie die damit einhergehende Verfügbarkeit über eigene ausreichende finanzielle Ressourcen wichtige Faktoren des Auszugsverhaltens widerspiegeln. Im Unterschied zu anderen Untersuchungen, die auf Retrospektiverhebungen basieren, beziehen sich die erklärenden Variablen im Mikrozensuspanel nicht auf einen für alle Personen gleichen Zeitpunkt im Lebensverlauf (z. B. "Berufsstatus der Eltern, als die Person 15 Jahre alt war"), sondern auf den jeweiligen Erhebungszeitpunkt.

Für die Analysestichprobe wurden 15- bis 26-Jährige ausgewählt, die beim Start des Mikrozensuspanels im Jahre 1996 bei ihren Eltern wohnten (ledige Kinder der Familienbezugsperson; Risikopopulation). Deren Verbleib im Elternhaus wurde bis (längstens) zum Alter von 27 Jahren verfolgt. Um ausreichende Zellenbesetzungen bei den multivariaten Analysen zu gewährleisten, werden zwar somit Aspekte des späten Auszugs aus dem Elternhaus ausgeblendet, doch kann festgehalten werden, dass sich die Analyse auf den für den Auszug bedeutsamsten Abschnitt konzentriert. Aus verschiedenen methodischen Gründen waren weitere Einschränkungen der Stichprobe vorzunehmen. Unter anderem mussten Personen ausgeschlossen werden, die mit dem gesamten Haushalt weggezogen waren, da mit dem Mikrozensuspanel nicht ermittelt werden kann, ob sie danach weiter mit ihren Eltern zusammenlebten oder nicht. Diese Punkte sind bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten.

Die Auszugswahrscheinlichkeiten bzw. Hazardraten wurden mit logistischen Regressionen geschätzt. Als Prozesszeit wurde das Lebensalter verwendet. Die in Bezug auf das Alter heterogene Zusammensetzung der Analysestichprobe beim Panelstart wurde durch eine entsprechende Behandlung als "Späteintritt in die Risikopopulation" berücksichtigt.

Den größten statistischen Erklärungsbeitrag in den Verlaufsanalysen besitzt, wie in allen vergleichbaren nationalen und internationalen Analysen zum Auszug aus dem Elternhaus, die Variable Geschlecht, d. h. Frauen ziehen früher aus als Männer. Die zweitstärksten Zusammenhänge des Auszugsverhaltens zeigen sich für den Gemeindetyp. Je größer und urbaner die Wohngemeinde, desto höher ist die Auszugswahrscheinlichkeit.

Die in Ostdeutschland höheren Auszugswahrscheinlichkeiten sind hauptsächlich auf geschlechtsspezifische Unterschiede sowie einen stärkeren Zusammenhang mit der Geschwisterzahl zurückzuführen.

In Bezug auf partielle Effekte ergeben sich schwächere Zusammenhänge für Faktoren der Bildungs- bzw. Erwerbsbeteiligung und des Einkommens. Diese sind zudem in West- und Ostdeutschland etwas unterschiedlich strukturiert. Die Auszugswahrscheinlichkeit ist höher, wenn Jugendliche keine allgemein bildende Schule mehr besuchen. Ausgenommen hiervon ist der Hochschulbesuch in Westdeutschland. Für Erwerbstätige zeigen sich Zusammenhänge zwischen Arbeitsplatzmobilität und räumlicher Mobilität. Die Auszugswahrscheinlichkeiten steigen, falls im Jahr vor der Befragung ein Betriebswechsel stattfand.

Im Unterschied zu Auszugsanalysen auf der Basis von Retrospektiverhebungen kann mit Mikrozensusdaten die finanzielle Lage der Herkunftsfamilie berücksichtigt werden. Das hier verwendete Äquivalenzeinkommen hängt allerdings mit dem Auszugsverhalten nur schwach zusammen. Wie zu erwarten, neigen Jugendliche aus finanziell schlechter gestellten Haushalten dazu, früher auszuziehen. Bemerkenswerterweise steht die Quelle des Lebensunterhalts der Jugendlichen in keinem statistisch signifikanten Zusammenhang mit dem Auszug aus dem Elternhaus. Die Effekte der Erlangung ökonomischer Unabhängigkeit von den Eltern spiegeln sich vielmehr im Einfluss der Variablen zur Bildungs- und Erwerbsbeteiligung wider. Mit Ausnahme der Familiengröße bzw. Geschwisterzahl weisen auch weitere Variablen zur Herkunftsfamilie eine eher untergeordnete Rolle auf. Dies gilt insbesondere für die berufliche Stellung der Familienbezugsperson bzw. des Vaters.

Welche Hinweise ergeben sich daraus für die Fragen zur Stichprobenselektivität? Die statistisch schwachen Zusammenhänge zwischen der sozioökonomischen Lage des Elternhauses mit dem Auszug lassen vermuten, dass mit diesen Variablen verbundene potenzielle Verzerrungen bei Analysen räumlich immobiler Personen des Mikrozensuspanels eher gering sein werden. Der starke Zusammenhang zwischen Ausfall bzw. Auszug und Alter sowie den Variablen Geschlecht und Gemeindetyp, für die in den Modellen zeitkonstante Effekte angenommen wurden, weist darauf hin, dass Ausfallkorrekturen mithilfe entsprechender konstruierter Faktoren möglich sind, mit denen mit dem Kehrwert der Wahrscheinlichkeit räumlicher Immobilität gewichtet wird. Hierbei wird angenommen, dass die Auszüge bzw. Ausfälle unabhängig vom Übergang oder Zielzustand sind ("missing at random"), sondern nur von beobachteten Variablen abhängen (z. B. Geschlecht, Gemeindetyp oder Stellung im Beruf der Familienbezugsperson zum Zeitpunkt 1996).

Zwar ist insgesamt betrachtet der Einfluss zeitveränderlicher Variablen auf die Auszugsneigung als moderat zu bezeichnen, doch hinsichtlich der Befunde, dass Ausbildungsperioden nach der allgemein bildenden Schule sowie Betriebswechsel zum Anstieg der Auszugswahrscheinlichkeiten führen, ist zumindest teilweise zu erwarten, dass Ausfälle und Statuswechsel miteinander verbunden sind. In diesem Fall wären die Ausfälle als nicht ignorierbar einzustufen. Jedoch deuten die für Hochschulbesucher in Westdeutschland geschätzten Auszugswahrscheinlichkeiten, die sich nicht statistisch signifikant von den Hazardraten für Besucher allgemein bildender Schulen unterscheiden, auch darauf hin, dass Analysen dieser Übergänge und Teilpopulationen auf Basis räumlich immobiler Personen nicht wesentlich verzerrt sein dürften. Ob und in welchem Maße Statuswechsel zum Auszug aus dem Elternhaus führen, kann allerdings mit den hier vorgelegten Analysen nicht überprüft werden, sondern ist gesondert zu untersuchen (siehe Schimpl-Neimanns 2005, 2006b).

Trotz dieser Fokussierung auf die Ausfallproblematik haben diese ersten Verlaufsanalysen des Mikrozensuspanels unter inhaltlichen Gesichtspunkten einige interessante Befunde zum Auszugsverhalten erbracht. Die Ergebnisse können auch als empirischer Beitrag zu den in der Jugend- und Familiensoziologie diskutierten Themen des Verbleibs Jugendlicher im Elternhaus und der Veränderung von Familienbeziehungen verstanden werden. In dieser Hinsicht und in Bezug auf Kohortenanalysen bieten Längsschnittauswertungen des Mikrozensus noch vielfältige und differenzierte Analysepotenziale. In diesem Zusammenhang ist es sehr wichtig, dass voraussichtlich mithilfe der neuen Familiensignierung ab dem Mikrozensus 2005 (Nöthen 2005) die gegenwärtig noch vorhandenen Probleme gelöst und zeitlich konsistente Familienabgrenzungen erreicht werden können.

Literatur

- Allison, Paul D.*, 1982: Discrete-Time Methods for the Analysis of Event History. S. 61-98 in: Samuel Leinhardt (Hg.): *Sociological Methodology 1982*. San Francisco: Jossey Bass.
- Bendit, René, und Kerstin Hein*, 2003: Jugendliche in Europa auf dem Weg in die Selbständigkeit. *DJI Bulletin* 63: 4-7.
- Birg, Herwig, und E.-Jürgen Flöthmann*, 1992: Biographische Determinanten der räumlichen Mobilität. S. 27-52 in: *Akademie für Raumforschung und Landesplanung* (Hg.): *Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf*. Hannover: ARL.
- Blossfeld, Hans-Peter, Alfred Hamerle und Karl Ulrich Mayer*: 1986: Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt: Campus.
- Böltken, Ferdinand*, 1997: Neue siedlungsstrukturelle Gemeindetypen für die Raumbeobachtung. *Mitteilungen und Informationen der BfLR* 3: 4-5.
- Böltken, Ferdinand, und Eleonore Irmen* 1997: Neue siedlungsstrukturelle Regions- und Kreistypen. *Mitteilungen und Informationen der BfLR* 1: 4-5.
- Brauns, Hildegard, und Susanne Steinmann*, 1999: Educational Reform in France, West-Germany and the United Kingdom. *ZUMA-Nachrichten* 44: 7-44.
- Eggen, Bernd,* 1999: Wandel familialer und ökonomischer Lebenslagen junger Erwachsener. S. 188-211 in: *Paul Lüttinger* (Hg.): *Sozialstrukturanalyse mit dem Mikrozensus*. ZUMA-Nachrichten Spezial Band 6. Mannheim: ZUMA.
- Frick, Joachim*, 1996: Lebenslagen im Wandel: Determinanten kleinräumlicher Mobilität in Westdeutschland. In: Projektgruppe „Das Sozio-ökonomische Panel“ im Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, (Hg.): *Sozio-ökonomische Daten und Analysen für die Bundesrepublik Deutschland*; Band 9. Frankfurt: Campus.
- Ermisch, John*, 1996: Analysis of Leaving the Parental Home and Returning to it Using Panel Data. Working papers of the ESRC Research Centre on Micro-social change, Paper 96-1. Colchester: University of Essex.
- Gartner, Hermann*, 2000: Das Auszugsverhalten junger Menschen aus dem Elternhaus in Westdeutschland seit 1984. Discussionpaper 215. München: Sfb 386.
- Gartner, Hermann, und Torsten Scholz*, 2003: Das Auszugsverhalten junger Menschen. Eine Untersuchung in Westdeutschland für die Jahre 1985 bis 1999. Discussionpaper 315. München: Sfb 386.
- Georg, Werner, Christiane Strzoda und Jürgen Zinnecker*, 1994: Determinanten des Auszugs junger Erwachsener aus dem Elternhaus. Eine Analyse mit Survivalmodellen. *ZA-Information* 34: 106-123.
- Granato, Nadia*, 2000: CASMIN-Bildungsklassifikation. Eine Umsetzung mit dem Mikrozensus 1996. Mikrodaten-Tools. Mannheim: ZUMA URL: www.gesis.org/Dauerbeobachtung/GML/service/Mikrodaten-Tools/casmin5.pdf.
- Guo, Guang*, 1993: Event-History for Left-Truncated Data. S. 217-243 in: *Peter V. Marsden* (Hg.): *Sociological Methodology 1993*; Vol. 23. Oxford: Blackwell.
- Heidenreich, Hans-Joachim*, 2002: Längsschnittdaten aus dem Mikrozensus: Basis für neue Analysemöglichkeiten. *Allgemeines Statistisches Archiv* 86(2): 213-231.

- Herter-Eschweiler, Robert*, 2003: Längsschnittdaten aus dem Mikrozensus. Basis für neue Analysemöglichkeiten. Bonn: Statistisches Bundesamt (unveröffentlichtes Manuskript).
- Hillman, Kylie J., und Gary N. Marks*, 2002: Becoming an Adult: Leaving home, relationships and home ownership among Australian youth. Longitudinal Survey of Australian Youth (LSAY) Research Report Number 28. Melbourne: Australian Council for Educational Research.
- Huinink, Johannes, und Dirk Konietzka*, 2000: Leaving Parental Home in the Federal Republic of Germany and the GDR. The changing interrelations of leaving home and other transition events to adulthood. Paper presented on the Workshop on "Leaving Home - A European Focus", 6.-8. September 2000. Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock. URL: www.demogr.mpg.de/Papers/workshop000906_paper11.pdf; 01.08.2001.
- Iacovou, Maria*, 2001: Leaving Home in the European Union. Working Papers of the Institute for Social and Economic Research, paper 2001-18. Colchester: University of Essex.
- Juang, Linda P., Rainer K. Silbereisen und Margit Wiesner*, 1999: Predictors of leaving home in young adults raised in Germany: A Replication of a 1991 study. *Journal of Marriage & Family* 61: 505-515.
- Kalter, Frank*, 1997: Wohnortwechsel in Deutschland. Ein Beitrag zur Migrationstheorie und zur empirischen Anwendung von Rational-Choice-Modellen. Opladen: Leske + Budrich.
- Kalter, Frank*, 2000: Theorien der Migration. S. 438-457 in: *Ulrich Mueller, Bernhard Nauck und Andreas Diekmann* (Hg.): *Handbuch der Demographie*, 1. Modelle und Methoden. Berlin: Springer.
- Konietzka, Dirk, und Johannes Huinink*, 2003: Die De-Standardisierung einer Statuspassage? Zum Wandel des Auszugs aus dem Elternhaus und des Übergangs in das Erwachsenenalter in Westdeutschland. *Soziale Welt* 54(3): 285-312.
- Korn, Edward L., Barry I. Graubard und Douglas Midthune*, 1997: Time-to-Event-Analysis of Longitudinal Follow-up of a Survey: Choice of the Time-scale. *American Journal of Epidemiology* 145(1): 72-80.
- Lauterbach, Wolfgang, und Kurt Lüscher*, 1999: Wer sind die Spätauszieher? Oder: Herkunftsfamilie, Wohnumfeld und die Gründung eines eigenen Haushalts. Arbeitspapier Nr. 33. Konstanz: Sozialwissenschaftliche Fakultät.
- Lengerer, Andrea, Jeanette Bohr und Andrea Janßen*, 2005: Haushalte, Familien und Lebensformen im Mikrozensus – Konzepte und Typisierungen. ZUMA-Arbeitsbericht 2005/05. Mannheim: ZUMA.
- Mayer, Karl Ulrich, und Michael Wagner*, 1986: Der Auszug von Kindern aus dem elterlichen Haushalt - ein Erklärungsmodell für die Geburtsjahrgänge 1929-31, 1939-41 und 1949-51, S. 1-42 in: *Klaus F. Zimmermann* (Hg.): *Demographische Probleme der Haushaltsökonomie. Beiträge zur Quantitativen Ökonomie*, Band IX, Bochum: Brockmeyer.
- Meyer, Kurt*, 1994: Zum Auswahlplan des Mikrozensus ab 1990. S. 106-111 in: *Siegfried Gabler, Jürgen H.P. Hoffmeyer-Zlotnik und Dagmar Krebs* (Hg.): *Gewichtung in der Umfragepraxis*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Mulder, Clara H., William A.V. Clark, und Michael Wagner*, 2002: A comparative analysis of leaving home in the United States, the Netherlands and West Germany. *Demographic Research*, Vol. 7, Article 17, S. 565-592. URL: www.demographic-research.org/Volumes/Vol7/17/7-17.pdf; 23.05.04.

- Nauck, Bernhard*, 2000: Eltern-Kind-Beziehungen in Migrantenfamilien - ein Vergleich zwischen griechischen, italienischen, türkischen und vietnamesischen Familien in Deutschland. S. 347-392 in: *Sachverständigenkommission 6. Familienbericht* (Hg.): Familien ausländischer Herkunft in Deutschland. Empirische Beiträge zur Familienentwicklung und Akkulturation. Materialien zum 6. Familienbericht, Band I. Opladen: Leske + Budrich.
- Nöthen, Manuela*, 2005: Von der "traditionellen Familie" zu "neuen Lebensformen". Neuerungen in der Familienberichterstattung des Mikrozensus. *Wirtschaft und Statistik* (1): 25-40.
- Rogers, William*, 1993: sg17: Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin* 13:19-23.
- Roloff, Juliane*, 2001: Einige Bemerkungen zum Wanderungsgeschehen in Ostdeutschland, insbesondere zwischen Ost- und Westdeutschland, nach ausgewählten Altersgruppen. *BIB-Mitteilungen* 22(2): 14-19.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard*, 2005: Bildungsverläufe im Mikrozensuspanel 1996-1999: Besuch der gymnasialen Oberstufe bis zum Abitur. ZUMA-Arbeitsbericht 2005/02. Mannheim: ZUMA
- Schimpl-Neimanns, Bernhard*, 2006a: Filekonzept zum Mikrozensuspanel. Methodenverbund "Aufbereitung und Bereitstellung des Mikrozensus als Panelstichprobe". Arbeitspapier Nr. 12. Mannheim: ZUMA. URL: www.destatis.de/download/d/mv/arbeitspapier12.pdf.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard*, 2006b: Berufliche Auszubildungsverläufe bis zum Übergang ins Erwerbsleben - Analysen zur Stichprobenselektivität des Mikrozensuspanels 1996-1999. ZUMA-Arbeitsbericht 2006/02. Mannheim: ZUMA.
- Singer, Judith D.*, und *John B. Willett*, 2003: *Applied Longitudinal Data Analysis. Modeling Change and Event Occurrence*. New York: Oxford University Press.
- Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen*, 2003: Regionalisierte sächsische Wanderungsanalyse: Ergebnisse einer Befragung 2002 bei ehemaligen sächsischen Bürgerinnen und Bürgern, die in der Zeit von Januar 2000 bis Juni 2001 in ein anderes Bundesland gezogen sind. Kamenz: Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen.
- Statistisches Bundesamt*, 1999: Zum Auswahlplan des Mikrozensus ab 1990. S. E2/49-54 in: *Arbeitsunterlagen zum Mikrozensus. Das Erhebungsprogramm des Mikrozensus seit 1957* (Loseblattsammlung). Wiesbaden.
- Schwarz, Karl*, 1989: Wann verlassen die Kinder das Elternhaus? *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 15(1): 39-58.
- Stauder, Johannes*, 2002: Neue Typisierungen von Haushalten und Lebensformen für den Mikrozensus. S. 17-34 in: *Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen* (Hg.): *Statistische Analysen und Studien NRW*; 5. Düsseldorf: LDS NRW.
- Stauder, Johannes*, und *Wolfgang Hüning*, 2004: Die Messung von Äquivalenzeinkommen und Armutsquoten auf der Basis des Mikrozensus. S. 9-32 in: *Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen* (Hg.): *Statistische Analysen und Studien NRW*; 13. Düsseldorf: LDS NRW.
- Stein, Ulrich*, 2004: Wanderungsanalyse für Baden-Württemberg. *Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg* (1): 17-22.
- Wagner, Michael*, 1989: *Räumliche Mobilität im Lebensverlauf*. Stuttgart: Enke.

- Wagner, Michael, und Johannes Huinink, 1991.* Neuere Trends beim Auszug aus dem Elternhaus. S. 39-62 in: *Günter Butler, Hans-Joachim Hoffmann-Novotny und Gerhard Schmitt-Rink* (Hg.): *Acta Demographica 1991*. Heidelberg: Physica-Verlag.
- Weick, Stefan, 1993:* Determinanten des Auszugs aus der elterlichen Wohnung. S. 86-108 in: *Andreas Diekmann und Stefan Weick* (Hg.): *Der Lebenszyklus als sozialer Prozeß*. Berlin: Duncker & Humblot.
- Weidacher, Alois, 2000:* Lebensformen, Partnerschaft und Familiengründung. Griechische, italienische, türkische und deutsche junge Erwachsene. S. 193-227 in: *Sachverständigenkommission 6. Familienbericht* (Hg.): *Familien ausländischer Herkunft in Deutschland. Empirische Beiträge zur Familienentwicklung und Akkulturation. Materialien zum 6. Familienbericht, Band I*. Opladen: Leske + Budrich.
- White, Lynn, 1994:* Coresidence and Leaving Home: Young Adults and Their Parents. *Annual Review of Sociology* 20: 81-102.
- Wirth, Heike, 2006:* Anonymisierung des Mikrozensuspanels im Kontext der Bereitstellung als Scientific Use File. Arbeitspapier Nr. 11 des Methodenverbunds „Aufbereitung und Bereitstellung des Mikrozensus als Panelstichprobe“. Mannheim: ZUMA. URL: <http://www.destatis.de/download/d/mv/arbeitspapier11.pdf>.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2002:* *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Ziegler, Rolf, und Diana Schladt, 1993:* Auszug aus dem Elternhaus und Hausstandsgründung. S. 66-85 in: *Andreas Diekmann und Stefan Weick* (Hg.): *Der Lebenszyklus als sozialer Prozeß*. Berlin: Duncker & Humblot.

Anhang

Tabelle A1: Beispiele problematischer Familienzuordnungen

HHID	Familiennummer				Verwandtschaftsverh.				Alter 1996	Sex	Familienstand				Stellung zur Fam.-bez.pers.			
...002207	2	1	1	1	V	B	B	B	45	w	g	g	g	g	F	F	F	F
...002207	1	1	1	1	B	K	K	K	23	m	l	l	l	l	F	K	K	K
...036705	1	1	2	1	B	B	V	B	44	w	g	g	g	g	F	F	F	F
...036705	1	1	1	1	K	K	B	K	16	m	l	l	l	l	K	K	F	K
...036705	1	1	2	1	K	K	K	K	13	w	l	l	l	l	K	K	K	K
...036705	1	1	2	1	K	K	K	K	7	m	l	l	l	l	K	K	K	K
...210306	1	1	1	1	B	B	B	B	50	w	g	g	g	g	F	F	F	F
...210306	1	1	1	2	K	K	K	S	24	m	l	l	l	l	K	K	K	F
...166787	1	1	1	1	B	B	B	B	45	m	v	v	v	v	F	F	F	F
...166787	1	1	1	1	G	G	G	G	39	w	v	v	v	v	E	E	E	E
...166787	1	1	1	1	K	K	K	K	10	m	l	l	l	l	K	K	K	K
...166787	1	1	1	2	K	K	K	S	17	w	l	l	l	l	K	K	K	F
...036080	1	1	1	1	B	B	B	B	56	m	v	v	v	v	F	F	F	F
...036080	1	1	1	2	G	G	G	S	45	w	v	v	v	v	E	E	E	F
...036080	2	1	1	3	S	K	K	S	17	m	l	l	l	l	F	K	K	F

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999 (siehe Tab. 1); Datenauszug.

Erläuterungen: Beim Variablennamen (in Klammern) steht das Zeichen * für die Erhebungszeitpunkte A = 1996 bis D = 1999.

In der Tabelle sind die Angaben pro Zeile in der zeitlichen Reihenfolge von 1996 bis 1999 angeordnet.

Zur leichteren Lesbarkeit werden keine numerischen Werte dargestellt.

HHID: Längsschnittshaushaltsnummer

Familiennummer im Haushalt (*F28)

Verwandtschaftsverhältnis (*F38):

B = Bezugsperson

G = Ehegatte

K = Kind

E = Enkel

S = sonstige verwandte Person

V = Vater/Mutter

Alter 1996: die Altersangaben beziehen sich auf das Jahr 1996

Sex (Längsschnittvariable; Geschlecht):

w = weiblich

m = männlich

Familienstand (*F35):

v = verheiratet,

l = ledig,

g = geschieden

Stellung zur Familienbezugsperson (*F509):

F = Familienbezugsperson

E = Ehegatte der Familienbezugsperson

K = lediges Kind in der Familie

Tabelle A2: Randverteilungen der unabhängigen Variablen in West- und Ostdeutschland (Spaltenprozentwerte)

Variable	West- deutschland	Ost- deutschland
Gemeindetyp 1996 (R)		
Kernstadt	23,2	23,5
Ober-/Mittelzentrum	35,8	28,2
Sonstige Gemeinde (Referenzkategorie)	41,0	48,3
Alterskohorte 1996 (A)		
15 Jahre	12,4	14,0
16 Jahre	12,0	13,0
17 Jahre	11,0	13,9
18 Jahre	11,2	12,4
19 Jahre	9,7	10,6
20 Jahre	8,6	7,4
21 Jahre	7,4	7,3
22 Jahre	6,4	5,9
23 Jahre	6,2	5,5
24 Jahre	6,0	3,8
25 Jahre	5,4	3,6
26 Jahre	3,9	2,7
Geschlecht (G)		
Männlich (R)	56,2	58,3
Weiblich	43,8	41,7
Staatsangehörigkeit 1996 (N)		
Deutsche, EU-Ausländer (R)	93,8	99,9
nicht EU-Ausländer	6,2	0,1
Haupt-/Nebenwohnsitz 1996 (H)		
nur Hauptwohnsitz (R)	94,0	88,5
mit Nebenwohnsitz	6,0	11,5
Schulbesuch 1996 (B)		
Allgemein bildende Schule (R)	37,8	37,9
Berufliche Schule	21,6	25,8
Fachhochschule	3,0	2,8
Hochschule	7,5	4,9
kein Schulbesuch	30,0	28,6
Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommen 1996 (E)		
< 948 DM (R)	7,7	9,6
948-1.359 DM	16,8	25,0
1.359-1.890 DM	26,9	34,6
1.890-2.903 DM	29,6	23,2
2.903+ DM	12,2	3,9
keine Angabe	6,9	3,7

Variable	West- deutschland	Ost-
Familientyp 1996 (F)		
Ehepaar mit ledigen Kindern (R)	85,6	81,2
Alleinerziehende	14,4	18,8
Geschwisterzahl 1996 (K)		
keine Geschwister (R)	34,3	39,1
1 Geschwister	42,8	49,0
2 Geschwister	15,9	9,5
3 und mehr Geschwister	7,0	2,3
Berufliche Stellung der Familienbezugsperson 1996 (S^{FB})		
Arbeiter, Angestellte (R)	60,6	71,0
Beamte	10,4	1,3
Selbstständige, mithelfende Familienangehörige	13,2	10,7
Nichterwerbstätige	15,8	17,0
Bildungsniveau der Familienbezugsperson 1996 (CASMIN) (C^{FB})		
Hauptschule ohne beruflicher Ausbildung	13,8	1,9
Hauptschule mit beruflicher Ausbildung (R)	44,7	17,4
Mittlere Reife	14,0	54,7
Fachhochschulreife, Abitur	3,7	3,6
Fachhochschulabschluss	6,2	4,7
Hochschulabschluss	10,0	13,8
keine Angabe	7,6	4,0
Quelle des überwiegenden Lebensunterhalts 1996 (L)		
Eltern, Rente, Vermögen, Pflegeversicherung (R)	59,2	47,1
Erwerbstätigkeit, Arbeitslosengeld/-hilfe	39,1	48,4
Sozialhilfe, Sonstige Unterstützung	1,7	4,5
Berufliche Stellung 1996 (S)		
nichterwerbstätig (R)	57,1	53,4
Auszubildende, Wehr- und Zivildienstleistende	16,5	24,0
Arbeiter	12,0	14,0
Angestellte	12,1	6,4
Beamte, Soldaten	1,4	1,7
Selbstständige, mithelfende Familienangehörige	0,9	0,5
Bildungsniveau 1996 (CASMIN) (C)		
Schul-/Hochschulbesuch (R)	39,7	38,9
höchstens Hauptschule ohne beruflicher Ausbildung	12,2	3,4
Hauptschule mit berufl. Ausbildung, Mittlere Reife, Abitur	45,3	55,7
Fachhochschule, Hochschule	1,2	1,1
keine Angabe	1,6	0,9

Variable	West-	Ost-
	deutschland	deutschland
Zeitveränderliche Variablen	<i>(Anteile beziehen sich auf Risikopopulationen 1997 bzw. 1998)</i>	
Beendigung Schulbesuch (V)		
Schulbesuch 1996, kein Schulbesuch 1997	<i>(11,0)</i>	<i>(9,0)</i>
Schulbesuch 1996-97, kein Schulbesuch 1998	<i>(12,2)</i>	<i>(11,4)</i>
Schulartwechsel (W)		
Allg. bildende Schule 1996, Berufl. Schule 1997	<i>(7,2)</i>	<i>(9,4)</i>
Allg. bildende Schule 1996-1997, Berufl. Schule 1998	<i>(6,8)</i>	<i>(11,3)</i>
Wechsel Quelle des überwiegenden Lebensunterhalts (U)		
Eltern 1996, Erwerbstätigkeit 1997	<i>(10,8)</i>	<i>(12,7)</i>
Eltern 1996-1997, Erwerbstätigkeit 1998	<i>(11,2)</i>	<i>(12,2)</i>
Betriebswechsel (Retrospektivfrage) (Z)		
Betriebswechsel 1995/1996	6,7	8,9
Betriebswechsel 1996/1997	<i>(9,4)</i>	<i>(10,3)</i>
Betriebswechsel 1997/1998	<i>(11,1)</i>	<i>(13,1)</i>
Insgesamt (Risikopopulation 1996) (n = 100 %)	6.507	1.804
<i>Risikopopulation 1997 insgesamt (n)</i>	<i>(5.685)</i>	<i>(1.572)</i>
<i>Risikopopulation 1998 insgesamt (n)</i>	<i>(4.893)</i>	<i>(1.354)</i>

Quelle: Mikrozensuspanel 1996-1999 (siehe Tab. 1); eigene Berechnungen.

Tabelle A3: Regressionskoeffizienten (b) und Standardfehler (in Klammern) sowie Antilogarithmen der Koeffizienten des diskreten Hazardraten-Regressionsmodells 21 zum Auszug aus dem Elternhaus

Variable ¹⁾	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	exp(b)	Koeff. ²⁾	exp(b)	Koeff. ²⁾
Konstanten (α_j): Lebensalter (t-15)				
16		-5,7175 *		-4,6143 *
		(0,5265)		(0,4687)
17		-4,8626 *		-4,7320 *
		(0,2619)		(0,3847)
18		-3,9333 *		-4,1011 *
		(0,1768)		(0,2890)
19		-3,3876 *		-3,8766 *
		(0,1619)		(0,2889)
20		-3,1839 *		-3,1863 *
		(0,1689)		(0,2839)
21		-2,9195 *		-3,2146 *
		(0,1687)		(0,3085)
22		-2,8605 *		-2,9838 *
		(0,1803)		(0,3174)
23		-2,7017 *		-3,0450 *
		(0,1849)		(0,3461)
24		-2,3241 *		-2,7722 *
		(0,1862)		(0,3437)
25		-2,3057 *		-2,8074 *
		(0,1882)		(0,3640)
26		-2,1467 *		-2,5902 *
		(0,1916)		(0,3667)
27		-2,0782 *		-2,5811 *
		(0,1936)		(0,3818)
Zeitkonstante Variablen: Status 1996				
Gemeindetyp (R)				
Kernstadt	1,54	0,4349 *	2,06	0,7212 *
		(0,0696)		(0,1238)
Ober-/Mittelzentrum	1,16	0,1507 *	1,45	0,3695 *
	1,54	(0,4349) *	2,06	(0,7212) *
Sonstige Gemeinde (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
Geschlecht (G)				
männlich (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
Weiblich	1,86	0,6207 *	2,69	0,9886 *
		(0,0558)		(0,1098)
Schulbesuch (B)				
Allgemein bildende Schule (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
Berufliche Schule	1,66	0,5039 *	2,32	0,8399 *
		(0,1200)		(0,2276)
Fachhochschule	1,86	0,6229 *	2,08	0,7312 *
		(0,1563)		(0,2979)
Hochschule	1,24	0,2141	2,00	0,6932 *
		(0,1338)		(0,2906)
kein Schulbesuch	1,79	0,5825 *	2,81	1,0333 *
		(0,1292)		(0,2654)

Variable ¹⁾	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	exp(b)	Koeff. ²⁾	exp(b)	Koeff. ²⁾
Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommen (E)				
< 948 DM (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
948-1.359 DM	0,87	-0,1378 (0,1249)	0,67	-0,4018 * (0,1820)
1.359-1.890 DM	0,82	-0,2029 + (0,1185)	0,56	-0,5737 * (0,1811)
1.890-2.903 DM	0,85	-0,1622 (0,1196)	0,59	-0,5336 * (0,1946)
2.903+ DM	1,15	0,1402 (0,1321)	0,74	-0,2995 (0,2908)
keine Angabe	0,83	-0,1875 (0,1556)	0,65	-0,4258 (0,2974)
Familientyp (F)				
Ehepaar mit ledigen Kindern (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
Alleinerziehende	1,24	0,2180 * (0,0758)	1,29	0,2529 * (0,1272)
Geschwisterzahl (K)				
keine Geschwister (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
1 Geschwister	0,97	-0,0339 (0,0621)	1,30	0,2628 * (0,1091)
2 Geschwister	1,01	0,0080 (0,0847)	1,68	0,5214 * (0,1844)
3 und mehr Geschwister	1,40	0,3339 * (0,1127)	3,27	1,1850 * (0,2669)
Berufliche Stellung Familienbezugsperson (S^{FB})				
Arbeiter, Angestellte (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
Beamte	0,95	-0,0510 (0,0924)	1,17	0,1557 (0,3838)
Selbstständige, mithelfende Familienangehörige	0,77	-0,2599 * (0,0897)	1,20	0,1804 (0,1618)
Nichterwerbstätige	0,87	-0,1426 + (0,0788)	1,06	0,0590 (0,1358)
Berufliche Stellung (S)				
nichterwerbstätig (R)	1,00	0,0000	1,00	0,0000
Auszubildende, Wehr- und Zivildienstleistende	1,05	0,0456 (0,1074)	1,05	0,0465 (0,1888)
Arbeiter	0,98	-0,0202 (0,1071)	0,80	-0,2225 (0,2031)
Angestellte	1,27	0,2384 * (0,0993)	0,92	-0,0840 (0,2263)
Beamte, Soldaten	1,52	0,4214 * (0,1993)	2,56	0,9401 * (0,2981)
Selbstständige, mithelfende Familienangehörige	0,87	-0,1422 (0,3400)	1,78	0,5742 (0,6554)

Variable ¹⁾	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	exp(b)	Koeff. ²⁾	exp(b)	Koeff. ²⁾
Zeitveränderliche Variablen³⁾				
Referenzkategorien: jeweils „ohne Wechsel“				
Betriebswechsel (Z)				
Betriebswechsel 1995/1996	1,06	0,0584 (0,0961)	1,46	0,3756 * (0,1560)
Betriebswechsel 1996/1997	1,25	0,2200 * (0,0982)	1,08	0,0758 (0,1756)
Betriebswechsel 1997/1998	1,37	0,3150 * (0,1311)	1,05	0,0486 (0,2436)
Schulbesuch/kein Schulbesuch (V)				
Schulbesuch 1996, kein Schulbesuch 1997	1,28	0,2441 * (0,1069)	1,50	0,4076 + (0,2145)
Schulbesuch 1996-97, kein Schulbesuch 1998	1,47	0,3830 * (0,1323)	1,62	0,4839 + (0,2474)
Schulartwechsel (W)				
Allgemein bildende Schule 1996, Berufliche Schule 1997	1,47	0,3829 * (0,1607)	1,42	0,3540 (0,2866)
Allgemein bildende Schule 1996-1997, Berufliche Schule 1998	1,67	0,5111 * (0,2285)	0,98	-0,0233 (0,4346)

Für weitere Angaben zum Modell 21 siehe Tabelle 4 im Textteil.

1) Jeweilige Referenzkategorien sind mit (R) bezeichnet.

2) Bei statistisch signifikant gekennzeichneten Koeffizienten steht * für b/s.e. > |1,96| bzw. + für b/s.e. > |1,65|.

3) Referenzkategorien wie zuvor und „ohne Wechsel“.