

Felix Wolter, M.A.

Struktur und Dynamik der Ungleichheit von Erwerbslosigkeitsrisiken

Empirische Analysen auf Basis der Mikrozensususerhebungen 1996 bis 2004

Das Statistische Bundesamt hat im November 2008 zum zehnten Mal den Gerhard-Fürst-Preis für herausragende wissenschaftliche Arbeiten mit einem engen Bezug zur amtlichen Statistik verliehen.

Die von Herrn Professor Dr. Hans Wolfgang Brachinger (Universität de Fribourg Suisse/Universität Freiburg Schweiz), dem Vorsitzenden des unabhängigen Gutachtergremiums, vorgetragenen Laudationes wurden in Ausgabe 12/2008 dieser Zeitschrift veröffentlicht.

In Ausgabe 02/2009 hat Herr Martin Vogt seine mit dem Gerhard-Fürst-Preis 2008 prämierte Diplomarbeit „Small Area Estimation: Die Schätzer von Fay-Herriot und Battese-Fuller-Harter“ in einem eigenen Beitrag näher vorgestellt. Der zweite Preisträger des Gerhard-Fürst-Preises 2008, Herr Felix Wolter, wird nun in dieser Ausgabe die Thematik seiner Magisterarbeit näher erläutern. Die Arbeit „Analysen zur Erwerbslosigkeit mit Mikrozensusdaten“ entstand bei Professor Dr. Peter Preisendörfer an der Johannes Gutenberg-Universität Mainz und wurde ebenfalls mit dem Gerhard-Fürst-Preis in der Kategorie „Diplom-/Magisterarbeiten“ ausgezeichnet.

1 Einleitung

Die Entwicklung der Erwerbslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland ist durch einige Besonderheiten gekennzeichnet. Zum einen ist das Phänomen der Sockelerwerbslosigkeit („Hysterese“) zu nennen: Seit den 1970er-Jahren verharren die Erwerbslosenzahlen nach Konjunkturkrisen auf dem erreichten Niveau, statt wieder auf das Niveau vor der Rezession zu sinken, was sich in einem treppen-

förmigen Anstieg der Erwerbslosenquote niedergeschlagen hat. Zum anderen hatte die deutsche Vereinigung im Jahr 1990, welche in der Folge zum Zusammenbruch ganzer Wirtschaftszweige in der ehemaligen DDR führte, entscheidenden Einfluss auf die Entwicklung der Erwerbslosigkeit in Deutschland, mit in den alten Ländern bis dahin unbekanntem Ausmaß der Erwerbslosigkeit in den neuen Ländern und Berlin-Ost. Bis heute scheint sich der ostdeutsche Arbeitsmarkt immer noch nicht von diesem Schock erholt zu haben. Des Weiteren ist Erwerbslosigkeit in Deutschland in hohem Maße ungleich verteilt: Bestimmte Gruppierungen der Bevölkerung sind regelmäßig stärker von Erwerbslosigkeit betroffen als andere. Zu nennen sind hier in erster Linie gering Qualifizierte, Ausländerinnen und Ausländer, junge und alte Menschen sowie teilweise Frauen. Hinzu kommt noch das Phänomen der Langzeiterwerbslosigkeit, wodurch die Thematik eigentlich erst bedeutsam wird: Sind Menschen erst einmal von Erwerbslosigkeit betroffen, bleiben sie dies häufig für sehr lange Zeit, unter Umständen für mehrere Jahre.

Vor dem Hintergrund dieser Besonderheiten verfolgt der Beitrag mehrere Untersuchungsziele. Mithilfe von Daten der Mikrozensususerhebungen 1996 bis 2004 wird zunächst analysiert, welche Gründe das allgemeine Erwerbslosigkeitsrisiko bestimmen. Dabei geht es um Fragen wie „Welche Gruppierungen sind besonders benachteiligt?“ oder „Bestehen in den neuen Ländern andere Ungleichheitsstrukturen als im Westen?“ Des Weiteren ist zu untersuchen, ob auch Ungleichheiten bezüglich der *Dauer* von Erwerbslosigkeit bestehen. Bleiben etwa Gruppierungen, die schon ein höheres Erwerbslosigkeitsrisiko aufweisen, auch überdurchschnittlich lange erwerbslos? Besonders wichtig ist

es schließlich, die *Entwicklung* der festgestellten Ungleichheiten im Zeitverlauf zu verfolgen: Haben sich die Effekte der Determinanten von Erwerbslosigkeitsrisiko und -dauer im untersuchten Zeitraum unter Kontrolle allgemeiner konjunktureller Schwankungen verändert? Ist ein Trend zu mehr oder zu weniger Ungleichheit zu beobachten? Diese Fragen haben vor dem Hintergrund der Tatsache Bedeutung, dass der Arbeitsmarkt kein statisches Gebilde ist, sondern einer ständigen Dynamik unterliegt: Neben dem konjunkturell bedingten Auf und Ab der Erwerbslosenzahl führen allgemeine Entwicklungen wie zum Beispiel die Globalisierung, der technische Wandel, die „Tertiärisierung“, die Bildungsexpansion oder die „Nachwirkungen“ der deutschen Vereinigung dazu, dass sich Bedingungen und Strukturen auf dem Arbeitsmarkt permanent ändern. Die Frage nach Ungleichheitsdynamiken *jenseits* konjunktureller Schwankungen wurde in der Literatur bisher relativ selten behandelt.

Im Folgenden werden zunächst begrifflich-konzeptionelle Probleme erörtert sowie kurz der theoretische und empirische Forschungsstand diskutiert (Kapitel 2). Anschließend werden die verwendeten Daten und Methoden dargestellt (Kapitel 3). Der Hauptteil des Beitrags widmet sich der Präsentation der Ergebnisse der auf multivariaten Trendmodellen basierenden empirischen Analysen (Kapitel 4). Im Schlussteil (Kapitel 5) werden die Ergebnisse zusammengefasst und diskutiert.

2 Begriffe, Theorien und Forschungsstand

2.1 Konkurrierende Begriffe: Arbeits- und Erwerbslosigkeit

Die Präsenz des Themas Erwerbslosigkeit in Forschung und Öffentlichkeit legt nahe, dass zumindest begrifflich Einigkeit über den Problemgegenstand herrscht. Erste Probleme ergeben sich allerdings bereits, wenn man nach einer Definition von Erwerbs- oder Arbeitslosigkeit sucht. Gemäß der neoklassischen Ökonomie ist Erwerbslosigkeit zunächst schlichtweg nicht definiert, da nicht existent: In einem perfekten Markt gleichen sich Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage mittels Lohnanpassung aus; jeder, der arbeiten möchte, wird auch beschäftigt werden. Erwerbslosigkeit wäre somit immer *freiwilliger* Natur und müsste nicht gesondert betrachtet werden. Da jedoch die Realität offensichtlich nicht dem neoklassischen Idealbild entspricht, macht es Sinn, Personen dann als *unfreiwillig* erwerbslos zu definieren, wenn diese „bereit sind, zu den jeweils herrschenden Bedingungen auf dem Arbeitsmarkt zu arbeiten, aber keine Beschäftigung gefunden haben“¹⁾.

Zur Operationalisierung des Begriffs sind in Deutschland zwei konkurrierende Definitionen gebräuchlich. Zum einen ist dies die Definition des Gesetzgebers, dessen Begriff von *Arbeitslosigkeit* im Sozialgesetzbuch (SGB) verankert ist und den Statistiken der Bundesagentur für Arbeit zugrunde liegt. Damit verbunden ist auch der ursprüngliche Zweck jener Arbeitslosigkeitsdefinition, welche nämlich, wie Kleinhenz²⁾ bemerkt, der Abgrenzung eines Versicherungsfalles im Rahmen der Arbeitslosenversicherung dient („Legaldefinition von Arbeitslosigkeit“) und nicht der Erfassung eines Ungleichgewichts auf dem Arbeitsmarkt. Das entscheidende Kriterium, um als arbeitslos zu gelten, ist die Meldung beim jeweiligen Arbeitsamt. Demgegenüber verfolgt die Definition der Internationalen Arbeitsorganisation (International Labour Organization – ILO) das Ziel, aus einem ökonomischen Blickwinkel heraus zu argumentieren und vor allem internationale Vergleichbarkeit zu gewährleisten. Sie unterscheidet sich außerdem begrifflich von der Definition des Gesetzgebers, da sie *Erwerbslose* definiert und nicht *Arbeitslose*. Nach der ILO-Definition gelten Personen als erwerbslos, wenn sie in einer bestimmten Berichtswoche („Berichtswochenkonzept“) weniger als eine Stunde gearbeitet haben, dies nicht auf Urlaub, Mutterschutz oder Ähnlichem beruht, sie in den letzten vier Wochen aktiv nach einer Beschäftigung gesucht haben sowie dem Arbeitsmarkt innerhalb von zwei Wochen zur Verfügung stehen (siehe Übersicht 1 auf S. 260). Die Definition der ILO liegt auch dem Mikrozensus und den vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Ergebnissen zur Erwerbstätigkeit zugrunde.

Wie lassen sich nun die verschiedenen Definitionen von Erwerbs- bzw. Arbeitslosigkeit beurteilen? Zunächst ist klar, dass die Vereinigungsmenge von Arbeits- und Erwerbslosen aus drei verschiedenen Personengruppen besteht: erstens aus den „nur“ Erwerbslosen, zweitens aus den „nur“ Arbeitslosen und drittens aus jenen, die sowohl erwerbslos als auch arbeitslos sind.³⁾ Eine Person, die als *arbeitslos* gilt, muss nicht unbedingt *erwerbslos* sein und umgekehrt. Des Weiteren liegt auf der Hand, dass die verschiedenen Definitionen auch zu unterschiedlichen Zahlen bzw. Quoten führen.⁴⁾ So liegt beispielsweise die Arbeitslosenquote der Bundesagentur für Arbeit regelmäßig über der Erwerbslosenquote nach der ILO-Definition.⁵⁾ Letzteres beruht u. a. auf dem sogenannten Ein-Stunden-Kriterium, nach dem Personen bereits dann als erwerbstätig gelten, sobald sie in der Berichtswoche mindestens eine Stunde entgeltlich gearbeitet haben. Dies führt umgekehrt dazu, dass Erwerbslosigkeit nur noch als „extreme Situation des totalen Fehlens von Arbeit betrachtet“⁶⁾ und das Phänomen damit untererfasst wird. Für die Fragestellung des vorliegenden Beitrags muss es allerdings das Ziel sein, aus einer *ungleichheitssoziologischen* Perspektive die unfreiwillig Erwerbslosen möglichst sinnvoll von den Erwerbstätigen abzugrenzen. Sowohl

1) Franz, W.: „Arbeitsmarktökonomik“, 6. Auflage, Berlin 2006, S. 349.

2) Kleinhenz, G.: „Zur Einführung: Arbeitslosigkeit – nach wie vor ein Schlüsselthema der Sozialökonomik“ in Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 34, Heft 4, 2001, S. 371 ff., hier: S. 372 f.

3) Siehe Hartmann, M./Riede, T.: „Erwerbslosigkeit nach dem Labour-Force-Konzept – Arbeitslosigkeit nach dem Sozialgesetzbuch: Gemeinsamkeiten und Unterschiede“ in WiSta 4/2005, S. 303 ff., hier: S. 304.

4) Was im Fall der Quoten noch dadurch forciert wird, dass auch die Vergleichsbasis, also der Nenner, durch den die Zahl der Erwerbs- oder Arbeitslosen geteilt wird, variieren kann.

5) Z. B. ILO-Erwerbslosenquote 1996 (2004): 7,7 % (9,2 %); Arbeitslosenquote der Bundesagentur für Arbeit 1996 (2004): 11,5 % (11,7 %). Zahlen entnommen aus Sozialpolitik aktuell: „Arbeitslosenquoten 1975 – 2006“, www.sozialpolitik-aktuell.de/datensammlung/4/tab/tabIV20.pdf (Stand: 3. März 2009) und Statistisches Bundesamt (Hrsg.): „Statistisches Jahrbuch 2006 für die Bundesrepublik Deutschland“, Wiesbaden 2006, S. 79.

6) Rengers, M.: „Das international vereinbarte Labour-Force-Konzept“ in WiSta 12/2004, S. 1369 ff., hier: S. 1375.

Übersicht 1: Kriterien zur Abgrenzung von Arbeits- und Erwerbslosigkeit

Merkmal	Definition der Bundesagentur für Arbeit nach SGB III ¹⁾	ILO-Definition
Alter	15 bis unter 65 Jahre	15 Jahre und älter
Erwerbstätigkeit	weniger als 15 Stunden je Woche	weniger als eine Stunde je Woche, nicht selbstständig, nicht freiberuflich tätig
Arbeitsuche	<ul style="list-style-type: none"> für mehr als 15 Stunden je Woche für mehr als sieben Tage sozialversicherungspflichtige Beschäftigung beim Arbeitsamt arbeitslos gemeldet 	<ul style="list-style-type: none"> für mehr als eine Stunde je Woche in den letzten vier Wochen aktiv nach Beschäftigung gesucht²⁾
Verfügbarkeit	<ul style="list-style-type: none"> „steht der Arbeitsvermittlung zur Verfügung“ 	<ul style="list-style-type: none"> innerhalb von zwei Wochen verfügbar
Keine Arbeitslosigkeit	<ul style="list-style-type: none"> arbeitsunfähig erkrankt in arbeitsmarktpolitischer Vollzeitmaßnahme Wehr-/Zivildienst, Gefängnis Schüler/-innen, Studierende, Schulabgänger/-innen, die nur eine Ausbildungsstelle suchen fehlende Arbeitserlaubnis bei Ausländerinnen bzw. Ausländern 	

Quelle: Eigene Darstellung nach mehreren Vorlagen (Bundesagentur für Arbeit: „Arbeitslose – wesentliche Merkmale“, www.pub.arbeitsamt.de/hst/services/000100/html/interpretation/index.shtml, Stand: 3. März 2009; Hartmann, M./Riede, T.: „Erwerbslosigkeit nach dem Labour-Force-Konzept – Arbeitslosigkeit nach dem Sozialgesetzbuch: Gemeinsamkeiten und Unterschiede“ in WiSta 4/2005, S. 303 ff.; Janke, R./Riede, T./Sacher, M.: „Die ILO-Arbeitsmarktstatistik des Statistischen Bundesamtes“, www.destatis.de, Pfad: Publikationen → Fachveröffentlichungen → Arbeitsmarkt, Stand: 3. März 2009; Rengers, M.: „Das international vereinbarte Labour-Force-Konzept“ in WiSta 12/2004, S. 1369 ff.; Sauer mann, J.: „Registrierte Arbeitslosigkeit oder Erwerbslosigkeit: Gibt es das bessere Messkonzept?“ in Wirtschaft im Wandel 4/2005, S. 104 ff.; Stellmach, P.: „Offizielle Arbeitslosigkeit versus Arbeitslosigkeit im ökonomischen Sinn. Eine theoretische und empirische Analyse der Diskrepanzen und ihre Implikation für das politisch-ökonomische System“, Hamburg 2002).

1) Siehe §§ 2, 15, 16, 38, 117 bis 122, 323, 327 SGB III. – 2) Oder: Arbeitsuche abgeschlossen, die Tätigkeit wird aber erst innerhalb der nächsten drei Monate aufgenommen.

das Konzept der Bundesagentur für Arbeit als auch jenes der ILO setzen hierfür jedoch teilweise zu enge Kriterien. Zunächst erscheint die Legaldefinition der Bundesagentur für Arbeit eher ungeeignet, da sie – wie bereits erwähnt – lediglich der Abgrenzung eines Versicherungsfalles im Rahmen der Arbeitslosenversicherung dient und somit einer sozialwissenschaftlichen Grundlage entbehrt. Aus diesem Grunde wird von der ILO-Definition ausgegangen, die jedoch um verschiedene Abgrenzungen ergänzt wird, um einerseits die oben erwähnte Untererfassung der Erwerbslosigkeit zu kompensieren und andererseits eine mögliche Übererfassung zu vermeiden. Im Einzelnen werden ursprünglich nach den Konzepten der ILO als *erwerbstätig* kodierte Personen dann als *erwerbslos* gesetzt, wenn sie:

- beim Arbeitsamt arbeitslos gemeldet sind oder
- ihren Lebensunterhalt hauptsächlich durch Arbeitslosengeld und -hilfe bestreiten („Unterhaltskonzept“⁷⁾) oder
- geringfügig beschäftigt, aber auf der Suche nach einer umfangreicheren Tätigkeit sind.

Umgekehrt werden nach der ILO-Definition als *erwerbslos* geltende Personen, welche die *Arbeitsuche* aber bereits abgeschlossen haben und in naher Zukunft eine neue Beschäftigung aufnehmen werden, als *erwerbstätig* gesetzt. Erwerbslose, die sich noch in allgemeiner Ausbildung befinden (z. B. ein Schüler, der einen Ferienjob sucht und somit nach der ILO-Definition erwerbslos wäre), werden aus den Analysen ausgeschlossen. Durch diese Anpassungen soll erstens gewährleistet werden, dass nur jene Personen betrachtet werden, die sich auch tatsächlich primär

auf dem Arbeitsmarkt befinden. Zweitens sollte es auf diese Weise gelingen, das aus einem ungleichheitssoziologischen Blickwinkel fragwürdige Ein-Stunden-Kriterium der ILO-Definition zu kompensieren und eine bessere Abgrenzung von Erwerbslosen und Erwerbstätigen zu erhalten. Positiv ist herauszustellen, dass es mithilfe der im Mikrozensus enthaltenen Variablen ohne Probleme möglich ist, eine angemessenere als die dargestellten konventionellen Operationalisierungen von Erwerbslosigkeit vorzunehmen.

2.2 Theoretischer und empirischer Forschungsstand

Zur Erklärung von Entstehung und von Ungleichheitsstrukturen der Erwerbslosigkeit existieren mehrere wirtschafts- und sozialwissenschaftliche Theorieansätze, die aus Platzgründen hier nur angedeutet werden können.⁸⁾ In den Theorien geht es erstens um die Frage, welche Ursachen und Mechanismen überhaupt zur Entstehung von Erwerbslosigkeit führen. Zweitens gilt es zu erklären, warum Erwerbslosigkeitsrisiken ungleich verteilt sind. In auf dem neoklassischen Standardmodell aufbauenden mikroökonomischen Theorien entsteht Erwerbslosigkeit durch einen imperfekten Markt, etwa aufgrund von Informationsmangel (Signal- und Diskriminierungstheorie)⁹⁾ oder Dynamiken der Stellenbesetzung (Suchtheorie)¹⁰⁾. Aus den Theorien lassen sich empirisch nachprüfbar Hypothesen über Ungleichheiten von Erwerbslosigkeitsrisiken ableiten, wie zum Beispiel aus der Humankapitaltheorie die Bedeutung von Qualifikation, Lebensalter und „Dauerabhängigkeit“ („duration dependence“) für das Risiko, erwerbslos zu werden, oder aus der Diskriminierungs- und Signaltheorie geschlechts- und natio-

7) Siehe Schmidt, S.: „Erwerbstätigkeit im Mikrozensus. Konzepte, Definition, Umsetzung“, ZUMA-Arbeitsbericht 2000/01, Mannheim 2000.

8) Für eine ausführlichere Darstellung siehe Wolter, F.: „Analysen zur Erwerbslosigkeit mit Mikrozensusdaten. Ungleichheitsstrukturen und -trends“, Saarbrücken 2008.

9) Siehe Becker, G. S.: „The Economics of Discrimination“, 2. Auflage, Chicago 1971; Phelps, E. S.: „The Statistical Theory of Racism and Sexism“, American Economic Review Vol. 62, 1972, S. 659 ff.; Spence, M.: „Job Market Signaling“, Quarterly Journal of Economics Vol. 87, 1973, S. 355 ff.

10) Siehe Stigler, G. J.: „Information in the Labor Market“, Journal of Political Economy Vol. 70, 1962, S. 94 ff.

nalitätsspezifische Ungleichheiten. Allerdings tragen diese Theorieansätze wenig zur Erklärung der *Entstehung* von Massen- und Langzeitarbeitslosigkeit bei, sondern sehen diese teilweise sogar als (freiwilliges) Ergebnis einer intendierten, rationalen Entscheidung (vor allem Neoklassik und Humankapitaltheorie).¹¹⁾ Diese Blindstellen werden von der makroökonomischen keynesianischen und der soziologischen Segmentationstheorie aufgegriffen.¹²⁾ Der entscheidende Erklärungsbeitrag der keynesianischen Theorie ist, die konjunkturellen Zusammenhänge aufzuzeigen, die (Massen-)Erwerbslosigkeit entstehen und in Abhängigkeit von der wirtschaftlichen Entwicklung schwanken lassen. Um Veränderungen der Ungleichheiten im Zeitverlauf von diesen konjunkturellen Schwankungen isolieren zu können, müssen letztere in multivariaten Trendmodellen kontrolliert werden.

Die Sichtung der umfangreichen empirischen Literatur zum Thema¹³⁾ zeigt einerseits einen Konsens, was die Benachteiligung von gering Qualifizierten, Ausländern, älteren Erwerbspersonen sowie von Frauen in den neuen Ländern angeht. Andererseits sind weitere Zusammenhänge bisher trotz der umfangreichen Forschung nicht endgültig geklärt. Dies betrifft zum Beispiel die Fragen der Dauerabhängigkeit von Erwerbslosigkeit, der geschlechtsspezifischen Risiken (vor allem in Verbindung mit Kindern) sowie des Bezugs von Arbeitslosenunterstützung. Auch bezüglich der eingangs gestellten Frage nach der Entwicklung der Ungleichheiten im Zeitverlauf ist eine Forschungslücke festzustellen. Bezüglich der Mikrozensusdaten ist eine eindeutige Unterauswertung zu konstatieren: Es finden sich erstaunlich wenige Arbeiten, die Erwerbslosigkeit zum Gegenstand haben und über die rein deskriptiven und daher für viele Fragestellungen wenig aussagekräftigen „Tabellenwerke“ der amtlichen Statistik hinausgehen.¹⁴⁾ Dies mag daran liegen, dass Längsschnittdaten besser als die Querschnittdaten des Mikrozensus geeignet sind, individuelle Zugänge *in* Erwerbslosigkeit sowie Abgänge *aus* der Erwerbslosigkeit zu untersuchen. Abgesehen von diesem Hauptnachteil der Mikrozensusdaten liegt dessen Stärke in der sehr großen Fallzahl (über 500 000 Befragte pro Jahr im Scientific-Use-File). Dies erlaubt differenzierte Analysen für Subpopulationen (z. B. bestimmte Ausländergruppen, Bundesländer usw.) der Bevölkerung, die mit anderen Datensätzen nicht möglich sind.

3 Daten und Methoden

3.1 Der Mikrozensus

Der Mikrozensus ist eine jährlich vom Statistischen Bundesamt und den Statistischen Ämtern der Länder durchgeführte

Haushaltsbefragung, in die 1 % der wohnberechtigten Bevölkerung Deutschlands einbezogen ist. Gesetzliche Grundlage des Mikrozensus ist das Mikrozensusgesetz (MZG), welches die Durchführung der Erhebung (u. a. das Frageprogramm) für einen Zeitraum von mehreren Jahren festlegt. Für die vorliegende Arbeit wurden die Scientific-Use-Files der Mikrozensususerhebungen 1996 bis 2004 herangezogen, welche sämtlich auf dem Mikrozensusgesetz vom 17. Januar 1996 beruhen und somit hinsichtlich des Frageprogramms bis auf wenige Änderungen vergleichbar sind.

Neben der Auskunftspflicht (Personen, die in den ausgewählten Haushalten leben, sind verpflichtet, die Fragen zu beantworten) war eine wichtige Besonderheit des Mikrozensus – gerade für die Untersuchung von Erwerbslosigkeit – das Berichtswochenkonzept. (Seit 2005 finden unterjährige, kontinuierliche Erhebungen statt – Anmerkung der Redaktion.) Alle erhobenen Angaben bezogen sich auf eine bestimmte Berichtswoche, welche in der Regel die letzte feiertagsfreie Woche im April war. Die Daten lieferten also eine Momentaufnahme der erhobenen Merkmale innerhalb eines engen Zeitfensters. Dies hat für die nachfolgenden empirischen Analysen zwei Konsequenzen: Erstens sind die Daten gegenüber Jahresdurchschnitten, welche häufig den einschlägigen Publikationen zum Thema zugrunde liegen, zwangsläufig verzerrt. Bei der Interpretation von Aussagen wie „Erwerbslosenquote im Jahr 2002“ gilt also immer, dass die Erwerbslosenquote in der Berichtswoche – Ende April 2002 – gemeint ist. Für die Trendanalysen des vorliegenden Beitrags ist dieser Umstand jedoch weniger problematisch, da davon ausgegangen werden kann, dass der Bias in jedem Mikrozensusjahrgang der gleiche ist (die Berichtswoche lag immer um die letzte Aprilwoche). Neben dieser Besonderheit ergibt sich zweitens als Konsequenz des Berichtswochenkonzeptes, dass – wie bereits erwähnt – keinerlei Aussagen über saisonale Erwerbslosigkeit getroffen werden können.

3.2 Untersuchungspopulation und Variablen

Die Datensätze der Mikrozensususerhebungen 1996 bis 2004 wurden zunächst einzeln bearbeitet: Es erfolgte die Abgrenzung der Untersuchungspopulation(en) sowie die einheitliche Neubildung oder Umkodierung der relevanten abhängigen und unabhängigen Variablen. In einem zweiten Schritt wurden die einzelnen Datensätze zu einem alle Jahrgänge umfassenden File zusammengespielt, wobei die Unterscheidung der Befragungsjahre mittels einer vorher generierten Jahresvariablen weiterhin gewährleistet blieb. Auf eine Gewichtung der Daten mit den in den jeweiligen Datensätzen enthaltenen GewichtungsvARIABLEN wurde verzichtet.¹⁵⁾

11) Becker, G. S.: "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", Journal of Political Economy Vol. 70, 1962, S. 9 ff.; Becker, G. S.: "Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education", 2. Auflage, Chicago/London 1975; Sesselmeier, W./Blauermeier, G.: „Arbeitsmarkttheorien. Ein Überblick“, 2. Auflage, Heidelberg 1997.

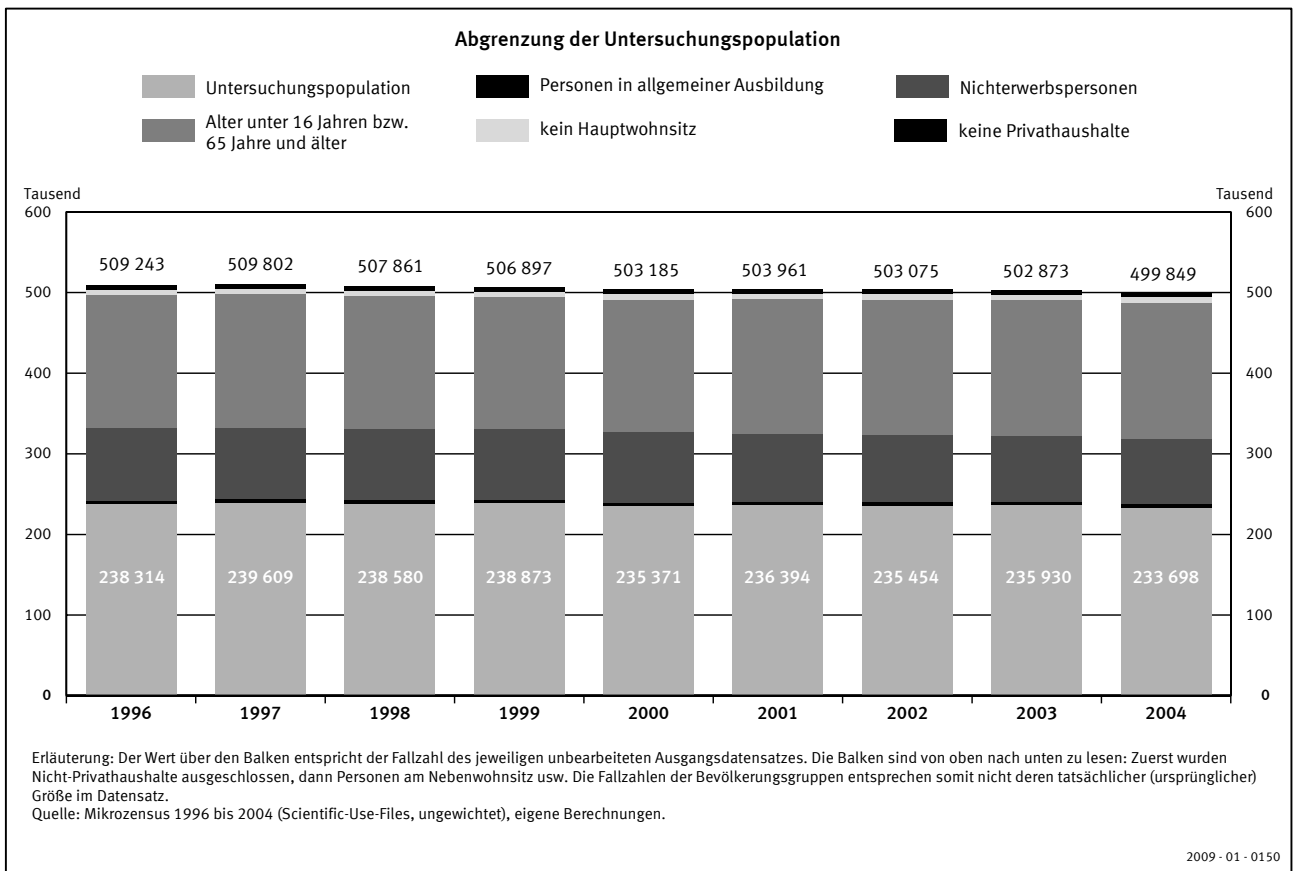
12) Keynes, J. M.: „Allgemeine Theorie der Beschäftigung, des Zinses und des Geldes“, 3. Auflage, Berlin 1966; Lutz, B./Sengenberger, W.: „Arbeitsmarktstrukturen und öffentliche Arbeitsmarktpolitik. Eine kritische Analyse von Zielen und Instrumenten“, Göttingen 1974.

13) Siehe den Überblick bei Wolter, F., Fußnote 8.

14) Als Ausnahme siehe z. B. Brauns, H./Gangl, M./Scherer, S.: "Education and Unemployment: Patterns of Labour Market Entry in France, the United Kingdom and West Germany", Arbeitspapiere – Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Nr. 6, Mannheim 1999; Isengard, B.: "Youth Unemployment: Individual Risk Factors and Institutional Determinants. A Case Study of Germany and the United Kingdom", Journal of Youth Studies Vol. 6, 2003, S. 357 ff.; Seibert, H./Solga, H.: „Gleiche Chancen dank einer abgeschlossenen Ausbildung? Zum Signalwert von Ausbildungsabschlüssen bei ausländischen und deutschen jungen Erwachsenen“, Zeitschrift für Soziologie 34, 2005, S. 364 ff.

15) Die in den Mikrozensusdatensätzen enthaltenen Gewichtungsfaktoren dienen eher einer Hochrechnung der 70%-Stichproben auf die dem vollständigen Datensatz zugrunde liegenden Angaben und Abgrenzungen des Statistischen Bundesamtes. Hier sind häufig korrekte Randauszählungen und keine inferenzstatistischen Analysen gefragt.

Schaubild 1



Da es in den empirischen Analysen um die Gegenüberstellung von Erwerbslosen und Erwerbstätigen geht, wurden aus den jeweiligen Datensätzen der Jahre 1996 bis 2004 die Nichterwerbspersonen ausgeklammert, sodass nur noch Erwerbspersonen verblieben. Des Weiteren wurden nur Personen betrachtet, von denen angenommen wurde, dass sie sich tatsächlich primär auf dem Arbeitsmarkt befanden und im erwerbsfähigen Alter waren. Ausgeschlossen wurden deshalb Kinder (jünger als 16 Jahre), Rentnerinnen und Rentner (65 Jahre und älter) sowie Personen in allgemei-

ner Ausbildung (Schüler und Schülerinnen sowie Studierende).¹⁶⁾ Schaubild 1 zeigt, wie dies durchgeführt wurde und nennt die Fallzahlen der Ausgangsdatensätze sowie der verbleibenden Untersuchungspopulationen. Die nach West und Ost aufgegliederten Fallzahlen der Erwerbslosen und Erwerbstätigen können Tabelle 1 entnommen werden. Für die Analysen zur Dauer der Erwerbslosigkeit werden ausschließlich die Erwerbslosen betrachtet, wobei sich hier jedoch Ausfälle durch fehlende Werte in der abhängigen Variablen ergeben.¹⁷⁾

Tabelle 1: Aufgegliederte Fallzahlen der Untersuchungspopulationen

Jahr	Untersuchungspopulation insgesamt			Erwerbslose			Erwerbslose und gültige Dauer		
	Deutschland	Früheres Bundesgebiet	Neue Länder und Berlin-Ost	Deutschland	Früheres Bundesgebiet	Neue Länder und Berlin-Ost	Deutschland	Früheres Bundesgebiet	Neue Länder und Berlin-Ost
1996	238 314	188 193	50 121	25 310	15 773	9 537	22 227	13 586	8 641
1997	239 609	189 929	49 680	28 261	17 760	10 501	24 392	15 052	9 340
1998	238 580	189 127	49 453	27 914	17 078	10 836	24 409	14 575	9 834
1999	238 873	190 121	48 752	26 337	16 336	10 001	23 946	14 535	9 411
2000	235 371	187 908	47 463	23 458	13 990	9 468	20 790	11 967	8 823
2001	236 394	189 371	47 023	23 483	13 710	9 773	21 108	11 880	9 228
2002	235 454	188 536	46 918	25 527	15 455	10 072	22 823	13 434	9 389
2003	235 930	189 528	46 402	30 168	19 466	10 702	27 328	17 298	10 030
2004	233 698	187 498	46 200	32 321	21 050	11 271	29 138	18 631	10 507
Insgesamt ...	2 132 223	1 700 211	432 012	242 779	150 618	92 161	216 161	130 958	85 203

Quelle: Mikrozensus 1996 bis 2004 (Scientific-Use-Files, ungewichtet), eigene Berechnungen.

16) Nicht ausgeschlossen wurden allerdings Personen, die eine Berufsschule besuchen. Hier kann davon ausgegangen werden, dass diese sich in einer Lehrausbildung befinden und so durchaus als erwerbstätig in einem Ausbildungsbetrieb gezählt werden können.

17) Woher diese Ausfälle kommen (Kodierung im Originaldatensatz: „keine Angabe“), ist unklar und aus der Dokumentation zu den Erhebungen und Kodierungen nicht ersichtlich. Im Fragebogen existiert keine Kategorie „keine Angabe“, außerdem handelt es sich nicht um eine freiwillig zu beantwortende Frage.

Die Fragestellungen der vorliegenden Arbeit werden anhand zweier abhängiger Variablen untersucht. Zum einen ist dies die Bestandsgröße Erwerbslosigkeit gegenüber Erwerbstätigkeit zum jeweiligen Befragungszeitpunkt (dichotom: 1 = erwerbslos, 0 = erwerbstätig). Bei der Kodierung wurde zunächst auf das Erwerbslosenkonzept des Statistischen Bundesamtes (ILO-Abgrenzung, siehe Übersicht 1) zurückgegriffen, welches in einer Variablen im Mikrozensus enthalten ist. In einem zweiten Schritt wurden dann – wie oben diskutiert – einige zusätzliche Anpassungen vorgenommen, um die zu engen Kriterien der obigen Definition realitätsgerechter zu gestalten. Zunächst wurden ursprünglich als erwerbstätig geltende Befragte dann als erwerbslos kodiert, wenn sie zwar geringfügig beschäftigt waren (nach der ILO-Definition erwerbstätig), sich jedoch auf Arbeitsuche befanden und nicht so viel arbeiteten, wie sie gerne wollten (also unterbeschäftigt waren). Ebenso als erwerbslos kodiert wurden Personen, die beim Arbeitsamt arbeitslos gemeldet waren. Fraglich war, ob zur Vermeidung einer möglichen *Überschätzung* der erwerbslosen Personen, die zwar in der Berichtswoche erwerbslos waren, aber angaben, die Arbeitssuche bereits abgeschlossen zu haben und in naher Zukunft eine Arbeit aufzunehmen, als erwerbstätig oder erwerbslos gezählt werden sollten. Zur Lösung der Problematik wurde ein Mittelweg gewählt: Zuerst wurden mittels einer entsprechenden Variablen solche Personen sämtlich als erwerbstätig kodiert, dies jedoch in einem zweiten Schritt relativiert, indem wiederum alle Personen, die ihren Lebensunterhalt hauptsächlich aus Arbeitslosengeld oder -hilfe bestritten, als erwerbslos gezählt wurden (Unterhaltskonzept).¹⁸⁾

Sämtliche Analysen zur *Dauer* der Erwerbslosigkeit beziehen sich ausschließlich auf die nach dem oben erläuterten Schema kodierten Erwerbslosen. Erwerbstätige wurden jeweils aus den Analysen ausgeschlossen.¹⁹⁾ Zur Ermittlung der Dauer der Erwerbslosigkeit wurde die im Mikrozensus erhobene Frage nach der in acht Klassen erhobenen (bisherigen) Dauer der Arbeitssuche herangezogen. Unter Heranziehung der Klassenmitten wurde eine (quasi-)metrische Variable „Dauer der Arbeitssuche in Monaten“ gebildet. Problematisch ist die Tatsache, dass der verwendete Indikator rechtsenzierte Daten liefert, da nicht *abgeschlossene* Erwerbslosigkeitsperioden, sondern lediglich die *bisherige* Dauer zum jeweiligen Stichtag erfasst wurde. Für die empirischen Analysen ist somit immer zu bedenken, dass die Erwerbslosigkeitsdauer relativ ungenau gemessen wurde, was tendenziell zu einer Unterschätzung derselben führt.²⁰⁾ Die Variable wurde für die multivariaten OLS-Regressionen aus modelltechnischen Gründen logarithmiert.

Von den unabhängigen Variablen der Untersuchung wurde angenommen, dass sie entweder einen entscheidenden Einfluss auf Risiko und Dauer von Erwerbslosigkeit ausüben oder aber wichtige Kontrollvariablen sind.

Das Lebensalter der Befragten wurde in Dekaden umkodiert, um bei den multivariaten Analysen nicht zu geringe und besser interpretierbare Regressionskoeffizienten zu erhalten. Die Nationalität (Staatsangehörigkeit) wurde in drei Ausprägungen kodiert (Deutsche, Ausländer aus EU-Ländern und Ausländer aus der restlichen Welt). Dies stellt einen Mittelweg zwischen einer lediglich dichotomen Unterscheidung (Deutsche gegenüber Ausländern) und einer detaillierteren Differenzierung nach einzelnen Ländern oder Kontinenten dar.²¹⁾ Die Variablen „Kinder im Haushalt“ sind Dummies, die angeben, ob ein Kind oder mehrere Kinder des entsprechenden Alters (bis einschließlich fünf Jahre bzw. zwischen sechs und 14 Jahren) im Haushalt leben (1) oder nicht (0). Die Altersgrenzen wurden gewählt, um einerseits zwischen Klein- und Schulkindern zu trennen (präsumtiv unterschiedlicher Betreuungsaufwand) und andererseits die Auswahl auf Kinder im schulpflichtigen Alter zu beschränken. Die Operationalisierung der Gemeindegröße ist im Mikrozensus problematisch, da die ursprünglich erhobene, fünf Klassen umfassende Variable im Zuge der faktischen Anonymisierung des Scientific-Use-Files für einzelne Bundesländer vergrößert wurde. Für das ganze Bundesgebiet lässt sich in einheitlicher Weise nur noch zwischen drei Gemeindegrößen (unter 20 000, 20 000 bis unter 500 000 sowie 500 000 und mehr Einwohner) trennen. Zur Operationalisierung des (Aus-)Bildungsniveaus (Humankapitals) der Befragten wird die CASMIN-Klassifikation („Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations“) herangezogen. Sie bietet den entscheidenden Vorteil, allgemeine und berufliche Bildungsabschlüsse in einer Skala zu vereinen und hierarchisch zu ordnen und hat sich in zahlreichen Studien zur Sozialstruktur und zu Arbeitsmarktfragen bewährt.²²⁾ Sie geht in der in Übersicht 2 dargestellten Form in die Analysen ein.

Übersicht 2: Die CASMIN-Klassifikation der (Aus-)Bildungsabschlüsse

1a, 1b	Kein Schulabschluss (1a) oder Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung (1b)
1c	Hauptschulabschluss mit beruflicher Ausbildung ¹⁾
2b	Mittlere Reife ²⁾ ohne berufliche Ausbildung
2a	Mittlere Reife ²⁾ mit beruflicher Ausbildung
2c_gen	(Fach-)Hochschulreife ohne berufliche Ausbildung
2c_voc	(Fach-)Hochschulreife mit beruflicher Ausbildung
3a	Fachhochschulabschluss ³⁾
3b	Hochschulabschluss

Erläuterung: Die nicht hierarchische Folge der Bezeichnungen 2b und 2a in obiger Tabelle wurde nach inhaltlicher Bedeutung geordnet.

1) Berufliche Ausbildung entspricht: Anlernausbildung, berufliches Praktikum, Berufsvorbereitungsjahr, Lehrausbildung, Berufsfachschule, Meister-/Technikerausbildung, Fachschule der ehemaligen DDR. Außerdem für Mikrozensus 1999 bis 2001: Verwaltungsfachhochschulen. – 2) Einschl. POS (polytechnischer Oberschule) der ehemaligen DDR. – 3) Mikrozensus 1996 bis 1998 sowie 2002 bis 2004: Verwaltungsfachhochschulen.

Quelle: eigene Darstellung.

18) Von der Kategorie „Arbeitsuche abgeschlossen“ wurden also nur diejenigen als erwerbstätig beibehalten, die *nicht* von Arbeitslosengeld oder -hilfe lebten. Zum genauen Vorgehen siehe Wolter, F., Fußnote 8, hier: S. 132.

19) Dies ist nicht selbstverständlich, da sich – nach den Kriterien der ILO – durchaus auch Erwerbstätige auf Arbeitsuche befinden können. Um jedoch konsistent zwischen Erwerbslosen und Erwerbstätigen zu unterscheiden, wurden diese Fälle für die Analysen zur Dauer der Erwerbslosigkeit ausgeschlossen.

20) Für eine ähnliche Problematik siehe Preisendörfer, P./Wallaschek, M.: „Methodische Probleme der Analyse von Betriebszugehörigkeitsdauern“, Allgemeines Statistisches Archiv 71, 1987, S. 364 ff.

21) Letztere wäre zwar hinsichtlich einer Differenzierung von z. B. klassischen Gastarbeitern (Türken, Personen aus dem ehemaligen Jugoslawien, Italienern usw.) interessant gewesen, hätte aber – gerade in den neuen Ländern und Berlin-Ost – schnell zu nicht ausreichenden Fallzahlen geführt.

22) Siehe Granato, N.: „Mikrodaten-Tools: CASMIN-Bildungsklassifikation. Eine Umsetzung mit dem Mikrozensus 1996“, ZUMA-Technischer Bericht 2000/12, Mannheim; Schiener, J.: „Bildungserträge in der Erwerbgesellschaft. Analysen zur Karrieremobilität“, Wiesbaden 2006, S. 50.

3.3 Methodisches Vorgehen

Neben einleitenden deskriptiven Auswertungen geschieht die statistische Modellierung mittels multivariater Regressionsanalysen. Die dichotome Variable Erwerbslosigkeit wird anhand binär-logistischer Regressionen geschätzt, die Dauer der Erwerbslosigkeit durch klassische OLS-Regressionen. Um die Frage nach Dynamiken der Ungleichheitsgefüge im Zeitverlauf zu modellieren, werden Regressionsmodelle mit Interaktionseffekten aus Trend (= Zeit) und jeweiliger unabhängiger Variable berechnet. Die Modelle haben – hier für das logistische Modell dargestellt – die folgende Form:²³⁾

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 \cdot Trend + \beta_2 \cdot Trend^2 + \gamma \cdot X + \delta \cdot (X' \cdot Trend)$$

mit: α = Konstante

β_1 = Logitkoeffizient des linearen Trendindikators

β_2 = Logitkoeffizient des quadrierten Trendindikators

γ = Vektor der Logitkoeffizienten für die Haupteffekte des Vektors X

X = Vektor der unabhängigen Variablen

X' = Teilmenge an unabhängigen Variablen aus X

δ = Vektor der Logitkoeffizienten für die Interaktionseffekte X' · Trend

Entscheidend sind die in δ enthaltenen Koeffizienten: Sind diese signifikant, spricht das für eine nicht-zufällige *Veränderung* der partiellen Effekte der jeweiligen unabhängigen Variablen auf das Erwerbslosigkeitsrisiko im Zeitraum 1996 bis 2004. Letzteres gilt unter Kontrolle sowohl des allgemeinen Trends ($\beta_1 \cdot Trend + \beta_2 \cdot Trend^2$) als auch des „Haupteffektes“ der jeweiligen Variablen ($\gamma \cdot X$).

4 Ergebnisse

4.1 Deskriptive Analysen

Zunächst wird deskriptiv untersucht, wie sich die Erwerbslosenquoten sowie die durchschnittlich verbrachte Zeit in Erwerbslosigkeit im Jahres- und Ost-West-Vergleich entwickelt haben. Die entsprechenden Angaben enthält Tabelle 2. Es zeigt sich, dass ausgehend vom Jahr 1996 die Erwerbslosenquoten zunächst moderat stiegen, dann Ende der 1990er-Jahre sanken und 2001 einen Tiefpunkt erreichten. Ab dem Jahr 2002 stiegen die Zahlen wieder an, mit Erwerbslosenanteilen von 12,8 % (2003) und 13,8 % (2004) lagen die Werte in den letzten Jahren des Untersuchungszeitraumes höher als in allen Jahren zuvor. Diese gesamtdeutschen Entwicklungen gelten mit geringen Abweichungen auch, wenn man das frühere Bundesgebiet sowie die neuen Länder und Berlin-Ost getrennt betrachtet. Außerdem entspricht der Trend in etwa auch den Ergebnissen der amtlichen Statistik.²⁴⁾ Es ergeben sich jedoch Abweichungen in der Höhe der Erwerbslosenquoten, die bezüglich der Zahlen der Bundesagentur für Arbeit eher gering, im Vergleich mit den Zahlen nach der ILO-Definition deutlich ausfallen. Dies spricht dafür, dass (wie vermutet) die Erwerbslosigkeitsdefinition der ILO zu einer Unterschätzung der Erwerbslosenquoten führt. Ein weiteres inhaltliches Ergebnis sind die im Vergleich zum früheren Bundesgebiet mehr als doppelt so hohen Anteile an Erwerbslosen im Osten: Im Durchschnitt beträgt die Erwerbslosenquote im Westen 8,9 %, im Osten 21,3 %, wobei das Verhältnis in dieser Größenordnung über alle Jahre des Untersuchungszeitraumes besteht.

Ebenfalls in Tabelle 2 dargestellt ist die durchschnittliche Dauer der bisher in Erwerbslosigkeit verbrachten Zeit. Auch hier zeigt sich, dass Erwerbslose im Osten über alle Jahre hinweg länger in Erwerbslosigkeit verbleiben als solche im Westen. Die Unterschiede sind allerdings weniger ausgeprägt als im Falle der Erwerbslosenquoten. Befragte im früheren Bundesgebiet waren durchschnittlich seit 20,5 Monaten erwerbslos, Befragte in den neuen Ländern und Berlin-Ost waren seit durchschnittlich 26,7 Monaten ohne Arbeit.

Tabelle 2: Erwerbslosenquoten und durchschnittliche Dauer der Erwerbslosigkeit im Zeitraum 1996 bis 2004

Gebietsstand	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Insgesamt
Anteil der Erwerbslosen in %										
Früheres Bundesgebiet .	8,4	9,4	9,0	8,6	7,4	7,2	8,2	10,3	11,2	8,9
Neue Länder und Berlin-Ost	19,0	21,1	21,9	20,5	19,9	20,8	21,5	23,1	24,4	21,3
Deutschland	10,6	11,8	11,7	11,0	10,0	9,9	10,8	12,8	13,8	11,4
Mittelwert (Standardabweichung) der Erwerbslosigkeitsdauer in Monaten										
Früheres Bundesgebiet .	18,5 (20,4)	19,7 (21,4)	21,2 (22,4)	21,6 (23,1)	22,7 (24,0)	21,8 (23,7)	20,3 (23,0)	19,6 (22,0)	19,9 (21,8)	20,5 (22,4)
Neue Länder und Berlin-Ost	23,5 (23,7)	24,4 (24,8)	25,9 (25,3)	26,4 (25,6)	26,8 (26,2)	26,8 (25,9)	27,3 (26,0)	28,7 (26,1)	29,4 (26,6)	26,7 (25,7)
Deutschland	20,4 (21,9)	21,5 (22,9)	23,1 (23,7)	23,5 (24,3)	24,5 (25,0)	24,0 (24,8)	23,2 (24,5)	22,9 (24,0)	23,3 (24,1)	22,9 (23,9)

Quelle: Mikrozensus 1996 bis 2004 (Scientific-Use-Files, ungewichtet), eigene Berechnungen.

23) Siehe Firebaugh, G: "Analyzing Repeated Surveys", Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences 07-115, Thousand Oaks 1997, S. 43.

24) Siehe die in Fußnote 5 genannten Quellen.

Im Trend über die Jahre zeigt die Analyse der durchschnittlichen Dauer der Erwerbslosigkeit interessante Ergebnisse: Im Osten nahm diese kontinuierlich zu, das heißt Erwerbslose blieben im Zeitverlauf immer länger erwerbslos (1996: 23,5 Monate, 2004: 29,4 Monate). Im Westen hingegen ist der Verlauf der entsprechenden Mittelwerte annähernd umgekehrt u-förmig: Bis zum Jahr 2000 stieg die durchschnittliche Dauer der Erwerbslosigkeit, von 2001 bis 2004 ging sie wieder zurück. Vergleicht man diese Trends mit jenen der Erwerbslosenquoten in Ost und West, zeigt sich, dass sich beide entweder unabhängig voneinander entwickelten (neue Länder und Berlin-Ost) oder aber genau entgegengesetzt verliefen (früheres Bundesgebiet 1998 bis 2003). Der letztgenannte, auf den ersten Blick paradox erscheinende Zusammenhang lässt sich jedoch unter Umständen erklären, wenn man bedenkt, dass zum einen in Krisenzeiten (steigende Erwerbslosenquoten) davon ausgegangen werden kann, dass Arbeitskräfte entlassen werden. Diese zählen dann zu den Erwerbslosen, sind aber erst seit kurzer Zeit ohne Arbeit. Für die in Tabelle 2 dargestellten Mittelwerte hat dies jedoch zur Folge, dass die durchschnittliche Erwerbslosigkeitsdauer aller Erwerbslosen dadurch sinkt; einen Rückgang von Langzeiterwerbslosigkeit muss dies nicht bedeuten. Zum anderen scheinen die steigenden Mittelwerte für die Dauer der Erwerbslosigkeit bei sinkenden Erwerbslosenquoten darauf hinzudeuten, dass Langzeiterwerbslose von einem Wirtschaftsaufschwung nicht profitieren können: Es werden lediglich die erst seit kurzem Erwerbslosen wieder eingestellt (die Langzeiterwerbslosen bleiben ohne Arbeit, der Mittelwert steigt). Dies spräche für einen negativen Einfluss der Dauer der Erwerbslosigkeit auf die Wiedereinstellungswahrscheinlichkeit: Je länger eine Person erwerbslos ist, desto schlechter werden ihre Chancen auf Wiederbeschäftigung.

4.2 Multivariate Analysen I: Determinanten des Erwerbslosigkeitsrisikos im Trend

In den folgenden Analysen zu Bestimmungsfaktoren des Erwerbslosigkeitsrisikos und deren zeitlicher Entwicklung wurde in zwei Schritten vorgegangen. Jeweils für West und Ost wurde zunächst ein Ausgangsmodell geschätzt, welches noch keine Interaktionseffekte zwischen unabhängigen Variablen und Trendindikator enthielt. Hier galt es zunächst allgemein festzustellen, welche Bestimmungsfaktoren unter Kontrolle der jeweils anderen Determinanten das Erwerbslosigkeitsrisiko beeinflussen. Zudem stellte sich die Frage, ob die Determinanten in West und Ost in vergleichbarer Weise wirken oder nicht. In einem zweiten Analyseschritt erfolgte die Erweiterung des Ausgangsmodells um die Interaktionseffekte zwischen Trend und unabhängigen Variablen. Diese wurde ursprünglich in mehreren Einzelschritten vorgenommen, aus Platzgründen wurde jedoch auf eine Darstellung aller Modellschritte verzichtet. Der Trend wird durch einen linearen und einen quadrierten Trendindikator modelliert.²⁵⁾ Deren inhaltliche Bedeutung eindeutig zu benennen, fällt schwer: Zum einen wird die klassische

konjunkturell (zeitabhängig) bedingte Erwerbslosigkeit im Sinne von Keynes gemessen. Selbige beruht entweder auf Nachfrageausfällen oder zu geringen Investitionen. Zum anderen bilden die Trendindikatoren aber auch grundlegende arbeitsmarktrelevante Wandlungsprozesse wie den Transformationsprozess in den neuen Bundesländern oder die Globalisierung ab. Derlei Effekte werden in den Modellen folglich zwar kontrolliert, können jedoch nicht separiert werden. Die Ergebnisse der Analysen sind in Tabelle 3 auf S. 266 dargestellt.

Modell 1 für das frühere Bundesgebiet bestätigt zunächst die bekannten Befunde hinsichtlich des (Aus-)Bildungsniveaus. Abgesehen von Personen ohne Berufsausbildung sinkt mit jedem Schritt auf der CASMIN-Klassifikation nach oben das Erwerbslosigkeitsrisiko signifikant bezüglich der Referenzkategorie (= höchstens Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung). Bereits das Vorhandensein eines Berufsabschlusses auf Hauptschulniveau (CASMIN 1c) senkt die Chancenverhältnisse, erwerbslos zu sein, um 49 % $[(e^{-0,675} - 1) \cdot 100]$. Die Odds (Chancen) der Erwerbslosigkeit von Hochschulabsolventen betragen nur rund ein Fünftel von jenen der Referenzkategorie ($e^{-1,566}$). Der zentrale, humankapitaltheoretisch erklärbare Bildungseffekt gilt folglich auch unter Kontrolle anderer unabhängiger Variablen.

Der Alterseffekt wurde zunächst in explorativen Analysen durch einen linearen und einen quadratischen Term modelliert, da hier häufig ein u-förmiger Zusammenhang angenommen wird (hohe „Jugenderwerbslosigkeit“ und hohe Alterserwerbslosigkeit). Es hat sich jedoch gezeigt, dass sich unter Kontrolle der übrigen Kovariaten ein monoton steigender Alterseffekt ergibt, sodass auf die Integration des quadratischen Terms verzichtet wurde. Inhaltlich zeigt sich folglich ein mit zunehmendem Alter steigendes Erwerbslosigkeitsrisiko.

Der ebenfalls hochsignifikante Geschlechtseffekt ist negativ. Frauen haben demnach geringere Erwerbslosigkeitsrisiken als Männer. Dies gilt jedoch nur, sofern keine Kinder im Haushalt leben: Beide Interaktionseffekte („Weiblich \times Kinder bis fünf Jahre im Haushalt“ und „Weiblich \times Kinder zwischen sechs und 14 Jahren im Haushalt“) sind hochsignifikant positiv und modifizieren die Wirkung des reinen „Fraueneffektes“. Der (Gesamt-)Effekt von Schulkindern ist hierbei geringer als jener von Kleinkindern, da der Koeffizient der „reinen Schulkindervariable“ negativ ist. Männer hingegen werden durch das Vorhandensein von Kindern nicht benachteiligt. Insgesamt gesehen bestätigt sich also der Befund aus der Literatur²⁶⁾, dass geschlechtsspezifische Erwerbslosigkeitsrisiken vor allem über Kinder im Haushalt wirken.

Die (signifikanten) Effekte der Nationalität zeigen eine leichte Benachteiligung gegenüber Deutschen für Ausländer aus EU-Ländern; Ausländer aus anderen Ländern sind erheblich benachteiligt. Letztere haben um etwa 150 % ($e^{0,909} - 1$) höhere Odds, erwerbslos zu werden als Deutsche.

25) Was hier einen Kompromiss zwischen Vorhersagegenauigkeit und Sparsamkeit des Modells darstellt: Explorative Analysen haben gezeigt, dass der empirische Verlauf der Erwerbslosenquoten von 1996 bis 2004 am besten durch eine Funktion dritten Grades modelliert werden kann. Um die Regressionsmodelle jedoch nicht durch zu viele unabhängige Variablen zu überfrachten, wurde auf dessen Integration verzichtet.

26) Siehe Ludwig-Mayerhofer, W.: „Arbeitslosigkeit“ in Abraham, M./Hinz, T. (Hrsg.): „Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde“, Wiesbaden 2005, S. 199 ff.

Somit zeigt sich: Auch unter Kontrolle der (Aus-)Bildung werden erstens für (Nicht-EU-)Ausländer gegenüber Deutschen weitaus höhere Erwerbslosenquoten geschätzt. Und zweitens ist ebenso unter Kontrolle der Bildung die Differenz zwischen dem Erwerbslosigkeitsrisiko von EU- und „sonstigen“ Ausländern frappant. Somit sprechen die Ergebnisse für das Wirken von Diskriminierungsprozessen.

Auch die Gemeindegröße hat einen hochsignifikanten Effekt auf das Erwerbslosigkeitsrisiko. Letzteres steigt mit zunehmender Einwohnerzahl des Wohnortes. Ceteris pari-

bus ist demnach in Großstädten (über 500 000 Einwohner) das Chancenverhältnis zugunsten von Erwerbslosigkeit um 84 % ($e^{0,610} - 1$) höher als in Kleinstädten (bis 20 000 Einwohner). Zumindest tendenziell deutet dies darauf hin, dass Erwerbslosigkeit weniger im (vermeintlich) strukturschwachen ländlichen Raum zu suchen ist, sondern eher im mutmaßlich wirtschaftsstarke städtischen Raum.²⁷⁾

Für die neuen Länder und Berlin-Ost zeichnen die ebenfalls sämtlich signifikanten Dummies der CASMIN-Klassifikation ein ähnliches Bild wie in den alten Ländern: Je höher das

Tabelle 3: Determinanten des Erwerbslosigkeitsrisikos im Trend (Ergebnisse binär-logistischer Regressionsmodelle)

Gegenstand der Nachweisung	Früheres Bundesgebiet		Neue Länder und Berlin-Ost	
	Modell 1	Modell 2	Modell 1	Modell 2
Trend	-0,117***	-0,058***	-0,014*	0,040***
Trend quadriert	0,017***	0,018***	0,005***	0,005***
CASMIN 1c ¹⁾	-0,675***	-0,646***	-0,241***	-0,396***
CASMIN 2b	-0,653***	-0,672***	-0,949***	-1,013***
CASMIN 2a	-1,098***	-1,069***	-0,890***	-0,908***
CASMIN 2c_gen	-0,910***	-0,785***	-1,423***	-1,674***
CASMIN 2c_voc	-1,226***	-1,176***	-1,481***	-1,444***
CASMIN 3a	-1,412***	-1,257***	-1,589***	-1,456***
CASMIN 3b	-1,566***	-1,351***	-2,053***	-1,851***
Geschlecht (1 = weiblich)	-0,181***	-0,132***	0,149***	0,358***
Alter (Dekaden)	0,178***	0,228***	0,327***	0,376***
EU-Ausländer ²⁾	0,085***	0,201***	-0,122	-0,119
Sonstige Ausländer	0,909***	1,032***	1,231***	1,232***
Verheiratet ³⁾	-0,634***	-0,634***	-0,617***	-0,618***
Verwitwet	-0,368***	-0,370***	-0,330***	-0,334***
Geschieden	0,168***	0,170***	0,023	0,024
Kind bis 5 Jahre im Haushalt	0,019	-0,023	0,096***	0,097*
Kind 6 bis 14 Jahre im Haushalt	-0,262***	-0,266***	-0,206***	-0,243***
Weiblich × Kind bis 5 Jahre	0,484***	0,613***	0,481***	0,672***
Weiblich × Kind 6 bis 14 Jahre	0,507***	0,537***	0,634***	0,634***
Gemeindegröße 20 000 bis 500 000 Einwohner ⁴⁾	0,342***	0,315***	0,108***	0,068***
Gemeindegröße über 500 000 Einwohner ...	0,610***	0,514***	-0,144***	-0,223***
CASMIN 1c × Trend		-0,006*		0,043***
CASMIN 2b × Trend		0,003		0,019
CASMIN 2a × Trend		-0,006		0,008
CASMIN 2c_gen × Trend		-0,030***		0,058***
CASMIN 2c_voc × Trend		-0,011*		-0,005
CASMIN 3a × Trend		-0,036***		-0,027*
CASMIN 3b × Trend		-0,051***		-0,049***
Alter (Dekaden) × Trend		-0,012***		-0,011***
Weiblich × Trend		-0,012***		-0,050***
Kind bis 5 Jahre × Trend		0,010*		-0,002
Kind 6 bis 14 Jahre × Trend		0,001		0,014*
Weiblich × Kind bis 5 Jahre × Trend		-0,032***		-0,043***
Weiblich × Kind bis 6 bis 14 Jahre × Trend ...		-0,007		-0,008
EU-Ausländer × Trend		-0,028***		
Sonstige Ausländer × Trend		-0,030***		
20 000 bis 500 000 Einwohner × Trend		0,007***		0,010**
Über 500 000 Einwohner × Trend		0,024***		0,019**
Konstante	-2,156***	-2,402***	-1,632***	-1,886***
df (Gesamtmodell)	22	39	22	37
χ ² (Schritt)	61 177,3***	462***	27 909,1***	638,689***
χ ² (Gesamtmodell)	61 177,3***	61 639,3***	27 909,1***	28 542,4***
-2LL (Gesamtmodell)	874 095,8	873 633,8	400 759,2	400 125,9
R ² (McFadden)	0,065	0,066	0,065	0,067
Fallzahl	1 580 151	1 580 151	414 829	414 829

Erläuterung: Unstandardisierte Logitkoeffizienten. Signifikant für: *: p < 0,05; **: p < 0,01; ***: p < 0,001. Referenzkategorie der Variablen:

1) Bildung: CASMIN 1a, 1b. – 2) Nationalität: Deutsche. – 3) Familienstand: ledig. – 4) Gemeindegröße: unter 20 000 Einwohnern. Der Trendindikator zählt die Jahre der jeweiligen Erhebung beginnend mit 1996 = 0. Abhängige Variable: Erwerbslosigkeit (1 = ja, 0 = nein).

Quelle: Mikrozensus 1996 bis 2004 (Scientific-Use-Files, ungewichtet), eigene Berechnungen.

27) Einschränkung ist allerdings zu bedenken, dass der verwendete Indikator nur eine ungenaue Messung erlaubt. So kann beispielsweise nicht zwischen tatsächlich ländlichem Raum und kleinen Gemeinden, die in der Agglomeration von Großstädten liegen, getrennt werden. Ebenso wird nicht zwischen Wohn- und Arbeitsort, die natürlich nicht übereinstimmen müssen, differenziert.

(Aus-)Bildungsniveau, desto geringer ist das Erwerbslosigkeitsrisiko. Ebenso gilt der gleiche Befund wie im früheren Bundesgebiet hinsichtlich des Alters: Mit steigendem Alter nimmt auch das Erwerbslosigkeitsrisiko zu. Allerdings ist der Alterseffekt im Osten stärker ausgeprägt, ältere Erwerbspersonen haben hier ein höheres Erwerbslosigkeitsrisiko als im Westen.

Anders als im früheren Bundesgebiet lässt sich für weibliche im Vergleich zu männlichen Erwerbspersonen in den neuen Ländern ein höheres Erwerbslosigkeitsrisiko nachweisen. Leben jedoch Kinder im Haushalt, verhalten sich die Erwerbslosigkeitsrisiken analog zu jenen im Westen: Sowohl für Vorschul- als auch für Schulkinder steigen die geschätzten Wahrscheinlichkeiten der Erwerbslosigkeit für weibliche Erwerbspersonen signifikant (siehe die Interaktionseffekte in Tabelle 3), während für Männer nur ein geringer (Kleinkinder) oder negativer (Schulkinder) Effekt zu beobachten ist. Während im Westen das höhere Erwerbslosigkeitsrisiko von Frauen mit Kindern im Haushalt jedoch noch teilweise durch den negativen „reinen“ Geschlechtseffekt kompensiert wird, sind in den neuen Ländern schon Frauen per se (durch den positiven Haupteffekt) schlechter gestellt als Männer.

Die Effekte der restlichen unabhängigen Variablen im Modell für die neuen Länder und Berlin-Ost erklären sich vor dem Hintergrund der Ausführungen diesen Effekten im Westen weitestgehend selbst. Demnach sind Nicht-EU-Ausländer im Vergleich zu Deutschen im Osten ebenso deutlich benachteiligt wie im Westen. Der Koeffizient für EU-Ausländer ist nicht signifikant, was wahrscheinlich einer geringen Fallzahl geschuldet ist. In mittelgroßen Städten erhöht sich das Erwerbslosigkeitsrisiko leicht im Vergleich zu Kleinstädten; in Berlin-Ost (einzige Stadt in den neuen Ländern mit mehr als 500 000 Einwohnern) ist es geringer. Die Anpassungsgüte des Modells ist mit einem Pseudo- R^2 von 0,07 vergleichbar mit jener des Modells für das frühere Bundesgebiet: Die Erklärungskraft der unabhängigen Variablen insgesamt ist eher gering.

Insgesamt bestätigen die Befunde weitestgehend die Ergebnisse der Literatur. Im Folgenden wird in Trendanalysen nun auf signifikante zeitliche Dynamiken der herausgestellten Zusammenhänge eingegangen: Ergeben sich hinsichtlich der Bestimmungsfaktoren des Erwerbslosigkeitsrisikos Trends zu *mehr* oder zu *weniger* Ungleichheit?

Zunächst sprechen die Signifikanzen der Modellerweiterungen vom jeweiligen Modell 1 auf Modell 2 in Tabelle 3 [X^2 (Schritt)] für eine tatsächliche Veränderung der Effekte im Trend.²⁸⁾ Werden die Vorzeichen der Koeffizienten betrachtet, gilt zunächst allgemein: Ein negativer *Interaktionseffekt* (ohne Betrachtung des Haupteffekts) besagt, dass das Erwerbslosigkeitsrisiko der jeweiligen Kategorie relativ im Vergleich zur Referenzkategorie im Zeitverlauf abnimmt. Für die betreffende Kategorie bedeutet dies also – immer noch unter Kontrolle des allgemeinen Trends – eine relative *Verbesserung* der Situation.²⁹⁾ Umgekehrt besagen posi-

tive Vorzeichen, dass die Logitkoeffizienten der betroffenen Gruppe im Zeitverlauf, verglichen mit der jeweiligen Referenzkategorie, steigen. Relativ zu den Risiken der jeweiligen Referenzkategorie entspricht dies einer *Verschlechterung* der Situation für die betreffende Gruppe. Da diese Vorgehensweise bei der Interpretation der Interaktionseffekte recht mühsam und nicht unmittelbar ersichtlich ist, werden im Folgenden die Trends der jeweiligen Effekte getrennt betrachtet und durch Punktschätzungen veranschaulicht.

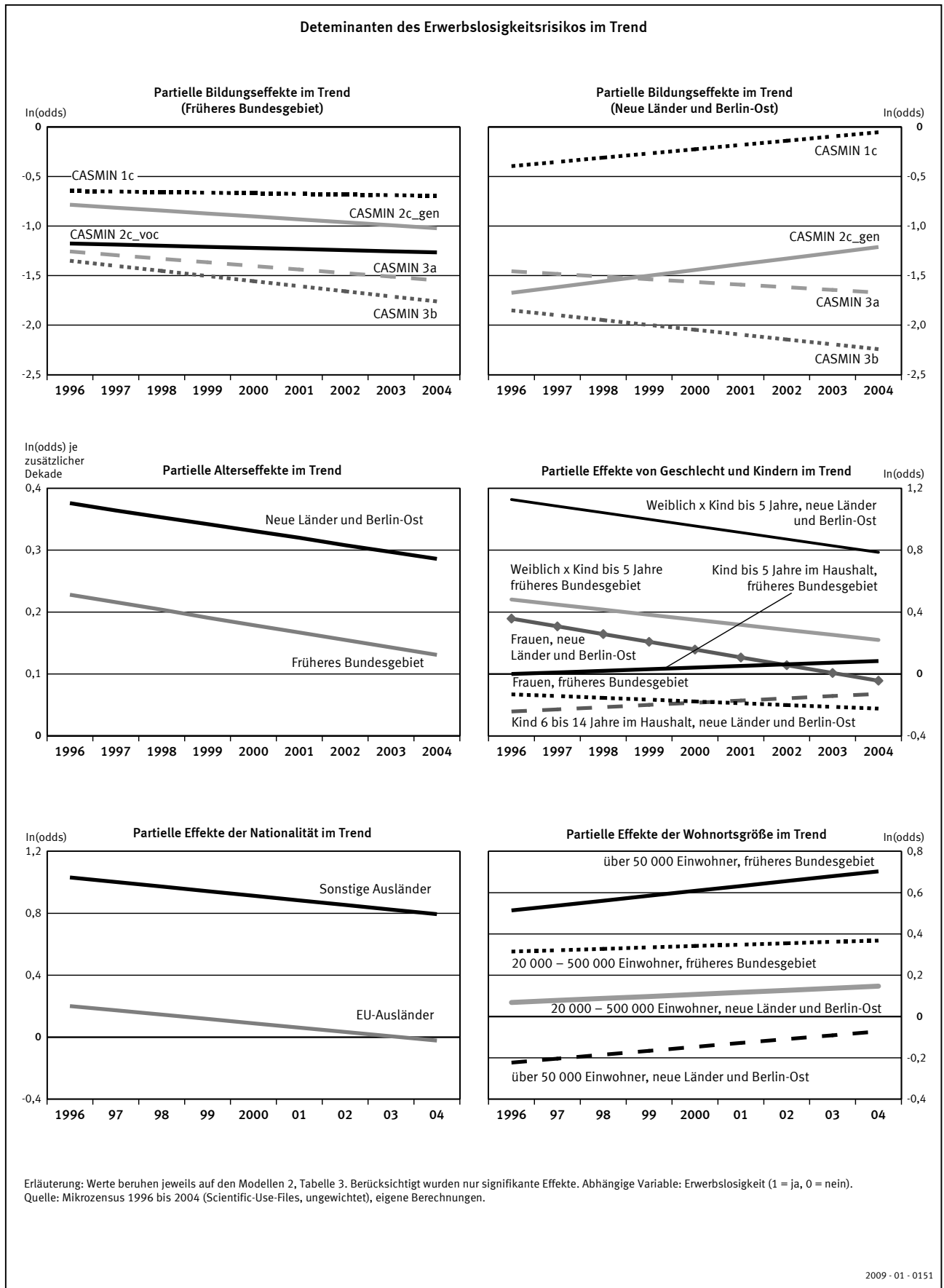
In Schaubild 2 auf S. 268 sind die sich aus den Modellschätzungen (Tabelle 3) ergebenden Werte der Logits nach unabhängigen Variablen und Jahren dargestellt. Es handelt sich hierbei um die partiellen Effekte unter Kontrolle des allgemeinen Trends sowie der anderen unabhängigen Variablen. Berücksichtigt wurden nur jene Effekte, deren Interaktion mit dem Trend signifikant ist. Zu interpretieren sind die Werte immer im Vergleich zur jeweiligen Referenzkategorie, deren Logits für jedes Jahr Null entsprechen (also beispielsweise für Bildung die Kategorie CASMIN 1a/1b).

Hinsichtlich der Bildungseffekte ist ein Ergebnis unmittelbar ersichtlich: Die Schere zwischen Hochqualifizierten (CASMIN 3a/3b) und schlecht Ausgebildeten (Referenzkategorie CASMIN 1a/1b) öffnet sich. In alten und neuen Ländern gleichermaßen wird der Abstand dieser beiden Gruppen hinsichtlich deren Erwerbslosigkeitsrisiken immer größer. Betrug die Chancenverhältnisse von Hochschulabsolventen 1996 im Westen bereits nur rund ein Viertel (25%) der Referenzkategorie ($e^{-1,351}$), so vergrößerte sich dieser Wert bis 2004 auf 17% ($e^{-1,761}$). Im Osten veränderte sich diese Differenz von 16% im Jahr 1996 auf 11% im Jahr 2004. Ähnliche Trends gelten auch für Fachhochschulabsolventen. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Ungleichheit im Erwerbslosigkeitsrisiko zwischen Hoch- und Geringqualifizierten mit der Zeit immer größer wird und sich hohe Bildungszertifikate (relativ gesehen) immer mehr auszahlen. Dies gilt außerdem konjunkturunabhängig, sofern davon ausgegangen wird, dass die beiden „allgemeinen“ Trendindikatoren das allgemeine konjunkturinduzierte Schwanken der Erwerbslosigkeit kontrollieren. Insgesamt betrachtet bestätigen die Ergebnisse das Bild einer sich laufend „modernisierenden“ Dienstleistungsgesellschaft, in der schlecht Qualifizierte immer mehr ins Abseits gedrängt werden. Jedoch scheint diese Entwicklung in Ost und West unterschiedlich gelagert zu sein: Während sich in den alten Ländern auch der Abstand der mittleren (Aus-)Bildungsabschlüsse zur Referenzkategorie im Trend zumindest leicht erhöht, wirken die beiden betreffenden Interaktionseffekte in den neuen Ländern positiv. Aus Schaubild 2 ist ersichtlich, dass der Vorteil der CASMIN-Kategorien 1c und 2c_gen gegenüber der Referenzkategorie in den neuen Ländern im Trend abnimmt. Dies deutet darauf hin, dass die „Trendschere“ zwischen relativ besser werdenden Arbeitsmarktchancen und sich verschlechternden hier weiter oben auf der Skala der Bildungsabschlüsse gelagert ist als im Westen. Im Westen vergrößert sich auch (bzw. noch?) der Wert für mittlere Bildungsabschlüsse, im Osten gilt dies nur für die höchsten Qualifikationsstufen.

28) Da sich für die neuen Länder und Berlin-Ost keine signifikante Modellverbesserung durch die Interaktion zwischen den Ausländervariablen und Trend gezeigt hat, sind diese im Modell für die neuen Länder nicht enthalten.

29) Was jedoch per se keine Verringerung der Ungleichheit im Zeitverlauf bedeutet. Hierzu muss zusätzlich das Vorzeichen des Haupteffekts berücksichtigt werden.

Schaubild 2



Ebenfalls abgebildet ist die Entwicklung der altersspezifischen Logits. Ausgewiesen ist die mit einer Erhöhung des Lebensalters um eine Dekade verbundene Steigerung der logarithmierten Odds. Es zeigt sich, dass die positiven Koeffizienten (linear positiver Zusammenhang zwischen Lebensalter und geschätztem Erwerbslosigkeitsrisiko) im Trend abnehmen. Sowohl im Osten als auch im Westen sinkt also der Effekt des Alters auf das Erwerbslosigkeitsrisiko.

Oben wurden für das frühere Bundesgebiet signifikant geringere Erwerbslosigkeitsrisiken weiblicher Erwerbspersonen (ohne Kinder) im Vergleich zu männlichen, in den neuen Ländern dagegen signifikant höhere Risiken festgestellt. Diese „reinen Geschlechtseffekte“ zeigen sich zunächst auch in der entsprechenden Grafik (Schaubild 2 Mitte rechts). Außerdem zeigt die Abbildung, dass beide Interaktionseffekte negativ wirken, das heißt die Situation der Frauen verbessert sich sowohl in den neuen als auch in den alten Bundesländern. Während diese Entwicklung jedoch im Westen eine (leichte) Erhöhung der geschlechtsspezifischen *Ungleichheit* zuungunsten der Männer bedeutet, entspricht der Trend im Osten einer Verringerung der Differenzen. Hier gleichen sich die geschätzten Erwerbslosigkeitsrisiken von Frauen und Männern deutlich an.

Des Weiteren ist die Entwicklung der geschlechtsspezifischen Erwerbslosigkeitsrisiken, sofern Kinder im Haushalt leben, dargestellt. Diese liegen erstens – wie auch in den bisherigen Analysen – deutlich über jenen der Frauen ohne Kinder und sind zweitens für Frauen auch größer als die der Männer mit Kindern. Im Trend ist jedoch auch hier eine relative Verbesserung für Frauen mit Kleinkindern zu beobachten. Insgesamt gesehen gilt nach wie vor, dass Frauen mit kleinen Kindern eine deutlich benachteiligte Gruppe auf dem Arbeitsmarkt darstellen; der Trend geht jedoch dahin, dass diese Benachteiligung in den letzten Jahren an Gewicht verloren hat. Welche Faktoren – beispielsweise ein größeres Angebot an Kindergartenplätzen³⁰⁾ – hierfür verantwortlich sind, sollte in weiteren Untersuchungen geklärt werden.

Bezüglich der Nationalität wurde bereits oben erwähnt, dass sich lediglich für das frühere Bundesgebiet signifikante Änderungen des Effekts im Trend nachweisen lassen. Für beide analysierten Ausländergruppen nimmt der Effekt auf das Erwerbslosigkeitsrisiko im Trend ab. Dies ist gleichbedeutend mit einer Reduzierung der Ungleichheit im Erwerbslosigkeitsrisiko zwischen deutschen und ausländischen Erwerbspersonen. Während für Nicht-EU-Ausländer 1996 noch ein um 180% ($e^{1,032} - 1$) höheres Chancenverhältnis zu „Gunsten“ von Erwerbslosigkeit geschätzt wurde (verglichen mit Deutschen), reduzierte sich der Abstand bis 2004 auf etwa 120% ($e^{0,795} - 1$). Interpretiert man das höhere Erwerbslosigkeitsrisiko von Ausländern als Ergebnis von Diskriminierungsprozessen, hat deren Bedeutung somit im Trend abgenommen. Andererseits könnte auch angenommen werden, dass die Residualeffekte der Nationalität nicht nur Diskriminierungen im engen Sinne, sondern auch „aufnahmelandspezifische Kapitalien“ wie Sprachkenntnisse oder netzwerktheoretische Effekte (z. B. Kontakte zu Deut-

schen) abbilden. Dann sprächen die abnehmenden Nationalitätseffekte für eine bessere Integration der Ausländer. Eine nähere Überprüfung ist allerdings mangels entsprechender Variablen im Mikrozensus nicht möglich.

In den obenstehenden Analysen wurde ein mit steigender Gemeindegröße – *ceteris paribus* – zunehmendes Erwerbslosigkeitsrisiko festgestellt (Ausnahme: Berlin-Ost). Die Grafik unten rechts in Schaubild 2 zeigt, dass diese Stadt-Land-Disparitäten im Trend zunehmen. Demnach lässt sich besonders für westdeutsche Großstädte (über 500 000 Einwohner) eine deutliche Zunahme des Erwerbslosigkeitsrisikos im Vergleich zur Referenzkategorie (Kleinstädte mit bis zu 20 000 Einwohnern) beobachten. Der prozentuale Unterschied in den Chancenverhältnissen betrug hier 1996 noch 67% ($e^{0,514} - 1$), bis zum Jahr 2004 vergrößerte er sich auf etwa 100% ($e^{0,703} - 1$), also auf das Doppelte der Odds für Kleinstädte. Ebenso nehmen in Ost und West die Effekte von Städten mittlerer Größe (20 000 bis 500 000 Einwohner) auf das Erwerbslosigkeitsrisiko signifikant zu. Auch der Interaktionseffekt für Berlin-Ost wirkt positiv, was hier allerdings, da der Gesamteffekt negativ ist, einer Abnahme der Differenzen entspricht.

4.3 Multivariate Analysen II: Determinanten der Erwerbslosigkeitsdauer im Trend

Wie bereits erwähnt, ist die Bestandsgröße „Erwerbslosigkeit zu einem bestimmten Zeitpunkt“ nur die „halbe Wahrheit“. Aus individueller Perspektive wird Erwerbslosigkeit erst dann kritisch, wenn sie längere Zeit andauert. In diesem Sinne geben die Analysen des vorangegangenen Abschnitts nur ein unvollständiges Bild der Ungleichheiten von Erwerbslosigkeitsrisiken. Die folgenden Analysen zur Dauer der Erwerbslosigkeit haben somit hinterfragenden und konfirmativen Charakter: Sind die in den Analysen zum Erwerbslosigkeitsrisiko festgestellten Ergebnisse auf die Dauer der Erwerbslosigkeitsphasen übertragbar? Sind also Gruppen mit einem hohen Erwerbslosigkeitsrisiko auch besonders lange erwerbslos?

Gegenstand der Analysen sind nunmehr nur noch die nach den oben erläuterten Kriterien abgegrenzten Erwerbslosen. Tabelle 4 enthält die mittels OLS-Regressionen geschätzten Effekte der bekannten unabhängigen Variablen auf die (logarithmierte) Dauer der Erwerbslosigkeit; zusätzlich wurde ein Prädiktor für den „Bezug von Unterstützungsleistungen“ in Form von Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe in die Modelle integriert.

Der Bildungseffekt verhält sich in alten und neuen Ländern (jeweils Modell 1 aus Tabelle 4) zunächst wie erwartet negativ und hat somit auf die Dauer der Erwerbslosigkeit eine ähnliche Wirkung wie auf das Erwerbslosigkeitsrisiko. Tendenziell ist eine höhere Bildung mit einer kürzeren Dauer der Erwerbslosigkeit verbunden. Zudem zeigt sich (vor allem im Westen) in den mittleren CASMIN-Kategorien durchgehend eine hohe Bedeutung von *beruflichen* Abschlüssen:

30) Siehe Statistisches Bundesamt (Hrsg.): „Kindertagesbetreuung in Deutschland. Einrichtungen, Plätze, Personal und Kosten 1990 bis 2002“, Wiesbaden 2004.

Tabelle 4: Determinanten der Erwerbslosigkeitsdauer im Trend (Ergebnisse von OLS-Regressionen)

Gegenstand der Nachweisung	Früheres Bundesgebiet		Neue Länder und Berlin-Ost	
	Modell 1	Modell 2	Modell 1	Modell 2
Trend	0,028***	-0,023***	0,024***	-0,023
Trend quadriert	-0,004***	-0,004***	0,002*	0,002*
CASMIN 1c ¹⁾	-0,261***	-0,201***	-0,197***	-0,128**
CASMIN 2b	-0,199***	-0,212***	-0,128***	-0,126
CASMIN 2a	-0,339***	-0,262***	-0,269***	-0,206***
CASMIN 2c_gen	-0,383***	-0,445***	-0,542***	-0,311**
CASMIN 2c_voc	-0,403***	-0,277***	-0,430***	-0,288***
CASMIN 3a	-0,367***	-0,232***	-0,492***	-0,372***
CASMIN 3b	-0,377***	-0,240***	-0,491***	-0,193***
Geschlecht (1 = weiblich)	-0,080***	-0,037*	0,355***	0,441***
Alter (Dekaden)	0,332***	0,295***	0,289***	0,237***
EU-Ausländer ²⁾	-0,033	-0,034	-0,155	-0,127
Sonstige Ausländer	0,137***	0,134***	0,071	0,068
Verheiratet ³⁾	-0,250***	-0,251***	-0,214***	-0,216***
Verwitwet	-0,214***	-0,215***	-0,132***	-0,130***
Geschieden	-0,003	-0,007	0,026	0,022
Kind bis 5 Jahre im Haushalt	0,072***	0,117***	0,106***	0,159**
Kind 6 bis 14 Jahre im Haushalt	0,064***	0,073**	0,011	-0,059
Weiblich × Kind bis 5 Jahre	-0,043	-0,079	-0,066*	-0,073
Weiblich × Kind 6 bis 14 Jahre	0,037*	-0,006	0,296***	0,286***
Gemeindegröße 20 000 bis 500 000				
Einwohner	0,089***	0,057***	0,071***	0,035*
Gemeindegröße über 500 000 Einwohner ...	0,226***	0,146***	-0,170***	-0,169***
Bezug von Arbeitslosengeld/ Arbeitslosenhilfe	-0,105***	-0,252***	-0,147***	-0,260***
CASMIN 1c × Trend		-0,015***		-0,018*
CASMIN 2b × Trend		0,002		-0,004
CASMIN 2a × Trend		-0,018***		-0,019**
CASMIN 2c_gen × Trend		0,014		-0,050*
CASMIN 2c_voc × Trend		-0,029***		-0,036**
CASMIN 3a × Trend		-0,033***		-0,031*
CASMIN 3b × Trend		-0,034***		-0,078***
Alter (Dekaden) × Trend		0,009***		0,012***
Weiblich × Trend		-0,011**		-0,020***
Kind bis 5 Jahre × Trend		-0,011*		-0,012
Kind 6 bis 14 Jahre × Trend		-0,003		0,018**
Weiblich × Kind 5 Jahre × Trend		0,009		0,000
Weiblich × Kind 6 bis 14 Jahre × Trend		0,010		0,000
20 000 bis 500 000 Einwohner × Trend		0,007*		0,009*
über 500 000 Einwohner × Trend		0,019***		0,000
Bezug von Arbeitslosengeld/ Arbeitslosenhilfe × Trend		0,035***		0,027***
Konstante	1,271***	1,482***	1,525***	1,742***
df (Gesamtmodell)	23	39	23	39
F (Schritt)	518,249***	21,903***	360,187***	14,742***
F (Gesamtmodell)	518,249***	315,467***	360,187***	219,038***
R ²	0,090	0,093	0,092	0,095
Fallzahl	120 646	120 646	81 665	81 665

Erläuterung: Unstandardisierte Regressionskoeffizienten. Signifikant für: *: $p < 0,05$; **: $p < 0,01$; ***: $p < 0,001$. Referenzkategorie der Variablen:

1) Bildung: CASMIN 1a, 1b. – 2) Nationalität: Deutsche. – 3) Familienstand: ledig. – 4) Gemeindegröße: unter 20 000 Einwohnern. Der Trendindikator zählt die Jahre der jeweiligen Erhebung beginnend mit 1996 = 0. Abhängige Variable: Natürlicher Logarithmus der Dauer der Erwerbslosigkeit.

Quelle: Mikrozensus 1996 bis 2004 (Scientific-Use-Files, ungewichtet), eigene Berechnungen.

Für Personen mit Hauptschulabschluss und Berufsausbildung (CASMIN 1c) wurde eine kürzere Erwerbslosigkeitsdauer geschätzt als für Personen mit mittlerer Reife ohne berufliche Ausbildung (2b). Personen mit Abitur, aber ohne Berufsabschluss, waren sowohl länger erwerbslos als Abiturienten mit beruflicher Bildung als auch als Hochschulabsolventen (3b). Daneben ergibt sich, dass sich (allerdings nur im Westen) der in den vorigen Kapiteln festgestellte deutliche Vorteil von Fachhochschul- und Hochschulabsolventen relativiert: Für beide Gruppen werden zwar nur unwesentlich, aber doch längere Erwerbslosigkeitsdauern geschätzt als für Personen mit Abitur, die über einen beruflichen Bildungsabschluss verfügen.

Einen deutlichen Effekt auf die Dauer der Erwerbslosigkeit hat in beiden Teilgebieten das Lebensalter. Je älter Erwerbslose sind, desto länger bleiben sie ohne Arbeit. Zur Erklärung dieses Befundes können wiederum humankapitaltheoretische Argumente angeführt werden.

Wie schon für das Erwerbslosigkeitsrisiko ist auch für die Dauer der Erwerbslosigkeit der *reine* Geschlechtseffekt für Frauen in den alten Ländern negativ. Für weibliche Erwerbslose wird eine um 8 % geringere Dauer der Erwerbslosigkeit geschätzt als für männliche. Während jedoch bezüglich des Erwerbslosigkeitsrisikos dieser Effekt deutlich ins Gegenteil umschlägt, sobald Frauen mit Kindern im Haushalt leb-

ten, sind die betreffenden Interaktionseffekte im Modell für die Erwerbslosigkeitsdauer weniger deutlich ausgeprägt. Es ist zwar ein leicht positiver Effekt sowohl für Klein- als auch für Schulkinder im Haushalt zu beobachten, dieser gilt jedoch für Frauen und Männer gleichermaßen. Der signifikante Interaktionseffekt für Schulkinder kehrt den Haupteffekt für weibliche Erwerbslose nicht um. Hinsichtlich der Dauer der Erwerbslosigkeit sind Frauen mit Kindern gegenüber Männern also nicht benachteiligt. Dies könnte darauf hindeuten, dass jene Frauen nach einer gewissen Zeit der Erwerbslosigkeit den Arbeitsmarkt verlassen (was in weiteren Untersuchungen zu klären wäre). In den neuen Ländern bestätigt der signifikant positive (Haupt-)Geschlechtseffekt die bereits bezüglich des Erwerbslosigkeitsrisikos festgestellte deutliche Benachteiligung von Frauen auch hinsichtlich der Erwerbslosigkeitsdauer. Für weibliche Erwerbslose wird hier *ceteris paribus* eine um 43 % ($e^{0,355} - 1$) längere Dauer der Erwerbslosigkeit geschätzt als für männliche. Zudem ergibt sich eine zusätzliche, deutliche Benachteiligung von Frauen, sobald Schulkinder im Haushalt leben.

Ausländer gehörten hinsichtlich der Bestandsgröße „Erwerbslosigkeit zu einem bestimmten Zeitpunkt“ zu den Gruppen mit dem höchsten Risiko. Dieses Ergebnis relativiert sich in den Analysen zur Dauer der Erwerbslosigkeit. Danach unterscheiden sich nur noch Nicht-EU-Ausländer signifikant von deutschen Erwerbslosen. Für die erstgenannte Gruppe wird eine um 15 % längere Dauer der Erwerbslosigkeit geschätzt. Dennoch sind Ausländer auf dem Arbeitsmarkt benachteiligt: Erstens haben sie ein höheres Risiko, erwerbslos zu werden, und zweitens bleiben sie signifikant länger erwerbslos als deutsche Arbeitssuchende. Für die neuen Länder und Berlin-Ost sind die beiden Koeffizienten für ausländische Erwerbslose nicht signifikant, was wahrscheinlich auf zu geringe Fallzahlen zurückzuführen ist.

Auch die Wirkung der Wohnortgröße auf die Dauer der Erwerbslosigkeit ist mit den Ergebnissen aus dem vorigen Abschnitt vergleichbar. Demnach steigt im Westen die geschätzte Erwerbslosigkeitsdauer gegenüber Kleinstädten in mittleren Städten (20 000 bis 500 000 Einwohner) um 9 %, in Großstädten (über 500 000 Einwohner) relativ deutlich um 25 %. Nicht nur Erwerbslosigkeit an sich (Bestandsgröße), sondern auch eine längere Erwerbslosigkeitsdauer sind also tendenziell nicht im ländlichen Raum, sondern in Großstädten beheimatet. Bezüglich der Erwerbslosigkeitsdauer ist dies umso erstaunlicher, da theoretisch in Verdichtungsräumen von einer starken, differenzierten Wirtschaft mit einer entsprechend differenzierten und ausgeprägten Nachfrage nach Arbeitskräften auszugehen wäre. Eine Erwerbslosigkeit müsste also eigentlich in Ballungszentren nicht zuletzt aufgrund geringerer Transaktionskosten bei der Arbeitssuche (gute Infrastruktur, räumliche Nähe, leicht verfügbare Informationen über Jobangebote) schneller beendet werden können als im ländlichen Raum. Ob dies unter Umständen in Anlehnung an Windzio³¹⁾ mit dem Bild regionaler „Arbeitslosenfallen“ erklärt werden kann, müsste gesondert unter-

sucht werden. Für die neuen Länder gelten hinsichtlich der Dauer der Erwerbslosigkeit die gleichen Befunde wie beim Erwerbslosigkeitsrisiko. In mittleren Städten (20 000 bis 500 000 Einwohner) wird eine im Vergleich zu Kleinstädten (Referenzkategorie) leicht längere (7 %) Erwerbslosigkeitsdauer geschätzt. In Berlin-Ost (einzige Stadt im Osten mit mehr als 500 000 Einwohnern) sinkt diese dagegen gegenüber der Referenzkategorie um etwa 16 %.

Der Indikator „Bezug von Arbeitslosengeld oder -hilfe“ wirkt in beiden Teilgebieten negativ. Dies widerspricht zunächst suchtheoretischen Annahmen, bestätigt aber teilweise die Ergebnisse anderer empirischer Untersuchungen.³²⁾ Für Personen, die über ein Transfereinkommen aus den genannten Unterstützungszahlungen verfügen, wird eine geringere Erwerbslosigkeitsdauer geschätzt als für Erwerbslose ohne Unterstützungsleistungen. Ob diese Beziehung aber tatsächlich einem Kausalzusammenhang (Bezug von Unterstützungszahlungen senkt die Dauer der Erwerbslosigkeit) entspricht, kann aufgrund der Datenlage nicht endgültig geklärt werden.³³⁾

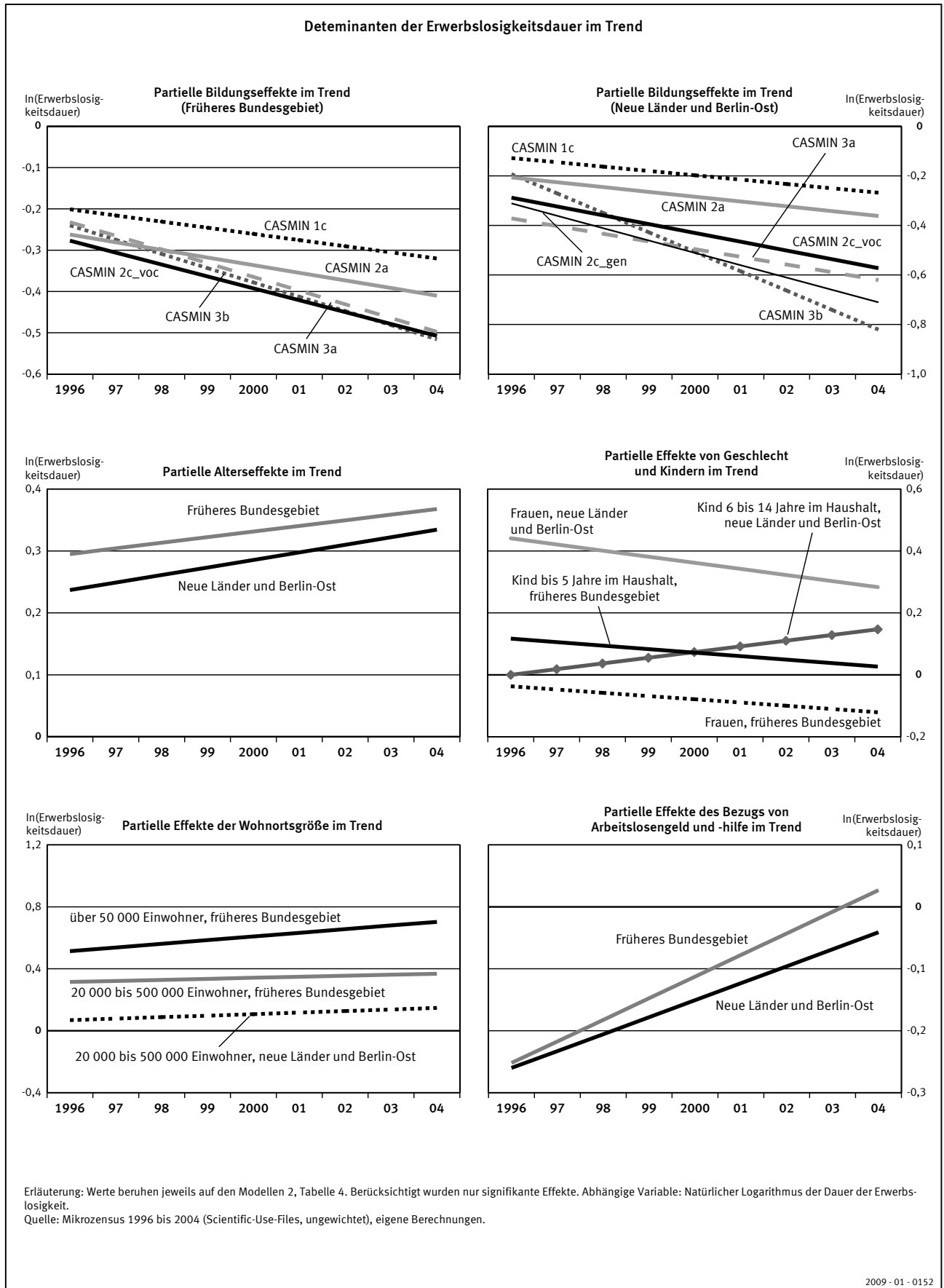
Die Trendmodelle aus Tabelle 4 wurden wiederum in Grafiken mit Punktschätzern veranschaulicht (Schaubild 3). Analog zum Einfluss des Bildungsniveaus auf das Erwerbslosigkeitsrisiko zeigt sich auch hinsichtlich der Erwerbslosigkeitsdauer – mit Unterschieden im Detail – eine sich deutlich öffnende Schere zwischen Niedrig- und Hochqualifizierten in Ost und West. Erstere bleiben im Vergleich zu höher Qualifizierten im Trend immer länger erwerbslos. Für den Alterseffekt weist die Grafik in Schaubild 3 eine gegenläufige Entwicklung als beim Erwerbslosigkeitsrisiko aus. Während beim Erwerbslosigkeitsrisiko zwar ein positiver, jedoch im Zeitverlauf abnehmender Alterseffekt festgestellt wurde, zeigt sich für die Erwerbslosigkeitsdauer ein deutlich zunehmender Alterseffekt. Im Jahr 1996 ging eine Erhöhung des Lebensalters um eine Dekade noch mit einer Zunahme der Erwerbslosigkeitsdauer um 34 % (West; Ost: 27 %) einher. Bis zum Jahr 2004 verstärkte sich der Effekt auf eine um 44 % (West; Ost: 40 %) verlängerte Erwerbslosigkeitsdauer. Dies rechtfertigt einmal mehr die Analysen zur Dauer der Erwerbslosigkeit. Der Trend für Ältere geht *nicht* dahin, dass diese (im Vergleich zu jüngeren Erwerbspersonen) generell immer häufiger erwerbslos werden. Vielmehr werden für Ältere, sofern sie einmal erwerbslos *sind*, die Chancen immer geringer, aus der Erwerbslosigkeit in eine Erwerbstätigkeit zu wechseln. Hinsichtlich der Geschlechts- und Kindereffekte kommt zum Ausdruck, dass sich lediglich für die „reinen“ Geschlechtseffekte signifikante Trends bezüglich der Erwerbslosigkeitsdauer ergeben. Die zwei weiteren signifikanten Effekte von Kindern im Haushalt sind nicht geschlechtsspezifisch, sondern gelten für erwerbslose Männer und Frauen gleichermaßen. Bezüglich der Größe des Wohnortes zeigt sich – mit Ausnahme von Berlin-Ost – das gleiche Bild wie in den Analysen zum Erwerbslosigkeitsrisiko: Der positive Zusammenhang gewinnt im Trend an Bedeutung, was auf eine Verstärkung von Stadt-Land-Dif-

31) Windzio, M.: „Kann der regionale Kontext zur „Arbeitslosenfälle“ werden? Der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Mobilität zwischen regionalen Arbeitsmärkten in Westdeutschland“, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 56, Heft 2/2004, S. 257 ff.

32) Siehe Hunt, J.: „The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany“, Journal of Labor Economics 13, 1995, S. 88 ff.

33) Zumindest für den Bezug von Arbeitslosengeld gilt eine umgekehrte Beziehung in der Form, dass der entsprechende Anspruch zeitlich begrenzt ist und somit von der bisherigen Dauer der Erwerbslosigkeit abhängt. Allerdings relativiert sich das Problem hier dadurch, dass der Bezug von Arbeitslosengeld und der von Arbeitslosenhilfe in einem Indikator zusammengefasst wurden und eine zeitliche Beschränkung des Anspruches auf Arbeitslosenhilfe nicht besteht.

Schaubild 3



Übersicht 3: Zentrale Ergebnisse der empirischen Analysen im Überblick

Merkmal	Teilgebiet	Risiko		Dauer	
		Effekt	Trend zu ...	Effekt	Trend zu ...
Bildung	West	-	mehr Ungleichheit	-	mehr Ungleichheit
	Ost	-	mehr Ungleichheit	-	mehr Ungleichheit
Alter	West	+	weniger Ungleichheit	+	mehr Ungleichheit
	Ost	+	weniger Ungleichheit	+	mehr Ungleichheit
Geschlecht weiblich	West	-	mehr Ungleichheit	-	mehr Ungleichheit
	Ost	+	weniger Ungleichheit	+	weniger Ungleichheit
Geschlecht weiblich × Kinder	West	+	weniger Ungleichheit ¹⁾	nicht signifikant	nicht signifikant
	Ost	+	weniger Ungleichheit ¹⁾	+ ²⁾	nicht signifikant
Ausländer	West	+	weniger Ungleichheit	+ ⁴⁾	nicht signifikant
	Ost	+	nicht signifikant	nicht signifikant	nicht signifikant
Größe des Wohnortes	West	+	mehr Ungleichheit	+	mehr Ungleichheit
	Ost	+ ²⁾	mehr Ungleichheit ²⁾	+ ²⁾	mehr Ungleichheit ²⁾
Bezug von Arbeitslosengeld/ Arbeitslosenhilfe	West			-	weniger Ungleichheit
	Ost			-	weniger Ungleichheit

Erläuterung: „Mehr Ungleichheit“ ist gleichbedeutend mit einer *Zunahme* des Effekts im Zeitverlauf. Dementsprechend bedeutet „weniger Ungleichheit“ ein *Abnehmen* des Effekts im Zeitverlauf. Z. B.: Im Westen besteht ein negativer Zusammenhang zwischen Bildung, Erwerbslosigkeitsrisiko und -dauer (je höher die Bildung, desto geringer Risiko und Dauer). Diese Effekte *verstärken* sich im Trend.

1) Nur Kinder bis fünf Jahre im Haushalt. – 2) Ausnahme: Berlin-Ost. – 3) Nur Kinder zwischen sechs und 14 Jahren im Haushalt. – 4) Nur Nicht-EU-Ausländer.

ferenzen hindeutet. Besonders eklatant ist der Anstieg des geschätzten Effekts für westdeutsche Großstädte: Waren Erwerbslose in Großstädten im früheren Bundesgebiet 1996 noch 16 % länger erwerbslos als Kleinstadtbewohner, stieg die Differenz bis 2004 auf 35 %. Die Entwicklung des Effekts eines Bezugs von Arbeitslosengeld oder -hilfe zeigt ein interessantes Bild. Der 1996 noch deutlich negative Effekt hat bis zum Jahr 2004 weitestgehend an Bedeutung verloren. Eine interessante Fragestellung wäre, die Entwicklungen eingehender vor dem Hintergrund etwaiger Gesetzesänderungen und mit Längsschnittdaten (Vermeidung des erwähnten Kausalitätsproblems) zu untersuchen.³⁴⁾

5 Zusammenfassung und Fazit

Übersicht 3 fasst die Gemeinsamkeiten und Unterschiede der festgestellten Zusammenhänge nochmals überblicksartig zusammen. Als zentrale Ergebnisse lassen sich festhalten:

- Die qualifikationsinduzierten Erwerbslosigkeitsrisiken (negativer Effekt) nehmen für beide Dimensionen – Risiko und Dauer – sowie in beiden Landesteilen über die Jahre zu.
- Je älter Erwerbspersonen und Erwerbslose sind, desto höher sind auch Erwerbslosigkeitsrisiko und -dauer. Hinsichtlich des Erwerbslosigkeitsrisikos ist ein im Trend abnehmender Alterseffekt zu beobachten (weniger Ungleichheit), wohingegen dieser bezüglich der Erwerbslosigkeitsdauer im Trend zunimmt (mehr Ungleichheit). Dies gilt für Ost und West.
- Frauen sind hinsichtlich Risiko und Dauer von Erwerbslosigkeit im Westen leicht besser gestellt als Männer, im Osten bedeutend schlechter. Während im Westen eine (leichte) Zunahme der Effekte im Trend feststellbar ist (mehr Ungleichheit), nehmen sie im Osten im Trend ab (weniger Ungleichheit).

- In Ost und West haben Frauen mit Kindern ein deutlich höheres Erwerbslosigkeitsrisiko als Männer (mit oder ohne Kinder). Dieser Zusammenhang schwächt sich jedoch in Ost und West über die Jahre tendenziell ab. Hinsichtlich der Erwerbslosigkeitsdauer sind mit Ausnahme des Haupteffekts für Frauen mit Kindern zwischen sechs und 14 Jahren keine signifikanten Haupt- und Trendeffekte festzustellen.
- Die Effekte für Ausländer sind im Osten größtenteils (wahrscheinlich fallzahlbedingt) nicht signifikant. Im Westen sind Ausländer hinsichtlich Risiko und Dauer von Erwerbslosigkeit schlechter gestellt als Deutsche. Der Effekt auf das Risiko nimmt jedoch im Trend signifikant ab.
- Die positiven Effekte der Wohnortgröße auf Erwerbslosigkeitsrisiko und -dauer verstärken sich im Trend. Dies gilt – mit Ausnahme von Berlin-Ost – für Ost und West.
- Bezieher von Arbeitslosengeld oder -hilfe waren in Ost und West kürzere Zeit erwerbslos als Nicht-Bezieher. Der Zusammenhang nimmt jedoch im Trend ab.

Insgesamt zeigen die Analysen, dass es der Mikrozensus verdient, auch zu komplexen Erwerbslosigkeitsanalysen herangezogen zu werden. Die hohen Fallzahlen, die gute Stichprobenqualität sowie das konservative Vorgehen bei den Modellformulierungen sprechen außerdem dafür, dass die Ergebnisse relativ „sicher“ sind. Ein weiteres Resultat ist, dass sich mit den im Mikrozensus vorhandenen Variablen sinnvoll von Unzulänglichkeiten der gängigen Definitionen und Operationalisierungen von Erwerbslosigkeit abstrahieren lässt. Die jährliche Wiederholung der Befragung ermöglichte außerdem die Trendanalysen; die gehaltvollen Ergebnisse sprechen für eine Durchführung solcher Analysen: Nachgewiesen wurde, dass soziale Ungleichheiten kein statisches Faktum sind, sondern einer ständigen, nicht unerheblichen Dynamik unterliegen. [UU](#)

34) Siehe Fußnote 32.

Auszug aus Wirtschaft und Statistik

© Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2009

Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.

Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden

Schriftleitung: Roderich Egeler
Präsident des Statistischen Bundesamtes
Verantwortlich für den Inhalt:
Brigitte Reimann,
65180 Wiesbaden

- Telefon: +49 (0) 6 11/75 2086
- E-Mail: wirtschaft-und-statistik@destatis.de

Vertriebspartner: SFG Servicecenter Fachverlage
Part of the Elsevier Group
Postfach 43 43
72774 Reutlingen
Telefon: +49 (0) 70 71/93 53 50
Telefax: +49 (0) 70 71/93 53 35
E-Mail: destatis@s-f-g.com

Erscheinungsfolge: monatlich



Allgemeine Informationen über das Statistische Bundesamt und sein Datenangebot erhalten Sie:

- im Internet: www.destatis.de

oder bei unserem Informationsservice
65180 Wiesbaden

- Telefon: +49 (0) 6 11/75 24 05
- Telefax: +49 (0) 6 11/75 33 30
- www.destatis.de/kontakt