

Zwischen Nord- und Süddeutschland: Die Überwindung räumlicher Distanzen bei der Arbeitsmarktmobilität

Michael Windzio*

Hinsichtlich der regionalen Arbeitslosenquoten sowie der Verteilung von Ausbildungsabschlüssen bestehen eklatante Unterschiede zwischen Nord- und Süddeutschland. Angesichts der weitaus höheren Arbeitslosenquoten in Norddeutschland wäre es denkbar, von den dort Arbeitslosen zu erwarten, dass sie die Jobsuche auch auf den Süden ausdehnen.

Dieser Beitrag zur Analyse der regionalen Mobilität von Arbeitskräften untersucht anhand der IAB-Regionalstichprobe (West) Jobwechsel zwischen Nord- und Süddeutschland. Aus einer handlungstheoretischen Perspektive gilt die Aufmerksamkeit neben individuellen Faktoren der Personen wie Ausbildungsniveau, Einkommen oder Arbeitslosigkeit insbesondere den räumlichen Kontextbedingungen, die auf die Raten der Mobilität zwischen Norden und Süden einwirken. Im Mittelpunkt steht dabei sowohl das Niveau der regionalen Arbeitslosigkeit als auch die Distanz von der jeweiligen Grenze zwischen dem Norden und dem Süden. Die Befunde eines zeitdiskreten Ratenmodells, welches der Clusterung der Beobachtungen innerhalb der Kontexte Rechnung trägt, zeigen unter anderem, dass mit steigender Distanz die Rate der Mobilität von Nord nach Süd abnimmt. Allerdings wirkt diesem negativen Effekt vor allem ein höheres Ausbildungsniveau entgegen und nur in sehr geringem Maße steigt aufgrund von Langzeitarbeitslosigkeit die Bereitschaft zur Überwindung von Distanzen zwischen Nord und Süd. Insgesamt wird deutlich, dass regionale Arbeitsmarktmobilität über größere Distanzen hinweg eine kostspielige Investition zu sein scheint, die vornehmlich von Personen geleistet wird, die über die entsprechenden materiellen und bildungsbezogenen Ressourcen verfügen. Gerade bei norddeutschen Geringqualifizierten, Langzeitarbeitslosen sowie Personen auf schlecht bezahlten Positionen, die die eigentlichen (potenziellen) Problemfälle auf dem Arbeitsmarkt darstellen, sind Wechsel auf die weitaus günstigeren süddeutschen Arbeitsmärkte unwahrscheinlich.

Gliederung

1 Einleitung

2 Wie erklärt man Mobilität von Arbeitskräften zwischen Nord- und Süddeutschland? Der Einfluss von räumlichen Faktoren auf die Situationsdefinition von Akteuren

3 Distanz und räumliche Mobilität

4 Hypothesen: Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland als Folge struktureller und individueller Merkmale

5 Daten und Methoden

6 Ergebnisse

7 Zusammenfassung der Befunde und Schlussfolgerung

8 Literatur

1 Einleitung

Strukturelle Probleme von regionalen Wirtschaftsstandorten und regionalen Arbeitsmärkten sind in der medialen Öffentlichkeit ein häufig diskutiertes Thema. Dabei wird

insbesondere auf Differenzen zwischen neuen und alten Bundesländern hingewiesen, die auch über 10 Jahre nach der deutschen Wiedervereinigung nicht überwunden sind. Doch neben den regionalen Disparitäten zwischen Ost und West sind auch die Regionen innerhalb Westdeutschlands in unterschiedlichem Maße von Problemen am Arbeitsmarkt betroffen. Offenkundig sind die Arbeitslosenquoten in den süddeutschen Regionen Bayerns und Baden-Württembergs geringer als in den Regionen des Nordens. Angesichts dieser mitunter eklatanten Ungleichgewichte der Arbeitsmarktbedingungen liegt es nahe, die Arbeitsmarktmigration von Nord- nach Süddeutschland näher zu untersuchen und sie mit den komplementären Wechseln von Süd- nach Norddeutschland zu vergleichen. Aus den regionalen Disparitäten ergeben sich Fol-

* Dr. Michael Windzio ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Kriminologischen Forschungsinstitut Niedersachsen. Zuvor war er am Institut für Empirische und Angewandte Soziologie (EMPAS) der Universität Bremen tätig, wo die vorliegende Arbeit entstanden ist. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Er wurde im Januar 2004 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Mai 2004 zur Veröffentlichung angenommen.

Für wertvolle Kommentare sei den Gutachtern dieser Zeitschrift sowie den Teilnehmern des EMPAS Kolloquiums gedankt.

gen für die soziale Ungleichheit, worauf Uwe Blien (2002: 25) jüngst hingewiesen hat:

„Die Einkommens- und Erwerbchancen hängen von der Ausgangssituation und den Entwicklungsbedingungen vor Ort ab und es macht einen großen Unterschied, ob jemand in einer Krisenregion mit 15% oder in einem prosperierendem Gebiet mit 4% Arbeitslosigkeit eine Arbeitsstelle sucht. Natürlich gibt es die Möglichkeit, aus einer Krisenregion abzuwandern, aber Mobilität ist kostspielig, selbst wenn es sich nur um Pendeln handelt, kostet dies Zeit und Geld.“

Die Vermutung liegt nahe, dass insbesondere Personen mit geringen Arbeitsmarktchancen und Personen in Regionen mit ungünstigen Arbeitsmarktbedingungen eher bereit sein müssten, in der Hoffnung auf eine Verbesserung ihrer Lage die ökonomischen und „kulturellen“ Grenzen zwischen Nord- und Süddeutschland zu überwinden. Dem stehen jedoch die von Blien angeführten Kosten der Mobilität entgegen, die von diesen Personen nur unter Schwierigkeiten aufgebracht werden können.

Die folgende Untersuchung ist der Frage gewidmet, welche individuellen und strukturellen Faktoren die Mobilität von Arbeitskräften über räumliche Distanzen zwischen Nord- und Süddeutschland hinweg fördern oder verhindern. Unterstellt werden nutzenmaximierende Akteure, die ihre Entscheidungen auf Grundlage des Nettoertrages einer subjektiven Kosten- und Nutzenfunktion fällen. Wahrscheinlich sind sowohl die Gelegenheitsstrukturen der Herkunfts- und Zielregion als auch die eigenen Humankapitalressourcen für eine Entscheidung zur räumlichen Mobilität von Bedeutung. In der Forschung zur Wohnortmobilität wird davon ausgegangen, dass mit der Distanz zwischen der Herkunfts- und der potenziellen Zielregion die Kosten der Mobilität zunehmen. Offen blieb jedoch bislang die Frage, ob Arbeitslose einerseits und Höherqualifizierte andererseits die mit der Distanz steigenden Kosten durch eine erhöhte Nutzenerwartung relativieren und darum mobiler sind als Andere.

In der empirischen Analyse wird gezeigt, dass Höherqualifizierte und kurzzeitig Arbeitslose zwar eher zur Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland bereit sind und sich Höherqualifizierte zudem etwas weniger von größeren Distanzen abschrecken lassen. Ein wesentlicher Aspekt der Arbeitslosigkeit scheint aber vor allem die Übergangsarbeitslosigkeit zu sein, da mit steigender Arbeitslosigkeitsdauer die Rate der Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland drastisch zurückgeht. Ebenso wirkt sich die regionale Arbeitslosenquote als Kontexteffekt *negativ* auf die Mobilität aus. Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass Mobilität über größere Distanzen weniger aus ökonomisch unvorteilhaften Situationen heraus erfolgt, sondern eine Investition darstellt. Personen, die den Wechsel zwischen Nord- und Süddeutschland vollziehen, müssen auch über hinreichend materielle und kulturelle Ressourcen verfügen, um diese Investition leisten zu können. Ausgehend von diesem Befund deuten sich einige Empfehlungen für arbeitsmarktpolitische Interventionen an, auf die im abschließenden Teil dieser Studie hingewiesen wird.

2 Wie erklärt man Mobilität von Arbeitskräften zwischen Nord- und Süddeutschland? Der Einfluss von räumlichen Faktoren auf die Situationsdefinition von Akteuren

Wechsel von Arbeitsplätzen über regionale Grenzen hinweg werden in den Sozialwissenschaften in der Regel als Entscheidungen von Personen oder Haushalten angesehen, die das Ziel einer Optimierung von Kosten und Nutzen verfolgen. Dies gilt insbesondere dann, wenn Arbeitsplatzwechsel mit Wechseln des Wohnortes verbunden sind. Unterstellt werden rationale Wahlhandlungen, bei denen Akteure in einer gegebenen Situation ihren Nutzen zu maximieren versuchen. Die Untersuchungsfrage der Mobilität von Arbeitskräften zwischen Nord- und Süddeutschland ist daher geeignet für eine empirische Modellierung auf Grundlage utilitaristischer Handlungstheorien (Friedman/Hechter 1988). Makrosoziale Effekte individuellen rationalen Handelns werden aus dieser Sicht durch unabhängige Variablen erklärt, die sowohl die Präferenzen als auch die Gelegenheitsstrukturen erfassen (Prein 1998: 251). Unter gegebenen Präferenzen ergibt eine jeweilige Konstellation von Gelegenheiten oder Restriktionen eine Situationslogik, die das „objektive ‚Verstehen‘“ einer Handlung aus der Situation heraus ermöglicht – indem nämlich festgestellt wird, ob eine Handlung in einer gegebenen Situation „objektiv *situationsgerecht*“ abgelaufen ist (Popper 1972: 120). Sind für unterschiedliche gesellschaftliche Gruppen in spezifischer Weise kulturell geformte Präferenzen und Ziele vornehmlich durch institutionalisierte und daher keineswegs beliebige Mittel erreichbar, kann der Forscher unter Kenntnis einer jeweiligen Situationslogik typisierte Definitionen der Situation kondensieren (Esser 1998: 107). Aufgrund dieser typisierten Definitionen sind Regelmäßigkeiten in den Wahlhandlungen zu erwarten, die anhand von quantitativen Längsschnittdaten untersucht werden können (Goldthorpe 1998) und keine „psychologische“ Tiefenanalyse der Handlungsmotive jedes einzelnen Akteurs verlangen (Popper 1992: 115).

Die Entscheidung zum Wechsel des Arbeitsortes, in dessen Folge auch eine Wanderung über ökonomische und kulturelle Grenzen hinweg notwendig sein kann, resultiert aus der subjektiven Einschätzung der situativen Bedingungen. Dazu zählen auch die aktuell verfügbaren Ressourcen, die vom Akteur zur Zielerreichung eingesetzt werden können. Somit integriert die utilitaristische Handlungstheorie der räumlichen Mobilität auch die von den Akteuren wahrgenommenen strukturellen Rahmenbedingungen, die in die Kalkulation der Kosten und Nutzen einer Mobilitätsentscheidung eingehen. Sie folgt damit im Prinzip dem von Coleman (1991: 24) ausgearbeiteten Erklärungsmodell. In der humangeographischen Forschung wurde ein derartiges Modell von Cadwallader (1989) explizit für Migrationsentscheidungen formuliert: der makrosoziale Zusammenhang zwischen regionalen Kontextbedingungen und der Migrationsrate wird über den Umweg der subjektiv-kognitiven Verarbeitung dieser Bedingungen erklärt. Davon hängt der Nettonutzen der Migration ab und bei positivem Nettonutzen wird eine Entscheidung für die Wanderung getroffen, die auf der

Makroebene die jeweilige regionale Migrationsrate beeinflusst.

Von den räumlichen Faktoren der Situation, die in der geografischen Forschung zumeist im Mittelpunkt stehen, sind insbesondere die ökonomischen Aspekte hervorzuheben, da Variablen wie regionale Arbeitslosenquoten oder die durchschnittlichen Gehälter in den Regionen unter utilitaristischen Gesichtspunkten die Logik der Situation rahmen. Darüber hinaus stellt die räumliche Distanz zwischen Herkunfts- und Zielort einen bedeutsamen Kostenfaktor dar, wie sowohl die räumlichen Interaktionsmodelle (Stillwell 1991) als auch die Gravitationsmodelle gezeigt haben (Dodd 1950, vgl. auch Ravenstein 1957): „Distance may be measured in units of space, or even time or costs“ (Stouffer 1940: 846). Um größere Distanzen überbrücken zu können, müssen bestimmte Ressourcen verfügbar sein, damit die Kosten der räumlichen Mobilität aufgebracht werden können.

Auffällig ist, dass die Rolle der Distanz für die Migration bislang nahezu ausschließlich mit Hilfe von Modellen untersucht wurde, deren empirische Information auf Aggregatdaten basierte. Versucht man anhand von Aggregatdaten Aussagen über Situationsdefinitionen und Wahlentscheidungen der Akteure zu treffen, besteht grundsätzlich die Gefahr eines ökologischen Fehlschlusses, bei dem Korrelationen auf der Aggregatebene irrtümlicherweise auch für die Individualebene angenommen werden (Boyle/Halfacree/Robinson 1998: 62). Wodurch aber wurde die Modellierung des Einflusses der Distanz auf die individuelle interregionale Mobilität bislang erschwert?

3 Distanz und räumliche Mobilität

Studien, die eine Integration von individueller und struktureller Perspektive anvisieren, sowohl Individual- als auch Aggregatdaten verwenden und damit die Gefahr des ökologischen Fehlschlusses minimieren, wurden vor allem seit der Verbreitung ereignisanalytischer Methoden in Verbindung mit der Lebenslaufperspektive vorgelegt (Massey/Espinosa 1997, Sandefur/Tuma/Kephardt 1991). Dadurch war es zwar möglich, räumliche Mobilität auf der Individualebene als unter gegebenen situativen Bedingungen getroffene Entscheidungen zu modellieren, aber der Einfluss der Distanz blieb zumeist unberücksichtigt. Dies lag nicht zuletzt daran, dass ereignisanalytische Modelle eine Zeitstruktur unterstellen: Tritt ein Mobilitätsereignis zum Zeitpunkt t' ein, müssen die auf die Ereignisrate einwirkenden Kovariaten zum Zeitpunkt t festliegen, wobei gilt, dass $t < t'$ (Blossfeld/Rohwer 1995). Weil die durch Mobilität überbrückte Distanz erst mit Eintritt des Ereignisses feststeht, ist eine Messung der Distanz bei allen vorangehenden Zeitpunkten ebenso wenig möglich wie bei allen rechtszensierten Episoden, bei denen bis zum Ende des Beobachtungsfensters kein Ereignis festgestellt werden kann.¹

Eine mögliche Lösung des Problems besteht darin, a priori ein bestimmtes Ziel der Mobilität zu definieren und zu jedem Zeitpunkt die Entfernung des aktuellen Beschäftigungs- oder Wohnortes von diesem Ziel zu messen. Da aber mit der Festlegung auf ein bestimmtes Ziel die

Untersuchungsfrage stark eingeschränkt wird, sollte die Distanz eher als Entfernung von einer bestimmten *regionalen, politischen, ökonomischen oder kulturellen Grenze* gemessen werden. In Westdeutschland werden derartige Grenzen entlang regionaler Dialekte, tradierter politischer Hegemonien, konfessioneller Gruppen, unterschiedlicher ökonomischer Entwicklungspfade und, damit zusammenhängend, zwischen Regionen mit unterschiedlich ausgeprägten Problemen am Arbeitsmarkt vermutet. Wenn auch vereinfachende Redensarten von der „Main-Linie“ oder dem „Weißwurst-Äquator“ (vgl. Glück 2002) die realen kulturellen Differenzen stark überzeichnen, existieren kulturelle Unterschiede zwischen Nord- und Süddeutschland, die sich räumlich allerdings kaum trennscharf abgrenzen lassen. Betrachtet man das kulturelle Kapital in Form von Ausbildungsabschlüssen, ist festzustellen, dass Personen mit hochqualifizierten Berufen, die eher auf nationalen als auf lokalen Arbeitsmärkten präsent sind, sich auf Betriebe in Verdichtungsräumen konzentrieren (Sandefur/Tuma/Kephardt 1991: 190; Wagner 1989: 103, 105). Dies wurde in jüngerer Zeit für Westdeutschland sowohl hinsichtlich der regionalen Bildungsverteilungen als auch der Beschäftigtenanteile in Forschung und Entwicklung gezeigt (Bade/Schönert 1997: 70). Zudem gehen beide Verteilungen mit einem eindeutigen Süd-Nord-Gefälle einher, d.h. in süddeutschen Regionen ist der Anteil von wissensintensiven Arbeitsplätzen größer. Allerdings deutet sich seit Mitte der 1980er Jahre ein dem Süd-Nord-Gefälle sowie dem Ungleichgewicht zwischen Verdichtungsräumen und Peripherie entgegengerichteter Trend an (ebd.: 76f.).

Noch eindeutiger sind die ökonomischen Unterschiede zwischen Nord- und Süddeutschland. Die Situation in der Wirtschaft und am Arbeitsmarkt war in den letzten Jahrzehnten in Bayern und Baden-Württemberg insgesamt besser als in den nördlichen Regionen (Sinz/Strubelt 1986: 18, Stolle 2001: 303). In der historischen Wirtschaftsgeografie findet man den Hinweis, dass die Regionen Bayerns und Baden-Württembergs zumindest bis in die späten 1980er Jahre am sensibelsten auf den sektoralen Strukturwandel reagierten und die höchsten relativen Beschäftigungszuwächse in den Leitsektoren² aufwiesen – ein Trend, der bereits vor 1945 begonnen hat (Gornig 2000: 176). Diese Entwicklung ist jedoch nicht allein durch die Expansion der Leitsektoren im Süden zu erklären, sondern auch dem gleichzeitigen Niedergang der Montanindustrie im Saarland und im Ruhrgebiet geschuldet (ebd.: 123). Der Umbau des Ruhrgebiets in eine tragfähige Dienstleistungsökonomie seit den 1990er Jahren dauert bis heute an (Maier/Beck 2000: 56).

Vergleicht man die Arbeitslosenquoten zwischen Nord- und Süddeutschland, zeigen sich mit Ausnahme des Saar-

¹ Rechtszensierte Episoden werden in der Likelihoodfunktion ereignisanalytischer Modelle explizit berücksichtigt.

² Die Leitsektoreneigenschaft von Wirtschaftszweigen definiert Gornig (2000: 133) durch vier Merkmale: hohe Wachstumsdynamik, bestimmte Mindestgröße, starke Exportorientierung, hohe Wissensintensität.

Abbildung 1: Definition der Arbeitsmarktmobilität von Nord nach Süd

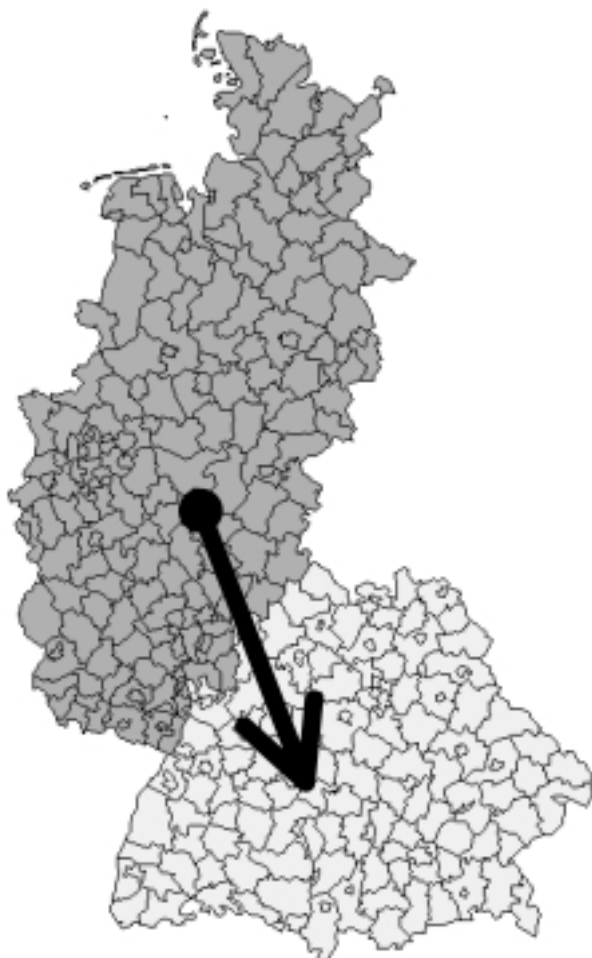
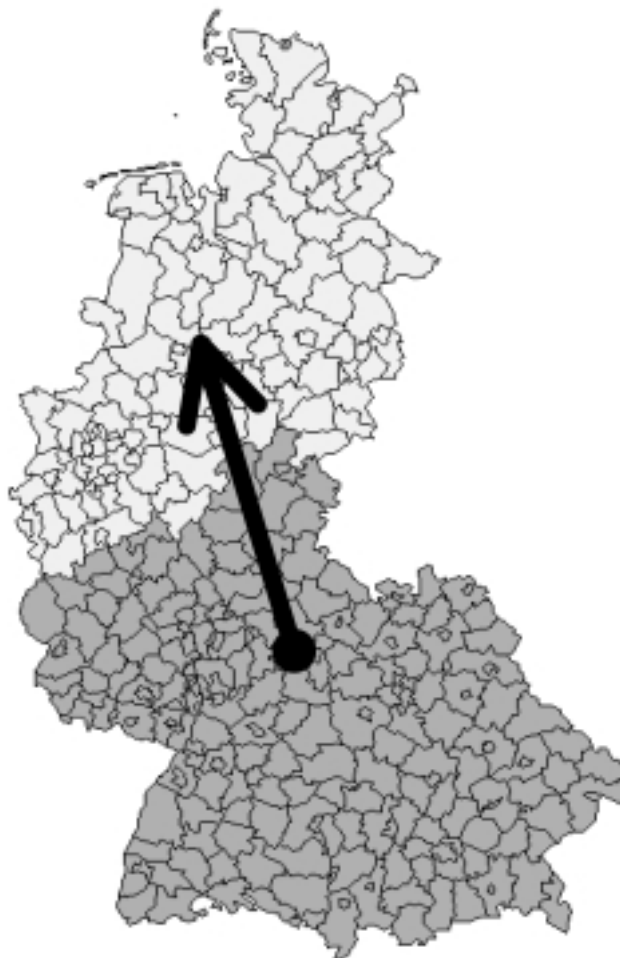


Abbildung 2: Definition der Arbeitsmarktmobilität von Süd nach Nord



lands bei den Ländern nördlich der Main-Linie, also NRW, Niedersachsen und weiter nördlich, die mit Abstand höchsten Arbeitslosenquoten (z.B. NRW 1991: 7,9%, Niedersachsen 1991: 8,1%, vgl. Tabelle 1, auch Blien 2001: 20). In Baden-Württemberg und Bayern lagen diese Quoten im Jahr 1991 nur bei 3,7% bzw. 4,4%. Bis ins Jahr 2001 blieben diese Unterschiede weitgehend konstant, wenn auch auf deutlich höherem Niveau. Bei den Langzeitarbeitslosen sind zwar wiederum in Bayern und Baden-Württemberg die niedrigsten Quoten zu finden, allerdings lässt sich darüber hinaus kein eindeutiges Nord-Süd-Gefälle feststellen, weil beispielsweise die Anteile in Schleswig-Holstein und Hamburg geringer sind als in Hessen und Rheinland-Pfalz bzw. auf annähernd demselben Niveau liegen (vgl. Tabelle 1).

In dieser Arbeit wird von zwei Grenzen ausgegangen (Abb. 1 und 2): zum einen wird für die Mobilität nach Süddeutschland eine Grenze definiert, die zwischen Baden-Württemberg und Bayern im Süden und dem Rest des Landes im Norden verläuft. Damit ist jener Teil Westdeutschlands mit den *geringsten* Arbeitslosenquoten als Zielregion definiert. Zum anderen wird eine Grenze für die Mobilität nach Norddeutschland durch die südlichen

Tabelle 1: Arbeitslosenquoten in den westdeutschen Bundesländern 1991 und 2001 und Langzeitarbeitslose in Prozent

Bundesland	Quote 1991	Quote 2001	Langzeitarbeitslose*
Schleswig-Holstein	7,3	9	29,6
Hamburg	8,7	9,1	30,3
Niedersachsen	8,1	9,5	33,2
Bremen	10,7	13,4	37,5
Nordrhein-Westfalen	7,9	9,4	36,4
Hessen	5,1	7,1	31,9
Rheinland-Pfalz	5,4	7,2	30,3
Baden-Württemberg	3,7	5,4	29,1
Bayern	4,4	5,6	25,5
Saarland	8,6	9,4	37

* Anteil der Arbeitslosen, die 1 Jahr und länger arbeitslos sind, an den Arbeitslosen insgesamt (2001)

Quelle: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Datenreport 1992, S. 106, INKAR 2002.

Grenzen Nordrhein-Westfalens und Niedersachsens festgelegt. Mit Ausnahme des Saarlandes befinden sich jenseits der nördlichen Grenze nun Regionen mit den *höchsten* Arbeitslosenquoten. Hessen und Rheinland-Pfalz nehmen diesbezüglich eine mittlere Position ein. Weil Übergänge in die eher günstigen Gelegenheitsstrukturen des Südens untersucht und mit Übergängen in die ungünstigen Regionen des Nordens verglichen werden sollen, wurde wegen der uneindeutigen Situationen in Hessen und Rheinland-Pfalz die Entscheidung für die beiden unterschiedlichen Grenzen getroffen. Obwohl es ökonomisch eher den Regionen des Nordens ähnelt, muss das Saarland aus geografischen Gründen den Regionen des Südens zugeordnet werden.

Anhand der Grenzen wurde die Distanz jedes Herkunftsorts zur jeweiligen Grenze ermittelt. In der Ereignisanalyse sind diese Distanzen nun auch für rechtszensierte Episoden bzw. für jene Zeiteinheiten, die noch kein Ereignis aufweisen, messbar. Untersucht wird in dieser Arbeit somit einerseits die Mobilität aus Herkunftsregionen Bayerns und Baden-Württembergs in Zielregionen Niedersachsens, Nordrhein-Westfalens und weiter nördlich. Andererseits wird Mobilität nach Baden-Württemberg und Bayern aus allen nördlich dieser Länder gelegenen Herkunftsregionen analysiert.

Gegenüber den meisten bisherigen Arbeiten liegt der Vorteil dieser Studie zum einen darin, dass Kontextmerkmale und Lebensverlaufsdaten im Mehrebenen-Design systematisch aufeinander bezogen sind, wie manche Autoren zu Beginn der 1990er Jahre eindringlich gefordert haben (Wagner 1990: 231). Bisher wurden Kontextfaktoren in einigen Studien zwar berücksichtigt (Massey/Espinosa 1997, Sandefur/Tuma/Gephardt 1991), doch der hierarchischen Clusterung der Daten wurde man nicht gerecht. Für Deutschland lieferten Birg und Flöthmann (1992) nach Geschlecht und Regionstyp (Landeshauptstädte, alt-industrialisierte Städte, ländlich-periphere Städte) getrennte Schätzungen der Wohndauer sowie der Zahl der Wohnorte zwischen dem 16. und dem 36. Lebensjahr und fanden heraus, dass insbesondere die Zahl der Ausbildungen die räumliche Mobilität erhöht, während die Dauer einer Ausbildung der Mobilität entgegenwirkt. Ähnliche Effekte ergaben sich für die Häufigkeit und Dauer von Erwerbsphasen. Kecskes (1994) untersuchte die Determinanten von Auszugswunsch und Auszugsintention und kam zu dem Ergebnis, dass mit steigender Bildung sich zwar der Auszugswunsch nicht verändert, aber die konkretere Auszugsintention zunimmt. Jürges (1998: 374) ermittelte eine Asymmetrie zwischen den Geschlechtern insofern, als die Partnerkonstellationen „hohe Bildung des Mannes“ sowie „hohe Bildung beider Partner“ grundsätzlich die berufsbedingte Wohnortmobilität fördern, eine hohe Bildung der Frau dagegen die Mobilität reduziert, wenn der Mann zugleich ein geringes Bildungsniveau aufweist. Auf Basis der IAB-Regionalstichprobe zeigte Haas (2000: 6) unter anderem, dass Personen mit (Fach-) Hochschulabschluss die höchsten Anteile an überregionaler Arbeitsmarktmobilität aufweisen, wobei hinsichtlich der Qualifikationsgruppen der größte Unterschied zwischen Personen mit und Personen ohne Abitur zu finden ist (vgl. auch Karr/Koller u.a. 1987: 205).

Diese Studien haben insgesamt den Kenntnisstand über Prozesse der überregionalen Wohn- und Arbeitsmarktmobilität sehr erweitert. Allerdings wurde die Distanz entweder gar nicht berücksichtigt oder als erklärende Variable in auf Aggregatdaten basierende Gravitationsmodelle einbezogen (vgl. Boyle/Halfacree/Robinson 1998: 46f., 90), oder aber sie war wie bei Wagner (1989: 61) auf der Individualebene Bestandteil der abhängigen Variablen. In der vorliegenden Arbeit ermöglicht die Definition der Grenzen dagegen eine Modellierung des Einflusses des Kontextmerkmals „Distanz“ (zur Grenze) als unabhängige Variable auf die überregionale Mobilität am Arbeitsmarkt.

4 Hypothesen: Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland als Folge struktureller und individueller Merkmale

Neben einer Reihe von Kontrollvariablen stehen der Einfluss der Arbeitslosigkeit, der Effekt der Distanz zur Grenze sowie dessen Wechselwirkung mit der Arbeitslosigkeitsdauer und dem Ausbildungsniveau der Personen im Zentrum der Untersuchung.

Von Personen mit einem *hohen allgemeinen Ausbildungsniveau* und insbesondere von Akademikern ist eine höhere Rate der Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland zu erwarten (*Hypothese 1*): Zum einen kann man davon ausgehen, dass deren Beschäftigungsmöglichkeiten auf bestimmte industrielle und dienstleistungsorientierte Zentren konzentriert sind (Maier/Beck 2000). Hinzu kommt, dass das Bildungsniveau mit kulturellem Kapital korreliert, welches eine mentale Offenheit für Besonderheiten jenseits der kulturellen Grenzen fördert – erinnert sei hier nur an Prägungen durch Konfession und regionalen Dialekt.

Ist eine Person *arbeitslos*, wird von ihr erwartet, dass sie schnellstmöglichst wieder eine Beschäftigung annimmt. Häufig dienen Phasen der Arbeitslosigkeit als Bindeglied zwischen zwei Beschäftigungsphasen (Büchtemann 1984: 60f.), weshalb ein Teil der Übergangsarbeitslosigkeit ein *endogenes Korrelat* von Jobwechseln darstellt. Somit könnte der Zustand „in Arbeitslosigkeit“ im Verhältnis zum Zustand „in Beschäftigung“ die Rate der überregionalen Arbeitsmarktmobilität erhöhen (*Hypothese 2*).

Dagegen ist von einer zunehmenden *Dauer der Arbeitslosigkeit* ein negativer Effekt auf die Rate der Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord und Süd zu erwarten (Maier/Weiss 1991: 24) (*Hypothese 3*). Denn es gibt empirische Evidenzen für mit steigender Arbeitslosigkeitsdauer zurückgehende Wiederbeschäftigungschancen (Turon 2003). Man könnte einwenden, dass mit zunehmender Arbeitslosigkeitsdauer die Notwendigkeit einer erneuten Erwerbstätigkeit steigt und die betroffenen Personen eher bereit sein müssten, in andere Regionen mit günstigeren Chancen zu wechseln – und dabei auch vor längeren Distanzen nicht zurückschrecken. Andererseits könnte gerade eine längere Arbeitslosigkeitsdauer dazu führen, dass die für eine Mobilität über weitere Distanzen notwendigen Ressourcen nicht aufgebracht werden können (Brinkmann 1984: 458).

Das *individuelle Einkommen* einer Person stellt eine zentrale Ressource dar, die die Mobilität am überregionalen Arbeitsmarkt erleichtert. Sowohl das tägliche Pendeln als auch die Finanzierung von Zweitwohnsitzen sowie der Umzug eines gesamten Haushaltes sind finanziell kostspielige Entscheidungen (Kalter 1994: 471). Mit steigendem Einkommen müssten nach dieser Argumentation die Raten der Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland zunehmen (*Hypothese 4*).

Es ist zu vermuten, dass auf der Makroebene der jeweiligen Region eine hohe *regionale Arbeitslosenquote* zwischenbetriebliche Jobwechsel innerhalb der Region erschwert, weil die Arbeitsplätze relativ zum Arbeitsangebot knapper werden. Somit müssten potenzielle freiwillige Wechsler Positionen in anderen Regionen, die günstigere Bedingungen aufweisen, anvisieren. Angesichts der hohen regionalen Varianz der Arbeitslosenquote müssten zudem die (Wieder-)Beschäftigungschancen Nichterwerbstätiger günstiger sein, wenn sie ihre Suche auf andere Regionen mit geringerer Arbeitslosigkeit ausweiten.³ Deshalb ist nach dem Erklärungsmodell der rationalen Wahlhandlungen zu erwarten, dass zumindest die Mobilitätsrate von Nord- nach Süddeutschland mit steigender Arbeitslosigkeit (in norddeutschen Regionen) zunimmt (*Hypothese 5a*). Alternativ könnte man jedoch argumentieren, dass es sich bei jenen Personen, die auch bei hoher Arbeitslosigkeit noch in Beschäftigung sind, tendenziell um eine selektive Gruppe handelt, deren Beschäftigungsverhältnisse vergleichsweise stabil sind und die angesichts der ungünstigen Lage seltener freiwillige Arbeitsstellenwechsel riskiert. Denn bei knapper werdenden Arbeitsplätzen steigt der subjektive Nutzen der aktuellen Arbeitsstelle. Folglich könnte nach dieser Argumentation die überregionale Mobilität bei steigender regionaler Arbeitslosigkeit abnehmen (*Hypothese 5b*). Da in Süddeutschland die Arbeitslosenquote deutlich geringer ist als im Norden, ist nicht anzunehmen, dass dieses Kontextmerkmal als push-Faktor für die Mobilität von Süd nach Nord wirksam ist.

Einen wichtigen strukturellen Einflussfaktor stellt die *Distanz zwischen Herkunfts- und Zielort* dar (Boyle/Halfacree/Robinson 1998: 46ff), die aber in auf Individualdaten basierenden Ratenmodellen nicht ohne weiteres als Prädiktor einbezogen werden kann (vgl. Abschnitt 3). Untersucht man überregionale Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland anhand der angenommenen ökonomisch-kulturellen Grenzen, kann immerhin der Abstand der Herkunftsregion von der jeweiligen Grenze gemessen und auf diese Weise jeder Subepisode, bei der aktuell noch kein Ereignis eingetreten ist, ein Wert für die Distanz zugewiesen werden. Weil mit der räumlichen Distanz eines Arbeitsplatzwechsels auch die Wahrscheinlichkeit eines Wohnortwechsels zunimmt und dadurch die Kosten der Mobilität steigen, ist eine Abnahme der Mobilität zu erwarten, je weiter der Herkunftsort vom Zielort – hier gegeben durch die definierten Grenzen – entfernt ist (*Hypothese 6*). Allerdings könnte es sich bei einem negativen Effekt der Distanz um ein Artefakt handeln, wenn die grenzüberschreitende Mobilität in die grenznahen Regionen aufgrund von guten

Pendelmöglichkeiten sehr hoch wäre (geringe Distanz), ansonsten jedoch nicht mit der Distanz variierte. Folglich ist es ratsam, zusätzlich zur Distanz als metrischer Variable auch eine Dummyvariable zu kontrollieren, mit der grenznahe Regionen identifiziert werden und von der ein starker positiver Effekt erwartet werden kann.

Die Hypothese einer mit steigender Distanz abnehmenden Mobilität ist allerdings selbst gegenüber der klassischen Formulierung von Ravenstein (1972) keine Erweiterung. Interessant wird die Frage erst, wenn sie auf die individuellen Merkmale gerichtet ist, durch die der Effekt der Distanz auf die Rate modifiziert wird. Zum einen ist denkbar, dass mit zunehmender Dauer einer Arbeitslosigkeitsphase die Bereitschaft steigt, für einen neuen Job längere Distanzen zu überwinden. Eine sich verschärfende Notwendigkeit könnte dem Distanzeffekt also entgegenwirken (*Hypothese 7*). Ein derartiger Interaktionseffekt stünde jedoch nicht im Einklang mit der eingangs formulierten These, dass überregionale Arbeitsmarktmobilität gerade über längere Distanzen mit hohen materiellen wie sozialen Kosten verbunden ist, die von einer Person oder einem Haushalt nach längeren Phasen der Arbeitslosigkeit nur mit Mühe aufgebracht werden können. Zum anderen könnte es sein, dass mit wachsender Distanz und mit dem Überschreiten ökonomisch-kultureller Grenzen zwischen Nord- und Süddeutschland allein dadurch Kosten entstehen, dass vertraute Umgebungen und fraglos gegebene kulturelle Selbstverständlichkeiten in Frage gestellt werden (Schütz 1972). Geht man davon aus, dass Personen mit höherem Ausbildungsniveau diese Krisenerfahrungen besser bewältigen, müsste der negative Effekt der Distanz bei Personen mit höherem Ausbildungsniveau schwächer ausgeprägt sein (*Hypothese 8*).

Das „axiom of cumulative inertia“ (McGinnis 1968: 716) führt zu Aussagen über die *Prozesszeitabhängigkeit der Übergangsrate*. Gemäß diesem Axiom dient die Prozesszeit als abstrakter Indikator für eine Stabilisierung sozialer Beziehungsnetzwerke. Das Axiom besagt, dass mit zunehmender Dauer die Rate der Auflösung dieser Bindungen zurückgeht. Die Lebensbereiche, in denen die Bindungen sich verfestigen, sind im Falle der überregionalen Arbeitsmarktmobilität vor allem im Betrieb und in der engeren lokalen Umgebung zu verorten. Mit den in dieser Studie verwendeten Daten lässt sich die Betriebsverweildauer sehr genau messen. Dasselbe gilt für die Dauer, die eine Person in einer durch die Kreiskennziffer identifizierten Region beschäftigt ist. Während sich soziale Bindungen an den Betrieb, also an Arbeitgeber und Kollegen, durch die Betriebszugehörigkeitsdauer operationalisieren lassen, handelt es sich bei der Beschäftigungsdauer in der Kreisregion um einen weitaus schlechteren Indikator für die Stabilisierung lokaler Bindungen, da die Kreisregion des Betriebs gegenüber der Region des

³ Eine Varianzanalyse der Arbeitslosenquoten in 3780 Regionen-Jahren (Westdeutschland gesamt von 1984 bis 1997) ergab, dass der Anteil der durch die Regionen erklärten Varianz der Arbeitslosenquote (sum of squares between=29452,18) doppelt so hoch ist, wie die Fehlervarianz (sum of squares within=14129,01), in der sich die zeitlichen Effekte niederschlagen.

Wohnorts z.B. für Pendler allenfalls eine geringe Bedeutung für private Netzwerke hat. Dennoch folgt aus diesen konzeptionellen Überlegungen, dass eine mögliche Zeitabhängigkeit nicht durch die Prozesszeit selbst, sondern durch eine Kombination „multipler Uhren“ gemessen werden sollte, durch die substanzuell-inhaltliche Faktoren valider operationalisierbar sind. In diesem Fall messen die multiplen Uhren die Beschäftigungsdauern im Betrieb sowie in der jeweiligen Kreisregion. Unterstellt man auf Grundlage der Rational Choice Theorie nutzenmaximierende Akteure mit einer Präferenz für soziales Kapital und betriebsspezifischen Qualifikationen,⁴ ist in Anlehnung an das „axiom of cumulative inertia“ zu erwarten, dass die Rate der regionalen Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland bei Zunahme dieser beiden Dauern zurückgeht (*Hypothese 9*).

Als wichtige Kontrollvariablen gingen Alter, Geschlecht und Familienstand in die Modelle ein. Bisherige Ergebnisse der Migrationsforschung zeigten, dass im Alter von Ende 20 bis Mitte 30 die Rate der räumlichen Mobilität am höchsten ist (Wagner 1989, Hinrichs 1998: 383, Haas 2000: 6), was sowohl mit beruflichen als auch familiären Faktoren in Verbindung steht (Boyle/Halfacree/Robinson 1998). Dagegen sind die Variablen „Frau“ und „verheiratet“ nicht unabhängig voneinander zu sehen. Grundsätzlich nehmen die Transaktionskosten der überregionalen Arbeitsmarktmobilität mit steigender Intensität von Partnerschaften zu, weshalb insbesondere eine Heirat die Mobilitätsraten reduzieren müsste. Wenn Frauen nach der Heirat oder der Geburt des ersten Kindes aus dem Erwerbssystem aussteigen, ist ein starker Rückgang der Rate zu erwarten. Ob dagegen unverheiratete Frauen im Vergleich zu unverheirateten Männern überregional immobil sind, ist eine offene Frage. Hinrichs (1998: 384) weist auf Grundlage amtlicher Statistiken darauf hin, dass Frauen bis zu 25 Jahren eher als Männer bundesländerübergreifend mobil sind und Kalter (1994: 476) stellte anhand von Daten des SOEP generell einen positiven Effekt für Frauen auf den simultanen Wechsel von Wohn- und Arbeitsort fest.

5 Daten und Methoden

In der Literatur zur regionalen Wohnmobilität wurde mehrfach darauf hingewiesen, dass Wanderungsentscheidungen eng mit der Erwerbsbiografie verflochten sind (Wagner 1989: 101 ff.). Bei der empirischen Analyse steht man vor dem Problem, die Interdependenz beider Prozesse – den Erwerbsverlauf und die Wohnortbiografie – miteinander zu verbinden. Kennt man den Wohnort einer Person, heißt das angesichts der heutzutage günstigen Infrastruktur für Berufspendler noch nicht, dass sie am selben Ort einer Beschäftigung nachgeht. Um regionale Disparitäten hinsichtlich der Beschäftigungsmöglichkeiten zu untersuchen, sind Daten angemessener, die Informationen über den Ort des Betriebes beinhalten. Das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) hat der Wissenschaft mit dem Regionalfile eine 1%-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungen zwischen 1975 und 1997 zugänglich gemacht, in der unter anderem die Kreiskennziffer des jeweiligen Betriebes enthalten ist (Haas 2001: 131).

Für die empirische Analyse dieser Arbeit wurden Episoden gebildet, die mit dem Anfangszeitpunkt der Beschäftigung einer Person in Norddeutschland (Süddeutschland) beginnen und enden, wenn entweder eine Beschäftigung in Süddeutschland (Norddeutschland) aufgenommen wird oder wenn der Zeitpunkt der Rechtszensur erreicht ist. Zensurierungen entstehen am Ende des Beobachtungsfensters im Dezember 1997. Die Variable „Dauer in Kreisregion“ als erster Indikator für die Zeitabhängigkeit des Prozesses springt wieder auf Null zurück, wenn innerhalb von Nord- oder Süddeutschland eine Beschäftigung in einer anderen Kreisregion angenommen wird. In gleicher Weise wird mit der Variable „Dauer im Betrieb“ verfahren, die wieder bei Null beginnt, wenn eine Beschäftigung in einem neuen Betrieb aufgenommen wurde, ohne dabei zwischen Nord- und Süddeutschland gewechselt zu haben. Unabhängig von der Messung der Prozesszeit bleibt eine Person zu jedem Zeitpunkt dem Risiko der Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland ausgesetzt.

Neben den Zuständen der Arbeitslosigkeit und der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung besteht die Möglichkeit, dass über eine Person zu einem Zeitpunkt keine Information vorliegt, etwa weil sie sich aus dem Erwerbssystem zurückgezogen hat oder eine nicht der Meldepflicht zur Sozialversicherung unterliegende Tätigkeit z.B. im Beamtenverhältnis, als Freiberuflerin oder Selbstständiger ausübt. Weil der Inhalt dieser Meldelücken nicht bekannt ist, können auch keine Hypothesen über deren Effekt aufgestellt werden. Folglich gehen die Zustände „Lücke“ sowie „Dauer der Lücke“ als Kontrollvariablen in die Modelle ein. Eine weitere Entscheidung bestand darin, auch während einer Phase der Arbeitslosigkeit sowie während einer Lücke den Prozess andauern zu lassen, weil die Person zu jedem dieser Zeitpunkte dem Risiko (oder der Chance) der Mobilität zwischen Nord und Süd ausgesetzt ist.

Aufgrund fehlender Regionalangaben vor 1980 und fehlender regionaler Arbeitslosenquoten⁵ vor 1984 beginnt das Beobachtungsfenster 1984 und endet 1997. Episoden, die vor 1984 begonnen haben, wurden aus der Individualdatenanalyse ausgeschlossen, gingen aber in die Berechnung der Aggregatinformationen ein. Darüber hinaus wurde das Sample auf Personen beschränkt, die 1950 oder später geboren wurden. Um die Größe des Datensatzes zu bewältigen, wurde ein auf Jahresintervallen basierendes Personen-Periodenfile gebildet, in dem das Ereignis eines Wechsels des jeweiligen regionalen Arbeitsmarktes in jedem Kalenderjahr eintreten kann. Weil alle Zeitinformationen auf der Individualebene faktisch mindestens auf Monatsbasis vorliegen, konnten die Prozesszeit, die Verweildauer im Betrieb sowie die Angaben zur Dauer der Arbeitslosigkeit oder der Lücken der sozialver-

⁴ Liegen im jeweiligen Betrieb interne Arbeitsmärkte vor, dient die Verweildauer im Betrieb als Proxyvariable für die Chancen, von diesen internen Anreizsystemen („training on-the-job“ und Effizienzlöhne) zu profitieren.

⁵ Vielen Dank an Anette Haas (IAB), die mir die regionalen Arbeitslosenquoten von 1984 bis 1997 zur Verfügung gestellt hat.

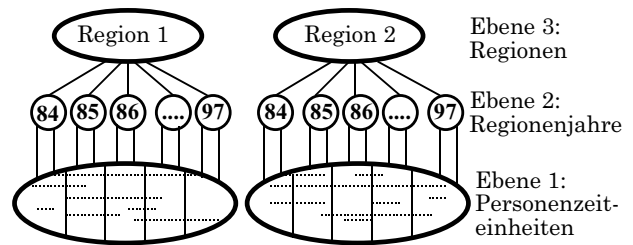
sicherungspflichtigen Beschäftigung monatsgenau gemessen werden.

Verwendet man Individualdaten, liefern konventionelle Verfahren der Regressionsanalyse keine unverzerrten Schätzungen, wenn Kontexteffekte, also Einflussfaktoren auf der Ebene der Regionen, wirksam sind. Die einzelnen Beobachtungen, die zusammen die Datenbasis der empirischen Analyse liefern, können demnach – je nach Datenlage – in „Cluster“ gruppiert und voneinander abhängig sein. Wird dieser Abhängigkeit bei der Parameterschätzung nicht Rechnung getragen, ist die faktische Wahrscheinlichkeit eines alpha-Fehlers⁶ unter Umständen weitaus höher, als es die im Modell geschätzten Standardfehler nahe legen (Kreft/deLeeuw 1998: 10). Das Dilemma vieler bisheriger Studien zur regionalen Mobilität besteht darin, dass sie entweder nur die Individual- oder nur die Aggregatebene in die Analyse einbezogen und die jeweils andere Ebene nicht adäquat in die empirische Modellbildung integrierten. Oder sie versuchten, regionale Kontextbedingungen in die Analyse von Individualdaten zwar einzubinden, ohne jedoch der durch die regionale Clusterung der Beobachtungen erzeugten Mehrebenenstruktur der Daten gerecht zu werden.

Geschätzt wurde in dieser Arbeit ein zeitdiskretes Mehrebenenmodell der Ereignisanalyse auf Grundlage von Individualdaten. Um die Effekte der zeitveränderlichen Kovariaten der regionalen Ebene angemessen zu modellieren, wurde ein Dreiebenenmodell gebildet, bei dem Personenjahre in Regionen-Jahren eingebettet sind und letztere wiederum Elemente der Regionen darstellen. Mit jedem Jahr ändern sich die Merkmale der Regionen, weshalb die *Situation einer Region im jeweiligen Jahr* die adäquate Analyseeinheit darstellt, die den Kontexteffekt beinhaltet. Weil aber die Regionen-Jahre, also die Kontexte auf Ebene 2, nicht unabhängig voneinander existieren, wie es in der Mehrebenenanalyse vorausgesetzt wird (Snijders/Bosker 1999: 121), sondern von den Eigenarten der jeweiligen Region abhängen, wird eine dritte Ebene durch die Regionen selbst definiert. Auf den ersten Blick könnte dieses Vorgehen ungewöhnlich erscheinen, weil die Personen nicht eindeutig und ausschließlich einem Kontext der Ebene 2 zugeordnet sind. Doch die abhängige Variable in der Ereignisanalyse stellt die Übergangsrate dar, die man mathematisch als die Anzahl von Ereignissen dividiert durch die über alle Personen kumulierten Dauern, während der sie dem Risiko des Ereignisses ausgesetzt sind, darstellen kann. Untersuchungseinheiten sind so gesehen nicht Personen, sondern Zeiteinheiten, die unter Kontrolle der individuellen und strukturellen Einflussfaktoren als voneinander unabhängig betrachtet werden. Abbildung 3 zeigt die hierarchische Struktur des Dreiebenenmodells, bei dem jede der gestrichelten Linien auf Ebene 1 eine durch den Wechsel der Kalenderjahre „gesplittete“ Erwerbsepisode darstellt, die entweder mit einem Mobilitätsereignis oder einer Rechtszensur endet.

Gleichung 1 stellt das logistische Modell für die bedingte diskrete Verweildauer T (Hamerle/Tutz 1989: 37) bis zum Eintritt des Ereignisses dar (hier: der Mobilität), t ist der jeweilige Beobachtungszeitpunkt. Die Erweiterung zum Mehrebenenmodell erfolgt zum einen dadurch, dass als

Abbildung 3: Hierarchische Struktur der Mehrebenenereignisanalyse mit zeitveränderlichen Kontextvariablen



Quelle: eigene Darstellung

erklärende Variablen Merkmale der regionalen Kontexte zeitabhängig in das Modell aufgenommen werden. Zum anderen berücksichtigen die Zufallseffekte u_{0jk} , u_{0k} und u_{16jk} als Fehlerkomponenten höherer Ebenen die Abhängigkeit der Beobachtungen innerhalb der Kontexte. Zudem kann aufgrund der Zufallseffekte u_{0jk} und u_{0k} die Regressionskonstante zwischen den Kontexten der Ebenen 2 und 3 variieren. In Gleichung (2) ist X_{16jk} eine Prädiktorvariable der Individualebene, deren Effekt auf die Mobilitätsrate P wegen u_{16jk} zwischen den Kontexten variieren darf. Es handelt sich dabei um die „Dauer der Arbeitslosigkeit“, die als erklärende Variable Nr. 16 in das Modell eingeht.⁷ X ist ein Vektor mit weiteren unabhängigen Variablen der Individualebene, W ein Vektor von erklärenden Variablen der Ebene 2 der j Regionen-Jahre und Z ein Vektor von erklärenden Variablen der Ebene 3 der k Regionen. In dieser Analyse besteht Z aus den beiden zeitkonstanten Kontextmerkmalen der Distanz (als metrische Kovariate sowie als Dummyvariable). Durch die Symbole β , δ und γ sind die mit den m erklärenden Variablen der Ebenen 1, 2 und 3 assoziierten Koeffizienten dargestellt.

$$P_{ijk}(t = T | T \geq t, X, W, Z, u) = \frac{\exp(v_{ijk})}{1 + \exp(v_{ijk})} \quad (1) \text{ Logistische Linkfunktion}$$

$$v_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{16jk}X_{16ijk} + \beta_{mjk}X_{mijk} \quad (2) \text{ Ebene 1 Modell}$$

$$\beta_{0jk} = \delta_{0k} + \delta_m W_{mjk} + u_{0jk} \quad (3) \text{ Ebene 2 Modell für den Intercept}$$

$$\delta_{0k} = \gamma_0 + \gamma_m Z_{mk} + u_{0k} \quad (4) \text{ Ebene 3 Modell für den Intercept}$$

$$\delta_{16k} = \gamma_{0-16} + \gamma_{16} Z_{16k} + u_{16k} \quad (5) \text{ Ebene 3 Modell für die Steigung von } X_{16ijk}$$

Das Verfahren der Mehrebenenanalyse basiert auf der Annahme, dass auch die Beobachtungen der Ebenen 2 und 3

⁶ Dieser Fehler besteht beispielsweise darin, dass man hinsichtlich einer abhängigen Variable aufgrund der stichprobenbasierten Schätzung von signifikanten Unterschieden zwischen zwei Gruppen ausgeht, obwohl diese tatsächlich einer gemeinsamen Population entstammen (Diekmann 1998: 587).

⁷ Ebenso darf die Prädiktorvariable X_{4jk} (Ausbildungsjahre) zwischen den Kontexten variieren, was aber empirisch nicht der Fall ist (vgl. Tabelle 2 unten, „Varianz der Zufallseffekte“).

Realisierungen von Zufallsstichproben darstellen (Snijders/Bosker 1998: 43), denn nur dann lässt sich in sinnvoller Weise von einem Zufallsfehler dieser Ebenen sprechen. In dieser Studie stellen aber weder die Regionen noch die Regionen-Jahre Zufallsstichproben dar, sondern Vollerhebungen von westdeutschen Regionen im genannten Zeitraum. Man könnte deshalb einwenden, ein Schätzfehler auf den höheren Ebenen sei nicht angebracht. Aber die Mehrebenenanalyse ist auch dann das korrekte Schätzverfahren, wenn man anhand einer Vollerhebung *Theorien testen* möchte, da aus dieser Perspektive die Grundgesamtheit der Regionen eine Zufallsauswahl aus einer *theoretischen Superpopulation* von Regionen darstellt, aus der Anwendungsfälle für die Theorien gezogen werden (vgl. Blien 2002: 24, Anm. 2).

Die Kreisregionen sind nicht in allen Fällen exakt identifizierbar, weil das IAB aus Gründen der Anonymisierung einige Kreise zusammenlegen musste. Es wurde angestrebt, möglichst Kreise identischer Typen zu aggregieren. Jedoch wurde demgegenüber dem Kriterium der räumlichen Nachbarschaft Vorrang eingeräumt, sodass bei einem kleineren Teil der Kreise die regionale Arbeitslosenquote nicht korrekt anhand des Kreistyps zugewiesen werden kann (Haas 2001: 133). Die Mehrebenenanalyse der Mobilität von Nord- nach Süddeutschland basiert auf 8.869 Ereignissen bei 1.422.669 Subepisoden von 142.076 Personen, 2.282 Regionenjahren und 163 Regionen. Bei der Mobilität von Süd- nach Norddeutschland sind dies 7.953 Ereignisse bei 1.198.671 Subepisoden von 120.762 Personen, 2.254 Regionen-Jahren und 161 Regionen.

Die zentrale Variable der Distanz wurde in Form von anhand einer Landkarte ermittelten „inter-centroid distances“ gemessen (BFLR (1996): „Kreisgrenzen der Bundesrepublik Deutschland am 1.1.1996“). Um den Effekt der Distanz zu präzisieren ist es darüber hinaus ratsam, „to partition the spatial units and to model flows between areas that are not contiguous“ (Stillwell 1991: 43). Dabei besteht zum Beispiel die Möglichkeit, die unmittelbare Nachbarschaft zur Grenze durch eine Dummyvariable zu kontrollieren (ebd.: 44). Diese Dummyvariable misst in der vorliegenden Studie die Beschäftigung von Personen in Regionen, die 100 km und weniger von der jeweiligen Nord-Süd-Grenze entfernt liegen und von denen aus Personen einen überregionalen Arbeitsplatzwechsel auch ohne Wohnortwechsel bewältigen können.⁸ Die jeweiligen Anteile der grenznahen Wechsel sind recht hoch. Von den mit einem Ereignis endenden Personenjahren lagen 41,84% (Wechsel von Nord nach Süd) bzw. 40,18% (Wechsel von Süd nach Nord) weniger als 100 km von der jeweiligen Grenze entfernt.

6 Ergebnisse

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse von zwei Modellen der diskreten Mehrebenenereignisanalyse dargestellt, denen jeweils die analogen Einebenenmodelle⁹ gegenüberstehen. Auf die Interpretation einiger Kontrollvariablen wird aus Platzgründen nicht näher eingegangen. Insgesamt trägt im beobachteten Zeitraum von 1984 bis 1997 der

Anteil der Mobilen von Nord nach Süd 0,62% und von Süd nach Nord 0,66% pro Jahr.¹⁰

Die beiden „Uhren“, mit denen unterschiedliche Prozesse der „cumulative inertia“ operationalisiert sind, zeigen die erwarteten negativen Effekte. Aufgrund der Logarithmierung beider Dimensionen der Verweildauer, also sowohl der Beschäftigungsdauer im Betrieb als auch der Wartezeit in der aktuellen Kreisregion, werden die Einflüsse der frühen Phasen dieser Prozesse akzentuiert, was zu einer besseren Modellanpassung führt. Beide Effekte sprechen somit für *Hypothese 9*. Negative Verweildauereffekte können auf unbeobachtete Heterogenität hindeuten (Blossfeld/Rohwer 1995: 241), weshalb es ratsam ist, sich inhaltliche Kriterien zu überlegen und diese – wenn möglich – mit Hilfe „multipler Uhren“ zu messen. Die Separierung von Betriebsverweildauer und Dauer in der aktuellen Kreisregion ist ein besserer, wenn auch bei weitem nicht perfekter Indikator für das „axiom of cumulative inertia“, als es die reine Wartezeit bis zum Ereignis der überregionalen Mobilität sein könnte.

Ebenso konsistent über beide Mehrebenenmodelle hinweg finden wir einen positiven Einfluss des Ausbildungsniveaus auf die Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland (*Hypothese 1*). Einen zusätzlichen Einfluss hat die Dummyvariable „Akademiker“, die unabhängig vom linearen Effekt die Raten der Mobilität in beide Richtungen erhöht. Um über längere Distanzen hinweg Information über lokale Arbeitsmärkte zu beschaffen, ist ein höheres Ausbildungsniveau sicherlich hilfreich. Dem widersprechen weder die zweite mögliche Erklärung, dass Arbeitsmärkte für höher Gebildete, insbesondere für Akademiker, einen eher überregionalen Charakter aufweisen,¹¹ noch das Argument, es falle Personen mit höherer Bildung leichter, kulturelle Grenzen zu überwinden.

Erwartungsgemäß ist der Befund, dass mit steigendem Einkommen der beschäftigten Person die Mobilitätsrate zunimmt (*Hypothese 4*). In Verbindung mit dem positiven Einfluss des Ausbildungsniveaus erhalten wir einen ersten Hinweis darauf, dass Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland in der Regel nicht von schlechtbezahlten Stellen oder von Teilzeittätigkeiten aus vollzogen wird, sondern von ohnehin bereits günstigen Positionen, durch die man die für einen Wechsel zwischen Nord- und Süddeutschland notwendigen Ressourcen erlangt.

⁸ Wagner (1989: 61) verwendet eine Distanz von 50 km und mehr als Schwellenwert. Dieser Wert ist zwar einerseits realistischer, andererseits kann die Distanz anhand der vorliegenden Daten der IAB-BS nur auf Basis von Kreisregionen und darum eher ungenau gemessen werden, weshalb die 100 km Schwelle das konservativere Maß darstellt.

⁹ Die Einebenenmodelle werden nicht weitergehend interpretiert, sondern nur als Vergleichsmaßstab zur Evaluation der Differenzen und Fehler abgeführt, die ohne die Mehrebenenanalyse aufgetreten wären (vgl. Engel 1998: 110).

¹⁰ Aufgrund der unterschiedlichen Risikopopulationen sind diese Zahlen nicht miteinander vergleichbar.

¹¹ Erst nach Kontrolle der Zahl der vorangegangenen Episoden hat sich der Effekt von „Akademiker“ als signifikant erwiesen, was darauf hindeutet, dass dieses Merkmal mit einer Tendenz zu häufigeren grenzüberschreitenden Wechseln konfundiert ist.

Die ersten Unterschiede zwischen beiden Mobilitätsrichtungen finden wir bei den Altersgruppen. Betrachten wir die Wechsel von Nord nach Süd, verhalten sich die Effekte hypothesenkonform: im Alter bis 20 sind die Raten mit Abstand am geringsten, während sie im Alter zwischen 28 bis 35 am höchsten sind. Während die Mobilität von Nord nach Süd ab einem Alter von 36 Jahren wieder zurückgeht und sogar geringer ist als in der Referenzkategorie (21–27 Jahre), unterscheidet sich die älteste Gruppe bei der Mobilität von Süd nach Nord nicht signifikant von dieser Kategorie. Interessanterweise deutet sich also an, dass Personen ab Mitte 30 eher im Norden verharren, während Personen dieser Altersgruppe im Süden ebenso zu einem Wechsel in den Norden neigen wie Personen um Mitte 20.

Als in allen Modellen gleichbleibende Einflussgrößen stellten sich Geschlecht und Familienstand der untersuchten Personen heraus. Während verheiratete Männer gegenüber unverheirateten Männern (Referenzkategorie) zwischen 13% und 18% ($\exp(-0.1468)$ bzw. $\exp(-0.1956)$) geringere Odds der Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland aufweisen, sind die Odds bei unverheirateten Frauen gegenüber unverheirateten Männern ebenso deutlich erhöht – ein Effekt, der jedoch mehr als kompensiert wird, wenn die Frauen heiraten.¹² Eine Heirat und die damit häufig zusammenhängende Gründung eines Haushaltes reduziert also insgesamt die Rate der Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland.

Nahezu identisch über alle Modelle hinweg sind auf der Individualebene die Effekte der Zustände „arbeitslos“ und „Lücke“ bei der Sozialversicherungsmeldung. Substantiell interpretierbar ist nur Ersterer, weil die genaue Situation der Person während einer Lücke nicht bekannt ist. Wir finden einen überaus drastischen Effekt der individuellen Arbeitslosigkeit, der den unmittelbar einleuchtenden Sachverhalt zum Ausdruck bringt, dass Personen, die ihre Bindung zur alten Arbeitsstelle bereits aufgelöst haben, eine wesentlich höhere Rate der überregionalen Mobilität aufweisen als beschäftigte Personen (*Hypothese 2*). Man sollte diesen Effekt aber nicht ohne weiteres als kausalen Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Mobilität interpretieren. Eher besteht hier ein Endogenitätsproblem, indem einige Personen ihre Beschäftigung beenden, gerade weil sie bereits die neue Beschäftigung im anderen Teil des Landes in Aussicht haben. Möglicherweise wird die zwischenliegende Phase der Arbeitslosigkeit eher strategisch als Überbrückung genutzt. Aufschlussreicher ist dagegen die *Dauer* einer aktuell erlebten Phase der Arbeitslosigkeit. In allen Modellen sind negative Effekte zu finden – mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit geht die Rate der überregionalen Mobilität zurück (*Hypothese 3*). Dieser Befund legt somit wieder die Interpretation nahe, dass Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland eher aus günstigen Situationen heraus vollzogen wird und weniger als Mittel zum Entrinnen aus länger andauernden Phasen der Arbeitslosigkeit dient. Sicherlich hängt dieser Befund auch mit einer Selektion zusammen, bei der mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit der Anteil jener Personen im Zustand der Arbeitslosigkeit zunimmt, die besonders

schlechte Chancen auf dem Arbeitsmarkt haben – auch auf den regionalen Arbeitsmärkten im anderen Teil des Landes.

Darüber hinaus zeigt sich, dass Nichtdeutsche sich hinsichtlich der Mobilität von Nord- nach Süddeutschland nicht von Deutschen unterscheiden, während sie signifikant geringere Raten der Mobilität von Süd nach Nord aufweisen als Deutsche.

Kommen wir zu den Kontexteffekten. Im theoretischen Teil dieser Arbeit wurde die Wirkung makrosozialer Merkmale dadurch erklärt, dass sie bei gegebenen individuellen Präferenzen Handlungsspielräume eröffnen oder begrenzen. Als wichtiger Kontextfaktor könnte eine hohe Arbeitslosenquote in der jeweiligen Region, in der eine Person beschäftigt ist oder war, zumindest die Rate eines Wechsels vom nördlichen in den südlichen Teil des Landes erhöhen, weil in der jeweiligen Region selbst die Gelegenheitsstruktur ungünstig ist. In Tabelle 2 ist zu sehen, dass die Realität anders aussieht. Der Einfluss der regionalen Arbeitslosenquote auf Wechsel in beide Richtungen ist sogar negativ. Im Süden Deutschlands ist die Arbeitslosenquote weitaus geringer als in den norddeutschen Regionen, somit spricht dieser Effekt eher dafür, dass in süddeutschen Regionen bei höherer Arbeitslosenquote der Anreiz für die Gruppe der Nichtarbeitslosen abnimmt, von Süd- nach Norddeutschland zu wechseln (*Hypothese 5b*).

Als weiterer Kontexteffekt wirkt sich das mittlere regionale Einkommen auf die Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland aus. Wir finden einen signifikant negativen Effekt dieses Kontextmerkmals auf die Mobilität von Nord nach Süd. Interpretieren wir diesen Effekt als Resultat rationaler Wahlhandlungen unter gegebenen Kontextbedingungen, scheint es plausibel, dass die Akteure in Regionen verbleiben wollen, in der vergleichsweise hohe Einkommen zu erzielen sind. Dies ist kein Widerspruch zum positiven Effekt des Einkommens auf der Individualebene, der oben bereits dahingehend interpretiert wurde, dass überregionale Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland als ressourcenintensive Investition angesehen werden kann, die von Personen mit geringeren Einkommen seltener geleistet wird. Allerdings erhalten wir in den Mehrebenenmodellen keinen signifikanten Befund für den Einfluss des regionalen mittleren Einkommens für die Mobilität in die umgekehrte Richtung von Süd nach Nord.¹³ Während ein hohes

¹² Siehe als Beispiel die Mobilität von Nord nach Süd: Gegenüber unverheirateten Männern (Referenzkategorie) betragen die Odds der Mobilität (vs. Nicht-Mobilität) bei verheirateten Männern das 0,82fache [$\exp(-0,1956)$], bei verheirateten Frauen sogar nur das 0,59fache [$\exp(-0,1956+0,2107-0,5325)$].

¹³ Was den Kontexteffekt des mittleren regionalen Einkommens betrifft, weichen die beiden unterschiedlichen Modellierungen voneinander ab. Im Mehrebenenmodell hat diese Variable keinen Einfluss auf die Mobilität von Süd nach Nord (Tabelle 2), aber in den klassischen diskreten logistischen Ratenmodellen scheint sie auch auf die Mobilität in diese Richtung einen signifikanten Einfluss zu haben. Bei Verwendung dieser Modelle handelt man sich eine Unterschätzung der Standardfehler ein, wenn man, wie beim klassischen diskreten logistischen Ratenmodell, innerhalb eines regionalen Kontexts der Abhängigkeit der Beobachtungen voneinander nicht Rechnung trägt. Interpretiert werden daher die Resultate der Mehrebenenmodelle.

Tabelle 2: Mobilität von Arbeitskräften zwischen Nord- und Süddeutschland 1984–1997. Zeitdiskrete Ein- und Mehrebenenereignisanalyse (Logitmodelle).

Erklärende Variablen	Modell 1 Dreiebenenmodell Nord => Süd	Modell 2 Dreiebenenmodell Süd => Nord	Modell 3 Einebenenmodell Nord => Süd	Modell 4 Einebenenmodell Süd => Nord
fixe Effekte				
<i>Individualebene 1</i>				
Konstante	-5.1350 ***	-4.9909 ***	-4.6395***	-4.1696 ***
Zahl vorangegangener Wechsel nach:				
Süddeutschland	0.7963 ***	–	0.9332 ***	–
Norddeutschland	–	0.7623 ***	–	0.8973 ***
Ln(Dauer in Kreisregion)	-0.1292 ***	-0.1946 ***	-0.1282 ***	-0.1855 ***
Ln(Dauer im Betrieb)	-0.4653 ***	-0.4234 ***	-0.4608 ***	-0.4276 ***
Ausbildungsjahre	0.02267 ***	0.03217 ***	0.00777 n.s.	0.0192 **
Akademiker (1=ja, sonst 0)	0.1043 *	0.1128 *	0.1047 *	0.1020 *
Tageseinkommen (in DM)	0.003189 ***	0.002040 ***	0.00320 ***	0.00209 ***
Alter bis 20	-0.6350 ***	-0.9948 ***	-0.6330 ***	-1.0031 ***
Alter 21–27	<i>Referenzkategorie</i>	<i>Referenzkategorie</i>	<i>Referenzkategorie</i>	<i>Referenzkategorie</i>
Alter 28–35	0.1023 ***	0.1317 ***	0.0868 ***	0.1232 ***
Alter 36 +	-0.1437 **	-0.05566 n.s.	-0.1740 ***	-0.0485 n.s.
verheiratet	-0.1956 ***	-0.1468 ***	-0.1868 ***	-0.1645 ***
Frau (=1, sonst 0)	0.2107 ***	0.1463 ***	0.2084 ***	0.1549 ***
verheiratet * Frau	-0.5325 ***	-0.6154 ***	-0.5529 ***	-0.6161 ***
im Zustand „arbeitslos“ (=1, sonst 0)	1.1302 ***	1.0938 ***	1.0011 ***	0.9677 ***
im Zustand „Lücke“ (=1, sonst 0)	0.2636 ***	0.2353 ***	0.2746 ***	0.2254 ***
nichtdeutsche Nationalität (=1, sonst 0)	-0.02936 n.s.	-0.5019 ***	-0.0345 n.s.	-0.5013 ***
Dauer der Arbeitslosigkeit (Monate)	-0.09286 ***	-0.06564 ***	-0.0778 ***	-0.0474 ***
Dauer der Lücke (Monate)	-0.02252 ***	-0.02407 ***	-0.0223 ***	-0.0237 ***
<i>Cross level Interaktion</i>				
Distanz zur Grenze * Ausbildungsjahre	0.000138 ***	0.000020 n.s.	0.000228 ***	0.000098 **
Distanz zur Grenze * Dauer Arbeitslosigkeit	0.000048 *	0.000044 *	0.000062 ***	0.000024 n.s.
<i>Kontextebene 2</i>				
Region. Arbeitslosenquote (t)	-0.01295 *	-0.05176 ***	-0.0103 *	-0.0311 ***
Mittleres Einkommen in Region (t)	-0.00661 ***	0.003093 n.s.	-0.00424 ***	-0.00396 **
Varianz des Einkommens/1000 in Region (t)	-0.08858 **	-0.1369 **	-0.0612 **	0.00244 n.s.
% Akademiker in Region (t)	0.05197 ***	0.04314 **	-0.00133 n.s.	0.0206 ***
Ln(Beschäftigte in Region) (t)	0.2381 ***	0.1839 **	0.2162 ***	0.1416 ***
<i>Kontextebene 3</i>				
Distanz zur Grenze (in km)	-0.00268 ***	-0.00168 **	-0.00487 ***	-0.00251 ***
Distanz zur Grenze < 100 km (1=ja, sonst 0)	0.7247 ***	0.6966 ***	0.6413 ***	0.5495 ***
Varianz der Zufallseffekte				
var(u_{0k}) [Konstante Ebene 3]	0.1340 ***	0.1644 ***	–	–
var(u_{0j}) [Konstante Ebene 2]	0.04774 ***	0.05762 ***	–	–
var(u_{4k}) [Ausbildungsjahre Ebene 3]	0 n.s.	0 n.s.	–	–
var(u_{16k}) [Dauer d. Arbeitslosigkeit Ebene 3]	0.002274 ***	0.001789 ***	–	–
extra-dispersion	0.9347	0.9045	–	–
N Regionen	163	161	–	–
N Regionen-Jahre	2282	2254	–	–
N Personen-Jahre	1422669	1198671	1422669	1198671
N Ereignisse	8869	7953	8869	7953
-2 (Res.) Log-likelihood	12082093.73	10070249.24	97109.39	86084.23

***sign. $P < 0.001$ **sign. $P < 0.01$ *sign. $P < 0.05$

(t) = zeitveränderliche Kontexteffekte über die Kalenderjahre

Quelle: IAB Regionalstichprobe, Schätzungen mit dem SAS GLIMMIX – Makro und SAS PROC Logistic

Abbildung 4: Rate der Arbeitsmarktmobilität von Nord nach Süd

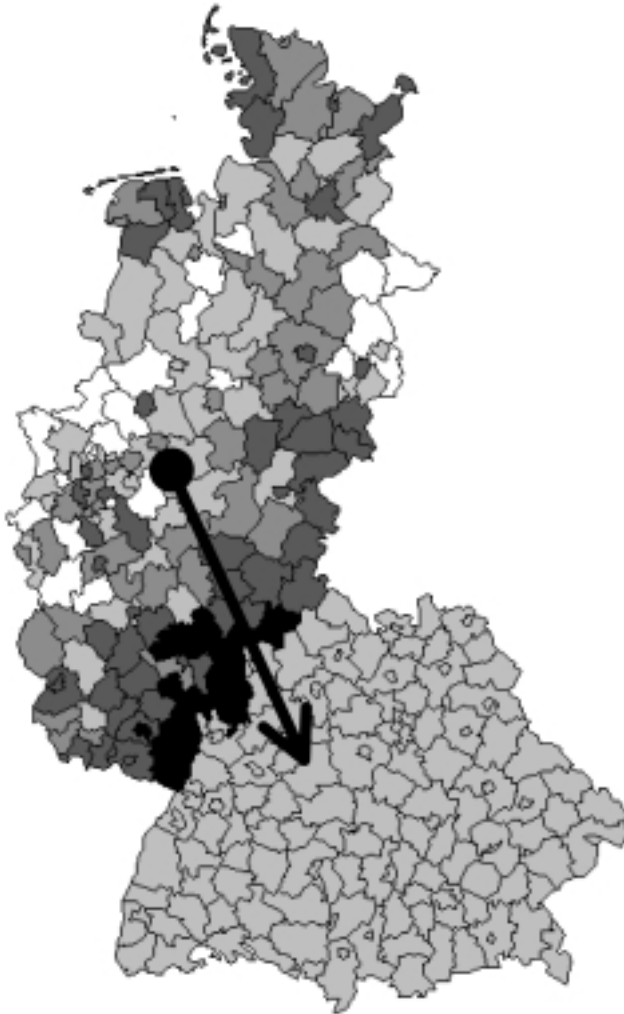
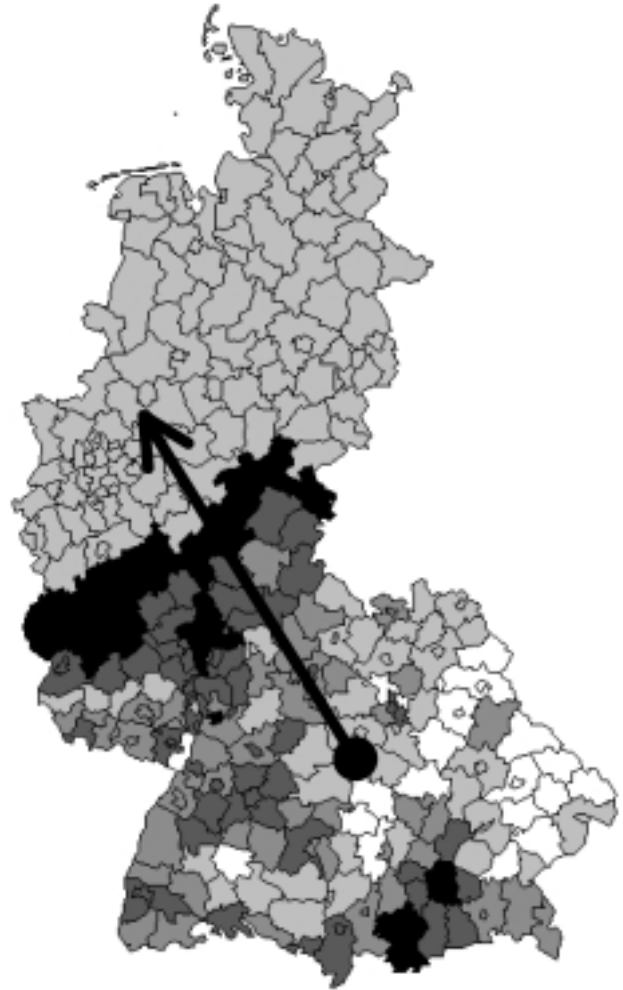


Abbildung 5: Rate der Arbeitsmarktmobilität von Süd nach Nord



mittleres regionales Einkommen in Norddeutschland die Bindung an den norddeutschen Landesteil erhöht, gilt das im Gegenzug nicht für den Süden.

Eine der zentralen Fragen dieser Arbeit war auf den Einfluss der Distanz zur Grenze auf die Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland gerichtet. In den Abbildungen 4 und 5 sind die mittleren Raten der Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland grafisch dargestellt. Die Berechnung erfolgte anhand zweier so genannter „empty models“, also zweier Modelle ohne Kovariaten (Snijders/Bosker 1999: 45). Wieder wurde ein Modell für die Mobilität von Nord nach Süd und ein Modell für die Mobilität von Süd nach Nord geschätzt. Die beiden empty models umfassen nur zwei Ebenen, nämlich die der Personenjahre auf der Individualebene und die Ebene der Region. Über die Schätzung gelangt man zu den regional spezifischen Zufallsfehlern u_k . Zusammen mit dem fixen Effekt der geschätzten Regressionskonstanten β_0 lässt sich aus folgendem Ausdruck für jede der K Kreisregionen¹⁴ eine mittlere Rate der Mobilität berechnen:

Mobilität von Nord nach Süd:
$$r_{Nord \rightarrow Süd} = \frac{\exp(\beta_{0\{Nord\}} + u_{k\{Nord\}})}{1 + \exp(\beta_{0\{Nord\}} + u_{k\{Nord\}})} \quad (6)$$

Mobilität von Süd nach Nord:
$$r_{Süd \rightarrow Nord} = \frac{\exp(\beta_{0\{Süd\}} + u_{k\{Süd\}})}{1 + \exp(\beta_{0\{Süd\}} + u_{k\{Süd\}})} \quad (7)$$

In den Gleichungen (6) und (7) betragen die fixen Effekte für den Süden $\beta_{0\{Süd\}} = -5.2706$, für den Norden $\beta_{0\{Nord\}} = -5.2949$. Die Zufallseffekte $u_{k\{Nord\}}$ und $u_{k\{Süd\}}$ stellen die regional spezifischen Abweichungswerte von den Logits der mittleren Raten in den Regionen des jeweiligen Landesteils dar. Sind die mittleren Mobilitätsraten nach den Gleichungen (6) und (7) berechnet, können sie wie in den Abbildungen 4 und 5 visualisiert werden. Je dunkler die Färbung, desto höher ist die Rate. Auffällig ist die Konzentration der höchsten mittleren Raten in den unmittel-

¹⁴ Anzumerken ist, dass die Region Sankt Wendel einen fehlenden Wert aufweist und hier in der Karte in demselben Grauton dargestellt ist, wie die Zielregionen im jeweils anderen Landesteil.

bar an der jeweiligen Grenze liegenden Kreisregionen. Regionen mit vergleichsweise geringen mittleren Raten der Mobilität von Nord nach Süd sind südlich und nördlich des Ruhrgebietes zu finden sowie im Westen und der östlichen Mitte von Niedersachsen. Eine geringe Rate der Mobilität von Süd nach Nord findet man im Osten Bayerns und süd-östlich von Nürnberg – in beiden Landesteilen also gehäuft erst ab einer gewissen Distanz zur Grenze. Hier fallen allerdings die Regionen München (Stadt und Landkreis), Weilheim-Schongau und Garmisch-Partenkirchen heraus, die trotz der nahezu maximalen Entfernung von der Grenze hohe Raten der Mobilität in den Norden aufweisen.

Der visuelle Eindruck der Abbildungen 4 und 5 wird durch die Schätzergebnisse der Regressionsmodelle Tabelle 2 untermauert. In allen Modellen ist ein mindestens auf dem 1%-Niveau signifikanter negativer Einfluss der Distanz zur Grenze zu erkennen (*Hypothese 6*). Vom Standpunkt einer rationalistischen Handlungstheorie wird die Distanz als ein Faktor angesehen, der finanzielle, zeitliche aber auch soziale Kosten verursacht. Soziale Kosten entstehen beispielsweise durch den Verlust einer engeren Anbindung an private soziale Netzwerke nach einem Umzug oder durch Probleme der Kinder mit der Eingewöhnung in eine neue Umgebung. Weil diese Kosten entweder nicht von allen Akteuren aufgebracht werden können, oder weil diese Kosten mit zunehmender Distanz zur Grenze einen Schwellenwert überschreiten und den antizipierten Nutzen der Mobilität übertreffen, nimmt die Rate der Mobilität ab. Evident ist zugleich der deutlich positive Effekt der Dummyvariable, durch die alle Regionen identifiziert sind, die 100 km oder weniger von der jeweiligen Grenze entfernt sind. Weil die Arbeitsmarktmobilität in die unmittelbar hinter der Grenze liegenden Regionen ohne Wohnortwechsel möglich ist, verursacht sie vergleichsweise geringe Kosten.

Als letzte Variablen bleiben zwei Cross-Level-Interaktionsterme zu interpretieren: In Tabelle 2 ist in den Mehrebenenmodellen die Interaktion zwischen der Distanz und der Arbeitslosigkeitsdauer nur auf dem 5%-Niveau signifikant positiv. Der Interaktionsterm ist dem negativen Haupteffekt der Distanz entgegengerichtet, was der *Hypothese 7* entspricht. Allerdings ist er sehr schwach. Angesichts der hohen Fallzahlen¹⁵ auf der Ebene 1 ist nicht nur seine Relevanz, sondern auch seine Signifikanz als sehr gering einzustufen und man sollte ihn nicht dahingehend interpretieren, dass in nennenswertem Maße „aus der Not heraus“ auch größere Distanzen überbrückt werden. Etwas anders verhält es sich mit der Interaktion von Distanz und Ausbildungsjahren, die in Modell 1 einen höchst signifikant positiven Effekt auf die Mobilität von Nord nach Süd aufweist (*Hypothese 8*). Es zeigt sich, dass hinsichtlich der Wanderungen von Nord nach Süd Personen mit höherem Bildungsniveau in geringerem Maße von der Überwindung längerer Distanzen abgehalten werden als Personen mit geringerer Ausbildung. Angesichts der Größe der Koeffizienten bleibt die Tendenz der Haupteffekte davon aber weitgehend unberührt. Diese Interaktion deutet zumindest für die Mobilität von Nord nach Süd an, dass die Überwindung größerer Distanzen

nicht so sehr aus Notsituationen heraus erfolgt, sondern dass die Verfügbarkeit über die notwendigen finanziellen und kulturellen Ressourcen den Akteuren die Entscheidung für einen Wechsel erleichtert. Im Süden sind die Arbeitslosenquoten geringer, besser Qualifizierte aus dem Norden nutzen diese günstigeren Gelegenheitsstrukturen im Süden und lassen sich von größeren Distanzen weniger abschrecken. Für sie sollten die Kosten der Mobilität von Nord nach Süd daher als Investition in die weitere Berufskarriere angesehen werden. Diese Interpretation der Migration als lebenslaufbezogene Investitionshandlung in das individuelle Humankapital findet sich auch in einer Reihe weiterer Studien (Boyle/Halfacree/Robinson 1997: 62, Wagner 1992: 153, Maier/Weiss 1991: 22). Eine Arbeitsmarktpolitik, die eine Flexibilisierung auch in regionaler Hinsicht anstrebt, sollte sich deshalb bewusst machen, dass Arbeitsmarktmobilität über größere Distanzen hinweg weder eine gleichsam natürliche Tendenz bei Personen mit schlechteren Arbeitsmarktchancen darstellt, noch dass aus Regionen mit hohen Arbeitslosenquoten der Abstrom in den anderen Teil des Landes erhöht ist. Eher das Gegenteil ist der Fall und man kann nicht davon ausgehen, dass die Akteure durch ihr Mobilitätsverhalten auf der Makroebene temporäre Störungen des ökonomischen Gleichgewicht kompensieren.

7 Zusammenfassung der Befunde und Schlussfolgerung

In dieser Arbeit wurden sowohl individuelle als auch kontextbezogene Einflussfaktoren auf die Mobilität zwischen nord- und süddeutschen Arbeitsmärkten untersucht. Besondere Aufmerksamkeit galt dabei den Kontexteffekten der regionalen Arbeitslosenquote und der Distanz zu den Grenzen zwischen Nord- und Süddeutschland. In der Konstruktion der beiden Grenzen, die einerseits den Landesteil mit günstiger, andererseits den Landesteil mit ungünstiger Arbeitsmarktsituation jeweils vom Rest des Landes abgrenzen, wurde eine Möglichkeit gesehen, den Einfluss der Distanz auf die Mobilität auch anhand von Individualdaten mit der Methode der Ereignisanalyse zu untersuchen. Mit Bezug auf diese Grenzen kann allen Subepisoden, die kein Ereignis aufweisen, ein Wert für die Distanz zur jeweiligen Grenze zugewiesen werden.

Bei der Modellschätzung wurde berücksichtigt, dass die Untersuchungseinheiten auf der Individualebene innerhalb einer Kreisregion gemeinsam den jeweiligen Kontexteinflüssen ausgesetzt sind. Zur Anwendung kamen darum Mehrebenenanalysen von Übergangsraten. Die multiplen Regressionsmodelle haben ergeben, dass Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord und Süd aus einer komplexen Konstellation von individuellen Eigenschaften und strukturellen Merkmalen auf der regionalen Ebene basiert.

¹⁵ Bei Cross-Level-Interaktionseffekten gelten die Freiheitsgrade der Ebene 1.

Die Rate der Mobilität zwischen den Landesteilen ist erhöht bei Personen, die erst vergleichsweise kurz im aktuellen Betrieb und in der aktuellen Kreisregion beschäftigt sind, die ein höheres Ausbildungsniveau aufweisen (ein [Fach-]Hochschulabschluss bringt noch einen zusätzlichen Effekt), auf vergleichsweise hoch bezahlten Stellen beschäftigt und unverheiratet sowie in einem Alter zwischen 28 bis 35 Jahren sind (jedoch ist die Wechselrate von Süd nach Nord bei Personen ab 35 noch ebenso hoch wie bei Personen zwischen 21 und 27).

Unmittelbar zu Beginn einer Phase der Arbeitslosigkeit schnell die Mobilitätsrate in die Höhe, geht dann aber mit jedem weiteren Monat der Arbeitslosigkeitsdauer zurück. Auf der individuellen Ebene erwiesen sich also insgesamt jene Faktoren als mobilitätsfördernd, die positiv mit materiellen und kulturellen Ressourcen korrelieren. Es zeichnete sich ab, dass die Akteure bestimmte Voraussetzungen erfüllen müssen, durch die sie in die Lage zur Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland versetzt werden. Personen mit geringen Bildungsressourcen oder Personen, die lange arbeitslos sind, die also kaum die notwendigen Ressourcen aufbringen, wechseln nur vergleichsweise selten auf einen Arbeitsplatz im anderen Teil des Landes. Diese Merkmalskonstellation bei Personen mit hohen Mobilitätsraten passt also sehr gut zu der Tatsache, dass die häufig mit Umzügen in Verbindung stehende überregionale Mobilität in sozialer und vor allem finanzieller Hinsicht eine kostspielige Angelegenheit darstellt: „Dreimal umgezogen ist so gut wie einmal abgebrannt“, soll in diesem Zusammenhang schon Benjamin Franklin verkündet haben.¹⁶

Darüber hinaus wurde für die Kontextebene der Regionen-Jahre festgestellt, dass ein hohes mittleres regionales Einkommen zwar der Mobilität von Nord nach Süd entgegensteht, nicht aber der Mobilität von Süd nach Nord. Außerdem wirkt eine hohe regionale Arbeitslosenquote der Mobilität in beide Richtungen entgegen, allerdings ist der Effekt bei der Mobilität von Süd nach Nord besser abgesichert und deutlich stärker ausgeprägt als bei der Mobilität von Nord nach Süd. Regionen mit hohem Akademikeranteil sowie Regionen mit hohem Beschäftigungsvolumen weisen in beide Richtungen vergleichsweise hohe Mobilitätsraten auf.

Die Befunde zum Einfluss der Distanz auf die Mobilität widersprechen den Hypothesen nicht. Erwartungsgemäß geht mit der Distanz zur jeweiligen Grenze die Rate der Mobilität zurück, während die grenzüberschreitende Mobilität in den grenznahen Regionen stark erhöht ist. Letzteres ist sicherlich nicht zuletzt durch Pendler bedingt, die eine Stelle im anderen Landesteil annehmen können, ohne zugleich den Wohnort wechseln zu müssen. Für sich genommen stellt dieser Befund keine wirkliche Innovation dar, weil er letztendlich nur die klassischen Überlegungen von Ravenstein untermauert. Bedeutsamer ist das Ergebnis, dass mit zunehmender Dauer der Arbeitslosigkeit die Rate der Mobilität zwischen den Landesteilen *nicht* nennenswert ansteigt. Es kann also nicht behauptet werden, in durch längere Arbeitslosigkeitsphasen bedingten Notsituationen würden vermehrt längere Distanzen überwunden, um eine neue Arbeitsstelle zu finden. Dage-

gen stellte sich heraus, dass zumindest in Bezug auf die Mobilität von Nord nach Süd ein hohes Ausbildungsniveau die Kosten der Distanz etwas relativiert und dem negativen Effekt der Distanz entgegenwirkt. Auch diese Befunde legen insgesamt nahe, dass die Mobilität von Nord nach Süddeutschland nicht in „Notsituationen“, sondern von eher günstigen Positionen aus und vor dem Hintergrund von hinreichend kulturellem Kapital und nachgefragten Qualifikationen vollzogen wird. Die günstigere Gelegenheitsstruktur im Süden wird von mobilen Personen zur Investition in die Karriere genutzt.

Für eine politische Intervention, die auf der Erwartung basiert, durch Flexibilisierung von Arbeitsmärkten dem Problem der Massenarbeitslosigkeit entgegenwirken zu können, deutet sich zumindest eine Schlussfolgerung an. Hofft man aus einer neoklassischen ökonomischen Sichtweise auf eine der Marktlogik inhärente und zum Abbau regionaler Disparitäten führende Gleichgewichtstendenz, müssen Faktoren, die die Mobilität gering qualifizierter Personen hemmen, abgebaut werden. Auf diese Weise wäre die Migration aus dem Norden auf die vorteilhafteren südlichen Arbeitsmärkte erleichtert. Wenn diese hemmenden Faktoren aber in erster Linie in den Kosten bestehen, die von der Mobilität über weite Distanzen hinweg aufgeworfen werden, bestünde wohl die einzige Interventionsmöglichkeit darin, diese Kosten durch die öffentliche Hand zu kompensieren. In diese Richtung weisen die in dieser Studie vorgestellten Befunde, in denen sich insgesamt abzeichnet, dass die Arbeitsmarktmobilität zwischen Nord- und Süddeutschland von besser situierten Personen vollzogen wird. Merkmale wie ein geringes Bildungsniveau, geringes Einkommen, eine längere Phase der Arbeitslosigkeit oder eine hohe Arbeitslosenquote in der jeweiligen Region stehen der Mobilität *entgegen*, weshalb die Mobilität zwischen Nord- und Süddeutschland als ressourcenintensiver Prozess betrachtet werden sollte. Eine Kompensation von Wanderungskosten wirft aber die Frage auf, wie möglichen Mitnahmeeffekten entgegengewirkt werden kann. Die Knüpfung der Lohnersatzleistungen an die Bedingung, auch Stellenangebote in entfernteren Regionen wahrzunehmen, sollte auf Personen beschränkt werden, die vor der Arbeitslosigkeitsphase hohe Einkommen erzielten und ein höheres Ausbildungsniveau haben. Nun stellen diese Personen gerade nicht das Problempotenzial auf den Arbeitsmärkten dar.

Angesichts dieser Befunde kann die Möglichkeit, regionalen Disparitäten durch vermehrte überregionale Mobilität von Arbeitskräften entgegenzuwirken, auch durchaus pessimistisch eingeschätzt werden. Denn gerade die Problemfälle des Arbeitsmarktes – langzeitarbeitslose Personen mit geringer Ausbildung in Regionen mit angespannter Arbeitsmarktlage – sind nur in geringem Maße zur Mobilität bereit bzw. in der Lage.

Künftige Forschung sollte vor allem den Analyserahmen auf die Regionen Ostdeutschlands erweitern, was problemlos möglich sein wird, wenn das Beobachtungsfenster der IAB-Regionalstichprobe hinreichend verlängert ist.

¹⁶ Zit. nach Blaschke (1984: 212).

8 Literatur

- ARL (Akademie für Raumforschung und Landesplanung) (Hrsg.) (1992): Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf. Hannover: Verlag der ARL.
- Bade, Franz-Josef/Schönert, Matthias (1997): Regionale Unterschiede und Entwicklungstendenzen in der Qualität der Arbeitsplätze. In: Geographische Zeitschrift 85, 67-80.
- Birg, Herwig/Flöthmann, E.-Jürgen (1992): Biografische Determinanten der räumlichen Mobilität. In: ARL (Hrsg.), 27-47.
- Blaschke, Dieter (1984): Regionale Mobilität von Erwerbspersonen. Bedingungen regionaler Mobilität und Sesshaftigkeit. In: MittAB 17, 2, 201-215.
- Blien, Uwe (2001): Arbeitslosigkeit und Entlohnung auf regionalen Arbeitsmärkten. Theoretische Analyse, ökonometrische Methode, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen für die Bundesrepublik Deutschland. Heidelberg: Physica-Verlag.
- Blossfeld, Hans-Peter/Prein, Gerald (Hrsg.) (1998): Rational choice theory and large-scale data analysis. Oxford: Westview Press.
- Blossfeld, Hans-Peter/Prein, Gerald (1998): The relationship between rational choice theory and large scale data analysis – Past developments and future perspectives. In: Blossfeld/Prein (Hrsg.), 3-28.
- Blossfeld, Hans-Peter/Rohwer, Götz (1995): Techniques of event history modeling. New approaches to causal modelling. Mahwah: Earlbaum.
- Boyle, Paul/Halfacree, Keith/Robinson, Vaughan (1998): Exploring contemporary migration. Harlow/Essex: Longman.
- Brinkmann, Christian (1984): Die individuellen Folgen langfristiger Arbeitslosigkeit. In: MittAB 17, 2, 454-473.
- Büchtemann, Christoph F. (1984): Der Arbeitslosigkeitsprozeß. Theorie und Empirie strukturierter Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland. In: Bonß, Wolfgang/Heinze, Rolf G. (Hrsg.): Arbeitslosigkeit in der Arbeitsgesellschaft. Frankfurt/Main: Suhrkamp.
- Cadwallader, Martin (1989): A conceptual framework for analysing migration behaviour in the developed world. In: Progress in human geography 13, 494-511.
- Coleman, James S. (1991): Grundlagen der Sozialtheorie. Bd. 1: Handlungen und Handlungssysteme. München: Oldenbourg.
- Diekmann, Andreas (1998): Empirische Sozialforschung. Grundlagen, Methoden, Anwendungen. Reinbek: Rowohlt.
- Dodd, Stuart C. (1950): The interactance hypothesis. A gravity model fitting physical masses and human groups. In: American Sociological Review 15, 245-256.
- Engel, Uwe (1998): Einführung in die Mehrebenenanalyse. Grundlagen, Auswertungsverfahren und praktische Beispiele. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Esser, Hartmut (1998): Why are bridge hypotheses necessary? In: Blossfeld/Prein (Hrsg.), 94-111.
- Friedman, Debra/Hechter, Michael (1988): The contribution of rational choice theory to macrosociological research. In: Sociological Theory 6, 201-218.
- Friedrichs, Jürgen/Häußermann, Hartmut/Siebel, Walter (Hrsg.) (1986): Süd-Nord-Gefälle in der Bundesrepublik? Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Glück, Horst (2002): Lebt die Main-Linie noch? Warum die Uhren manchmal anders gehen. Politisch-kulturelle Traditionen und ihre Bedeutung für Politik und Wahlverhalten in Deutschland. In: Der Bürger im Staat, H. 1-2.
- Goldthorpe, John (1998): The quantitative analysis of large scale data-sets and rational action theory: For a sociological alliance. In: Blossfeld/Prein (Hrsg.), 31-54
- Gornig, Martin (2000): Gesamtwirtschaftliche Leitsektoren und regionaler Strukturwandel. Eine theoretische und empirische Analyse der sektoralen und regionalen Wirtschaftsentwicklung in Deutschland 1895-1987. Berlin: Duncker & Humblot.
- Haag, Günter/Munz, Martin/Reiner, Rolf/Weidlich, Wolfgang (1988): Federal Republic of Germany. In: Weidlich, W./Haag, G. (Hrsg.): Interregional Migration. Dynamic Theory and Comparative Analysis. Berlin: Springer, 65-100.
- Haas, Anette (2001): Die IAB-Regionalstichprobe 1975-1997. In: ZA-Information 48, 128-141.
- Haas, Anette (2000): Regionale Mobilität gestiegen. IAB-Kurzbericht Nr. 4.
- Hinrichs, Wilhelm (1997): Länderübergreifende Wohnmobilität im vereinten Deutschland – Integration oder Differenz. In: Allgemeines Statistisches Archiv 81, 377-400.
- INKAR (2002): Indikatoren und Karten zur Raumentwicklung. Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung. Bonn.
- Jürges, Hendrik (1998): Beruflich bedingte Umzüge von Doppelverdienern. Eine empirische Analyse mit Daten des SOEP. In: Zeitschrift für Soziologie 27, 358-377.
- Kalter, Frank (1994): Pendeln statt Migration? Die Wahl und Stabilität von Wohnort-Arbeitsort-Kombinationen. In: Zeitschrift für Soziologie 23, 129-144.
- Karr, Werner/Koller, Martin /Kridde, Herbert/Werner, Heinz (1987): Regionale Mobilität am Arbeitsmarkt. In: MittAB 20, 2, 197-212.
- Kecskes, Robert (1994): Abwanderung, Widerspruch, Passivität. Oder: Wer zieht wann um? In: Zeitschrift für Soziologie 23, 129-144.
- Kreft, Ita/Leeuw, Jan de (1998): Introducing multilevel models. London: Sage.
- Lindenberg, Siegwart (1998): The influence of simplification on explananda: Phenomenon-centered versus Choice-centered theories in the social sciences. In: Blossfeld/Prein (Hrsg.), 54-69.
- Maier, Gunther/Weiss, Peter (1991): The discrete choice approach to migration modelling. In: Stillwell/Congdon (Hrsg.), 17-33.
- Maier, Jörg/Beck, Reiner (2000): Allgemeine Industriegeographie. Gotha: Klett-Perthes.
- Massey, Douglas S./Espinoza, Kristin E. (1997): What's driving Mexico-U.S. Migration? A theoretical, empirical, and policy analysis. In: American Journal of Sociology 102, 939-999.
- McGinnis, Robert (1968): A stochastic model of social mobility. In: American Sociological Review 33, 712-722.
- Popper, Karl R. ([1957] 1992): Die offene Gesellschaft und ihre Feinde. Bd. 2. Tübingen: Mohr.
- Popper, Karl R. (1972): Die Logik der Sozialwissenschaften. In: Adorno, Th. u.a. (Hrsg.): Der Positivismusstreit in der deutschen Soziologie. Darmstadt: Luchterhand, 103-123.

- Prein, Gerald (1998): Modeling rational action: a longitudinal approach. In: Blossfeld/Prein (Hrsg.), 247- 257.
- Ravenstein, E.G. ([1885] 1972): Die Gesetze der Wanderung, In: Szell, G. (Hrsg.), 41-94.
- Reardon, Sean F./Brennan, Robert/Buka, Stephen L. (2001): Estimating multi-level discrete time hazard models using cross-sectional data: Neighbourhood effects on the onset of adolescent cigarette use. Working paper 01-07, Population Research Institute, Pennsylvania State University.
- Rosenbaum, P. and Rubin, D.B. (1983). Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 45: 212–218.
- Sandefur, Gary/Tuma, Nancy/Kephart, George (1991): Race, local labour markets and migration in the United States, 1975-83. In: Stillwell/Gongdon (Hrsg.), 187-206.
- Schütz, Alfred (1972): Der Fremde. In ders.: *Gesammelte Aufsätze II. Studien zur soziologischen Theorie*. Den Haag: Nijhoff.
- Sinz, Manfred/Strubelt, Wendelin (1986): Zur Diskussion über das wirtschaftliche Süd-Nord-Gefälle unter Berücksichtigung entwicklungsgeschichtlicher Aspekte. In: Friedrichs, Häußermann, Siebel (Hrsg.), 12-50.
- Snijders, Tom/Bosker, Roel (1999): *Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modelling*. London: Sage.
- Stillwell, John (1991): Spatial interaction models and the propensity to migrate over distance. In: Stillwell/Gongdon (Hrsg.), 34-56.
- Stillwell, John/Gongdon, Peter (Hrsg.) (1991): *Migration models: Macro and micro approaches*. London: Belhaven.
- Stolle, Martin (2001): *Anwendungsprobleme der Wert-Erwartungstheorie am Beispiel der Migrationsbreitschaft von Arbeitslosen*. Dissertation Universität Leipzig.
- Stouffer, Samuel A. (1940) : Intervening opportunities : A theory relating mobility and Distance. In: *American Sociological Review* 5, 845-867.
- Szell, G. (Hrsg.) (1972): *Regionale Mobilität*. Nymphenburg: Nymphenburger Verlagshandlung.
- Turon, Hélène (2003): Separability of Duration Dependence and Unobserved Heterogeneity. *Institute for the Study of Labor Discussion Paper No. 754*.
- Wagner, Michael (1992): Zur Bedeutung räumlicher Mobilität für den Erwerbsverlauf bei Männern und Frauen. In: ARL (Hrsg.), 149-167.
- Wagner, Michael (1990): Wanderungen im Lebensverlauf. In: Mayer, K.U. (Hrsg.): *Lebensläufe und sozialer Wandel. Sonderheft 31 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag, 212-238.
- Wagner, Michael (1989): *Räumliche Mobilität im Lebenslauf*. Stuttgart: Enke.