

Regionale Arbeitslosigkeit und Distanz zur Grenze: Individual- und Kontexteffekte auf die Abwanderung von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland

Von Michael Windzio*

Abstract

The study investigates determinants of labour migration from East to West Germany from 1992 to 2001. Using a discrete-time logistic hazard model for multilevel data, individual characteristics as well as regional context characteristics are estimated as determinants of out-migration. Amongst others, the empirical analysis led to the following results: At the individual level, higher income increased the migration rate whereas the level of education had no net effect. Moreover, the migration rate depended on work-related social networks. But especially individual unemployment heavily increased the migration rate. In addition, the rate decreased with larger distances from the border to the West, and was much higher in regions of the borderland. Finally, a cross-level interaction showed that women benefited more than men from the favourable location at the border to move to West German labour markets.

Zusammenfassung

Gegenstand dieser Arbeit sind Abwanderungen von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland zwischen 1992 und 2001. Mit Hilfe eines zeitdiskreten logistischen Hazardmodells für Mehrebenenendaten werden sowohl individuelle Merkmale der Personen als auch Kontextmerkmale der Regionen als Prädiktoren der Abwanderung geschätzt. Unter anderem ergab die Analyse folgende Befunde: Auf der Individualebene erhöhte das Einkommensniveau die Abwanderungsrate, während das Ausbildungsniveau keinen eigenständigen Einfluss zeigte. Zudem deutete sich an, dass die Abwanderungsrate von arbeitsbezogenen sozialen Netzwerken abhängig ist. Insbesondere erhöhte aber der Zustand der Nichterwerbstätigkeit die Abwanderungsrate. Auf der Kontextebene ergaben sich dagegen insgesamt negative Effekte der regionalen Arbeitslosenquote auf die Abwanderungsrate. Überdies ging die Abwanderungsrate mit zunehmender Distanz zur Grenze zum Westen zurück, während gleichzeitig in den ost-deutschen Grenzregionen (zum Westen) die Rate drastisch erhöht war. Schließlich zeigte ein cross-level Interaktionseffekt, dass insbesondere Frauen die günstige lokale Lage

* Ich bedanke mich bei zwei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift für ihre hilfreichen Kommentare sowie bei Janna Teltemann und Till Ludwig.

der Grenzregionen nutzten, um Erwerbsmöglichkeiten im Westteil Deutschlands wahrzunehmen.

JEL-Classification: J61, J62, R23

Received: February 2, 2007

Accepted: July 9, 2007

1. Einleitung

Mehr als 15 Jahre nach der Wiedervereinigung ist eine Angleichung der Lebensverhältnisse zwischen Ost- und Westdeutschland nicht in Sicht. Insbesondere die Situation auf den ostdeutschen Arbeitsmärkten veranlasst zahlreiche Ostdeutsche, sich im Westteil der Republik Arbeit und Wohnung zu suchen. Im Gegensatz zur neo-klassischen ökonomischen Migrationstheorie, der zufolge Wanderungen unter der Bedingung perfekter Märkte zu einer optimalen räumlichen Verteilung der Population führen (Greenwood, 1975, 422), werden in der aktuellen Diskussion über Ostdeutschland vor allem die negativen Folgen der Abwanderung betont. So ist ein wesentlicher Anteil des derzeitigen Bevölkerungsrückgangs in Ostdeutschland durch Wanderungsverluste bedingt. In Wissenschaft und Politik wird davon ausgegangen, dass hohe Abwanderungsraten die brisante ökonomische Situation in vielen ostdeutschen Regionen noch verschärfen, da mit dem Bevölkerungsrückgang auch Binnen- nachfrage und Produktivität zurückgehen. Angesichts der sich abzeichnenden Selektivität der Wanderungen nach Alter, Geschlecht und Qualifikationsniveau wird prognostiziert, dass die Geburtenziffern weiter sinken und die Abwanderung mit einem *brain drain*, einem Verlust qualifizierter Arbeitskräfte, einhergeht.

Bisherige Forschung über Ursachen der Abwanderung aus Ostdeutschland basiert häufig auf amtlichen Aggregatdaten, die keine detaillierten Informationen über Erwerbsstatus und Arbeitsmarktlage einzelner Individuen beinhalten. In diesen Studien wurde beklagt, dass auf der Individualebene wenig über Ursachen der Abwanderung bekannt ist. So sind Individualdatenanalysen dringend geboten. Andererseits resultieren Entscheidungen individueller Akteure zumeist aus der subjektiven Definition kontextueller Bedingungen. Hinsichtlich der Entscheidung über räumliche Arbeitsmarktmobilität stellen die Beschäftigungschancen am regionalen Arbeitsmarkt ein Schlüsselkriterium für die Situationsdefinition dar. Somit sollten auf Individualdaten basierende Analysen auch die regionalen Kontextbedingungen berücksichtigen und beide Ebenen in ein umfassendes Mehrebenenmodell integrieren.

Wie demographische Studien zeigen, nahm die Abwanderung angesichts der seit 1996 sich verschlechternden Arbeitsmarktlage erneut zu – das Problem ist also noch immer höchst relevant. Die vorliegende Arbeit soll einen

Beitrag zur Analyse der arbeitsmarktbedingten Abwanderung leisten, bei dem sowohl individuelle als auch kontextuelle Bedingungen berücksichtigt und – so weit dies möglich ist – miteinander verbunden werden. Gegenstand der Untersuchung ist somit die Abwanderung von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten von ostdeutschen auf westdeutsche Arbeitsmärkte.

Betrachtet man die Population der bereits mehr oder weniger erfolgreich in das Erwerbssystem integrierten Personen, lässt sich mit Hilfe von Mehrebenenmodellen untersuchen, wie individuelle und regionale Merkmale auf die Entscheidung zur Abwanderung auf westdeutsche Arbeitsmärkte einwirken. Es wird der Befund geliefert, dass das jährliche Niveau der regionalen Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland die Abwanderungsrate der Beschäftigten insgesamt reduziert. Dieser Effekt ist unabhängig davon, ob eine Person auf der Individualebene sozialversicherungspflichtig beschäftigt oder im Anschluss an eine Beschäftigung Empfänger von Arbeitslosengeld beziehungsweise Arbeitslosenhilfe ist. Relativ zu Phasen der Beschäftigung erhöhen beide Zustände auf der Individualebene die Abwanderungsrate. Zudem geht die Abwanderung mit zunehmender Distanz zur Zielregion zurück, während sie in den Grenzregionen deutlich erhöht ist. Letzteres ist besonders bei Frauen ausgeprägt, die die Nähe zur Grenze stärker als mobilitätsfördernden Faktor nutzen als Männer.

Die anschließenden Abschnitte 2 bis 4 geben einen kurzen Überblick über die Abwanderung aus Ostdeutschland und über Befunde bisheriger Forschung. Die zentralen Hypothesen werden entwickelt. Leitend ist dabei der Ansatz, Effekte der Individual- und Kontextebene in einem Mehrebenenmodell simultan zu berücksichtigen. Die den Analysen zugrunde liegende Datenbasis der IAB Regionalstichprobe und die Auswertungsmethode werden in Abschnitt 5 beschrieben. Abschnitt 6 stellt deskriptive Befunde zur Selektivität der Abwanderung hinsichtlich des Bundeslandes, der Kalenderzeit, des Alters und des Geschlechts, sowie die Ergebnisse der Modellschätzungen dar.

2. Abwanderung aus Ostdeutschland seit 1989

Mit dem Fall der Mauer 1989 sowie im darauffolgenden Jahr wanderten jeweils ca. 400.000 Personen von Ost- nach Westdeutschland. In den Jahren 1991 bis 1997 gingen die Wanderungen zurück, ab 1998 begannen sie jedoch wieder anzusteigen (Mai, 2004b, 105; Gerloff, 2004, 223). Daher spricht Mai (2004b, 160 f.) von der „Phase des Wiederanstiegs“ und vermutet einen Zusammenhang mit den weiter auseinander driftenden ökonomischen Disparitäten zwischen West- und Ostdeutschland. In der demographischen Forschung wurde betont, dass die Abwanderung gerade der jungen Frauen den Bevölkerungsrückgang in Ostdeutschland in den kommenden Jahren noch weiter beschleunigen wird (Fischer/Kück, 2004, 216; Gerloff, 2004, 223). Der im

Verhältnis zu den Männern weitaus höhere negative Wanderungssaldo der Frauen ist aber insbesondere auf den fehlenden Zuzug der Frauen zurückzuführen (Dienel/Gerloff, 2003, 54).

Eine Befragung von Auswanderern aus Mecklenburg-Vorpommern machte deutlich, dass Abwanderungen in erster Linie ökonomisch motiviert sind (Schultz, 2004, 242). Es überrascht daher nicht, dass insbesondere junge und überdurchschnittlich qualifizierte Personen eine hohe Bereitschaft zur Abwanderung aufweisen – sicherlich auch, weil die durch Migration erwartbaren Beschäftigungschancen und Einkommenszuwächse gerade bei den Besserqualifizierten höher ausfallen (ebd., 233; Delbrück/Raffelhüsch, 1993). Ein großer Teil der Abwanderung junger Ostdeutscher in den Westen findet bereits zu Beginn einer Ausbildung statt, wie der ausbildungsbedingte Wanderungssaldo zeigt: auf je 1000 Heranwachsende zwischen 18 und 25 Jahren kam im Saldo ein Verlust von 18,5 Personen, im Westen ein Gewinn von 5,7 Personen (Steiner, 2004, 44).

3. Effekte der Individualebene auf die Abwanderung

Auf der individuellen Ebene unterscheiden sich Personen hinsichtlich ihrer Wanderungsneigung unter anderem aufgrund ökonomischer und humankapitalbezogener Merkmale. Im Rahmen einer international vergleichenden Studie wurde außerdem untersucht, in welcher Weise sich der Bezug von Arbeitslosengeld auf die Arbeitsmarktmigration auswirkt (Tatsiramos, 2004). In Deutschland erwiesen sich Personen in Phasen der Arbeitslosigkeit gegenüber Phasen der Beschäftigung als mobiler, wobei wiederum unter den Arbeitslosen die Bezieher von Arbeitslosenunterstützung (Langzeitarbeitslose) weniger mobil waren als die Empfänger von Leistungen der Arbeitslosenversicherung. Aus der international vergleichenden Analyse wurde dagegen resümiert, dass ein generöses Arbeitslosenversicherungssystem keine mobilitätshemmende Wirkung entfalte (ebd., 18).

Eine finnische Studie über Determinanten unterschiedlicher Zielzustände der Wiederbeschäftigung nach Arbeitslosigkeit ergab hingegen einen starken, signifikant negativen Effekt der Lohnersatzrate der Arbeitslosenversicherung auf die regionale Arbeitsmarktmobilität (Kettunen, 2002, 372).

Mit Hilfe des mehrstufigen Verfahrens einer „switching regression“ untersuchten Brückner und Trübzwetter (2004) Effekte von (geschätzten) individuellen Einkommensdifferenzialen sowie von individuellen Arbeitslosigkeitszuständen auf die Migration von Ost nach West. Beide Variablen wiesen starke, signifikant positive Effekte auf.

Unter der Annahme, dass räumliche Arbeitsmarktmobilität über größere Distanzen hinweg mit Kosten verbunden ist (Windzio, 2004b), müssten Per-

sonen mit höherem Einkommen auch höhere Abwanderungsraten aufweisen. Wenngleich dieser Befund für Westdeutschland repliziert wurde, bemerkt Arntz (2005, 17), dass mit höherem Einkommen in der Regel auch die Wahrscheinlichkeit des Besitzes von Immobilien zunimmt, was sich eher hemmend auf die Mobilitätsbereitschaft auswirken sollte.

In der Literatur wird zudem davon ausgegangen, dass für jüngere und höher qualifizierte Personen an erster Stelle die regionalen Erwerbs- und Ausbildungschancen mobilitätsrelevant sind (Gerloff, 2004, 227). Demnach müssten arbeitslose Personen eine höhere Bereitschaft zur Abwanderung aufweisen. Wie Befunde bisheriger Forschung zeigen, müsste dies ebenso bei jüngeren und höher qualifizierten Personen der Fall sein. Ob Frauen auch dann eine höhere Abwanderungsrate haben, wenn sie bereits sozialversicherungspflichtig beschäftigt sind, ist hingegen eine empirisch offene Frage. Möglicherweise wandern Frauen eher zu Beginn oder nach Abschluss einer tertiären Ausbildung aus Ostdeutschland ab – letzteres gerade *weil* sie dort keinen angemessenen Berufseinstieg erwarten können.

4. Effekte der Kontextebene auf die Abwanderung

Neben individuellen Merkmalen beeinflussen offensichtlich auch regionale Kontextfaktoren die Migration. Anhand von Daten des „ostmobil“ Jugendpanels zeigte Steiner (2004, 45), dass einige der großen ostdeutschen Städte eine eher geringe ausbildungsbedingte Abwanderungsintensität aufweisen.

Folgt man den klassischen ökonomischen Erklärungen der Migration, müssten ungünstige Arbeitsmarktbedingungen die Abwanderungsrate erhöhen, da individuelle Akteure laufend eine Verbesserung ihrer Lebensbedingungen anstreben. Betrachtet werden dabei neben den regionalen Lohnniveaus auch die regionalen Arbeitslosenquoten als Indikatoren für die Verfügbarkeit von Arbeitsplätzen (vgl. Delbrück/Raffelhüsch, 1993, 342; Burda, 1993, 453). Zum Einfluss der Arbeitslosenquote der Herkunftsregion auf die Abwanderung existieren jedoch unterschiedliche Befunde (vgl. McCormick, 1997, 586). Zahlreiche nationale und internationale Studien haben verdeutlicht, dass in Perioden mit hoher Arbeitslosigkeit die generelle Beschäftigtenmobilität zurückgeht, da freiwillige Wechsel seltener vollzogen werden (Blossfeld, 1987, 84; Mertens/Haas, 2005, 13; Trevor, 2001, 630; Windzio, 2003, 194). Dieser Effekt wird als Resultat risikoaversen Verhaltens angesehen (Wolbers, 2000, 188), denn in Perioden mit hoher Arbeitslosigkeit, in denen Arbeitsplätze ein knappes Gut darstellen, ist der subjektive Nutzen einer vorhandenen Beschäftigung höher.

In Ostdeutschland variiert die Arbeitsmarktsituation sowohl räumlich als auch zeitlich. Interessanterweise fand Hunt (2006, 1023) in ihrer Untersuchung von Ost-West-Wanderungen anhand von Aggregatdaten einen insgesamt nega-

tiven, aber insignifikanten Effekt der Arbeitslosenquote der Herkunftsregion. Aufgeschlüsselt nach Altersgruppen wurde deutlich, dass einzig in der Gruppe der 50 bis 64jährigen die lokale Arbeitslosenquote die Abwanderungsrate signifikant erhöhte. Dagegen reduzierten die in Ostdeutschland steigenden Löhne die Ost-West-Wanderungen. Für Großbritannien in den 1970er und 1980er Jahren stellten Pissarides und Wadsworth (1989, 752) fest, dass Regionen mit überdurchschnittlicher Arbeitslosigkeit geringfügig reduzierte Abwanderungsraten aufwiesen. In einer Studie zur Binnenmigration in Estland zwischen 1989 und 1995 ermittelten Kulu und Billari (2004, 690) mit Hilfe einer Cross-Level-Interaktion eine mit zunehmender regionaler Arbeitslosigkeit deutlich abnehmende Abwanderungsrate Arbeitsloser, zudem eine leicht zurückgehende Rate bei den Nichterwerbstätigen und eine nahezu konstant bleibende Rate bei den Beschäftigten.

Interessant ist die Frage, ob sich der Effekt der regionalen Arbeitslosenquoten auf die Rate der Abwanderung von Ost- nach West dekomponieren lässt, indem für jedes Kalenderjahr zwei unterschiedliche Arbeitslosenziffern berechnet werden: Zum einen auf Basis der Bezieher von Arbeitslosengeld und zum anderen auf Basis der Bezieher von Arbeitslosenhilfe. Anschließend können die Befunde mit dem Effekt der regionalen Arbeitslosigkeit insgesamt verglichen werden. Hinter diesem Vorgehen steckt die Überlegung, dass eine hohe Quote an Empfängern von Arbeitslosengeld ein Indikator für die mehrfach festgestellte mobilitätsreduzierende Wirkung hoher Arbeitslosenquoten darstellt. Demgegenüber sind vergleichsweise hohe regionale Anteile von Beziehern der Arbeitslosenhilfe ein Hinweis darauf, dass sich bisherige regionale Branchen- und Berufsstrukturen im Prozess eher dauerhaften Niedergangs befinden. Arbeitslosenhilfe wurde unter den geltenden sozialrechtlichen Bestimmungen¹ in der Regel von Personen bezogen, die länger als ein Jahr arbeitslos waren. Regionen, die einen hohen Anteil von Langzeitarbeitslosen aufweisen, müssten darum auch Regionen mit hoher struktureller Arbeitslosigkeit sein. Über die finanziellen Folgen für die Kommunen lassen sich aus den hier verwendeten Daten der IAB Regionalstichprobe allerdings keine direkten Schlüsse ziehen. Zwar wurde die Arbeitslosenhilfe in der untersuchten Periode noch nicht von den Kommunen, sondern vom Bund finanziert – doch in Regionen, die sich im ökonomischen Niedergang befinden, gehen Infrastrukturinvestitio-

¹ Es geht um Ostdeutschland in der Periode von 1992 bis 2001. Arbeitslosengeld wurde, je nach Alter bzw. Beitragsdauer, zwischen 6 und 18 Monaten gewährt, wenn eine Person zuvor mindestens 1 Jahr Beiträge in die Arbeitslosenversicherung eingezahlt hat. Wurde vor der Arbeitslosigkeit kein Anspruch auf Arbeitslosenversicherungsleistungen erworben, bezog die Person bzw. der Haushalt Sozialhilfe (SGB III – Arbeitsförderung, Stand 1997). Phasen des Sozialhilfebezugs sind in der IAB Regionalstichprobe nicht ausgewiesen, sondern erscheinen als Meldelücken. Arbeitslosenhilfe wurde im Prinzip zeitlich unbefristet gewährt, nachdem Personen 1 Jahr Arbeitslosengeld bezogen. Familien erhielten dann 57 % des letzten Nettoehaltes, Alleinstehende 53 %.

nen zurück und damit sinkt auch die regionale Lebensqualität. Zudem sind die mittel- bis langfristigen Beschäftigungsperspektiven äußerst ungünstig. Unter der Annahme rationalen Verhaltens wäre daher zu erwarten, dass auch bei den Beschäftigten die Abwanderungsneigung aus diesen Regionen bzw. in diesen Perioden erhöht ist.

Sowohl die klassischen Migrationsstudien seit Ravenstein (1972; Franz, 1984, 55 ff.) als auch die späteren Gravitationsmodelle betonten, dass für den interregionalen Austausch der Bevölkerung die räumliche Distanz zwischen Regionen bedeutsam ist. Allerdings lässt sich in den Gravitationsmodellen ein Effekt der Distanz zur Zielregion auf die Wanderungs- oder Mobilitätsrate nicht handlungstheoretisch erklären, da diese Ansätze auf der Aggregatebene angesiedelt sind. Sie lassen daher nur Aussagen über Aggregate, nicht aber über Individuen zu. Auf der individuellen Ebene wirkt eine hohe Distanz als Kontextmerkmal, welches sowohl die monetären als auch nicht-monetären Kosten der Abwanderung erhöht. Vermittelt über die subjektive Situationsdefinition der individuellen Akteure nehmen Kontextmerkmale Einfluss auf die Migrationsentscheidung. Nimmt man das subjektive Moment dieser Situationsdefinition ernst, liegt es nahe, in Abhängigkeit der subjektiven „Frames“ der Akteure, also der kognitiven Dispositionen, mit denen die Umwelt wahrgenommen wird (Esser, 1990, 238), auch Unterschiede in der Bedeutsamkeit der Distanz für die Abwanderung zu vermuten. Geht man davon aus, dass Frauen häufig „tied movers“ beziehungsweise „tied stayers“ sind (Mincer, 1978; Jürges, 1998), deren Mobilität also an den erwerbstätigen Partner gebunden ist, müsste es für Frauen umso bedeutsamer sein, einen Job in Westdeutschland annehmen zu können, ohne die Wohnung wechseln zu müssen. Mit anderen Worten: In den Grenzregionen, in denen grenzüberschreitende Arbeitsmarktmobilität ohne Wohnortswechsel möglich ist, dürfte die mobilitätshemmende Wirkung der „Bindung“ bei den „tied stayers“ geringer ausfallen. Folglich ist ein Interaktionseffekt von „Frau“ und „Grenzregion“ zu erwarten, der je nach Ausprägung des Haupteffektes des Merkmals „Frau“ entweder die Mobilitätshemmnisse weiblicher „tied stayers“ reduziert (und dem negativen Haupteffekt von Frau entgegenwirkt), oder die vergleichsweise hohen Raten der Frauen noch weiter steigert.

Nachdem Datenbasis und Auswertungsmethode dargestellt wurden, sollen im folgenden Abschnitt einige deskriptive Befunde zur Abwanderung von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland geliefert werden.

5. Daten und Methoden

Die vorliegende Untersuchung basiert auf Daten der Regionalstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (IAB-BS 1975–2001, Regionalfile). Dabei handelt es sich um eine 2 % Zufallsstichprobe aller sozialver-

sicherungspflichtigen (sv) Beschäftigungsverhältnisse zwischen 1975 bis 2001 in Westdeutschland und 1992 bis 2001 in Ostdeutschland, die auch Bezugsphasen von Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe enthält. Somit schließt die folgende Analyse Subepisoden der Arbeitslosigkeit ein, die an Phasen der sv-Beschäftigung anschließen. Aufgrund der hohen Fallzahlen und der genauen regionalen Klassifikation ist dieser Datensatz für die Analyse der geographischen Arbeitsmarktmobilität von Ost- nach Westdeutschland besonders geeignet. Untersucht man vergleichsweise selten auftretende Ereignisse wie den Wechsel von einem regionalen Arbeitsmarkt im Osten auf einen regionalen Arbeitsmarkt im Westen, bedeutet dies allerdings eine hohe Quote an Linkszensurierungen (Hamann et al., 2004, 50), die in der Analyse zu kontrollieren sind. Zudem enthalten die Daten keine Angaben über den Wohnort einer Person, sondern nur die Kreiskennziffer des Betriebes.

Außerdem können keinerlei Aussagen über den Haushaltskontext gemacht werden, da Angaben über Familienstand und Kinderzahl wegen Unzuverlässigkeit entfernt wurden bzw. seit 1999 von den Betrieben auch nicht mehr weitergegeben werden (ebd., 51). Dafür ermöglicht die feine regionale Klassifikation auf der Ebene der Kreisregionen eine recht genaue Berechnung der Distanz zur Grenze nach Westdeutschland. Sowohl als Start- als auch als Zielregion wurde Berlin aus den folgenden Berechnungen ausgeschlossen, ebenso Personen, die vor 1955 geboren wurden.

Untersucht werden Einflussfaktoren auf die Abwanderungsrate von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland. Um eine Abwanderung von Ost nach West zu registrieren, muss für eine Person zunächst eine sv-Beschäftigung in Ostdeutschland gemeldet sein. Diese stellt den Ausgangszustand dar, während der Zielzustand durch die Meldung einer sv-Beschäftigung in Westdeutschland definiert ist.

Für das zeitdiskrete Ratenmodell wurde die Prozesszeit jahresgenau gemessen, wobei das erste Jahr einer Beschäftigung mit dem Wert 0,5 beginnt. Mit diesem Wert beginnen auch die linkszensierten Episoden. In die Analyse wurde eine Dummyvariable einbezogen, die den Wert 1 annimmt, wenn die Episode als linkszensiert definiert wurde, ansonsten den Wert Null. Als linkszensiert wurden Beschäftigungsverhältnisse definiert, die am ersten Arbeitstag des Jahres 1992 (2. 1. 1992, ein Donnerstag) bereits existierten. Diese Definition führt allerdings dazu, dass auch jene Episoden, die tatsächlich am 2. 1. 1992 in Ostdeutschland begonnen haben, als linkszensiert definiert werden.

In den Daten der IAB-RS sind die Zeitangaben tagesgenau gemessen. In einem zeitdiskreten Modell, in dem die Prozesszeit dagegen jahresgenau gemessen wird, steht man vor dem Problem, dass innerhalb eines Kalenderjahres mehrere Zustände auftreten können, d. h. eine Person kann innerhalb eines Jahres sowohl beschäftigt als auch arbeitslos sein. In diesen Fällen wurde jener Zustand zugrunde gelegt, der innerhalb des Jahresintervalls länger dauerte und

dadurch „dominant“ war. Waren jedoch innerhalb eines Kalenderjahres zwei Zustände von derselben Dauer, wurde jener zugrundegelegt, in dem sich die Person zu Beginn des Kalenderjahres befand.

Das Bildungsniveau wurde gemessen als die Anzahl von Jahren, die für einen jeweiligen Abschluss mindestens notwendig sind. Das bedeutet für Personen ohne Berufsausbildung 8 Jahre, Volks-, Haupt- oder Realschule mit Berufsausbildung 12 Jahre, Abitur ohne Berufsausbildung 13 Jahre, Abitur mit Ausbildung 15 Jahre, Fachhochschulabschluss 17 Jahre, Hochschulabschluss 19 Jahre und vorhandene, aber unbekannte Abschlüsse 10 Jahre. Fehlende Werte wurden durch den Mittelwert von 11.25 ersetzt.

Bei den Angaben zum Tagesentgelt wurde den Subepisoden der Nichtbeschäftigung das jeweils letzte Einkommen zugrundegelegt.

Aus Gründen der Darstellbarkeit der Koeffizienten wurde das um den Mittelwert („grand mean“) zentrierte Tageseinkommen (EUR) durch 10 dividiert. Aus der Zentrierung resultieren die negativen Werte in Tabelle A1 (Anhang), in der die deskriptiven Statistiken des Analysedatensatzes aufgeführt sind. Zentriert wurde das Einkommen auf der Individualebene, um einen random slope des Einkommenseffektes zwischen den ostdeutschen Regionen zu modellieren, der sich jedoch als nicht signifikant erwies und darum nicht weiter in den Modellen berücksichtigt wurde. Die Zentrierung von Prädiktoren mit random slopes ist ausführlich in Hox (2002, 55) begründet.

Die Distanz zur westdeutschen Grenze ging als Kontextvariable in die Cross-Level-Interaktion ein. Sie wurde ebenfalls um den grand mean zentriert und weist in Tabelle A1 daher ebenfalls negative Werte auf.

Als Indikator für „kumulative Trägheit“, die McGinnis (1968) zufolge mit einer sich über die Zeit hinweg verfestigenden Einbettung in soziale Netzwerke in Verbindung steht, wurde die Berufserfahrung gebildet. Sie misst die bis zum Beginn einer Subepisode verbrachten Monate entweder auf ost- oder auf westdeutschen Arbeitsmärkten. Kumulative Trägheit bedeutet, dass ein Zustand umso stabiler wird, je länger er andauert. Mit zunehmender Berufserfahrung in Westdeutschland müsste die Rate der Ab- oder Rückwanderung nach Westdeutschland zunehmen, während eine hohe ostdeutsche Berufserfahrung auf verfestigte soziale Bindungen in Ostdeutschland hindeutet und der Abwanderung entgegenwirkt. Bei Ostdeutschen, die am 2. 1. 1992 bereits beschäftigt und zugleich 19 Jahre oder älter waren, wurde eine „vorgelagerte“ Berufserfahrung aufaddiert, die sich errechnet aus dem Alter minus 6 minus der Anzahl der Ausbildungsjahre. Angesichts der in der DDR sehr hohen Erwerbsquote ist das eine realistische Approximation.

Weil die Regionalstichprobe des IAB unter anderem auch Phasen des Bezugs von Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe umfasst, lassen sich Effekte dieser Zustände auf die Abwanderungsrate schätzen. Ist eine Person weder

sozialversicherungspflichtig beschäftigt noch Leistungsempfänger, wird dieser Zustand durch das Merkmal „in Lücke“ identifiziert. Referenzkategorie sind Personen bzw. Perioden der sv-Beschäftigung. Diese Dummyvariablen wurden ergänzt durch die Dauern der „Lücke“ und des „Leistungsbezugs“, gemessen in Monaten. Bei der Dauer des Leistungsbezugs wurde nicht zwischen Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe unterschieden. Nach Ende einer Phase der Lücke oder eines Leistungsbezugs wurde die Dauer wieder auf Null gesetzt, so dass im Falle mehrerer Phasen einer Person immer nur die Dauer der jeweils aktuellen Phase gemessen wurde.

Etwas komplexer ist der Umgang mit den übrigen Subepisoden aus der Leistungsempfängerdatei: Das Unterhaltsgeld stellt nach § 153 SGB III eine Weiterbildungsförderung dar, die für eine anerkannte Vollzeitmaßnahme gewährt wird. Weiterbildung wurde darum den Erwerbsphasen zugeordnet, da Weiterbildung kein vergleichbares Ausmaß an Freisetzung und Suchaktivitäten bedeutet, wie eine Arbeitslosigkeit in Form des Bezugs von Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe.

Anders verhält es sich mit Phasen nach § 166b AFG oder § 207a SGB III, die eher Inaktivität im Sinne von Arbeitslosigkeit bedeuten, aber mit weniger als 0,1% sehr selten vorkommen. Sie wurden den Phasen des Bezugs von Arbeitslosengeld zugeordnet.

Als regionale Kontextmerkmale wurden die regionalen Quoten der Empfänger von Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe separat und zeitveränderlich gebildet. Für jede Kreisregion bzw. für jede regionale Einheit j , die im Zuge der Anonymisierung der Daten seitens der Primärforscherguppe zusammengefasst wurde (Hamann et al., 2004, 46), ließen sich aus der IAB-RS diese Quoten jährlich berechnen:

$$\text{reg. \% Arbeitslosengeld}(t, j) = \frac{\sum_{i=1}^n AG_{ij}}{\sum_{i=1}^n AG_{ij} + \sum_{i=1}^n EW_{ij}} \times 100$$

$$\text{reg. \% Arbeitslosenhilfe}(t, j) = \frac{\sum_{i=1}^n AH_{ij}}{\sum_{i=1}^n AH_{ij} + \sum_{i=1}^n EW_{ij}} \times 100$$

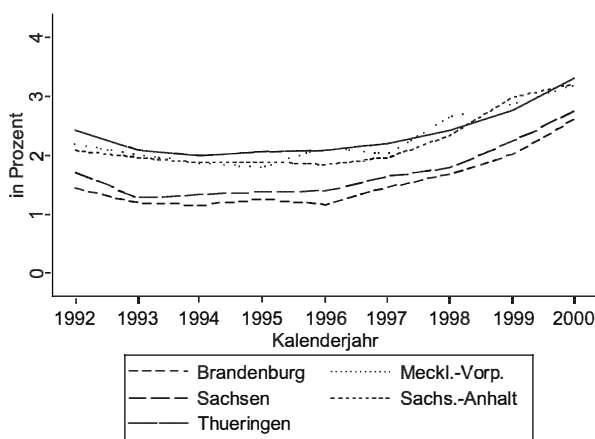
Die jeweilige Population der Leistungsempfänger (Arbeitslosenhilfe = AH , Arbeitslosengeld = AG) wurde dividiert durch die Summe aus dieser Population und der Population der Erwerbstätigen (EW) zum Zeitpunkt t in Region j . Als Referenz wurde also nicht das gesamte Erwerbspersonenpotential zugrunde gelegt, da dieses mit den verwendeten Daten des IAB nicht identifiziert werden kann – es fehlen ja z. B. alle Erwerbstätigen, die nicht sv-beschäftigt sind. Würde man im Nenner zusätzlich die jeweils andere Leistungsempfänger

gergruppe berücksichtigen, hätte man das Problem, dass z. B. der regionale Anteil der Bezieher von Arbeitslosengeld unmittelbar mit dem Anteil der Bezieher von Arbeitslosenhilfe ko-variiert. Darum steht im Nenner nur die spezifische Leistungsempfängergruppe plus die Summe der Erwerbstätigen. Bei der Berechnung des Anteils der Beschäftigten im Dienstleistungsbereich wurden im Nenner nur die beschäftigten Personen berücksichtigt.

In der multivariaten Analyse wird ein Modell der zeitdiskreten Ereignisanalyse geschätzt, in dem als Ausgangszustand die Beschäftigung oder die Arbeitslosigkeit in einer ostdeutschen Region definiert ist und als Zielzustand der Beginn einer Beschäftigung auf einem westdeutschen Arbeitsmarkt. Aufgrund der Clusterung der Beobachtungen innerhalb der Kontexte wurden die Ratenmodelle als Mehrebenenanalysen geschätzt. Deren Vorteil besteht zum einen in der simultanen Schätzung von Individual- und Kontexteffekten. Zum anderen werden die Standardfehler korrekt geschätzt, obwohl individuelle Beobachtungen gemeinsamen Kontexteinflüssen ausgesetzt und darum nicht statistisch unabhängig voneinander sind (Snijders/Bosker, 1999). Dem zeitveränderlichen Charakter der Kontextvariablen wurde durch eine Drei-Ebenenstruktur Rechnung getragen. In dieser Struktur sind die Personenjahre die Beobachtungen der Ebene 1, die Regionenjahre die Beobachtungen der Ebene 2 und die Regionen selbst die Ebene 3. Diese Struktur ist erforderlich, da sich innerhalb der Kontexte die jeweiligen *Situationen* in der Kalenderzeit ändern. Wir haben es daher sowohl mit räumlicher als auch temporaler Varianz zwischen den Kontexten zu tun, jedoch ist jedes Regionenjahr als Kontext wiederum in den übergeordneten Kontext einer Region eingebettet (vgl. dazu ausführlich Windzio, 2006). Die deskriptiven Statistiken des analysierten Subsamples sind in Tabelle A1 (Anhang) aufgeführt.

6. Ergebnisse

In der empirischen Untersuchung des Transformationsprozesses in Ostdeutschland wurde die Periode zwischen 1990 und 1992 als „Gelegenheitsfenster“ bezeichnet. In dieser Phase der Einführung der Wirtschafts- und Währungsunion am 2. 7. 1990 und des anschließenden radikalen Umbaus der Ökonomie, die in weiten Teilen zuvorderst ein Abbau war, ergaben sich aufgrund der enormen Betriebsgründungsaktivitäten auch Chancen auf berufliche Aufstiegsmöglichkeiten (Windzio, 2003, 198 f.). Abbildung 1 zeigt den Verlauf der geographischen Mobilität sv-Beschäftigter von Ost- nach Westdeutschland und spiegelt damit in relativen Zahlen einen ähnlichen Verlauf wider, den Mai (2004b, 106) für Ost-West-Wanderungen dargestellt hat. Der Verlauf zeigt, dass sich zwar im Anschluss an die Periode des Gelegenheitsfensters 1990–1992 ein leichter Rückgang andeutete, seit 1995 jedoch die Abwanderung von Ost nach West wieder zunahm.

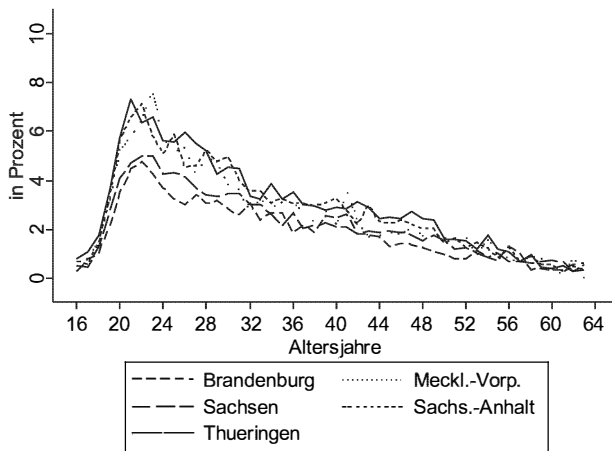


Quelle: IAB Regionalstichprobe, Ost 1992–2001, Kreisregionen und Kreisfreie Städte, eigene Berechnungen.

Abbildung 1: Abwanderungsquoten von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland, nach Bundesland und Kalenderjahr

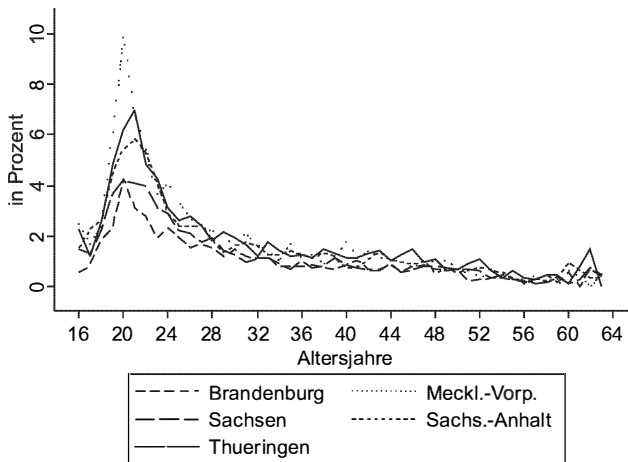
Die Abbildungen 2 und 3 zeigen neben den Differenzen zwischen den Bundesländern auch die Altersselektivität der geographischen Mobilität über den Zeitraum von 1992 bis 2001. Verglichen mit den Zahlen in Fischer und Kück (2004, 203 ff.) sind die hier berichteten Quoten etwas geringer, was daran liegt, dass die Population der IAB-RS nur die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten umfasst. Wanderungen zum Zeitpunkt des Ausbildungsbeginns, zu dem viele Jugendliche in Ostdeutschland bereits räumlich mobil werden (Steiner, 2004, 44), sind in den Daten nicht berücksichtigt. Vor diesem Hintergrund allerdings sind die Zahlen wiederum bemerkenswert ähnlich: Während die jährliche Abwanderungsquote in Mecklenburg-Vorpommern bei 23jährigen Männern 8 bis 9 % beträgt (Fischer/Kück, 2004, 204), errechnet man nach der IAB-RS für die geographische Arbeitsmarktmobilität von Ost nach West 7,68 % (Abbildung 2). Bei den Frauen liegt der Gipfel etwas früher, nämlich bei 11 bis 12 % im Alter von 21 Jahren bei den Wanderungen (Fischer/Kück, 2004, 204) und 9,86% im Alter von 20 Jahren bei der geographischen Arbeitsmarktmobilität (Abbildung 3).

Die Abbildungen 2 und 3 verdeutlichen zudem, dass zumindest in der Population der sv-Beschäftigten einerseits Frauen geringere Quoten aufweisen und dass für sie andererseits die wanderungsaktive Phase im Alter von 18 bis 25 Jahren besonders wichtig zu sein scheint. Hier erreichen sie das Niveau der Männer und übertreffen es sogar teilweise. Somit liegt es nahe, diesen deskriptiven Befund in der multivariaten Analyse mittels eines Interaktionseffektes zu prüfen.



Quelle: IAB Regionalstichprobe, Ost 1992–2001, Kreisregionen und Kreisfreie Städte, eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Altersspezifische Abwanderungsquoten von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland 1992–2001, Männer, in %

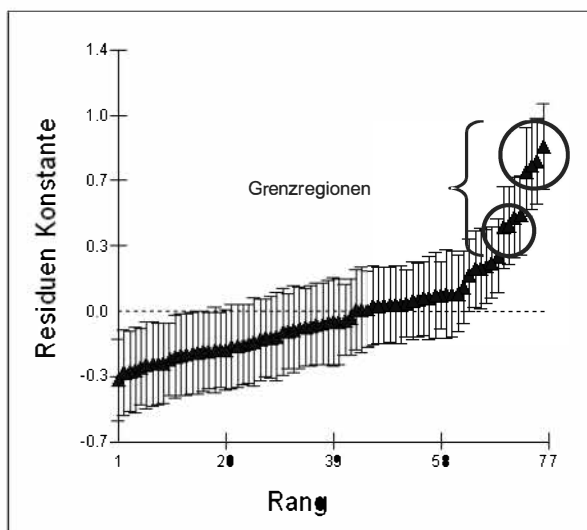


Quelle: IAB Regionalstichprobe, Ost 1992–2001, Kreisregionen und Kreisfreie Städte, eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Altersspezifische Abwanderungsquoten von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland 1992–2001, Frauen, in %

Abbildung 4 visualisiert das Ergebnis der Schätzung eines „empty models“ der Mehrebenenanalyse der Abwanderungsrate, in das nur die Regressions-

konstante, aber keine weiteren erklärenden Variablen eingingen. Dargestellt sind die Residuen der Ebene 3 der Regionen, also die Abweichung jeder der regionalen Konstanten vom grand mean aller Konstanten, sowie deren Standardfehler (Snijders / Bosker, 1999, 62).



Quelle: IAB Regionalstichprobe, Ost 1992–2001, Kreisregionen und Kreisfreie Städte, eigene Berechnungen.

Abbildung 4: Level 3 Residuen Konstante, empty model

Offensichtlich folgen die Residuen der Regionenebene nicht der Normalverteilung, vielmehr existieren besondere Regionen mit extrem hohen Raten. Eine nähere Inspektion dieser Residuen zeigt, dass es sich bei den beiden oberen Ausreißergruppen ausnahmslos um Regionen handelt, die direkt an der Grenze zu Westdeutschland liegen.² Sind im multivariaten Modell die Grenzregionen durch eine Dummyvariable kontrolliert, müssten die Residuen annähernd einer Normalverteilung entsprechen (vgl. unten). Anhand dieses „empty models“ lässt sich nun die Intraklassenkorrelation (ICC) berechnen, die ein Maß der durch die jeweilige Ebene erkläraren Varianz darstellt (Hox, 2002, 31). Dabei wird die durch die jeweilige Analyseebene erklärte Varianz zu der gesamten Varianz ins Verhältnis gesetzt.

² Dies sind die 14 Regionen mit höchsten Raten, die Kreiskennziffern von oben nach unten: die erste Gruppe besteht aus den Regionen 16072*, 13054*, 16061*, 15370*, die zweite Gruppe aus den Regionen 15357*, 15355*, 16063*, 13058*, die dritte Gruppe aus den Regionen 13060, 15303, 13303, 16052, 16051, 16066*. Grenzregionen sind mit einem Stern gekennzeichnet. Vgl. dazu Tabelle A2 (Anhang).

Die ICC berechnet sich somit aus:

$$\rho_{Region} = \frac{\sigma_{v0}^2}{\sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2}$$

$$\rho_{Regionenjahr} = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2 + \sigma_e^2}$$

Tabelle 1

**Determinanten der Abwanderungsrate von Arbeitskräften
von Ost- nach Westdeutschland 1992 bis 2001.
Zeitdiskretes logistisches „empty model“**

<i>fixed effect</i>	
Konstante	-3.948***
<i>random effects</i>	
σ_{v0k}^2 : var(v_{0k}) (Konstante) L 3	0.08715***
σ_{u0j}^2 : var(u_{0jk}) (Konstante) L 2	0.06636***
extra-dispersion	0.9976***
N L 3 Regionen	76
N L 2 Regionenjahre	760
N L 1 Personenjahre	816.212
N Ereignisse	16401

N Personen = 110.691; L = Level.

Tabelle 1 zeigt die Schätzergebnisse des empty models. Die Varianz der logistischen Verteilung σ_e^2 ist eine Konstante und beträgt 3,29 ($= \pi^2/3$). Gewichtet man diese Konstante mit dem Extradispersionsparameter, beträgt die ICC auf der Ebene 3 der Regionen 0,025 und die ICC für die Ebene der Regionenjahre 0,019. Demnach beträgt der Anteil der durch die Ebene der Regionenjahre erklärbaren Varianz 1,9 %, der durch die Regionen 2,5 % und die durch die beiden Kontextebenen gemeinsam zu erklärende Varianz 4,4 %. Die ICC ist in der Modellschätzung zu berücksichtigen, um eine Unterschätzung der Standardfehler insbesondere der Kontexteffekte zu vermeiden (Hox, 2002, 5).

Tabelle 2 zeigt die multiplen Regressionsmodelle. Die Modellanpassung lässt sich anhand der durch die fixen Effekte des Modells 1 erklärten Varianz berechnen. Für die Berechnung wurde Modell 1 als random intercept model geschätzt (in der Tabelle nicht gezeigt) und das von Snijders und Bosker (1999, 225) modifizierte McKelvey&Zavoina- R^2 berechnet, welches mit 20,6% für eine befriedigende Anpassung des Logitmodells spricht.³

Zunächst zeigen alle Modelle eine positive Prozesszeitabhängigkeit der Abwanderungsrate. Je länger also eine Person auf das Ereignis der Abwanderung von Ost nach West wartet, desto höher wird die Rate. Bevor man diese Prozesszeitabhängigkeit inhaltlich interpretiert, sollte man sich darüber bewusst sein, dass zum einen linkszensierte Episoden vorliegen, und dass zum anderen die Berufserfahrung, die ebenfalls mit der Prozesszeit zusammenhängt, kontrolliert ist. Auf eine inhaltliche Interpretation wird daher verzichtet.

Des Weiteren deutet sich ein genereller „mover“ Effekt an: Personen, die häufig den Betrieb wechseln, die also nur eine geringe Bindung an innerbetriebliche Arbeitsmärkte aufweisen, haben auch eine erhöhte Rate der Abwanderung in den Westen.

Während das Ausbildungsniveau keinen signifikanten Einfluss auf die Rate hat, wenn das Einkommen kontrolliert ist, nimmt mit steigendem Einkommen die Abwanderungsrate zu (vgl. Modell 1 vs. Modell 4). Je höher das Einkommen, desto höher ist auch das erwartete Einkommen, das im Zuge eines Jobwechsels erworben wird – und höhere Einkommen werden auf westdeutschen Arbeitsmärkten erzielt.

In allen Modellen zeigt sich die Altersselektivität der Abwanderungen: Im Alter von 18 bis 25 Jahren sind die Abwanderungsraten erhöht, während das chronologische Alter keinen Effekt zeigt. Diese Altersselektivität weist zudem eine Wechselwirkung mit dem Geschlecht auf: Insgesamt haben erwerbstätige Frauen zwar eine etwas geringere Abwanderungsrate als Männer, allerdings ist die bei 18 bis 25jährigen Personen erhöhte Rate vor allem durch junge Frauen bedingt. Diese Effekte zeichneten sich in den deskriptiven Abbildungen 2 und 3 bereits ab.

Darüber hinaus deutet sich an, dass arbeitsbezogene soziale Netzwerke auf die Entscheidung zur Abwanderung einwirken: Je höher die bereits auf westdeutschen Arbeitsmärkten erworbene Berufserfahrung ist, desto höher ist auch die Rate der Abwanderung. Dagegen nimmt die Abwanderungsrate bei Personen mit steigender Berufserfahrung in Ostdeutschland ab. Wenngleich diese Befunde zur regional spezifischen Berufserfahrung den Erwartungen entsprechen, sind derartige Netzwerkeffekte in zweifacher Hinsicht zu interpretieren:

1. Einerseits kann der Effekt ähnlich wie McGinnis (1968) „cumulative inertia“ Axiom interpretiert werden: McGinnis nimmt an, dass mit zunehmender Dauer der Bindung an den lokalen Kontext die Abwanderungsrate sinkt, weil die sozialen Beziehungen intensiver werden. Ähnlich argumentiert Sampson (1991) in einer Studie über den negativen Effekt der residentiellen Mobi-

³ Dabei wird anhand der geschätzten Regressionsgleichung nur auf Basis der fixen Effekte für jede Beobachtung der Vorhersagewert berechnet. Dessen Varianz $\text{var}(y)$ wird dividiert durch gesamte Varianz, also die Summe aus $\text{var}(y)$ und der beiden Zufallsvarianzen der Kontexteebenen 2 und 3 sowie der konstanten Varianz der logistischen Fehlerverteilung (3,29).

lität auf die soziale Integration in die Gemeinde. Marschalk (2004, 24) weist darauf hin, dass soziale Netzwerke nicht zwangsläufig heimatlichen bzw. familialen Charakters sein müssen. Auch „kaufmännische Beziehungen und Handelsverbindungen“ sind soziale Netzwerke. Übertragen auf den Arbeitsmarkt wäre demnach eine hohe westdeutsche Berufserfahrung ein Indikator für soziale Netzwerke im Arbeitskontext, aufgrund derer sich auch die Wahrscheinlichkeit „frischer“ Information, die in *weak ties* Netzwerken übermittelt wird (Granovetter, 1973), erhöht. Hohe ostdeutsche Berufserfahrung bedeutet dagegen, dass die Person aufgrund ihrer on-the-job erworbenen Kompetenzen dort generell stabiler beschäftigt ist.

2. Andererseits kann eine hohe Berufserfahrung im Westen auch als Indikator für eine westdeutsche Herkunft angesehen werden und die Abwanderung von Ost nach West wäre dann als Rückwanderung zu verstehen. Selbstverständlich steht diese Interpretation nicht im Widerspruch zu der oben beschriebenen Netzwerkperspektive, da gerade Rückwanderer arbeitsbezogene Netzwerke im Westen aufweisen.

Geht die Person in eine Arbeitslosigkeitsphase über, während der Ersatzleistungen (Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe) bezogen werden, erhöht sich die Abwanderungsrate deutlich. Zwar wird durch die institutionelle Abfederung von Arbeitsmarktrisiken in Form von Ersatzleistungen die Mobilität Arbeitsloser reduziert. Im Vergleich zu beschäftigten Personen erleichtert der Zustand der Freisetzung dagegen die Mobilität von Ost nach West – und dies ist auch der Fall, wenn Leistungen bezogen werden. Nach Modell 1 haben wir einen sehr starken Effekt, der ein mögliches Endogenitätsproblem andeutet: Gegenüber Phasen der Beschäftigung weisen Personen unmittelbar nach Beginn des Bezugs von Arbeitslosengeld um das 10fache erhöhte Odds der Ost-West-Wanderung auf ($\exp(2,328)$). Dagegen sind die Empfänger von Arbeitslosenhilfe bereits 1 Jahr oder länger arbeitslos und stellen infolge des Sortierprozesses eine Population dar, die auch auf westdeutschen Arbeitsmärkten schlechtere Beschäftigungschancen hat – weshalb ihre Mobilität in allen geschätzten Modellen zwar über jener der Beschäftigten liegt, aber weitaus geringer ist, als bei den Beziehern von Arbeitslosenhilfe. Je länger hingegen der Leistungsbezug andauert, desto geringer wird die Abwanderungsrate. Dasselbe gilt für die Dauer der Lücke. Aus den unstandardisierten Effekten auf die Log-Odds kann allerdings nicht die quantitative Bedeutsamkeit der Einflüsse abgelesen werden. Wir kommen auf die Relevanz dieser Effekte am Ende des Abschnitts zurück.

Die Rate der Abwanderung ist auch vom Wirtschaftszweig abhängig, denn auf der Individualebene haben Personen, die in Betrieben des Dienstleistungssektors beschäftigt sind, deutlich höhere Raten. Unabhängig davon, ob eine Person im Dienstleistungssektor beschäftigt ist oder nicht, ist der Abstrom aus ostdeutschen Regionen mit hohem Beschäftigtenanteil im Dienstleistungssektor ebenfalls erhöht. Somit liegt ein Effekt der regionalen ökonomischen Struktur vor, der allerdings in dieser Arbeit nicht weitergehend erklärt werden kann.

Tabelle 2: Determinanten der Abwanderungsrate von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland 1992 bis 2001.
Zeitdiskretes logistisches Mehrebenenmodell

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
<i>Ebene 1: Personenjahre</i>					
Konstante	−4.538***	−4.546***	−4.601***	−4.774***	−4.133***
Prozesszeit (<i>Jahre</i>)	0.029***	0.024***	0.037***	0.034***	0.042***
Nr. Betrieb – 1	0.126***	0.125***	0.127***	0.121***	0.125***
Linkszensierte Episode (<i>I = ja</i>)	−0.133***	–	−0.146***	−0.126***	–
Ausbildungsjahre	0.010 n.s.	0.008 n.s.	0.008 n.s.	0.020***	0.004 n.s.
Akademiker	−0.089 n.s.	−0.085 n.s.	−0.078 n.s.	−0.050 n.s.	−0.061 n.s.
Einkommen / 10 (<i>EUR, zentriert</i>)	0.031***	0.030***	0.030***	–	0.029***
Frau (<i>I = ja</i>)	−0.873***	−0.872***	−0.877***	−0.905***	−0.838***
Alter (<i>Jahre</i>)	−0.003 n.s.	−0.001 n.s.	−0.002 n.s.	0.000 n.s.	0.000 n.s.
Alter 18 bis 25 (<i>I = ja</i>)	0.090**	0.092**	0.090**	0.076**	0.093**
Frau × Alter 18 bis 25	0.644***	0.643***	0.646***	0.660***	0.646***
Berufserfahrung Ost (<i>Monate</i>)	−0.004***	−0.004***	−0.004***	−0.004***	−0.005**
Berufserfahrung West (<i>Monate</i>)	0.014***	0.014***	0.014***	0.014***	0.014***
Arbeitslos: bezieht Alo-Geld	2.328***	2.340***	2.324***	2.314***	2.331***
Arbeitslos: bezieht Alo-Hilfe	1.561***	1.579***	1.559***	1.543***	1.577***
in Lücke	1.404***	1.412***	1.413***	1.379***	1.431***
in Beschäftigung	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz	Referenz
Dauer Leistungsbezug (<i>Monate</i>)	−0.016***	−0.016***	−0.016***	−0.017***	−0.016***
Dauer Lücke (<i>Monate</i>)	−0.023***	−0.023***	−0.024***	−0.022***	−0.024***
Dienstleistungsbetrieb (<i>I = ja</i>)	0.124***	0.125***	0.126***	0.121***	0.133***

<i>Ebene 2: Regionenjahre</i>					
reg. % Arbeitslosigkeit (<i>Geld</i>)	−0.023***	−0.027***	−	−0.021***	−
reg. % Arbeitslosigkeit (<i>Hilfe</i>)	0.009 n.s.	0.013*	−	−0.021***	−
reg. % Arbeitslosigkeit (<i>gesamt</i>)	−	−	−0.010***	−	−
reg. % in Dienstleistungsbetrieb	0.011***	0.011***	0.012***	0.011***	−
<i>Ebene 3: Regionen</i>					
Distanz (<i>in km, zentriert</i>)	−0.001***	−0.001***	−0.001***	−0.001***	−
Grenzregion (<i>I = ja</i>)	0.283***	0.287***	0.283***	0.283***	−
<i>Cross Level Interaktion</i>					
Frau × Grenzregion	0.156*	0.153*	0.154*	0.155*	−
$\sigma_{v_{0k}}^2$: var(v_{0k}) (Konst.) L. 3	0.022***	0.021***	0.023***	0.022***	0.058***
cov(v_{0k}, v_{7k}) (Konst., Frau.) L. 3	−0.001 n.s.	−0.001 n.s.	−0.004 n.s.	−0.002 n.s.	0.022**
σ_{7k}^2 : var(v_{7k}) (Frau) L. 3	0.024**	0.024**	0.025**	0.024**	0.034***
$\sigma_{u_{0j}}^2$: var(u_{0jk}) (Konst.) L. 2	0.029***	0.029***	0.032***	0.029***	0.037***
extra-dispersion	1.010***	1.011***	1.005***	1.007***	1.022***
N L 3 Regionen	76	76	76	76	76
N L 2 Regionenjahre	760	760	760	760	760
N L 1 Personenjahre	816.212	816.212	816.212	816.212	816.212
N Ereignisse	16401	16401	16401	16401	16401

N Personen = 110.691; L = Level.

Quelle: IAB Regionalstichprobe Ost 1992 bis 2001, eigene Berechnungen.

Auf der Individualebene wurde festgestellt, dass der Bezug von Ersatzleistungen die Abwanderungsrate von Ost nach West erhöht. Interessant sind nun die Effekte auf der makrosozialen Regionalebene, also die jährlichen regionalen Anteile der Bezieher von Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe. Je höher der regionale Anteil der Bezieher von Arbeitslosengeld ist, desto geringer ist die Abwanderungsrate aus dieser Region. Je höher in Modell 2 hingegen der regionale Anteil der Bezieher von Arbeitslosenhilfe ist, desto höher ist die Abwanderungsrate. Wie aber können aggregierte Kontextmerkmale unabhängig von den individuellen Merkmalen die Entscheidung zur Abwanderung beeinflussen? Hier ist die Erklärung bisher nur vorläufig, da bislang wenig Vorwissen über derartige Zusammenhänge existiert. Bekannt ist, dass in Phasen hoher Arbeitslosigkeit die freiwillige Mobilität von Arbeitskräften generell abnimmt (vgl. Abschnitt 2). Die Arbeitsmarktlage ist in diesem Fall durch den Anteil der Empfänger von Arbeitslosengeld gemessen, deren Anteil mit 10,6 % insgesamt höher ist als der Anteil der Bezieher von Arbeitslosenhilfe (8,7 %, vgl. Tabelle A1, Anhang). Der negative Effekt der Variable „reg. % Arbeitslosigkeit (Geld)“ bedeutet demnach, dass in Phasen hoher regionaler Arbeitslosenquoten die Bereitschaft der Beschäftigten zu freiwilligen Jobwechseln abnimmt. Es handelt sich dabei substantiell um denselben negativen Effekt der Variable „reg. % Arbeitslosigkeit (*gesamt*)“ in Modell 3 in Tabelle 2, die als Summe aus dem regionalen Anteil der Bezieher von Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe den regionalen Anteil der Leistungsbezieher insgesamt misst und damit für die regionale Arbeitsmarktlage zum Zeitpunkt t steht. In Regionen mit hohem Anteil von Empfängern von Arbeitslosenhilfe ist dagegen die Quote von Langzeitarbeitslosen erhöht. Auf der Regionalebene ist das ein Indikator für eine eher dauerhafte Depression, einen Prozess des Niedergangs oder zumindest für den Umbruch der lokalen Ökonomie. Die Rate der Abwanderung von Beschäftigten aus Regionen, die sich in derartigen Phasen befinden, ist in Modell 2 erhöht. Es handelt sich um Situationen, in denen längerfristige Zukunftsperspektiven schlechter werden, die regionale Binnennachfrage zurückgeht und die lokale Infrastruktur sich verschlechtert – was den Anreiz zur Abwanderung auch bei den Beschäftigten erhöht. In Modell 1 hingegen, in dem die Linkszensurierungen kontrolliert sind, ist dieser Effekt nicht mehr signifikant. Der „push-Effekt“ eines hohen Anteils von Beziehern der Arbeitslosenhilfe ist also nicht über alle Modellvarianten hinweg robust und sollte darum zurückhaltend interpretiert werden.

Des Weiteren ist die Wanderungsrate in Richtung eines a priori definierten Zieles, in diesem Fall also über die Grenze nach Westdeutschland, von der Distanz abhängig. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Arbeitsmarktmobilität von Ost nach West relativ mühelos zu vollziehen ist und nur geringe monetäre und nicht-monetäre Kosten aufwirft, wenn die Person zuvor in einer direkt an der Grenze zu Westdeutschland gelegenen Region beschäftigt war. Darum ging neben der räumlichen Distanz zur Grenze gemessen in Kilo-

metern auch eine Dummyvariable in das Modell ein, die den Wert 1 aufweist, wenn die aktuelle Region direkt an der Grenze liegt, andernfalls den Wert 0. Den Modellen 1 bis 4 zufolge nimmt mit zunehmender Distanz zur Grenze die Abwanderungsrate ab, während sie in den Grenzregionen erwartungsgemäß deutlich erhöht ist. In einer Studie zur räumlichen Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland haben sich vergleichbare Effekte für die „alte“ Bundesrepublik gezeigt (Windzio, 2004b). Weil aber die Distanzen zur Grenze zwischen Ost- und Westdeutschland wesentlich geringer sind als zwischen Nord- und Süddeutschland, hätte es durchaus sein können, dass die Distanz keinen Einfluss auf die Abwanderung zeigt.

Schließlich finden wir einen signifikant positiven Cross-Level Interaktionseffekt aus „Frau“ und „Grenzregion“. Der mobilitätsfördernde Effekt der Grenzregion wirkt bei den Frauen also stärker als bei den Männern. Weil Frauen insgesamt geringere Raten der Ost-West-Mobilität aufweisen als Männer, bedeutet dieser Effekt, dass eine Beschäftigung in der Grenzregion die Mobilitätschancen zwischen den Geschlechtern tendenziell egalisiert. Die Besonderheit der Grenzregionen besteht darin, dass Mobilität auf westdeutsche Arbeitsmärkte ohne gleichzeitigen Wechsel des Wohnorts möglich ist. Wenn ostdeutsche Frauen tatsächlich eher „tied stayers“ sind, haben sie in den Grenzregionen zumindest die Möglichkeit, jenseits der Grenze eine in kürzerer Pendeldistanz gelegene Beschäftigung anzunehmen.⁴ Folgt man dieser Interpretation, hat die Kontextbedingung „Grenzregion“ für Frauen eine andere Bedeutung als für Männer, da sie bei den Frauen Mobilität stärker erhöht als bei den Männern.

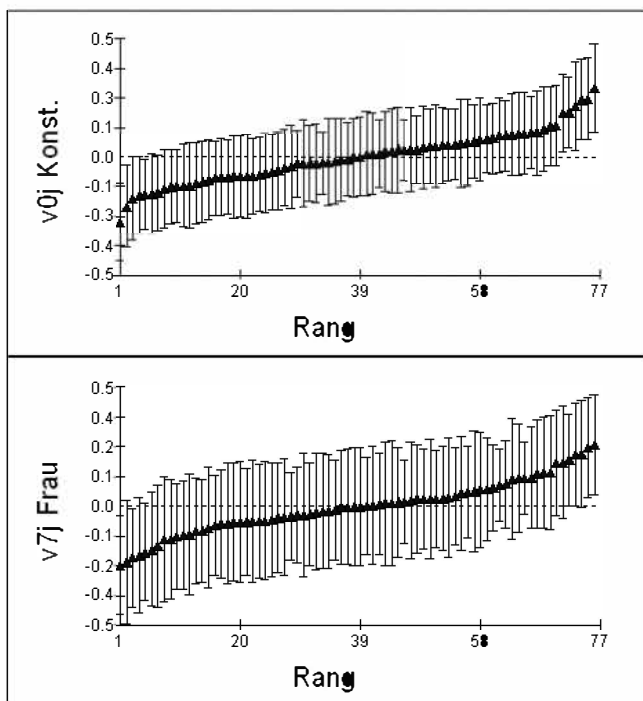
Unter Kontrolle der in Modell 1 berücksichtigten Prädiktoren sieht die Verteilung der Ebene 3-Residualvarianz der Konstanten im oberen Teil deutlich anders aus, wie Abbildung 5 zeigt. Wenngleich am oberen Ende der Verteilung sich noch immer eine besondere Gruppe⁵ mit erhöhten Raten andeutet, fallen die Abweichungen der Ausreißer – konditional der fixen Effekte der Ebene 3 – nun deutlich geringer aus.

Im unteren Teil der Abbildung 5 ist nochmals visualisiert, was sich in Tabelle 2 anhand der signifikanten Varianz des Zufallseffektes der Variable „Frau“ auf der Ebene 3 bereits zeigte: Auch nach Einführung der Cross-Level-Interaktion variiert der Effekt von „Frau“ noch signifikant zwischen den Regionen, und zwar aus Gründen, die in dieser Analyse nicht weitergehend bestimmt werden können.

⁴ In den Modellen 1 bis 4 ist die Ebene 3 – Zufallsvarianz des Effektes der Frauen mit einem z-Wert von 3.063 (> 1.64) noch signifikant. Also ist die Zufallsvarianz von „Frau“ nicht vollständig durch die cross-level Interaktion erklärt.

⁵ Die 5 Regionen mit den höchsten Residuen sind jene mit den Kreiskennziffern 12071, 16061*, 16062*, 12066, 13054*, von denen wiederum drei Grenzregionen sind (mit einem * gekennzeichnet).

Die Abbildungen 6 und 7 dienen der Veranschaulichung der quantitativen Bedeutsamkeit der Effekte für eine Prozesszeit von 5 Jahren, jeweils unter ansonsten gleichen Bedingungen, d. h. unter Konstanzhaltung der Kontrollvariablen beim Mittelwert.



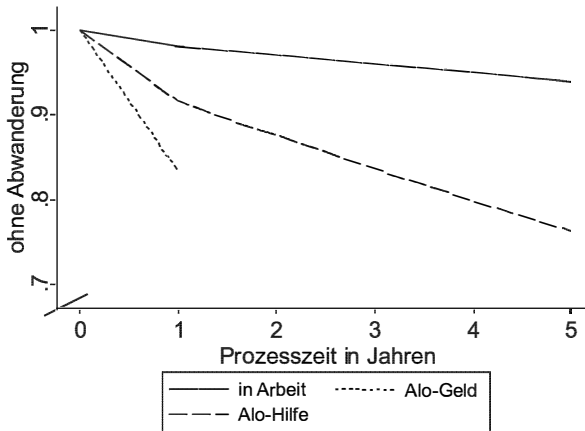
Quelle: IAB Regionalstichprobe, Ost 1992–2001, Kreisregionen und Kreisfreie Städte, eigene Berechnungen.

Abbildung 5: Level 3 Residuen Konstante, Modell 1 aus Tabelle 2

Dabei zeigt sich, dass der Zustand der Arbeitslosigkeit auf der Individual-ebene ein überaus relevanter Effekt ist (Abbildung 6) – trotz der gegenläufigen Wirkung der Dauer des Leistungsbezugs. Von den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten wandern nach 5 Jahren 5,9 % auf westdeutsche Arbeitsmärkte ab. Dagegen sind nach diesem Zeitraum 23,7 % derjenigen abgewandert, die Arbeitslosenhilfe beziehen. Den stärksten Effekt weist allerdings der Zustand des Bezugs von Arbeitslosengeld auf: Aus dieser Gruppe sind bereits nach *einem* Jahr (maximale Bezugsdauer) 16,5 % abgewandert.⁶ Dass die stärksten

⁶ Würden unter ansonsten gleichen Bedingungen die Bezugsepisoden von Arbeitslosengeld 5 Jahre andauern, wären aus dieser Gruppe dann 42,5 % in den Westen abge-

Effekte auf der individuellen Ebene der Personenjahre zu finden sind, überrascht angesichts der relativ geringen erklärbaren Varianz der Kontextebenen 2 und 3 von 4,4 % nicht.



Quelle: IAB Regionalstichprobe, Ost 1992–2001, Kreisregionen und Kreisfreie Städte, eigene Berechnungen.

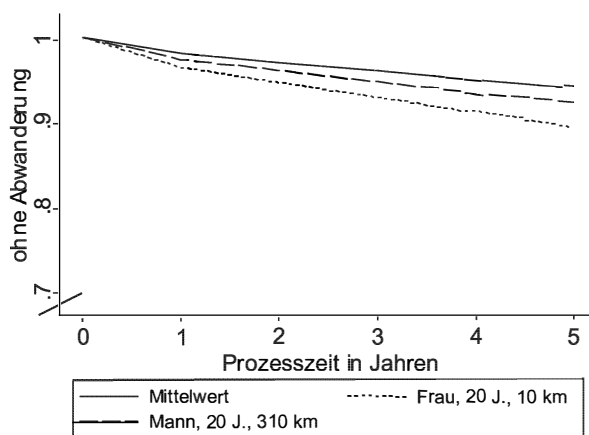
Abbildung 6: Arbeitslosigkeit Individualebene

In Abbildung 7 ist der Interaktionseffekt von Geschlecht und Grenzregion dargestellt. Die durchgezogene Linie steht für ein mittleres Szenario, in welchem nach 5 Jahren 6 % abgewandert sind. Von jenen 20jährigen Männern, die 310km von der Grenze entfernt beschäftigt sind oder Lohnersatzleistungen beziehen, sind es nur knapp 2 %, dagegen aber immerhin 10,6 % der vergleichbaren Frauen aus den Grenzregionen.

7. Zusammenfassung und Diskussion

In dieser Arbeit wurde die geographische Mobilität von Ost- nach Westdeutschland im Rahmen eines dynamischen Mehrebenenansatzes untersucht. Ziel war es unter anderem, die Ursachenanalyse zu erweitern und die Auswertung amtlicher Aggregatdaten um eine Mehrebenenperspektive zu ergänzen. Das Mehrebenenmodell integriert die Individualebene der Personen mit

wandert. Die *ceteris paribus* Annahme ist in diesem Fall allerdings irreführend, da es um wohlfahrtsstaatliche Institutionen – als „soziale Artefakte“ – geht, deren Elemente aufeinander abgestimmt sind. Wäre beim Arbeitslosengeld eine Bezugsdauer von 5 Jahren möglich gewesen, hätte es die Institution der Arbeitslosenhilfe wahrscheinlich überhaupt nicht gegeben.



Quelle: IAB Regionalstichprobe, Ost 1992–2001, Kreisregionen und Kreisfreie Städte, eigene Berechnungen.

Abbildung 7: Distanz und Interaktion Geschlecht \times Grenzregion

der Kontextebene der Regionen und ermöglicht die Schätzung von Wechselwirkungen zwischen beiden Ebenen.

Auf der Individualebene zeigte sich zunächst, dass Personen mit hohem Bildungsniveau eine höhere Rate der Ost-West-Mobilität zu haben scheinen. Nach Kontrolle des Einkommens erwies sich der Bildungseffekt jedoch als nicht mehr signifikant. Angesichts der positiven Korrelation von Bildung und Einkommen ist das ein Hinweis darauf, dass eher das Einkommen als die Bildung den ausschlaggebenden Faktor darstellt. Möglicherweise sind gerade für Personen, die bereits in Ostdeutschland ein hohes Einkommen erzielen, die höheren Gehälter im Westen bedeutsam. Dagegen haben Frauen zwar geringere Raten der Abwanderung auf westdeutsche Arbeitsmärkte, nähern sich in den jüngeren Altersgruppen zwischen 18 bis 25 Jahren aber den Männern weitgehend an.

Interpretiert man auf Grundlage des cumulative inertia Axioms die Berufserfahrung als Indikator für eine zunehmende Einbettung in soziale Netzwerke, ergaben sich erwartungsgemäße Effekte: je länger die Verweildauer auf ostdeutschen Arbeitsmärkten ist, desto geringer ist die Rate des Abstroms auf westdeutsche Arbeitsmärkte. Komplementär gilt: Je länger Personen zuvor in Westdeutschland gearbeitet haben, desto höher ist auch die Rate der Abwanderung – es dürfte sich dabei in vielen Fällen um *Rückwanderungen* handeln.

Des Weiteren haben die Analysen den häufig ermittelten Befund, dass eine sich verschlechternde regionale Arbeitsmarktlage die Mobilität reduziert, auch für die geographische Arbeitsmarktmobilität von Ost nach West erhärtet.

Als im Vergleich zu diesem Kontexteffekt wesentlich relevanter erwies sich aber der Beschäftigungsstatus der Person auf der Individualebene. Alle drei Formen der Nichtbeschäftigung, also der Bezug von Arbeitslosengeld, von Arbeitslosenhilfe sowie der Status der Lücke, bewirken gegenüber der Erwerbstätigkeit deutlich erhöhte Abwanderungsraten. Am stärksten ist der Effekt des Bezugs von Arbeitslosengeld, was nicht zuletzt damit zusammenhängt, dass dort eine besondere Form der Freisetzung vorliegt. Empfänger von Arbeitslosengeld sind nicht Langzeitarbeitslose. Häufig müssen im Zuge von Jobwechseln kleinere Zeitintervalle überbrückt werden, was durch den Bezug von Arbeitslosengeld enorm erleichtert wird.

Dem positiven Effekt der Freisetzung wirkt die *Dauer* des Leistungsbezugs entgegen. Je länger eine Person entweder Leistungen bezieht oder sich in einer Lücke befindet, desto geringer wird die Abwanderungsrate auf westdeutsche Arbeitsmärkte. Offensichtlich wirkt auch hier eine „cumulative inertia“ – allerdings nicht als Indikator für sich verfestigende soziale Netzwerke, sondern als Indikator für eine zunehmende Exklusion aus dem Erwerbssystem, je länger die Nichtbeschäftigung andauert.⁷

Erwartungsgemäß verhalten sich ebenfalls die Effekte der Distanz zur Grenze. Auch unter Kontrolle der Grenzregionen, von denen aus grenzüberschreitende Mobilität kostengünstig vollzogen werden kann, in der Regel auch ohne Wohnortswechsel, geht die Mobilität mit zunehmender Distanz zurück. Wären die Grenzregionen nicht kontrolliert, hätte ein negativer Effekt der Distanz allein durch die Grenzregionen verursacht sein können. Auf diese Weise konnte jedoch gezeigt werden, dass auch bei der gegebenen geographischen Struktur Ostdeutschlands und der geographischen Lagerung der Grenze zwischen Ost und West die Distanz ein relevanter Faktor für die Abwanderung von Arbeitskräften darstellt.

Insbesondere Frauen profitieren von der enormen Erleichterung der Abwanderung aus den Grenzregionen, wie der signifikante Cross-Level-Interaktionseffekt verdeutlicht. Als Grund wurde angeführt, dass Frauen häufig „tied movers“ bzw. „tied stayers“ sind. „Tied movers“ ziehen mit ihrem Partner mit, weshalb die Erwerbstätigkeit der „tied movers“ in der Zielregion nur sekundär ist. Häufig steigen sie aus dem Erwerbssystem aus und sind dann aus der Perspektive der Arbeitsmarktmobilität rechtszensiert, haben also geringe Raten. In einer Grenzregion ermöglicht ihnen die extrem kurze Distanz hingegen die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit im Westen, ohne auch den Wohnort wechseln zu müssen. Somit ist es vor allem für die „tied stayers“ von Vorteil, wenn

⁷ An dieser Stelle ist aber wiederum zu bedenken, dass sich hinter der „Dauer der Lücke“ auch überaus stabile Episoden der Beschäftigung verbergen können – beispielsweise auf Beamtenpositionen oder als Selbständige. Aus diesem Grund sollte die Interpretation der Dauer als Indikator für Exklusion auf die Dauer des Leistungsbezugs beschränkt bleiben.

sie von der günstigen Lage in der Grenzregion profitieren können. Allerdings sollte diese Interpretation stets vor dem Hintergrund betrachtet werden, dass die wahren Beweggründe der Frauen anhand der Daten des IAB unbeobachtet bleiben. Im Prinzip sind an dieser Stelle eigene Befragungen bzw. sogar qualitative Studien erforderlich (vgl. Dienel/Gerloff, 2003, 57), um dieses Phänomen tiefer gehend zu verstehen. Die Stärke der IAB Regionalstichprobe in der Migrationsforschung liegt vor allem in den großen Fallzahlen und in der differenzierten Klassifikation der regionalen Einheiten. In Deutschland erlaubt kein anderer Längsschnittdatensatz die Aggregation der Regionalmerkmale aus den Individualdaten und die Schätzung der regionalen Kontexteffekte auf die geographische Mobilität. Für weitere Analysen wäre zu überlegen, ob nicht das durch Migration zu erwartende Einkommen durch ein Heckman-Modell vorhergesagt werden sollte, um Effekte der (geschätzten) Einkommensdifferentiale zu erfassen (Massey/Espinosa, 1997, 947).

Erwähnt werden müssen jedoch auch die Schwächen der Datenbasis, die ja nur sozialversicherungspflichtig beschäftigte Einzelpersonen umfasst. Durch die Kontrolle der Distanz zur Grenze nach Westdeutschland, die als Kontexteffekt ausschlaggebend ist für die Möglichkeit beruflichen Pendelverkehrs, sind die Effekte zumindest in der Tendenz auf die Wohnmobilität übertragbar. Dennoch verbieten die Befunde Vergleiche mit den Wanderungsziffern der Statistischen Ämter, da die verwendeten Daten nur Aussagen über Erwerbspersonen zulassen sowie über Arbeitslose, die zuvor beschäftigt waren. Mobilität zum Studienort oder in die Region, in der die erste Arbeitsstelle angenommen wird, ist nicht Gegenstand dieser Untersuchung. Künftige Forschung sollte daher unter anderem darauf abzielen, auf Basis von Haushaltsdatensätzen wie dem SOEP jene Faktoren näher zu untersuchen, die von den prozessproduzierten Daten des IAB nicht erfasst werden konnten. Dazu gehören zuvorderst die Haushaltszusammensetzung und der Wohnkontext. Die Integration der Individualebene, der Haushaltsebene und der regionalen Kontextebene durch die Methode der Mehrebenenanalyse sollte dabei nicht aus den Augen verloren werden.

8. Anhang

Tabelle A1

Deskriptive Statistiken

Variable	min	max	mean	Std. dev
Zielzustand	0	1	0,020	–
Prozesszeit (Jahre)	0,5	9,5	4,428	2,834
Nr. Betrieb – 1	0	10	0,622	0,930
Linksensierte Episode (<i>I = ja</i>)	0	1	0,424	–
Ausbildungsjahre	8	19	11,684	2,499
Akademiker	0	1	0,075	–
Einkommen / 10 (<i>EUR, zentriert</i>)	–4,688	35,26	0,000	3,076
Frau (<i>I = ja</i>)	0	1	0,478	–
Alter (<i>Jahre</i>)	15	46	30,407	7,323
Alter 18 bis 25 (<i>I = ja</i>)	0	1	0,254	–
Frau × Alter 18 bis 25	0	1	0,116	–
Berufserfahrung Ost (<i>Monate</i>)	0	376	114,332	89,407
Berufserfahrung West (<i>Monate</i>)	0	344	3,031	14,767
Arbeitslos: bezieht Alo-Geld	0	1	0,052	–
Arbeitslos: bezieht Alo-Hilfe	0	1	0,043	–
In Lücke	0	1	0,167	–
Dauer Leistungsbezug (<i>Monate</i>)	0	108	4,559	13,285
Dauer Lücke (<i>Monate</i>)	0	120	5,749	16,968
Dienstleistungsbetrieb (<i>I=ja</i>)	0	1	0,643	–
reg. % Arbeitslosigkeit (<i>Geld</i>)	4	24	10,614	3,405
reg. % Arbeitslosigkeit (<i>Hilfe</i>)	3	19	8,738	2,451
reg. % Arbeitslosigkeit (<i>gesamt</i>)	8	38	19,352	4,865
reg. % in Dienstleistungsbetrieb	31	77	56,531	8,573
Distanz (<i>in km, zentriert</i>)	–111,5	121,487	0,000	60,396
Grenzregion (<i>I = ja</i>)	0	1	0,137	–
Frau × Grenzregion	0	1	0,066	–

Tabelle A2

Kreisregionen und Kreiskennziffern (KKZ)

Kreisregion	KKZ	Kreisregion	KKZ
Oberspreewald-Lausitz	12066	Bördekreis	15355*
Spree-Neiße	12071	Halberstadt	15357*
Rostock	13003	Altmarkkreis Salzwedel	15370*
Parchim	13060	Eichsfeld	16061*
Magdeburg	15303	Nordhausen	16062*
Erfurt	16051	Wartburgkreis	16063*
Gera	16052	Schmalkalden-Meiningen	16066*
Ludwigslust	13054*	Sonneberg	16072*
Nordwestmecklenburg	13058*		

* Kennzeichen für Grenzregion.

Gegenstand dieser Arbeit sind Abwanderungen von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland zwischen 1992 und 2001. Mit Hilfe eines zeitdiskreten logistischen Hazardmodells für Mehrebenenendaten werden sowohl individuelle Merkmale der Personen als auch Kontextmerkmale der Regionen als Prädiktoren der Abwanderung geschätzt. Unter anderem ergab die Analyse folgende Befunde: Auf der Individualebene erhöhte das Einkommensniveau die Abwanderungsrate, während das Ausbildungsniveau keinen eigenständigen Einfluss zeigte. Zudem deutete sich an, dass die Abwanderungsrate von arbeitsbezogenen sozialen Netzwerken abhängig ist. Insbesondere erhöhte aber der Zustand der Nichterwerbstätigkeit die Abwanderungsrate.

Auf der Kontextebene ergaben sich dagegen insgesamt negative Effekt der regionalen Arbeitslosenquote auf die Abwanderungsrate. Überdies ging die Abwanderungsrate mit zunehmender Distanz zur Grenze zum Westen zurück, während gleichzeitig in den ostdeutschen Grenzregionen (zum Westen) die Rate deutlich erhöht war. Schließlich zeigte ein cross-level Interaktionseffekt, dass insbesondere Frauen die günstige lokale Lage der Grenzregionen nutzten, um Erwerbsmöglichkeiten im Westteil Deutschlands wahrzunehmen.

Literatur

- Arntz, M. (2005): The geographical mobility of unemployed workers. Evidence from West Germany, ZEW Discussion Paper No. 05 – 34, Mannheim.
- Blossfeld, H.-P. (1987): Karriereprozesse im Wandel der Arbeitsmarktstruktur, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 20, 74 – 88.
- Burda, M. C. (1993): The Determinants of East-West German Migration, European Economic Review 37, 452 – 461.

- Delbrück, Ch./Raffelhüsch, B.* (1993): Die Theorie der Migration, *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik* 212, 341–355.
- Diederich, G.* (2004): Geistige Heimat Kirche: Zur Situation der Flüchtlinge und Vertriebenen in Mecklenburg-Vorpommern nach dem Zweiten Weltkrieg, in: *Wertz/Nuthmann* (Hrsg.), 91–111.
- Dienel, C./Gerloff, A.* (2003): Geschlechtsspezifische Besonderheiten der innerdeutschen Migration für Sachsen-Anhalt, *Gender-Report Sachsen-Anhalt* 2003, 47–64.
- Dinkel, R. H.* (2004): Die Auswirkungen der Migration auf die Bevölkerungsentwicklung Mecklenburg-Vorpommerns, in: *Wertz/Nuthmann* (Hrsg.), 183–200.
- Esser, H.* (1990): „Habits“, „Frames“ und „Rational Choice“. Die Reichweite von Theorien der rationalen Wahl (am Beispiel der Erklärung des Befragtenverhaltens), *Zeitschrift für Soziologie* 19, 231–247.
- Fischer, H./Kück, U.* (2004): Migrationsgewinner und -verlierer: Mecklenburg-Vorpommern im Vergleich, in: *Wertz/Nuthmann* (Hrsg.), 201–216.
- Franz, P.* (1984): *Soziologie der räumlichen Mobilität. Eine Einführung*, Frankfurt am Main.
- Gerloff, A.* (2004): Besonderheiten im Wanderungsverhalten von Frauen und Männern in Sachsen-Anhalt, in: *Wertz/Nuthmann* (Hrsg.), 217–230.
- Granovetter, M.* (1973): The strength of weak ties, *American Journal of Sociology* 78, 1360–1380.
- Greenwood, M. J.* (1975): Research on Internal Migration in the United States: A Survey, *Journal of Economic Literature* 13, 397–433.
- Hamann, S./Krug, G./Köhler, M./Ludwig-Mayerhofer, W./Hacket, A.* (2004): Die IAB Regionalstichprobe 2004, *ZA Informationen* 55, 34–60.
- Hox, J.* (2002): *Multilevel analysis. Techniques and applications*, Mahwah (NJ).
- Hunt, J.* (2006): Staunching emigration from East Germany. Age and the determinants of migration, *Journal of the European Economic Association* 4, 1014–1047.
- Jürges, H.* (1998): Beruflich bedingte Umzüge von Doppelverdienern. Eine empirische Analyse mit Daten des SOEP, *Zeitschrift für Soziologie* 27, 358–377.
- Kettunen, J.* (2002): Labour Mobility of unemployed workers, *Regional Science and Urban Economics* 32, 359–380.
- Krugman, P.* (1991): Increasing returns and economic geography, *Journal of Political Economy* 99, 483–499.
- Kulu, H./Billari, F. C.* (2004): Multilevel Analysis of Internal Migration in a Transitional Country: The Case of Estonia, *Regional Studies* 38, 679–696.
- Lubinski, A.* (2004): Die Amerika-Auswanderungen aus Mecklenburg-Strelitz im 19. Jahrhundert, in: *Wertz/Nuthmann* (Hrsg.), 37–50.
- Mai, R.* (2004a): Altersselektivität und regionalpolitische Konsequenzen der Abwanderung aus Ostdeutschland, *Städte im Umbruch* 1, 27–35.

- Mai, R.* (2004b): Abwanderung aus Ostdeutschland. Strukturen und Milieus der Altersselektivität und ihre regionalpolitische Bedeutung. Frankfurt am Main.
- Marschalk, P.* (2004): Zur Geschichte der Migrationsforschung in Deutschland, in: Werz/Nuthmann (Hrsg.), 19–35.
- Massey, D. S./Espinosa, K. E.* (1997): What's Driving Mexico-U.S. Migration? A Theoretical, Empirical, and Policy Analysis, *American Journal of Sociology* 102, 939–999.
- McCormick, B.* (1997): Regional Unemployment and Labour Mobility in the UK, *European Economic Review* 41, 581–589.
- McGinnis, R.* (1968): A stochastic model of social mobility, *American Sociological Review* 33, 712–722.
- Mertens, A./Haas, A.* (2005): Regional unemployment and job switches in Germany – an analysis at district level, Paper presented at the European Regional Science Association 2005, Vienna.
- Mincer, J.* (1978): Family Migration Decisions, *Journal of Political Economy* 86, 749–773.
- Pekkala, S.* (2000): Migration in a core-periphery model: Analysis of agglomeration in regional growth centres, Paper presented at the 40th Congress of the European Regional Science Association, Barcelona.
- Pissarides, Ch. A./Wadsworth, J.* (1989): Unemployment and the Interregional Mobility of Labour, *The Economic Journal* 99, 739–755.
- Ravenstein, E. G.* (1972): Gesetze der Wanderung, I und II, in: G. Széll (Hrsg.): Regionale Mobilität, München, 41–64.
- Sampson, R. J.* (1991): Linking the micro- and macrolevel dimensions of community social organization, *Social Forces* 70, 43–64.
- Schultz, A.* (2004): Wandern und Wiederkommen? Humankapitalverlust und Rückkehrpotenzial für Mecklenburg-Vorpommern, in: Werz/Nuthmann (Hrsg.), 231–249.
- Snijders, T./Bosker, R.* (1999): Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modelling, London.
- Steiner, C.* (2004): Bleibst Du noch oder gehst du schon? Regionale Mobilität beim Ausbildungs- und Erwerbseinstieg ostdeutscher Jugendlicher, *Berliner Debatte Initial* 15, 42–55.
- Südekum, J.* (2004): Selective Migration, Union Wage Setting and Unemployment Disparities in West Germany, *International Economic Journal* 18, 33–48.
- Tatsiramos, K.* (2004): Geographic labour mobility and unemployment insurance in Europe, IZA Discussion paper 1253, Bonn.
- Trevor, C. O.* (2001): Interactions among actual ease-of-movement determinants and job satisfaction in the prediction of voluntary turnover, *Academy of Management Journal* 44, 621–638.
- Weiß, W.* (2004): Regional-Demographie Mecklenburg-Vorpommerns von 1945 bis 1990, in: Werz/Nuthmann (Hrsg.), 159–182.

- Werz, N./Nuthmann, R. (Hrsg.) (2000): Abwanderung und Migration in Mecklenburg und Vorpommern, Wiesbaden.
- Windzio, M. (2003): Organisation, Strukturwandel und Arbeitsmarktmobilität. Untersuchungen zum evolutionären Wandel der Sozialstruktur, Wiesbaden.
- Windzio, M. (2004a): Kann der regionale Kontext zur „Arbeitslosenfalle“ werden? Der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten in Westdeutschland, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 56, 256–278.
- Windzio, M. (2004b): Zwischen Nord- und Süddeutschland: Die Überwindung räumlicher Distanzen bei der Arbeitsmarktmobilität, Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung 1, 29–44.
- Windzio, M. (2006): The Problem of Time Dependent Explanatory Variables at the Context-Level in Discrete Time Multilevel Event History Analysis. A Comparison of Models Considering Mobility Between Local Labour Markets as an Example, Quality & Quantity 40, 175–185.
- Wolbers, M. H. J. (2000): The effects of level of education on mobility between employment and unemployment in the Netherlands, European Sociological Review 16, 185–200.