

## KANN DER REGIONALE KONTEXT ZUR „ARBEITSLOSENFALLE“ WERDEN?

Der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Mobilität zwischen  
regionalen Arbeitsmärkten in Westdeutschland\*

Michael Windzio

*Zusammenfassung:* Der Beitrag untersucht die Mobilität von Personen zwischen regionalen Arbeitsmärkten. Anhand von Mehrebenenanalysen wird der Frage nachgegangen, wie sich die Arbeitslosigkeit auf die Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten auswirkt. Dabei wird zwischen unterschiedlichen Dimensionen der Arbeitslosigkeit unterschieden: erstens die Arbeitslosigkeit als Zustand der Person, zweitens die Dauer einer Arbeitslosigkeitsphase sowie drittens die regionale Arbeitslosenquote. Es wird der Befund geliefert, dass mit steigender Arbeitslosenquote in einer Region die Rate des Wechsels auf den Arbeitsmarkt einer anderen Region zurückgeht – und nicht, wie nach der neoklassischen ökonomischen Theorie zu erwarten gewesen wäre, zunimmt. Insofern wird der regionale Kontext zu einer „Arbeitslosenfalle“, weil auch Arbeitslose unter ungünstigen Bedingungen zur Immobilität tendieren und deren Humankapital dabei entwertet werden könnte.

### *I. Einleitung*

Im Rahmen der politischen Diskussion um die Flexibilisierung von Arbeitsmärkten wird von den Arbeitnehmern unter anderem eine erhöhte Bereitschaft zur regionalen Mobilität erwartet. Würden die Arbeitslosen immer dort zur Stelle sein, wo die Arbeitsplätze vorhanden sind, wäre das, so vermutet man, ein Beitrag zur Entschärfung der Krise am Arbeitsmarkt. Dahinter steht eine grundlegende Annahme über die Beschaffenheit der ökonomischen Produktionsfaktoren: Während die Faktoren Boden und Kapital<sup>1</sup> weitgehend räumlich fixiert sind, ist der Faktor Arbeit mobil. Warum sollten angesichts eines Überangebots an Arbeitskräften politisch gesetzte Anreizmechanismen nicht darauf hinwirken, dass Arbeitskräfte dorthin wechseln, wo die Beschäftigungschancen günstiger sind?

Einer der Akzente der von der sogenannten Hartz-Kommission im Jahre 2002 erarbeiteten Reformen zur Überwindung der Krise am Arbeitsmarkt bestand in dem Versuch, bei den Arbeitslosen die Bereitschaft zur regionalen Mobilität zu erhöhen: „Eine Beschäftigung ist in der Regel auch dann zumutbar, wenn sie vorübergehend einen getrennten Haushalt erfordert, beispielsweise bei befristeter Einarbeitung oder Teilnahme

---

\* Für wertvolle Hinweise danke ich den Gutachtern der Zeitschrift sowie den Teilnehmern und Teilnehmerinnen des EMPAS Kolloquiums der Universität Bremen.

<sup>1</sup> Finanzkapital ist nicht als Kapital im Sinne von Produktionsmitteln anzusehen.

an einem Trainee-Programm. Ein Umzug kann unter besonderen Umständen verlangt werden (alleinstehende jüngere Langzeitarbeitslose bei Angebot eines Dauerarbeitsplatzes in Vollzeit)“ (Hartz-Kommission 2002: 94).

Bevor derartige politische Forderungen nach einer Beseitigung von Mobilitätshemmnissen und einer Aufweichung erstarrter arbeitsmarktrechtlicher Strukturen artikuliert werden, ist es ratsam, sich Kenntnisse über die Ursachen der Mobilität von Personen zwischen regionalen Arbeitsmärkten zu verschaffen. Diese Ursachen sind einerseits auf der Ebene der Individuen zu verorten, indem beispielsweise bestimmte Bildungs- und Berufsgruppen von vornherein mehr an nationalen oder sogar internationalen Arbeitsmärkten orientiert sind, andere Gruppen hingegen regional verwurzelt bleiben. Andererseits gehen bei der Entscheidung über die Annahme einer Beschäftigung in einer anderen Region die vermuteten Chancenstrukturen der Herkunfts- und Zielregion in die subjektive Nutzenfunktion ein. Dabei wirken Faktoren, die in der Ungleichheitsforschung unter dem Stichwort der „regionalen Disparitäten“ diskutiert werden. Ist die Beschäftigungssituation in der Herkunftsregion ungünstig, könnte man annehmen, dass sich die Suchaktivitäten Arbeitsloser auch auf andere Regionen ausweiten und die überregionale Mobilität zunimmt. Andererseits könnte eine hohe regionale Arbeitslosenquote die Mobilitätsbereitschaft auch senken, wenn Personen ihre Chancen auf dem Arbeitsmarkt besonders negativ beurteilen. In der Literatur wird dieses Phänomen dadurch umschrieben, dass Personen mit geringeren Arbeitsmarktchancen entmuttert werden und in Regionen mit schlechten Beschäftigungsverhältnissen „gefangen“ bleiben.

Thema dieser Arbeit ist der Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten. Untersucht wird insbesondere die Frage, ob durch hohe Arbeitslosenquoten gekennzeichnete regionale Arbeitsmärkte einen verstärkten Abstrom von Arbeitskräften aufweisen. Es wird gezeigt, dass es erstens wichtig ist, auf der Ebene der Individuen zwischen Inzidenz und Dauer der Arbeitslosigkeit zu unterscheiden, da beide Dimensionen gegenläufige Effekte auf die regionale Mobilität aufweisen können. Zweitens muss berücksichtigt werden, dass sich Arbeitslosigkeit sowohl auf der Ebene des Individuums – als unmittelbar erlebter biografischer Abschnitt – als auch auf der Ebene des regionalen Kontextes – als Logik der Situation – auf die regionale Mobilität auswirken kann. Es wird darauf hingewiesen, dass beide Ebenen auseinandergehalten werden müssen, um einerseits ökologische Fehlschlüsse zu vermeiden, andererseits aber die auf die Individuen einwirkenden Kontexteinflüsse nicht zu vernachlässigen. In dieser Arbeit kommt ein Modell der diskreten Ereignisanalyse im Mehrebenenendesign zur Anwendung, mit dem sowohl zwischen den Effekten der Inzidenz und Dauer der Arbeitslosigkeit als auch zwischen den unterschiedlichen Analyseebenen differenziert werden kann.

Theorien der regionalen Mobilität wurden in der Regel für Wohnortwechsel formuliert, seltener jedoch für regionale Beschäftigungsmobilität. Diese Theorien weisen, wie im folgenden zweiten Abschnitt argumentiert wird, enge Bezüge zur Arbeitsmarktforschung auf. Im dritten Abschnitt werden bisherige Befunde zum Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und regionaler Mobilität diskutiert und daraus in Abschnitt IV die Hypothesen abgeleitet. Abschnitt V beschreibt die verwendeten Daten und Methoden und in Abschnitt VI werden die Ergebnisse präsentiert.

## II. Ursachen der regionalen Mobilität von Arbeitskräften

Untersuchungen von Wohnortwechseln gehen von einer Vielzahl von Wanderungsmotiven aus. Diese Motive stehen beispielsweise in Verbindung mit einer Ausbildung oder einer Heirat, aber auch mit der Berufstätigkeit des Partners (Jürges 1998), mit dem Vorhandensein von Kindern, sozialen Netzwerken (Massey und Espinosa 1997: 951) sowie der Zufriedenheit mit Wohnsituation und Nachbarschaft (Kecskes 1994). Betont wurde außerdem mehrfach die Rolle des Ausbildungsniveaus. Entweder wandern hochqualifizierte Personen häufiger als geringqualifizierte (Foulkes und Newbold 2000: 141; Cooke und Bailey 1996: 44), was auch Analysen für Westdeutschland bestätigt haben (Wagner 1989: 103, 1992: 161; Flöthmann 1996: 82; Karr et al. 1987: 205; Kalter 1994: 473; Cramer 1992: 80). Oder bei höher Qualifizierten ist zumindest eher die Intention der räumlichen Mobilität festzustellen (Kecskes 1994: 141).

Vor allem große Verdichtungsräume stellen heutzutage attraktive Wirtschaftsstandorte dar (Maier und Beck 2000: 116). In diesen Kreistypen<sup>2</sup> ist der Großteil aller Arbeitsplätze zu finden, weshalb sie auch die höchste „Absorption“ und „Dispersion“ von Arbeitskräften aufweisen müssten. In den letzten 40 Jahren hat sich zudem die Infrastruktur für Pendelmobilität zwischen den Verdichtungsräumen stark verbessert (Kalter 1994: 461), und schließlich sind Personen mit hochqualifizierten Berufen, die sich eher auf nationalen statt auf regionalen Arbeitsmärkten bewegen, auf Betriebe in Verdichtungsräumen konzentriert (Sandefur, Tuma und Kephart 1991: 190; Wagner 1989: 103, 105). Dies wurde in jüngerer Zeit für Westdeutschland sowohl hinsichtlich der regionalen Bildungsverteilung der Beschäftigten als auch der regionalen Beschäftigtenanteile im Bereich der Forschung und Entwicklung gezeigt (Bade und Schönert 1997: 70).

Insgesamt weisen die genannten Studien enge Bezugspunkte zur Arbeitsmarktforschung auf (Wagner 1989: 106). Ravenstein (1972: 47), dessen klassische Studien auch heute noch als einflussreich gelten, merkte bereits 1885 an, dass „die Wanderungsbewegungen in den meisten Fällen Geschäftsüberlegungen untergeordnet sind.“ Die Frage nach den ökonomischen und arbeitsmarktbezogenen Ursachen der regionalen Mobilität von Arbeitskräften, der in der vorliegenden Arbeit nachgegangen wird, wurde also bereits zu Beginn der Migrationsforschung aufgeworfen.

Aus neoklassischer *ökonomischer* Sicht wurde davon ausgegangen, dass Wanderungen lohngerichtet erfolgen und Regionen, in denen höhere Löhne und Gehälter gezahlt werden, höhere Eintritts- und geringere Austrittsquoten aufweisen. Zudem wird erwartet, dass der Abstrom aus Regionen mit günstigen Arbeitsmarktbedingungen eher gering sein müsste: „Movement is expected to be from low- to high-wage areas and from high- to low-unemployment areas“ (Boyle, Halfracree und Robinson 1998: 91),<sup>3</sup> weil angenommen wird, dass Migration temporäre Ungleichgewichte zwischen Arbeitsangebot und -nachfrage kompensiert. Eine jüngere ökonomische Studie kam auf Grundlage von Individualdaten zu dem Ergebnis, dass in den USA eine hohe regionale Arbeitslo-

<sup>2</sup> Vgl. zur Typologie von Kreisen *Tabelle A2* im Anhang.

<sup>3</sup> William Stanley Jevons (1965: 220), einer der Begründer der neoklassischen Grenznutzenschule, lieferte 1865 in seinem damals vielbeachteten Buch „The Coal Question“ bereits einige Jahre vor Ravenstein Ansätze zu einer ökonomischen Analyse der Wanderung.

senquote die Austrittsmobilität aus den Regionen erhöht, in den Niederlanden dagegen signifikant *reduziert* (van Dijk et al. 1989: 74). Als Ursache für diesen Unterschied wurden von den Autoren institutionelle Merkmale der Arbeitsmarktregime verantwortlich gemacht, die ökonomische Ansätze bis dahin nicht hinreichend berücksichtigten. Hervorgehoben wurde die Rolle des nationalen Informationssystems der Arbeitsvermittlung in den Niederlanden, durch das überregionale Wanderungen sehr eng an Folgebeschäftigungen am neuen Ort geknüpft sind. In Verbindung mit einer vergleichsweise hohen Arbeitslosenunterstützung wird dadurch die „spekulative“ Migration, die in den USA in vielen Fällen mit ineffizienter Re-Migration einher geht, eher unwahrscheinlich (ebd.: 79). Etwas plakativ und vereinfacht könnte man sagen, dass das institutionalisierte Arbeitsmarktregime die Kausalität tendenziell umkehrt: Unter ungünstigen Arbeitsmarktbedingungen wird in den Niederlanden erst nach erfolgreicher Jobsuche in eine andere Region gewandert. In den USA wird gemäß dem neoklassischen ökonomischen Argument unter ungünstigen Bedingungen zunächst in die Zielregion gewandert und erst vor Ort (unter Umständen ohne oder mit nur kurzfristigem Erfolg)<sup>4</sup> eine Beschäftigung gesucht.

Angesichts der divergierenden Argumente und Befunde ist es angebracht, der Frage nach dem Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und überregionaler Beschäftigtenmobilität in Westdeutschland zwischen 1984 und 1997 genauer nachzugehen.

### *III. Der Einfluss individueller Arbeitslosigkeit und der regionalen Arbeitsmarktlage auf die überregionale Mobilität von Arbeitskräften: Empirische Befunde*

Einige Wanderungsstudien zielten darauf ab, neben individuellen Merkmalen auch den Einfluss der lokalen Arbeitsmarktlage zu berücksichtigen und auf diese Weise Faktoren der Makroebene in die Analyse von Individualdaten zu integrieren. Es wurde versucht, einerseits die Gefahr des ökologischen Fehlschlusses zu umgehen, andererseits aber auch Effekte der regionalen Kontextbedingungen abzubilden. Teilt man die Annahme nutzenmaximierender Akteure, scheint es zwar plausibel, dass Beschäftigungs- und Einkommenschancen vornehmlich in anderen Regionen gesucht werden, wenn die Beschäftigungssituation in der Herkunftsregion ungünstig ist (vgl. Lee und Roseman 1999: 111; Milne 1991: 143). Unter ungünstigen Arbeitsmarktbedingungen können jedoch auch Rückzugstendenzen aus dem Arbeitsmarkt zunehmen, wie in einigen empirischen Analysen dargelegt wurde.

Kasarda (1988) konnte zeigen, dass es in den USA der 1970er Jahre paradoxerweise gerade jene Städte mit dem höchsten Abbau von einfachen anspruchlosen Arbeitsplätzen waren, in die schlecht ausgebildete ethnische Minderheiten zuzogen oder zumindest am stärksten gehalten wurden – ein Trend, der ökonomischen Gleichgewichtsmodellen geradewegs zuwiderlief (ebd.: 189). Als mögliche Ursachen führte Kasarda unter anderem an, dass Regionen mit hohen Quoten von Langzeitarbeitslosen und Armen in den Genuss von öffentlich finanzierten Hilfsprogrammen kommen, die für die aus

<sup>4</sup> „... as many as 25% of all moves within the United States consist of return migration“ (van Dijk et al. 1989: 63).

dem Erwerbssystem Ausgeschlossenen den Lebensunterhalt garantieren (vgl. auch Reagan und Olsen 2000: 349).

Wenn eine tiefergehende Erklärung dieses aus ökonomischer Sicht paradox anmutenden Effektes auch schwierig zu sein scheint, wird der empirische Sachverhalt, dass Regionen mit den höchsten Arbeitslosenquoten *nicht* die höchsten Abstromquoten aufweisen, mehrfach auch auf Grundlage unterschiedlichster Daten gestützt (Lee und Roseman 1999: 121). Sandefur, Tuma und Kephart (1991) haben für die USA zwischen 1973 und 1983 gezeigt, dass die Rate der Migration in einen anderen Landkreis zurückgeht, wenn die Arbeitslosenquote der Herkunftsregion steigt. Dies wurde als Hinweis auf die Wirkung eines nicht näher bekannten Prozesses gewertet, durch den Geringqualifizierte in Regionen mit ungünstigen Arbeitsmarktbedingungen „gefangen“ bleiben (ebd.: 201). Das Phänomen erhöhter Immobilität gerade bei hoher Arbeitslosigkeit wirkt wie eine Art „Arbeitslosenfalle“, weil durch den Rückzug aus dem Erwerbssystem Humankapital entwertet wird und die künftigen Beschäftigungschancen weiter zurückgehen. Folkes und Newbold (2000: 141) fanden in ihrer Untersuchung über zwischenstaatliche Wanderungen von ethnischen Minderheiten in den USA in der Tendenz einen negativen Einfluss der regionalen Arbeitslosenquote. Eine weitere US-amerikanische Studie von Haurin und Haurin (1991) ergab, dass Hochqualifizierte angesichts einer schlechten regionalen Arbeitsmarktlage zur Abwanderung neigen, Geringqualifizierte hingegen nicht (ebd.: 183).

Für Westdeutschland sind die Befunde über den Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und interregionaler Arbeitsmarktmobilität nicht eindeutig und variieren hinsichtlich der Analyseebene. Eine auf Zeitreihen basierende Regressionsanalyse von Blaschke (1984: 208) hat ergeben, dass in der Periode von 1961 bis 1982 mit steigenden Arbeitslosenzahlen die bundeslandübergreifenden Wanderungen von Erwerbspersonen bei einer Korrelation von immerhin  $-0,974$  (Pearsons  $r$ ) zurückgehen. Geschichtet nach unterschiedlichen Dauerintervallen der Arbeitslosigkeit untersuchten Karr et al. (1987: 206) anhand von Daten der Beschäftigtenstatistik neu eingegangene Beschäftigungsverhältnisse dahingehend, ob sie mit einer regionalen Mobilität einhergingen oder innerhalb des Tagespendelbereichs lagen. In der Tendenz nahm der Anteil der mit regionaler Mobilität einhergehenden Neubeschäftigungen zu, je länger die Arbeitslosigkeit dauerte. Das Problem dieser Vorgehensweise besteht darin, dass die Perspektive auf jene Fälle beschränkt ist, die innerhalb von 24 Monaten eine neue Beschäftigung fanden und die ab dieser Zeit rechtszensierten Fälle, die bis dahin keine Wiederbeschäftigung finden konnten, ausklammert. Auf der Basis einer Stichprobe von 811 westdeutschen Arbeitslosen, die im Jahre 1990 befragt wurden, lieferte Stolle (2001: 260) ein Ergebnis, demzufolge „die Migrationsbereitschaft der Arbeitslosen als unabhängig von der Dauer der Arbeitslosigkeit angesehen werden“ kann. Birg und Flöthmann (1992: 44) kamen bei einer Analyse des Zusammenhangs von Arbeitslosigkeitsdauer, Zahl der Arbeitslosigkeitsphasen und der Wohndauer am Ort der Befragung zu dem Resultat, dass Männer mit häufigen kurzen Episoden der Arbeitslosigkeit räumlich vergleichsweise mobil sind, während Männer mit längeren Phasen der Arbeitslosigkeit zur Immobilität tendieren.

Einige Befunde legen nahe, dass eine konjunkturelle Abschwungphase zu einem Rückgang sowohl der interregionalen Mobilität als auch der zwischenbetrieblichen

Fluktuation insgesamt führt (Karr et al. 1987: 207). Birg und Flöthmann (1992: 28) arbeiteten heraus, dass eine ungünstige Arbeitsmarktlage sowie eine schlechte konjunkturelle Situation zu einem abnehmenden Wanderungsvolumen führen. Haas (2000: 3) zeigte, dass der Anteil der überregional mobilen Arbeitskräfte positiv mit der Veränderungsrate des BIP korreliert. Diese auf die gesamte BRD im Zeitverlauf gerichtete Betrachtung widerspricht nicht der These, dass hohe regionale Arbeitslosenquoten einen negativen Einfluss auf die Rate von Wechslen der Arbeitsmarktregionen aufweisen, da bei den regionalen Arbeitslosenquoten die *interregionale* Varianz unter Umständen bedeutsamer ist, als die *temporale* Varianz. Anhand seiner eher kleinen Stichprobe westdeutscher Arbeitsloser kam Stolle (2001: 303) zu dem Ergebnis, dass deren Wanderungsbereitschaft nicht einem der regionalen Verteilung der Arbeitslosenquoten analogen Nord-Süd-Gefälle folgt.

Angesichts dieser heterogenen empirischen Befunde sollte nicht grundsätzlich davon ausgegangen werden, dass eine hohe regionale Arbeitslosenquote die Abstrommobilität von Beschäftigten aus diesen Regionen erhöht. Würde sich in der empirischen Analyse sogar ein negativer Zusammenhang herausstellen, wären die Grenzen der neoklassischen ökonomischen Theorie regionaler Mobilität offenkundig, die ja nicht-monetäre Anreize zur Immobilität sowie sozialstaatliche Interventionsformen nicht hinreichend berücksichtigt. Des Weiteren weist Kalter (1997: 33) in seiner kenntnisreichen Studie auf einen plausiblen Einwand gegen die makroökonomische Theorie hin, der darin besteht, dass ungünstige ökonomische Bedingungen in einer Region zwar ein Potenzial von Arbeitsmigranten erzeugen, aber Trägheit, Barrieren und Transaktionskosten gerade bei ökonomisch Schwächeren die Umsetzung von Wanderungen erschweren. In ähnlicher Weise ist unter Umständen auch das Pendeln besonders für ökonomisch Schwächere mit relativ hohen Kosten verbunden (Kalter 1994: 471). Folglich liegt es zwar nahe, die Bereitschaft zur Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten mit ähnlichen Argumenten zu erklären wie die Wohnortmobilität. Ein Verhalten nach der Logik der neoklassischen ökonomischen Wanderungstheorie ist jedoch eher von Personen zu erwarten, die kürzere Phasen der Übergangsarbeitslosigkeit aufweisen, nicht jedoch von Personen, die dauerhaft aus dem Arbeitsmarkt ausgegliedert sind. Hypothesen über den Effekt der regionalen Arbeitslosenquote auf die überregionale Arbeitsmarktmobilität setzen somit Kenntnisse über die Zusammensetzung der Arbeitslosen hinsichtlich der individuellen Zustandsdauer sowie ihrer Qualifikation voraus.

#### IV. Hypothesen

Aus der theoretischen Diskussion und den empirischen Befunden lassen sich Hypothesen über den Einfluss von individuellen und kontextuellen Faktoren der räumlichen Arbeitsmarktmobilität ableiten:

- H1: Im Vergleich zu Erwerbstätigkeitsphasen ist während einer Arbeitslosigkeitsphase die Rate erhöht, in einer anderen Region eine Beschäftigung anzunehmen (Inzidenzeffekt von Arbeitslosigkeit).

- H2: Je länger eine Arbeitslosigkeitsphase andauert, desto geringer ist die Rate, in einer anderen Region eine Beschäftigung anzunehmen (Dauereffekt der Arbeitslosigkeit).
- H3: Je höher die Arbeitslosenquote in einer Region, desto *höher* ist die Rate, in einer anderen Region eine Beschäftigung anzunehmen (neoklassische ökonomische Theorie der überregionalen Mobilität). Konkurrierend dazu:
- H4: Je höher die Arbeitslosenquote, desto *geringer* ist die Rate, in einer anderen Region eine Beschäftigung anzunehmen.
- H5: Je höher das mittlere Einkommen in einer Region, desto geringer ist die Rate, in einer anderen Region eine Beschäftigung anzunehmen.
- H6: Je höher das Ausbildungsniveau, desto höher ist die Rate, in einer anderen Region eine Beschäftigung anzunehmen.

#### V. Daten und Methoden

In der Literatur zur regionalen Wohnortmobilität wurde mehrfach darauf hingewiesen, dass Wanderungsentscheidungen eng mit der Erwerbsbiografie verflochten sind (Lee und Roseman 1999; Wagner 1989: 101ff.). Kennt man den Wohnort einer Person, heißt das angesichts der heutzutage günstigen Infrastruktur für Berufspendler noch nicht, dass sie auch an diesem Ort einer Beschäftigung nachgeht. Um regionale Disparitäten hinsichtlich der Beschäftigungsmöglichkeiten zu untersuchen, sind Daten angemessener, die Informationen über den Ort des Betriebes beinhalten. Nur diese Information ist unmittelbar auf den lokalen Arbeitsmarkt bezogen. Das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) hat der Wissenschaft mit dem Regionalfile eine 1-Prozent-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtigen (SV) Beschäftigungen zwischen 1975 und 1997 zugänglich gemacht, in der unter anderem die Kreiskennziffer des jeweiligen Betriebes enthalten ist (Haas 2001: 131). Auf Grundlage dieser Daten wurden Episoden gebildet, die mit dem Anfangszeitpunkt der Beschäftigung einer Person in einer Region beginnen. Diese Episoden enden, wenn entweder eine Beschäftigung in einer anderen Region aufgenommen wird oder wenn sie zum Ende des Beobachtungsfensters im Dezember 1997 rechtszensiert sind. Eine Episode misst damit die bis zum Beginn der Beschäftigung in einer anderen Region vergangene Wartezeit. Folglich dauert auch während einer Phase der Arbeitslosigkeit sowie während einer Lücke, in der über eine Person weder Informationen aus der Leistungsempfängerdatei noch aus der Beschäftigtendatei vorliegen, der Warteprozess auf eine Beschäftigung in einer anderen Region an.

Die Frage, inwieweit Personen während einer Meldelücke dem Risiko des Ereignisses „Beginn einer SV-Beschäftigung in einer anderen Region“ ausgesetzt sind, bedarf jedoch einer weiteren Erläuterung. Eine Lücke entsteht, indem über eine Person keine Meldung zur Sozialversicherung vorliegt, da sie sich nicht in einem der SV-Pflicht unterliegenden Beschäftigungsverhältnis befindet. Man weiß nicht, ob die Person sich dauerhaft aus dem Erwerbssystem zurückgezogen hat, verbeamtet ist, selbstständig arbeitet oder nur geringfügig beschäftigt ist. Genau genommen sind jedoch sogar Beamte dem Risiko des Wiedereinstiegs in die SV-Beschäftigung in einer anderen Region aus-

gesetzt, auch wenn es sehr gering ist.<sup>5</sup> Im Verhältnis dazu müsste dieses Risiko bei Personen, die aus der Selbstständigkeit oder aus geringfügiger Beschäftigung heraus zurück in SV-Beschäftigungen gehen, eher höher sein, weil sie entweder ihre Selbstständigkeit aufgeben müssen oder weil sie z.B. aus der Arbeitslosigkeit heraus über eine geringfügige Beschäftigung wieder eine „richtige“ Stelle gefunden haben.<sup>6</sup> Wie wahrscheinlich diese Übergänge sind, kann nur empirisch ermittelt werden. Auch wenn diese Wahrscheinlichkeiten gering sein sollten, sind die Personen dem Mobilitätsrisiko ausgesetzt, weshalb es ratsam ist, auch die Meldelücken als Phasen „at risk“ im Datensatz zu lassen. Dann muss aber der (heterogene) Zustand „Lücke“ im Modell kontrolliert werden, wie es in den Modellen in *Tabelle 1* der Fall ist. In *Tabelle A1* im Anhang sind alternative Modellvarianten dargestellt, bei denen zum einen die Lücken ausgeschlossen und zum anderen die Berechnungen für Männer und Frauen getrennt durchgeführt wurden.

Die Interpretation der Befunde stützt sich auf eine Modellierung, deren Ergebnisse in *Tabelle 1* aufgeführt sind: Wenn eine Episode mehrere Phasen der Lücke oder der Arbeitslosigkeit umfasst, wird die Dauer nur für eine jeweils aktuelle Phase berechnet. Folglich springt die Dauer einer Lücke oder einer Arbeitslosigkeit wieder auf Null, wenn sich während der Wartezeit auf eine Beschäftigung in einer anderen Region der Ausgangszustand ändert. Auf Grund fehlender Regionalangaben vor 1980 und fehlender regionaler Arbeitslosenquoten<sup>7</sup> vor 1984 beginnt das Beobachtungsfenster erst 1984. Episoden, die vor 1984 begonnen haben, wurden aus der Individualdatenanalyse ausgeschlossen, gingen aber in die Berechnung der Aggregatvariablen ein. Darüber hinaus wurde das Sample auf Personen beschränkt, die 1950 oder später geboren wurden. Um die Größe des Datensatzes rechentechnisch zu bewältigen, wurde ein auf Jahresintervallen basierendes Personen-Periodenfile gebildet, d.h. das Ereignis eines Wechsels des regionalen Arbeitsmarktes kann in jedem Kalenderjahr eintreten. Weil alle Zeitinformation 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 SV-Beschäftigung monatsgenau gemessen werden. Geschätzt wurde auf Grundlage von Individualdaten ein zeitdiskretes Logitmodell der Ereignisanalyse sowohl in der „klassischen“ Form als auch in der Variante einer Mehrebenenanalyse.

Möchte man den Zusammenhang von Arbeitslosigkeit bzw. Arbeitslosigkeitsdauer

5 Eine Teilgruppe der Beamten steht in einem zeitlich befristeten Beamtenverhältnis z.B. als Assistenten an Universitäten. In dieser Gruppe ist das Risiko, eine sv-Beschäftigung in einer anderen Region anzunehmen, wiederum recht hoch, da es nicht unüblich ist, sich auf Stellen außerhalb der Universität zu bewerben.

6 Brüderl, Preisendörfer und Ziegler (1996: 95) zeigten anhand von 1985/86 im Münchener Raum gegründeten Betrieben, dass nach fünf Jahren nur noch 66 Prozent dieser Betriebe aktiv sind. Auch wenn viele Selbstständige wiederholte Gründungsversuche unternehmen, sind sie grundsätzlich jederzeit dem Risiko ausgesetzt zu scheitern und eine sv Beschäftigung in einer anderen Region aufzunehmen. Jürges (1998: 373) fand einen positiven Einfluss des Merkmals „selbstständig“ sowohl für Männer als auch für Frauen auf die Rate der überregionalen Mobilität.

7 Die regionalen Arbeitslosenquoten wurden dankenswerterweise von Anette Haas (IAB) zur Verfügung gestellt.

auf die Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten empirisch untersuchen, steht man vor dem Problem der Wahl einer adäquaten Analyseebene. Sind allein Aussagen über die regionalen Kontexte Ziel der Analyse, sind die einzelnen Regionen selbst eine angemessene Betrachtungsebene. Sollen jedoch aus den Befunden von Aggregatanalysen kausale Erklärungen im Sinne des methodologischen Individualismus (Esser 1993) abgeleitet werden, steht man vor der Gefahr eines ökologischen Fehlschlusses (Diekmann 1998: 116ff.; Engel 1998: 38ff.). In der empirischen Wanderungsforschung wurde seit den 1980er Jahren unter anderem mit diesem Argument Kritik an Theorien und Analysemodellen vorgebracht, die auf der Auswertung von Aggregatdaten auf regionaler Ebene basieren (Wagner 1989: 21).

Nimmt man bei der Analyse von Individualdaten Merkmale der regionalen Kontexte in das Erklärungsmodell auf, erhält man eine sowohl die Mikro- als auch die Makroebene umfassende Analyse, wie sie Cadwallader (1989: 496) für die Migrationsforschung in entwickelten Gesellschaften vorgeschlagen hat. Er geht davon aus, dass die objektiven Gegebenheiten regionaler Kontexte nicht direkt auf die Entscheidung zur Migration einwirken, sondern im Zuge kognitiver Prozesse in subjektive Entsprechungen verwandelt werden und sich daraus der erwartete Nettonutzen der Migration ergibt.<sup>8</sup>

Allerdings liefern konventionelle Verfahren der Regressionsanalyse keine unverzerrten Schätzungen, wenn Kontexteffekte, also Einflussfaktoren auf der Ebene der Regionen, wirksam sind. Die einzelnen Beobachtungen der Individualebene können – 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-Fehlers<sup>9</sup> unter Umständen weitaus höher, als es die im Modell geschätzten Standardfehler nahe legen (Kreft und deLeeuw 1998: 10). Das Dilemma vieler bisheriger Studien zur regionalen Mobilität besteht darin, dass sie entweder nur eine der beiden Ebenen einbezogen und die jeweils andere Ebene nicht adäquat in die empirische Modellbildung integrierten. Oder sie versuchten, regionale Kontextbedingungen in die Analyse von Individualdaten einzubeziehen, ohne der Mehrebenenstruktur der Daten gerecht zu werden.

Eine Mehrebenenereignisanalyse kam bislang unter anderem in einer britischen Studie über den Auszug von Kindern aus dem Elternhaus zur Anwendung, bei der eine hierarchische Datenstruktur vorlag: Kinder derselben Mutter konnten nicht als statistisch unabhängig voneinander betrachtet werden, sondern waren gemeinsam dem Kontexteinfluss der Mutter ausgesetzt. Um den Einfluss der Kontextvariablen ermitteln zu können, wurde ein zeitdiskretes Ratenmodell als Mehrebenenanalyse geschätzt (Murphy und Wang 1998: 296). Ein vergleichbares Problem stellt sich in der vorliegenden Arbeit, da die Beobachtungen auf der Individualebene innerhalb eines regionalen Kontexts denselben Einflüssen ausgesetzt sind. Folglich stellt die Mehrebenenanaly-

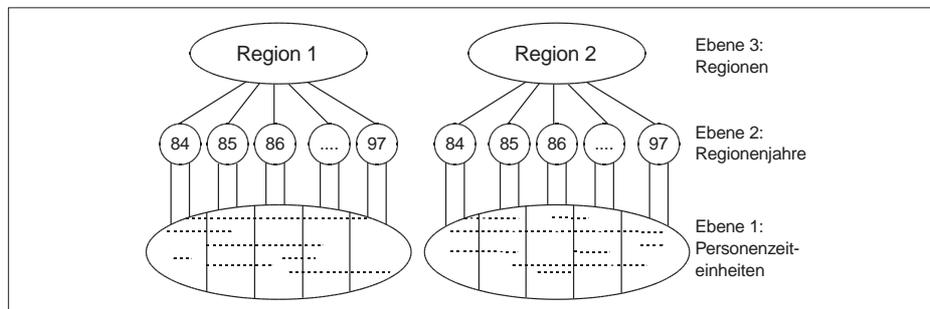
---

8 Das Modell von Cadwallader (1989: 496) ist dem in der Soziologie prominenten Erklärungsmodell Colemans (1991: 24) sehr ähnlich.

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

se das adäquate Verfahren dar, mit dessen Hilfe bei der Untersuchung der Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten die Verbindung zwischen der Individualebene und der regionalen Kontextebene hergestellt werden kann. Um die Effekte der zeitveränderlichen Kovariaten der regionalen Ebene angemessen zu modellieren, wurde für das Mehrebenenmodell eine Dreiebenenstruktur gebildet, bei dem Personenjahre in Regionen-Jahren eingebettet sind und letztere wiederum Elemente der Regionen selbst darstellen. Mit jedem Jahr ändern sich die Merkmale der Regionen, weshalb die *Situation einer Region im jeweiligen Jahr* die adäquate Einheit darstellt, innerhalb der ein Kontexteffekt wirksam ist. Weil aber die einzelnen Regionen-Jahre, also die Kontexte auf Ebene 2, wiederum nicht unabhängig voneinander sind, wie es in der Mehrebenenanalyse vorausgesetzt wird (Snijders und Bosker 1999: 121), sondern von den Eigenarten der jeweiligen Region selbst abhängen, stellen die Regionen die Ebene 3 dar. Auf den ersten Blick könnte dieses Vorgehen ungewöhnlich erscheinen, weil die Personen nicht eindeutig und ausschließlich einem Kontext der Ebene 2 zugeordnet sind. Doch in der Ereignisanalyse ist die abhängige Variable die Übergangsrate, die man auch als die Anzahl von Ereignissen dividiert durch die kumulierte Dauer, während der die Personen dem Risiko des Ereignisses ausgesetzt sind, abbilden kann. Untersuchungseinheiten sind so gesehen nicht Personen, sondern Zeiteinheiten, die in einem Personen-Perioden-Datensatz der diskreten Ereignisanalyse unter Kontrolle aller Einflussfaktoren als unabhängig voneinander betrachtet werden. Abbildung 1 zeigt die hierarchische Struktur des Dreiebenenmodells.

Abbildung 1: Hierarchische Struktur der Mehrebenenereignisanalyse mit zeitveränderlichen Kontextvariablen



Quelle: eigene Darstellung.

Formal lässt sich dieses Modell folgendermaßen darstellen<sup>10</sup> (vgl. Snijders und Bosker 1999: 83; Engel 1998: 94, 107):

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

<sup>10</sup> Für einen Vergleich des Dreiebenenmodells mit alternativen Modellierungen siehe Windzio (2003).

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

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

$$\beta_{16jk} = \delta_{16k} + u_{16jk} \quad (4) \text{ Level 2 Modell für die Steigung von } x_{16jk}$$

$$\delta_{0k} = \gamma_0 + \gamma_m Z_{mk} + u_{0k} \quad (5) \text{ Level 3 Modell für den Intercept}$$

Gleichung 1 stellt das logistische Modell für die bedingte diskrete Verweildauer  $T$  (Hammerle und 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 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 auf Grund 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  $P$  außerdem auf Grund des kontextspezifischen Zufallseffekts  $u_{16jk}$  zwischen den Kontexten der Ebene 2 variieren darf. Es handelt sich dabei um die „Dauer der Arbeitslosigkeit“, die als erklärende Variable Nr. 16 in das Modell eingeht.  $X$  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. Durch die Symbole  $\beta$ ,  $\delta$ , und  $\gamma$  sind die mit den  $m$  erklärenden Variablen der Ebenen 1, 2 und 3 assoziierten Koeffizienten dargestellt.

Die Angaben über die Kreise sind nicht in allen Fällen exakt, da das IAB aus Gründen der Anonymisierung einige Kreise zusammengelegt hat. Es wurde angestrebt, möglichst Kreise identischer Typen zu aggregieren. Allerdings wurde der räumlichen Nachbarschaft gegenüber dem Kriterium identischer Typen Vorrang eingeräumt, so dass ein Teil der Kreise nicht korrekt durch den Kreistyp identifiziert werden kann (Haas 2001: 133, vgl. Tabelle A2, Anhang). Die Mehrebenenanalyse der Individualdaten basiert auf 167 759 Ereignissen bei 2 239 072 Subepisoden (Ebene 1) von 215 553 Personen, 3 780 Regionen-Jahren (Ebene 2) und 270 Regionen (Ebene 3).

## VI. Ergebnisse

In *Tabelle 1* sind die geschätzten Koeffizienten der Mehrebenenmodelle aufgeführt.<sup>11</sup> Bei 167.759 Ereignissen und 2.239.072 Jahresintervallen der Prozesszeit erhalten wir für die hier untersuchte Periode von 1984 bis 1997 eine mittlere Rate der Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten von 7,49 Prozent pro Jahr, was insgesamt den Berechnungen von Haas (2000: 3) für die Periode von 1980 bis 1994 sehr nahe kommt. In dem Dreiebenenmodell variiert die Regressionskonstante sowohl zwischen den Re-

<sup>11</sup> Weil die Parameterschätzung durch das Residual Maximum Likelihood-Verfahren erfolgte, ist ein Vergleich der  $-2LL$ -Werte nur bei Modellen mit identischem fixed part möglich (Snijders und Bosker 1999: 89), weshalb der Deviance-Test nicht durchgeführt wurde.

*Tabelle 1:* Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten in Westdeutschland 1984–1997. Zeitdiskrete Ereignisanalyse von Individualdaten, Ein- und Mehrebenenmodelle

Erklärende Variablen	Modell B	Modell C	Modell D
<i>Individualebene 1</i>			
Konstante	0.5910***	0.7241***	0.7009***
Anzahl vorangegangener spells	0.1156***	0.1211***	0.1210***
Ln(Dauer des aktuellen spells)	-0.0830***	-0.0759***	-0.0769***
Ln(Dauer im Betrieb)	-0.5416***	-0.5443***	-0.5435***
Ausbildungsjahre	0.0153***	0.0157***	0.0156***
Tageseinkommen (in DM)	-0.0007***	-0.0006***	-0.0006***
Alter bis 20	-0.5120***	-0.5085***	-0.5095***
Alter 21–27	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>
Alter 28–35	-0.1422***	-0.1514***	-0.1518***
Alter 36 +	-0.3353***	-0.3368***	-0.3376***
verheiratet (=1, sonst 0)	-0.0811***	-0.0862***	-0.0859***
Frau (=1, sonst 0)	0.0473***	0.0492***	0.0490***
verheiratet × Frau	-0.5814***	-0.5805***	-0.5816***
Dienstleistungsbetrieb (=1, sonst 0)	0.0057 n.s.	0.0120 n.s.	0.0120 n.s.
Im Zustand „arbeitslos“ (=1, sonst 0)	1.3312***	1.1693***	1.1604***
Im Zustand „Lücke“ (=1, sonst 0)	-0.3257***	-0.3270***	-0.3269***
Nichtdeutsche Nationalität (=1, sonst 0)	-0.2317***	-0.2280***	-0.2281***
Dauer der Arbeitslosigkeit (Monate)	-0.1033***	-0.0913***	-0.0751***
Dauer der Lücke (Monate)	-0.0315***	-0.0315***	-0.0315***
<i>Cross Level Interaktion</i>			
Dauer Arbeitslosigkeit × regionale Arbeitslosenquote	0.0013***	0.0016***	—
<i>Kontextebene 2</i>			
Regionale Arbeitslosenquote (t)	-0.0558***	-0.0428***	-0.0392***
Mittleres Einkommen in Region (t)	-0.0018**	-0.0018***	-0.0018***
Varianz des Einkommens/1000 in Region (t)	-0.0202*	0.0157**	0.0156**
% Akademiker in Region (t)	0.0310***	0.0128***	0.0132***
Ln(Beschäftigte in Region) (t)	-0.0993***	-0.1406***	-0.1406***
<i>Kontextebene 3</i>			
<i>Großer Verdichtungsraum</i>			
1: Kernstädte	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>
2: hochverdichtet	-0.1524***	-0.1381***	-0.1358***
3: verdichtet	-0.2099***	-0.2099***	-0.2097***
4: ländlich	-0.2927***	-0.3264***	-0.3268***
<i>Verdichtungsansatz</i>			
5: Kernstädte	-0.0957 n.s.	0.1095***	0.1095***
6: verdichtet	-0.3427***	0.3748***	0.3737***
7: ländlich	-0.3496***	-0.4009***	-0.3985***
<i>ländlich geprägt</i>			
8: verdichtet	-0.4572***	-0.5082***	-0.5081***
9: ländlich	-0.4021***	-0.4898***	-0.4875***
var( $u_{0k}$ ) [Konstante Region]	0.0259***	—	—
var( $u_{0j}$ ) [Konstante Regionen-Jahr]	0.0246***	—	—
var( $u_{1i}$ ) [Dauer Arbeitslosigkeit Ebene 2]	0.0014***	—	—
extra-dispersion	1.2260	—	—
N Regionen (Level 3)	270	—	—
N Regionen-Jahre (Level 2)	3780	—	—
N Personen-Jahre (Level 1)	2239072	2239072	2239072
N Ereignisse	167759	167759	167759
-2 Residual Log-Likelihood	13920618.9	—	—
-2 Log-Likelihood	—	1022331.9	1022471.6

\*\*\*sign.  $P \leq 0.001$  \*\*sign.  $P \leq 0.01$  \*sign.  $P \leq 0.05$ ; (t) = zeitveränderlich über die Kalenderjahre.

Quelle: IAB Regionalstichprobe, Schätzungen mit GLIMMIX – Makro und PROC LOGISTIC (SAS).

gionen (Ebene 3) als auch zwischen den Regionen-Jahren (Ebene 2). Zudem existiert in Modell B, auf welches sich die weitere Interpretation stützt, ein weiterer Zufallseffekt mit signifikanter Varianz auf der Ebene 2: die Dauer der Arbeitslosigkeit. Zunächst sind aber einige Worte zu den Kontrollvariablen angebracht. Sowohl die Prozesszeit, mit der die Verweildauer in einem regionalen Arbeitsmarkt gemessen wird, als auch die Verweildauer im jeweils aktuellen Betrieb haben negative Effekte auf die Austrittsrate aus dem regionalen Arbeitsmarkt – Befunde, die mit der bisherigen Forschung zur räumlichen Mobilität in Einklang stehen (Jürges 1998: 373; Birg und Flöthmann 1992: 42).

Man könnte das als „cumulative inertia“-Effekt interpretieren (Wagner 1989: 42), bei dem das betriebsspezifische Humankapital mit der Dauer der Bindung an den Arbeitgeber immer weiter zunimmt.

Mit jedem zusätzlichen Ausbildungsjahr erhöhen sich außerdem die Odds eines Wechsels auf einen anderen regionalen Arbeitsmarkt um ca. 1,5 Prozent [ $\exp(0.0153) - 1$ ]\*100], was bei Kontrolle des individuellen Einkommens auf eine stärkere Mobilitätsbereitschaft höher Qualifizierter hindeutet (Hypothese 6). Das individuelle Einkommensniveau wirkt dagegen höchst signifikant negativ. Anhand der Dummyvariablen der Altersgruppen wird darüber hinaus der in der Migrationsforschung mehrfach ermittelte Befund höchster Mobilitätsraten der Altersgruppe der ungefähr 20- bis 30-Jährigen reproduziert (Lee und Roseman 1999: 121; Wagner 1989: 108; Birg und Flöthmann 1992: 51). Gegenüber unverheirateten Männern sind unverheiratete Frauen mobiler, was sich jedoch mit dem Beginn einer Ehe ändert. Ohne Einfluss auf die Wechselrate zwischen regionalen Arbeitsmärkten blieb hingegen die Beschäftigung in einem Betrieb des Sektors der gesellschafts- und wirtschaftsnahen Dienstleistungen („Dienstleistungsbetrieb“). Als weiterer Befund, der in dieser Arbeit nicht weitergehend interpretiert werden soll, ergaben sich um ca. 20 Prozent geringere Odds der Mobilität bei Nichtdeutschen. Einen negativen Einfluss hat der Zustand „Lücke“ in der SV-Beschäftigung, was wohl daran liegt, dass derartige Lücken häufig den Ausstieg aus der regelmäßigen Erwerbstätigkeit einleiten.

Mit steigendem mittleren regionalen Einkommen geht die Abstrommobilität aus den regionalen Arbeitsmärkten zurück, wie es nach der ökonomischen Theorie der regionalen Mobilität zu erwarten war (Hypothese 5). Allerdings erweist sich dieser Effekt hinsichtlich der Modellvariationen in *Tabelle A1* nicht als robust und ist in Modell G (Männer) nicht signifikant.

Direkt zu Beginn einer Phase der Arbeitslosigkeit sind die Odds der Mobilität gegenüber Phasen der Beschäftigung um das 3,8fache erhöht ( $\exp(1.3312)$ ), Hypothese 1). Zu erklären ist dieser starke Effekt allerdings nicht allein durch die kausale Wirkung der Arbeitslosigkeit auf die Mobilität. Nicht selten handelt es sich bei der Arbeitslosigkeit um ein endogenes Korrelat der Mobilität, wenn aufeinanderfolgende Beschäftigungen nicht lückenlos aneinander anschließen (Windzio 2001). Für den Zustand der Arbeitslosigkeit gilt, dass er aus der Sicht der Beschäftigten eine Freisetzung bedeutet und zumindest teilweise mit der Notwendigkeit einher geht, sich eine neue Beschäftigung auch auf anderen regionalen Arbeitsmärkten zu suchen. Anders verhält es sich mit der Dauer der Arbeitslosigkeit: Mit jedem weiteren Monat gehen die Odds

des Wechsels regionaler Arbeitsmärkte um 9,8 Prozent zurück (Hypothese 2).<sup>12</sup> Von diesen individuellen Effekten der Arbeitslosigkeit zu trennen ist der Effekt der Arbeitslosigkeit auf der Makroebene, die vermittelt durch den regionalen Kontext den individuellen Akteuren als Struktureffekt gegenübersteht.

Das Modell B in *Tabelle 1* zeigt einen negativen Einfluss der zeitveränderlich modellierten regionalen Arbeitslosenquote auf die Wechselrate (Hypothese 4). Erhöht sich die Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt, gehen die Odds der Mobilität um 5,4 Prozent zurück.<sup>13</sup> Es ist also nicht so, dass mit steigender Arbeitslosenquote die Rate der Austritte aus den regionalen Arbeitsmärkten zunimmt, wie es Hypothese 3 vorher sagte! Die regionale Arbeitslosenquote hat auch ohne Cross-Level-Interaktion und ohne Kontrolle weiterer erklärender Variablen der Ebene 2 einen negativen Einfluss auf die regionale Arbeitsmarktmobilität.

*Tabelle A1* (Anhang) zeigt die Ergebnisse alternativer Modellierungen, bei denen zum einen die Phasen der Meldelücken aus dem Risk Set entfernt wurden (Modell E), zum anderen diese Phasen zwar im Risk Set verblieben, die Modelle aber getrennt für Frauen und Männer (Modelle F und G) geschätzt wurden. Obwohl sich keine substantiellen Unterschiede zum Modell B in *Tabelle 1* zeigen, ist zu konstatieren, dass der Interaktionseffekt „Dauer der Arbeitslosigkeit  $\times$  regionale Arbeitslosenquote“ für Frauen (Modell F) etwas schwächer ausgeprägt ist als für Männer (Modell G) und darüber hinaus nur auf dem 5 Prozent Niveau Signifikanz zeigt. Interessanter ist, dass der Einkommenseffekt auf der Individualebene bei den Frauen keinen Einfluss hat, während er bei den Männern höchst signifikant die Mobilität reduziert. Entscheidend ist also nur die (finanzielle) Attraktivität der aktuellen Arbeitsstelle der Männer. Eine Untersuchung der Frage, ob Frauen in Ehen oder Partnerschaften in der Regel „tied movers“ sind, müsste auf Individualdaten basieren, die auch Informationen über die jeweiligen Partnerinnen und Partner umfassen. In diesem Zusammenhang arbeitete Jürges (1998: 375) anhand von SOEP-Daten heraus, dass die Bildung der Frau *in Abhängigkeit von der Bildung des Mannes* entweder mobilitätshemmend oder -fördernd wirkt: Haben beide höhere Bildungsabschlüsse, ist die Mobilitätsrate des Paares vergleichsweise hoch. Hat die Frau einen höheren Abschluss, der Mann hingegen nicht, ist die Mobilitätsrate sogar geringer als in der Referenzkategorie (hier: beide Partner mit eher geringem Bildungsniveau).

Der Ausschluss der Meldelücken aus dem Risk Set in Modell E (*Tabelle A1*) führt dazu, dass der Haupteffekt von „verheiratet“ nicht mehr signifikant ist und dass zudem die Kontextvariablen „mittleres Einkommen in der Region“ und deren Varianz nicht mehr signifikant sind. Die zentralen Befunde bleiben von dieser Modifikation aber unberührt. Weil in Abschnitt V ohnehin für eine Beibehaltung der Meldelücken im Risk Set argumentiert wurde, stützt sich die Interpretation auf die Modelle in *Tabelle 1*.

Wie bereits angedeutet, variiert in Modell B in *Tabelle 1* neben der Konstanten auch der Einfluss der Arbeitslosigkeitsdauer zufällig zwischen den Kontexten der Ebene 2 (Regionen-Jahre). Im Mehrebenenmodell erfolgt eine Umwandlung von zufälliger in systematische Variation der Konstanten, indem deren Variation durch Kovariaten der

<sup>12</sup> Dies gilt wegen des Cross-Level-Interaktionseffektes für eine regionale Arbeitslosenquote von 0 Prozent.

<sup>13</sup> Dies gilt wegen des Cross-Level-Interaktionseffektes für Nichtarbeitslose.

übergeordneten Ebene erklärt wird (Engel 1998: 87). Anders verhält es sich mit der zufälligen Variation von erklärenden Variablen, für deren Umwandlung in systematische Variation Cross-Level-Interaktionseffekte gebildet werden müssen (Snijders und Bosker 1999: 73f.).<sup>14</sup>

Einen signifikanten Cross-Level-Interaktionseffekt liefert die Variable „Dauer der Arbeitslosigkeit  $\times$  regionale Arbeitslosenquote“ in Modell B. Diesem Interaktionseffekt zufolge ist der Einfluss der Arbeitslosigkeitsdauer auf die Wechselrate in einen anderen regionalen Arbeitsmarkt durch die Arbeitsmarktlage jener Region vermittelt, in der die Person zuletzt beschäftigt war. Allerdings sind Ausmaß und Wirkungsrichtung des Zusammenspiels beider Effekte anhand der in Tabelle 1 ausgewiesenen Einflüsse auf die Logits nicht ohne Weiteres interpretierbar. Anschaulicher ist eine grafische Darstellung von Wahrscheinlichkeiten, die über die logistische Linkfunktion berechnet werden.<sup>15</sup> Um die Zufallseffekte der Mehrebenenanalyse zu umgehen,<sup>16</sup> wurden für die grafische Darstellung des Zusammenhangs die Einebenenmodelle C und D verwendet, deren Koeffizienten abgesehen von wenigen Ausnahmen nicht wesentlich von denen des Mehrebenenmodells B abweichen.<sup>17</sup>

In *Abbildung 2a*, die sich aus Modell C (*Tabelle 1*) ergibt, ist zu sehen, dass besonders in den ersten beiden Jahren der Arbeitslosigkeit die Arbeitslosigkeitsdauer die Wechselrate stark reduziert. Unmittelbar zu Beginn der Arbeitslosigkeit wechseln ca. 20–30 Prozent auf Arbeitsmärkte anderer Regionen. Dieser hohe Anteil ist durch den starken positiven Effekt des Zustands „arbeitslos“ (*Tabelle 1*) verursacht, von dem ja vermutet wurde, dass er insbesondere durch Phasen der Übergangsarbeitslosigkeit be-

14 Häufig werden in der Mehrebenenanalyse die Cross-Level-Interaktionseffekte anhand von um die Gruppenmittelwerte zentrierten Variablen geschätzt. Zentrierung ist in einer aus Personen-Perioden bestehenden Datei allerdings problematisch, da die Mittelwertbildung hinsichtlich der Anzahl der Perioden – und damit der Prozesszeit – gewichtet wird. In der Ereignisanalyse stellt die Prozesszeit jedoch einen zentralen Bestandteil der abhängigen Variablen, der Übergangsrate, dar. Zentrierung würde hier bedeuten, dass die unabhängigen Variablen mit der Information der abhängigen Variablen in unzulässiger Weise konfundiert werden. Reardon, Brennan und Buka (2001: 20) schlagen darum vor, zeitkonstante Variablen vor Bildung der Personen-Perioden-Datenstruktur zu zentrieren. Kovariaten höherer Ebenen, die nur in zeitveränderlicher Form vorliegen, können dann jedoch nicht um den Mittelwert zentriert werden.

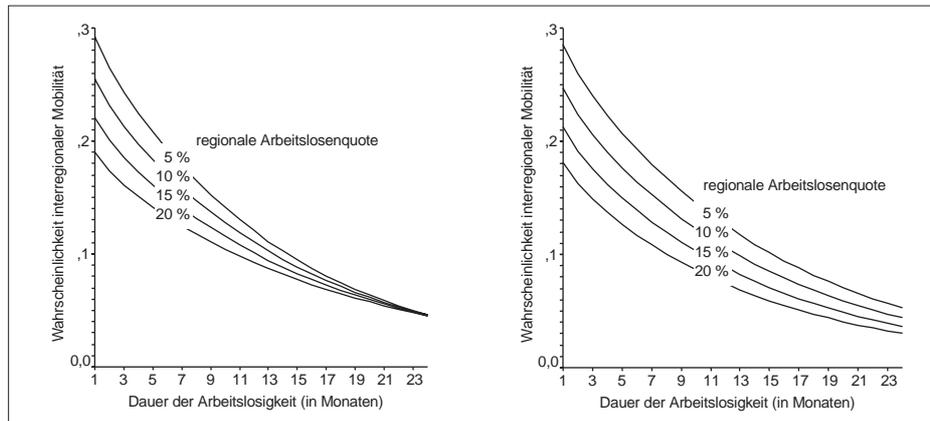
15 Für die Berechnung wurden die Mittelwerte der metrischen Kontrollvariablen eingesetzt bzw. bei der „Dauer des aktuellen spells“ wurde deren Mittelwert mit jedem Monat der Arbeitslosigkeitsdauer um einen Monat erhöht. Durch die qualitativen Variablen wurde folgende Subpopulation definiert: arbeitslose unverheiratete deutsche Männer, 21–27 Jahre alt, zuvor in einer Kernstadt im großen Verdichtungsraum nicht in einem Dienstleistungsbetrieb beschäftigt.

16 Auf Grund des nicht linearen Verlaufs der kumulierten logistischen Verteilung ist der Effekt einer erklärenden Variablen von der Ausprägung der jeweils anderen erklärenden Variablen, im Mehrebenenmodell zudem von den Zufallseffekten abhängig. Darum lassen sich die konditionalen Effektplots nach einer Mehrebenenanalyse zwar für spezifische Kontexte, aber nicht für den „durchschnittlichen“ Kontext erstellen, weil ein Kontext mit  $u_{0j} = 0$  nicht zwangsläufig auch Mittelwerte bei den erklärenden Kontextvariablen aufweist.

17 In Modell C und D hat gegenüber Modell B der Effekt der „Varianz des Einkommens/1000“ sein Vorzeichen gewechselt. Da er sich nicht als robust erwiesen hat, wird er auch nicht näher interpretiert. Ähnlich verhält es sich mit den „verdichteten Regionen“ in Räumen mit Verdichtungsansatz. Außerdem weisen Kernstädte in diesen Räumen in den Modellen C und D einen signifikanten positiven Effekt auf.

Abbildung 2a: Konditionaler Effektplot von Arbeitslosigkeitsdauer und regionaler Arbeitslosenquote: mit Interaktionseffekt

Abbildung 2b: Konditionaler Effektplot von Arbeitslosigkeitsdauer und regionaler Arbeitslosenquote: ohne Interaktionseffekt



Quelle: eigene Berechnung, Modell C in Tabelle 1.

Quelle: eigene Berechnung Modell D in Tabelle 1.

dingt ist und somit endogen mit Jobwechseln korreliert. Nach zwölf Monaten der Arbeitslosigkeit beträgt die Wahrscheinlichkeit des Wechsels auf einen anderen regionalen Arbeitsmarkt 12 Prozent bei einer Arbeitslosenquote von 5 Prozent. Beträgt die Arbeitslosenquote hingegen 20 Prozent, liegt diese Wahrscheinlichkeit bei 9 Prozent. Ein Vergleich mit *Abbildung 2b*, die nach Modell D erstellt wurde, verdeutlicht die Wirkung des Cross-Level-Interaktionseffektes: bei einer Arbeitslosenquote von 5 Prozent verläuft in *Abbildung 2a* der Rückgang der Mobilitätswahrscheinlichkeit steiler, bei einer Arbeitslosenquote von 10 Prozent und mehr dagegen etwas flacher als in *Abbildung 2b*. Im Vergleich zum Modell D (ohne Interaktion) dämpft eine hohe Arbeitslosenquote den Rückgang der Mobilität leicht ab, in Situationen mit geringer Arbeitslosigkeit wird dieser Rückgang sogar leicht beschleunigt. Grundsätzlich sind sich die Verläufe in beiden Abbildungen aber ähnlich und die *Relevanz* der Cross-Level Interaktion sollte trotz ihrer Signifikanz nicht überbewertet werden.

Der Dauereffekt der Arbeitslosigkeit könnte auf eine mögliche Situationsdefinition hindeuten: Durch Langzeitarbeitslosigkeit lassen sich die Akteure in Kontexten mit extrem schlechten Bedingungen kaum zusätzlich entmutigen, auf Arbeitsmärkte anderer Regionen zu wechseln. Deren Chancen, in anderen Regionen einen Job zu finden, sind insgesamt bereits gering. Davon zu unterscheiden ist die Situation in Regionen mit einer günstigen Arbeitsmarktlage (5 Prozent Arbeitslosenquote): Angesichts der günstigen Beschäftigungsmöglichkeiten anderer Personen tendieren hier Langzeitarbeitslose zu einer „depressiven“ Attribution (Hewstone und Antaki 1990: 141) der Ursache auf das eigene Unvermögen und ziehen sich entmutigt zurück. Sicherlich lässt sich anhand der quantitativen Befunde allein diese Interpretation der kognitiven „Tiefenstruktur“ nicht absichern, zumal damit unterstellt wird, dass die Personen zu Beginn der Arbeitslosigkeitsphase auch wirklich arbeitssuchend sind.

Zumindest ergibt sich aus den komplexen Zusammenhängen zwischen unterschied-

lichen Dimensionen der Arbeitslosigkeit und der Mobilität, dass die einfache ökonomische Erklärung an Grenzen stößt und andere Erklärungen entwickelt werden müssen. Möglich wäre auch eine Negativselektion bzw. eine regionale Sortierung in dem Sinne, dass Arbeitskräfte mit nachgefragten Qualifikationen sehr schnell ungünstige regionale Arbeitsmärkte verlassen und die verbleibenden Arbeitskräfte in anderen Regionen keinen Arbeitsplatz finden. Es kann daher nicht davon ausgegangen werden, dass eine hohe regionale Arbeitslosenquote den Druck zur Mobilität auf einen anderen regionalen Arbeitsmarkt erhöht. Eher das Gegenteil scheint der Fall zu sein: Mit steigender regionaler Arbeitslosenquote verschlechtert sich einerseits für zuvor in dieser Region beschäftigte Arbeitslose die Gelegenheitsstruktur, in *dieser* Region wieder eine Beschäftigung zu finden. Aber darüber hinaus geht ebenso die Wahrscheinlichkeit zurück, auf einen *anderen* regionalen Arbeitsmarkt zu wechseln. Dieser aus ökonomischer Sicht vermeintliche „push-Faktor“ erhöht also *nicht*, wie zu erwarten wäre, die Rate der Beschäftigung auf Arbeitsmärkten anderer Regionen, sondern wirkt auch in Westdeutschland eher als „discouraged migration effect“, den van Dijk et al. (1989: 66) für die Niederlande festgestellt haben. Auch in Westdeutschland scheint folglich ein Effekt wirksam zu sein, der durch eine (hier allerdings nicht näher spezifizierte) institutionelle Ordnung bedingt ist und nach der neoklassischen ökonomischen Theorie nicht zu erwarten war. Wichtig ist, dass dieser Befund sich nicht einfach auf konjunkturelle Schwankungen zurückführen lässt, durch die Wiederbeschäftigungschancen generell – also auch in anderen Regionen – abnehmen. Dagegen spricht, dass die regionale Varianz zwischen den Arbeitslosenquoten weitaus höher ist, als die zeitliche Varianz.<sup>18</sup>

### VII. Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Anhand des IAB Regionalfiles wurde in der vorliegenden Arbeit der Versuch unternommen, die Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten zu erklären. Die Mehrebenenanalyse lieferte den Befund, dass mit steigender regionaler Arbeitslosenquote die relative Wechselhäufigkeit auf andere regionale Arbeitsmärkte zurückgeht. Anders als in der neoklassischen ökonomischen Wanderungstheorie argumentiert wird, sind regionale Kontexte mit unvorteilhaften Bedingungen eher durch eine sich verfestigende Immobilität gekennzeichnet. Wie dargelegt, ergeben sich vergleichbare Befunde auch in einigen internationalen Untersuchungen zur Wohnortmobilität. Inwieweit institutionalisierte Arbeitsmarktregime den von der neoklassischen Ökonomie postulierten Mechanismus der Mobilität „from high- to low-unemployment areas“ überlagern, wäre allerdings durch international vergleichende Studien näher zu untersuchen. Mit Hilfe der Mehrebenenanalyse von Individualdaten konnte in dieser Studie der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Wechselrate zwischen regionalen Arbeitsmärkten in sehr differenzierter Weise bestimmt werden. Individuelle Arbeitslosigkeit als Zustand korrespondiert zunächst mit einer stark erhöhten Mobilitätsrate, wobei eine kausale Interpreta-

18 Eine Varianzanalyse der Arbeitslosenquoten in den 3780 Regionen-Jahren ergab, dass der Anteil der durch die Regionen erklärten Varianz (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.

tion nicht eindeutig ist. Häufig entstehen Phasen der Arbeitslosigkeit auch als Überbrückung zweier Beschäftigungsepisoden. Sie werden auf diese Weise zu einem endogenen Korrelat der regionalen Mobilität und stellen nicht zwangsläufig deren Ursache dar.

Es konnte darüber hinaus gezeigt werden, dass das Ausmaß der im Zuge längerer Arbeitslosigkeitsphasen eintretenden Exklusionstendenzen von den regionalen Kontextbedingungen abhängig ist. Die Arbeitslosenquote auf der regionalen Ebene, die als Haupteffekt einen negativen Einfluss zeigte, interagierte signifikant mit dem Effekt der Arbeitslosigkeitsdauer. Die in diesem Zusammenhang angebotene Interpretation eines entmutigten Arbeitnehmers, der die Ursache seiner Langzeitarbeitslosigkeit gerade unter günstigen Kontextbedingungen auf sein persönliches Unvermögen attribuiert und sich daraufhin aus dem Erwerbssystem zurückzieht, muss allerdings durch weitere Befunde gestützt werden. Ob eine Situationsdefinition dieser Art vorliegt, sollte nicht zuletzt anhand von Befunden qualitativer Studien entschieden werden.

Für die politische Intervention ist es ausschlaggebend, dass der regionale Kontext tatsächlich zur „Arbeitslosenfalle“ werden kann, da sich die Akteure anders verhalten als in der ökonomischen Theorie der Wanderung vermutet wurde: Sie tragen unter ungünstigen regionalen Bedingungen nicht durch erhöhte interregionale Arbeitsmarktmobilität zur Wiederherstellung eines Gleichgewichtes bei, sondern tendieren zu erhöhter Immobilität. Vorausgesetzt, Arbeitsmärkte anderer Regionen halten bessere Beschäftigungsmöglichkeiten bereit – was angesichts der hohen Varianz der Arbeitslosenquoten zwischen den Regionen naheliegend ist –, kann es durchaus sinnvoll sein, die Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten zu fördern. Zwar werden durch diese Mobilität keine neuen Arbeitsplätze geschaffen. Aber ein demotivierter Rückzug aus dem Erwerbssystem führt zu einer Entwertung von Humankapital und hat negative Auswirkungen sowohl auf die Volkswirtschaft als auch auf die Arbeitskräfte selbst. Folglich kann die Förderung der Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten zumindest als eine Möglichkeit gesehen werden, einem Festsitzen in der regionalen „Arbeitslosenfalle“ entgegenzuwirken.

## Anhang

Tabelle A1: Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten in Westdeutschland 1984–1997. Zeitdiskrete Ereignisanalyse von Individualdaten, Ein- und Mehrebenenmodelle

Erklärende Variablen	Modell E (ohne Lücken)	Modell F (Frauen)	Modell G (Männer)
<i>Individualebene 1</i>			
Konstante	-0.1248 n.s.	0.7152***	0.6981***
Anzahl vorangegangener spells	0.1200***	0.1266***	0.1115***
Ln(Dauer des aktuellen spells)	0.05926***	-0.09045***	-0.06774***
Ln(Dauer im Betrieb)	-0.5926***	-0.4686***	-0.5889***
Ausbildungsjahre	0.04603***	0.01925***	0.01258***
Tageseinkommen (in DM)	-0.00286***	-0.00006 n.s.	-0.00074***
Alter bis 20	-0.6589***	-0.4367***	-0.5464***
Alter 21–27	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>
Alter 28–35	-0.1416***	-0.2699***	-0.07929***
Alter 36 +	-0.3010***	-0.3233***	-0.3305***
verheiratet	-0.01803 n.s.	-0.6255***	-0.08657***
Frau	0.06611***	—	—
verheiratet × Frau	-0.6090***	—	—
Dienstleistungsbetrieb	0.04054***	-0.0143 n.s.	0.01334 n.s.
Im Zustand „arbeitslos“	1.3501***	1.7304***	1.1042***
Im Zustand „Lücke“	—	-0.2167***	-0.3679***
Nichtdeutsche Nationalität	-0.2091***	-0.3234***	-0.2063***
Dauer der Arbeitslosigkeit	-0.1060***	-0.1137***	-0.09863***
Dauer der Lücke (Monate)	—	-0.02783***	-0.0337***
<i>Cross Level Interaktion</i>			
Dauer Arbeitslosigkeit × regionale Arbeitslosenquote	0.000896***	0.000915*	0.001462***
<i>Kontextebene 2</i>			
Regionale Arbeitslosenquote (t)	-0.04639***	-0.06002***	-0.05077***
Mittleres Einkommen in Region (t)	0.000855 n.s.	-0.00345***	-0.00066 n.s.
Varianz des Einkommens/1000 (t)	-0.01499 n.s.	-0.01094 n.s.	-0.02164 n.s.
% Akademiker in Region (t)	0.02818***	0.02476***	0.02757***
Ln(Beschäftigte in Region) (t)	-0.1186***	-0.1135***	-0.1219***
<i>Kontextebene 3</i>			
<i>Großer Verdichtungsraum</i>			
1: Kernstädte	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>	<i>Referenzkat.</i>
2: hochverdichtet	-0.1622***	-0.1887***	-0.1468***
3: verdichtet	-0.1982***	-0.2360***	-0.2266***
4: ländlich	-0.2660***	-0.3853***	-0.2908***
<i>Verdichtungsansatz</i>			
5: Kernstädte	-0.1017*	-0.1174*	-0.1018*
6: verdichtet	-0.3486***	-0.3713***	-0.3646***
7: ländlich	-0.3492***	-0.3879***	-0.3757***
<i>ländlich geprägt</i>			
8: verdichtet	-0.4663***	-0.4967***	-0.4799***
9: ländlich	-0.3953***	-0.4572***	-0.4293***
var( $u_{0k}$ ) [Konstante Region]	0.02527***	0.02274***	0.02484***
var( $u_{0j}$ ) [Konstante Regionen-Jahr]	0.02051***	0.01318***	0.02479***
var( $u_{1i}$ ) [Dauer Arbeitslosigkeit]	0.00152***	0.00192***	0.00135***
extra-dispersion	1.1527	1.3114	1.1714
N Regionen (Level 3)	270	270	270
N Regionen-Jahre (Level 2)	3780	3780	3780
N Personen-Jahre	1644114	844434	1394638
N Ereignisse	116668	59732	108027
-2 Residual Log-Likelihood	1012335.8	5333876.6	8575999.4

\*\*\*sign.  $P \leq 0.001$  \*\*sign.  $P \leq 0.01$  \*sign.  $P \leq 0.05$ ; (t) = zeitveränderlich über die Kalenderjahre.

Quelle: IAB Regionalstichprobe, Schätzungen mit GLIMMIX - Makro und PROC LOGISTIC (SAS).

Tabelle A2: Untergliederung der Regionstypen in Kreistypen

Regionstyp	Kreistyp	Charakter des Kreistyps
Großer Verdichtungsraum	1	Kernstädte in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
	2	Hochverdichtete Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
	3	Verdichtete Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
	4	Ländliche Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
Verdichtungsansatz	5	Kernstädte in Regionen mit Verdichtungsansätzen
	6	Verdichtete Kreise in Regionen mit Verdichtungsansätzen
	7	Ländliche Kreise in Regionen mit Verdichtungsansätzen
Ländlich geprägt	8	Verdichtete Kreise in ländlich geprägten Regionen
	9	Ländliche Kreise in ländlich geprägten Regionen

Quelle: Haas (2001: 134).

Tabelle A3: Mittelwerte und Standardabweichungen der Variablen (Modelle A bis D)

Variablen	mean	stddev
Rate (ohne Kovariaten)	7,49%	—
Anzahl vorangegangener spells	1,002	1,58
Dauer des aktuellen spells	58,75	44,96
Dauer im Betrieb	31,61	40,33
Ausbildungsjahre	11,59	3,10
Tageseinkommen (in DM)	82,79	70,01
Alter bis 20	0,124	—
Alter 21–27	0,332	—
Alter 28–35	0,346	—
Alter 36 +	0,197	—
verheiratet (=1, sonst 0)	0,348	—
Frau (=1, sonst 0)	0,377	—
verheiratet × Frau	0,126	—
Dienstleistungsbetrieb (=1, sonst 0)	0,267	—
Im Zustand „arbeitslos“ (=1, sonst 0)	0,069	—
Im Zustand „Lücke“ (=1, sonst 0)	0,265	—
Nichtdeutsche Nationalität (=1, sonst 0)	0,108	—
Dauer der Arbeitslosigkeit (Monate)	1,33	7,09
Dauer der Lücke (Monate)	11,2	26,71
<i>Kontextebene 2</i>		
Regionale Arbeitslosenquote in % (t)	8,89	3,35
Mittleres Einkommen in Region (t)	111,09	19,75
Varianz des Einkommens/1000 in Region (t)	3,288	1,129
% Akademiker in Region (t)	0,054	0,030
Beschäftigte in Region (t)	2034,94	2253,43
<i>Kontextebene 3</i>		
<i>Großer Verdichtungsraum</i>		
1: Kernstädte	0,309	—
2: hochverdichtet	0,175	—
3: verdichtet	0,065	—
4: ländlich	0,016	—
<i>Verdichtungsansatz</i>		
5: Kernstädte	0,074	—
6: verdichtet	0,180	—
7: ländlich	0,077	—
<i>ländlich geprägt</i>		
8: verdichtet	0,066	—
9: ländlich	0,034	—

(t) = zeitveränderlich über die Kalenderjahre.

Quelle: IAB Regionalstichprobe.

## Literatur

- ARL (Akademie für Raumforschung und Landesplanung) (Hg.), 1992: Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf. Hannover: Verlag der ARL.
- Bade, Franz-Josef, und Matthias Schönert, 1997: Regionale Unterschiede und Entwicklungstendenzen in der Qualität der Arbeitsplätze. *Geographische Zeitschrift* 85: 67–80.
- Birg, Herwig, und E.-Jürgen Flöthmann, 1992: Biographische Determinanten der räumlichen Mobilität. S. 27–52 in: ARL (Akademie für Raumforschung und Landesplanung) (Hg.), 1992: Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf. Hannover: Verlag der ARL.
- Blaschke, Dieter, 1984: Regionale Mobilität von Erwerbspersonen. Bedingungen regionaler Mobilität und Sesshaftigkeit. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 17: 201–215.
- Boyle, Paul, Keith Halfacree und Vaughan Robinson, 1998: *Exploring Contemporary Migration*. Harlow/Essex: Longman.
- Brüderl, Josef, Peter Preisendörfer und Rolf Ziegler, 1996: Der Erfolg neugegründeter Betriebe. Eine empirische Studie zu den Chancen und Risiken von Unternehmensgründungen. Berlin: Duncker & Humblot.
- Cadwallader, Martin, 1989: A Conceptual Framework for Analysing Migration Behaviour in the Developed World. *Progress in Human Geography* 13: 495–511.
- Coleman, James S., 1991: Grundlagen der Sozialtheorie. Bd. 1: Handlungen und Handlungssysteme. München: Oldenbourg.
- Cook, Thomas J., und Adrian Bailey, 1996: Family Migration and the Employment of Married Women and Men. *Economic Geography* 72: 38–48.
- Cramer, Ulrich, 1992: Regionale Mobilität im Beschäftigungsverlauf. S. 69–89 in: ARL (Akademie für Raumforschung und Landesplanung) (Hg.), 1992: Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf. Hannover: Verlag der ARL.
- Diekmann, Andreas, 1998: *Empirische Sozialforschung*. Reinbek: Rowohlt.
- Engel, Uwe, 1998: Einführung in die Mehrebenenanalyse. Grundlagen, Auswertungsverfahren und praktische Beispiele. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Esser, Hartmut, 1993: *Soziologie. Allgemeine Grundlagen*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Flöthmann, E.-Jürgen, 1996: Migration im Kontext von Bildung, Erwerbstätigkeit und Familienbildung. *Allgemeines Statistisches Archiv* 80: 69–86.
- Foulkes, Matt, und K. Bruce Newbold, 2000: Migration Propensities, Patterns, and the Role of Human Capital: Comparing Mexican, Cuban, and Puerto Rican Interstate Migration, 1985–1990. *Professional Geographer* 52: 133–145.
- Hartz-Kommission, 2002: *Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt. Bericht der Kommission für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt*. Berlin: Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit.
- Haas, Anette, 2000: Regionale Mobilität gestiegen. IAB Kurzbericht 4/2000.
- Haas, Anette, 2001: Die IAB-Regionalstichprobe 1975–1997. *ZA-Information* 48: 128–141.
- Hamerle, Alfred, und Gerhard Tutz, 1989: *Diskrete Modelle zur Analyse von Verweildauern und Lebenszeiten*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Haurin, Donald, und Jean Haurin, 1991: Youth Migration in the United States: Analysis of a De-industrializing Region. S. 168–186 in: John Stillwell und Peter Congdon: *Migration Models. Macro and Micro Perspectives*. London: Belhaven.
- Hewstone, Miles, und Charles Antaki, 1990: Attributionstheorie und soziale Erklärungen. S. 112–143 in: Wolfgang Stroebe et al. (Hg.): *Sozialpsychologie. Eine Einführung*. Heidelberg: Springer.
- Jevons, W. Stanley, 1965 [1865]: *The Coal Question. An Inquiry Concerning the Progress of the Nation, and the Probable Exhaustion of our Coal Mines*. New York: Kelley.
- Jürges, Hendrik, 1998: Beruflich bedingte Umzüge von Doppelverdienern. Eine empirische Analyse mit Daten des SOEP. *Zeitschrift für Soziologie* 27: 358–377.
- Kalter, Frank, 1994: Pendeln statt Migration? Die Wahl und Stabilität von Wohnort-Arbeitsort-Kombinationen. *Zeitschrift für Soziologie* 23: 460–476.
- Kalter, Frank, 1997: Wohnortwechsel in Deutschland. Ein Beitrag zur Migrationstheorie und zur empirischen Anwendung von Rational-Choice-Modellen. Opladen: Leske + Budrich.

- Karr, Werner, Martin Koller, Herbert Kridde und Heinz Werner, 1987: Regionale Mobilität am Arbeitsmarkt. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 20: 197–212.
- Kecskes, Robert, 1994: Abwanderung, Widerspruch, Passivität. *Oder: Wer zieht wann um?* *Zeitschrift für Soziologie* 23: 129–144.
- Kasarda, John D., 1998: Jobs, Migration, and Emerging Urban Mismatches. S. 148–198 in: M. McGeary und L. Lynn (Hg.), *Urban Change and Poverty*. Washington: National Academy Press.
- Kreft, Ita, und Jan De Leeuw, 1998: *Introducing Multilevel Modeling*. London: Sage.
- Lee, Everett S., 1972: Eine Theorie der Wanderung. S. 115–129 in: György Szell (Hg.), *Regionale Mobilität*. Nymphenburg: Nymphenburger Verlagshandlung.
- Lee, Seong Woo, und Curtis C. Roseman, 1999: Migration Determinants and Employment Consequences of White and Black Families, 1985–1990. *Economic Geography* 75: 109–133.
- Maier, Jörg, und Reiner Beck, 2000: *Allgemeine Industriegeographie*. Gotha: Klett-Perthes.
- Massey, Douglas S., und Kristin E. Espinosa, 1997: What's Driving Mexico-U.S. Migration? A Theoretical, Empirical and Policy Analysis. *American Journal of Sociology* 102: 939–999.
- Milne, William, 1991: The Human Capital Model and its Econometric Estimation. S. 137–151 in: John Stillwell und Peter Congdon: *Migration Models. Macro and Micro Perspectives*. London: Belhaven.
- Murphy, Mike, und Duolao Wang, 1998: Family and Sociodemographic Influences on Patterns of Leaving Home in Postwar Britain. *Demography* 35: 293–305.
- Newbold, K. Bruce, 2001: Counting Migrants and Migrations: Comparing Lifetime and Fixed-interval Return and Onward Migration. *Economic Geography* 77: 23–44.
- Ravenstein, E.G., 1972 [1885]: Die Gesetze der Wanderung. S. 41–94 in: G. Szell (Hg.), *Regionale Mobilität*. Nymphenburg: Nymphenburger Verlagshandlung.
- Reagan, Patricia B., und Randall J. Olsen, 2000: You Can go Home again: Evidence from Longitudinal Data. *Demography* 37: 339–350.
- Sandefur, Gary, Nancy Tuma und George Kephart, 1991: Race, Local Labour Markets and Migration in the United States, 1975–83. S. 187–206 in: John Stillwell und Peter Congdon: *Migration Models. Macro and Micro Perspectives*. London: Belhaven.
- Snijders, Tom, und Roel Bosker, 1999: *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced multilevel Modelling*. London: Sage.
- Stillwell, John, und Peter Congdon, 1991: *Migration Models. Macro and Micro Perspectives*. London: Belhaven.
- Stolle, Martin, 2001: *Anwendungsprobleme der Wert-Erwartungstheorie am Beispiel der Migrationsbereitschaft von Arbeitslosen*. Dissertation Universität Leipzig.
- Szell, György (Hg.), 1989: *Regionale Mobilität*. S. 229–241 in: Nymphenburg: Nymphenburger Verlagshandlung.
- Van Dijk, Jouke, Hendrik Vollmer, Henry W. Herzog Jr. und Alan M. Schlottmann, 1989: Labor Market Institutions and the Efficiency of Interregional Migration: A Cross-nation Comparison. S. 61–83 in: Dies. (Hg.), *Migration and Labor Market Adjustment*. Dordrecht: Kluwer.
- Wagner, Michael, 1989: *Räumliche Mobilität und Lebensverlauf*. Stuttgart: Enke.
- Wagner, Michael, 1992: Zur Bedeutung räumlicher Mobilität für den Erwerbsverlauf bei Männern und Frauen. S. 149–167 in: ARL (Akademie für Raumforschung und Landesplanung) (Hg.), 1992: *Regionale und biographische Mobilität im Lebensverlauf*. Hannover: Verlag der ARL.
- Windzio, Michael, 2001: Übergänge und Sequenzen. Der Einfluss von Arbeitslosigkeit auf den weiteren Erwerbsverlauf. S. 163–198 in: Reinhold Sackmann und Matthias Wingers (Hg.), *Strukturen des Lebenslaufs. Übergang – Sequenz – Verlauf*. Weinheim: Juventa.
- Windzio, Michael, 2003: The Problem of Time Dependent Explanatory Variables at the Context Level in Discrete Time Multilevel Event History Analysis. A Discussion Considering Mobility Between Local Labour Markets as an Example. Version 9-16-03.  
[http://www.barkhof.uni-bremen.de/~mwindzio/daten/ml\\_event.pdf](http://www.barkhof.uni-bremen.de/~mwindzio/daten/ml_event.pdf)

*Korrespondenzanschrift:* Dr. Michael Windzio, Universität Bremen, EMPAS, Postfach 330440, D-28334 Bremen

*E-Mail:* [mwindzio@gsss.uni-bremen.de](mailto:mwindzio@gsss.uni-bremen.de)