

Schriften des Vereins für Socialpolitik

Band 285

Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung

Von

Jörg Althammer, Felix Büchel, Friedrich Buttler, Joachim R. Frick,
Joachim Genosko, Richard Hauser, Regina T. Riphahn, Frank Schulz-Nieswandt,
Johannes Schwarze, Reinhard Weber

Herausgegeben von

Winfried Schmähl



Duncker & Humblot · Berlin

Schriften des Vereins für Socialpolitik
Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
Neue Folge Band 285

SCHRIFTEN DES VEREINS FÜR SOCIALPOLITIK
Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
Neue Folge Band 285

Wechselwirkungen zwischen
Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung



Duncker & Humblot · Berlin

Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung

Von

Jörg Althammer, Felix Büchel, Friedrich Buttler, Joachim R. Frick,
Joachim Genosko, Richard Hauser, Regina T. Riphahn, Frank Schulz-Nieswandt,
Johannes Schwarze, Reinhard Weber

Herausgegeben von

Winfried Schmähl



Duncker & Humblot · Berlin

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung /
Hrsg.: Winfried Schmähl. – Berlin : Duncker und Humblot, 2001
(Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts-
und Sozialwissenschaften ; N.F., Bd. 285)
ISBN 3-428-10697-0

Alle Rechte, auch die des auszugsweisen Nachdrucks, der fotomechanischen
Wiedergabe und der Übersetzung, für sämtliche Beiträge vorbehalten

© 2001 Duncker & Humblot GmbH, Berlin

Fremddatenübernahme und Druck:

Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin

Printed in Germany

ISSN 0505-2777

ISBN 3-428-10697-0

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ©

Vorwort

Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung berühren in vielfältiger Weise zentrale Themen der Wirtschafts- und Sozialpolitik und stehen vielfach im Brennpunkt öffentlicher Diskussionen – man denke nur an die Frühverrentung als arbeitsmarktpolitisches Instrument mit ihren erheblichen Auswirkungen auf die Sozialversicherung. Der Zusammenhang zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung beschränkt sich aber nicht auf solche Bereiche, in denen – wie in der Sozialversicherung – sowohl die Finanzierung als auch der Erwerb von Ansprüchen auf Sozialleistungen an die Erwerbstätigkeit anknüpfen, sondern berührt auch noch weitere Bereiche der sozialen Sicherung. Dies wird exemplarisch in der hier vorgelegten Veröffentlichung an ausgewählten Beispielen aus verschiedenen Themenfeldern deutlich. Es handelt sich um Beiträge, die auf einer Tagung des Ausschusses für Sozialpolitik am 18. und 19. September 2000 in Bremen intensiv diskutiert wurden und hier in überarbeiteter Form vorgelegt werden. Die Ausführungen beziehen sich auf die Situation in Deutschland.

Im ersten Beitrag dieses Bandes zeigt *Regina T. Riphahn*, daß Arbeitslosigkeit zwar eine maßgebliche ökonomische Rahmenbedingung für die Inanspruchnahme von Sozialhilfe (hier die Hilfe zum laufenden Lebensunterhalt) ist, daß aber von der Gestaltung der Sozialhilfe selbst keine negativen Anreize auf die Arbeitsaufnahme ausgehen. In seinem Koreferat betont *Richard Hauser*, daß institutionelle Faktoren und ihre Veränderung bei Wirkungsanalysen besondere Beachtung erfordern.

Jörg Althammer diskutiert die Frage, ob und inwieweit die Erwartungen, die in eine Flexibilisierung arbeitsvertraglicher Regelungen gesetzt wurden, tatsächlich eingetroffen sind. Althammer kommt zu dem Ergebnis, daß die Argumente für eine Deregulierung auf dem Arbeitsmarkt im Lichte der bisherigen Erfahrungen nochmals kritisch geprüft werden sollten. In seinem Koreferat lenkt *Frank Schulz-Nieswandt* den Blick auf Einseitigkeiten bei der Beurteilung von Wirkungen politischer Maßnahmen, wenn die individuellen Präferenzen und die allokativen Effizienz als entscheidende Beurteilungskriterien verwendet werden.

Joachim Genosko und *Reinhard Weber* untersuchen, ob Höhe und Dauer von Leistungen der Arbeitslosenversicherung Einfluß auf Höhe und Dauer der Arbeitslosigkeit in Deutschland hatten. Sie heben hervor, daß die Verlängerung der maximalen Bezugsdauer von Leistungen zu einem verlängerten Leistungsbezug älterer Arbeitnehmer und für sie zu einer verringerten Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit geführt hat. Allerdings könne dies nicht verallgemeinert werden, da für an-

dere Personengruppen kaum entsprechende Wirkungen nachweisbar seien. *Friedrich Buttler* verweist in seinem Koreferat darauf, daß die Autoren allerdings nicht die Dauer der Arbeitslosigkeit gemessen hätten, sondern nur die Dauer des Bezugs von Leistungen der Bundesanstalt. Beides muß aber nicht identisch sein, da es auch registrierte Arbeitslose ohne Leistungsbezug gibt.

Felix Büchel und *Joachim R. Frick* untersuchen empirisch, ob Zuwanderer die öffentlichen Haushalte mehr in Anspruch nehmen als sie selbst zur öffentlichen Finanzierung beitragen und dadurch Einheimische ökonomisch belasten. Von Bedeutung für eine differenzierte Antwort auf die oft emotionsbehaftet diskutierte Frage sind aus Sicht der Autoren u. a. die Aufenthaltsdauer der Zugewanderten und die erreichte Integration. Insgesamt folgern die Autoren, daß ihre Analyse Anhaltspunkte aufzeige, die gegen die Auffassung sprechen, Zuwanderer stellten für die einheimische Bevölkerung eine ökonomische Belastung dar. In seinem Koreferat weist *Johannes Schwarze* auf verschiedene methodische und empirische Probleme der Analyse hin und damit zugleich auf Grenzen für die Reichweite der abgeleiteten Aussagen.

In den Beiträgen dieses Bandes wird deutlich, daß realitätsbezogene Analysen eine differenzierte Beachtung sowohl verschiedener Bevölkerungsgruppen als auch institutioneller Regelungen erfordern. Während in den Medien und in der politischen Diskussion vielfach recht pauschale und stark vereinfachende Aussagen Beachtung finden, gehört es zu den Aufgaben von Wissenschaftlern, sich darum zu bemühen, daß auch differenzierte Argumente Gehör finden. Die hier vorgelegte Veröffentlichung soll dazu mit beitragen wie auch zu einem verbesserten Verständnis der komplexen Beziehungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung.

Der Herausgeber dankt allen Autoren für die gute Zusammenarbeit sowie Hendrik Dräther, Ralf Lühning, Elke Schütz und Gabriele Stöhr vom Zentrum für Sozialpolitik der Universität Bremen für die Unterstützung bei der Durchführung der Tagung und bei der redaktionellen Fertigstellung dieses Bandes.

Bremen, im April 2001

Winfried Schmähl

Inhaltsverzeichnis

Die Bedeutung des Arbeitsmarktes für die Sozialhilfedichte: Eine Panelanalyse mit Regionaldaten	
Referat von <i>Regina T. Riphahn</i>	9
Koreferat von <i>Richard Hauser</i>	43
Deregulierung und Re-Regulierung der Beschäftigungsverhältnisse – eine Diskussion ihrer sozial- und beschäftigungspolitischen Wirkungen	
Referat von <i>Jörg Althammer</i>	49
Theoretische Kritik am Apriorismus des Trade-off-Theorems	
Koreferat von <i>Frank Schulz-Nieswandt</i>	73
Arbeitslosenversicherung und Dauer der Arbeitslosigkeit	
Referat von <i>Joachim Genosko</i> und <i>Reinhard Weber</i>	79
Koreferat von <i>Friedrich Buttler</i>	101
Markteinkommen, öffentliche Transfers und Umverteilung. Zur Leistungsfähigkeit verschiedener Zuwanderungsgruppen in Deutschland	
Referat von <i>Felix Büchel</i> und <i>Joachim R. Frick</i>	103
Koreferat von <i>Johannes Schwarze</i>	129

Die Bedeutung des Arbeitsmarktes für die Sozialhilfedichte: Eine Panelanalyse mit Regionaldaten

Von Regina T. Riphahn, Mainz

A. Einleitung

In den letzten Jahren haben die Sozialhilfeabhängigkeit und die damit verbundenen Ausgaben in Deutschland neue Höchststände erreicht: Die Kosten des Sozialhilfeprogramms haben sich seit 1963 versechsfacht, der Bevölkerungsanteil der Bezieher von Hilfe zum Lebensunterhalt ist zwischen 1970 und 1997 von 0,8 auf 3,6 Prozent gewachsen. Da die Empfängerdichten in Westdeutschland in dieser Periode über denen der neuen Bundesländern liegen, kann das Phänomen durch die Wiedervereinigung nicht erklärt werden.

In der Diskussion dieser Entwicklungen wird häufig übersehen, dass es erhebliche regionale Unterschiede in der Entwicklung des Sozialhilfebezuges innerhalb Deutschlands gibt. So stieg die Anzahl der Empfänger von Hilfe zum Lebensunterhalt zwischen 1970 und 1997 in Bayern um 263 Prozent, während sie in den Stadtstaaten Bremen und Hamburg um 600 Prozent zunahm. Ziel dieser Untersuchung ist es, durch eine Analyse der regionale Unterschiede in den Sozialhilfeentwicklungen Rückschlüsse auf die Determinanten dieses Anstiegs der letzten drei Jahrzehnte zu ziehen. *Riphahn* (1999) hat gezeigt, dass diese Entwicklung weder durch einen Anstieg der durchschnittlichen Sozialhilfebezugsdauer erklärt werden kann, noch, dass ein Anstieg der Inanspruchnahmewahrscheinlichkeit hinter den beobachteten Entwicklungen steht. In dieser Untersuchung wird nun die relative Bedeutung regionaler ökonomischer Faktoren, wie Pro-Kopf-Einkommen und Arbeitslosigkeit, von Demographie (Bevölkerungsanteil von Alleinerziehenden) sowie von Parametern des Sozialhilfeprogramms (Höhe des Regelsatzes) quantifiziert. Die Kenntnis der Einflussfaktoren für die Sozialhilfeabhängigkeit ist unabdingbar für die Einschätzung zukünftiger Entwicklungen sowie für die Formulierung angemessener Politikvorschläge zur Reform und Lösung der Probleme.¹

¹ *Ziliak et al.* (2000) zeigen, dass der Rückgang in der Transferabhängigkeit in USA zwischen 1993 und 1996 um 18 Prozent durch günstige makroökonomische Rahmenbedingungen und *nicht* durch Reform der Transferprogramme zu erklären ist.

Die Untersuchung geht in zwei Schritten vor: Da viele Mikrostudien zu den Determinanten individueller Abhängigkeit von Hilfe zum Lebensunterhalt zeigen, dass Arbeitslosigkeit ein zentraler Faktor in der Armutsgefährdung von Individuen und Haushalten ist,² beschäftigt sich der erste Teil der Arbeit mit der Untersuchung der (Granger-) Kausalität zwischen Arbeitslosigkeit und Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt auf Bundeslandebene. Ein Ziel dieser Vorgehensweise ist es, die Reagibilität von aggregierter Sozialhilfedichte hinsichtlich Änderungen der Arbeitslosigkeit zu messen, im Sinne einer „Arbeitslosigkeitselastizität des Sozialhilfebezuges.“

Selbstverständlich wird der Bedarf an Unterstützung durch Hilfe zum Lebensunterhalt nicht nur durch Arbeitslosigkeit verursacht. Deshalb widmet sich der zweite Schritt der Arbeit einer multivariaten Untersuchung der Rolle verschiedener sozialer, ökonomischer und demographischer Determinanten, wiederum auf Basis von Bundeslanddaten. Diese Vorgehensweise ermöglicht die Beantwortung einer Reihe politisch relevanter Fragen. So lässt sich abschätzen, welche Bedeutung die in der U.S. Literatur häufig diskutierte „work disincentive“ Hypothese der Mindestsicherung hat (ein „Pullfaktor“ in die Sozialhilfe) und andererseits welche Rolle „Pushfaktoren“ wie fehlendes Wirtschaftswachstum, demographische Entwicklung und Arbeitsmarktprobleme für den Sozialhilfebezug spielen.

Im nächsten Teil des Aufsatzes werden die verwendeten Daten und die beobachtbaren Bundeslandunterschiede in der Sozialhilfeabhängigkeit und Arbeitslosigkeit als stilisierte Fakten beschrieben. Abschnitt C erläutert die Methode, mit der die Existenz einer möglichen kausalen Beziehung zwischen den beiden Phänomenen überprüft werden kann. Die Ergebnisse dieser Untersuchung werden in Abschnitt D diskutiert. Schließlich beschreibt Teil E des Beitrages in multivariater Analyse die zu testenden Hypothesen. Die Ergebnisse dieser Tests werden in Abschnitt F präsentiert. Der Aufsatz endet mit einer knappen Zusammenfassung.

B. Regionale Unterschiede: Hilfe zum Lebensunterhalt und Arbeitslosigkeit

Für den ersten Teil der Analyse werden regionale Informationen zu Arbeitslosigkeit und dem Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt verwendet. Dabei gilt es, die Empfängerdichte, also den Anteil der Empfänger von Hilfe zum Lebensunterhalt außerhalb von Einrichtungen an der Wohnbevölkerung eines Bundeslandes, zu erklären. Dieses Maß steht seit 1978 jährlich zum Jahresende für alle Bundesländer zur Verfügung. Für die Zeit vor 1978 sind mit wenigen Ausnahmen die Informatio-

² Für Deutschland siehe z. B. *Meinert* (1993), *Jacobs und Ringbeck* (1994) oder *Buhr und Voges* (1991). Untersuchungen für die USA sind *Cloutier und Loviscek* (1989), *Hoynes* (1996), *Ziliak et al.* (2000) oder *Harris* (1993), und eine Analyse für Großbritannien ist *Bradshaw und Huby* (1989).

nen für alle Länder, außer Baden-Württemberg, Hessen und Nordrhein-Westfalen, verfügbar.³

Die Variable, mit deren Hilfe die Entwicklung des Sozialhilfebezuges erklärt werden soll, ist die Arbeitslosigkeit in jedem Bundesland. Diese Information liegt für die gesamte Beobachtungsperiode (1963 – 1997) vor und zeigt erhebliche Variationen über die Bundesländer hinweg. Die Zahlen in Tabelle 1 beschreiben die bundeslandspezifische Arbeitslosigkeits- und Sozialhilfesituation. In Westdeutschland stieg sowohl die Empfängerdichte der Hilfe zum Lebensunterhalt (HLU) pro 100 Einwohner, als auch die Arbeitslosenrate zwischen 1978 und 1997 um ca. 150 Prozent an. Die HLU-Dichte erhöhte sich von 1,5 auf 3,8 und die Arbeitslosenrate von 4,3 auf 11,0 Prozent. Auf regionaler Ebene variierte die Arbeitslosigkeit 1997 zwischen sehr hohen Raten für die Stadtstaaten Bremen, Berlin und Hamburg und deutlich niedrigeren Zahlen für die stärkeren Ökonomien der südlichen Bundesländer Bayern und Baden-Württembergs. Im Vergleich zu den alten Bundesländern, lag 1997 die Arbeitslosigkeit in den neuen Ländern mit durchschnittlich 19 Prozent deutlich höher.

Abbildung 1 beschreibt die Entwicklung von Arbeitslosigkeit und Sozialhilfebezug für Westdeutschland insgesamt, sowie für Bayern und Bremen als Beispiele für Länder mit hoher und niedriger Sozialhilfeabhängigkeit. Abbildung 1a zeigt ein drastisch höheres Wachstum in der HLU-Empfängerdichte Bremens im Vergleich zu Westdeutschland und Bayern. Während der Hauptteil der divergierenden Entwicklung erst in den letzten Jahren stattfand, lag die HLU-Dichte Bremens im gesamten Zeitraum oberhalb der Vergleichszahlen.

Bis 1980 lagen auch die Arbeitslosenraten der beiden Bundesländer nahe beieinander (siehe Abbildung 1b). Erst der anschließende allgemeine Anstieg der Arbeitslosigkeit führte zu stark unterschiedlichen Entwicklungen für die Arbeitsmärkte der beiden Bundesländer: Seit 1985 übersteigt die Arbeitslosigkeit in Bremen das Niveau in Gesamtdeutschland um mehr als 5 Prozentpunkte und die Wachstumsraten der Arbeitslosigkeit zwischen 1978 und 1998 lagen in Bremen doppelt so hoch wie in Bayern (siehe Tabelle 1, letzte Spalte).

Die Daten für den ersten Teil der Analyse decken für die alten Bundesländer 35 Jahre (1963 – 1997) und für die neuen Bundesländer sieben Jahre ab. Um eine homogene Stichprobe zu erstellen, werden in der Analyse nur die Länder betrachtet, für die mindestens 30 Beobachtungen zur Verfügung stehen. Dadurch fallen Baden-Württemberg, Hessen und Nordrhein-Westfalen aus der Stichprobe heraus. Mit je 35 Beobachtungen für Bayern, Berlin, Niedersachsen und das Saarland sowie 34 Beobachtungsjahren für Bremen, Hamburg und Rheinland-Pfalz verbleibt damit eine Stichprobe mit 242 jährlichen Informationen zu Arbeitslosigkeit und Sozialhilfebezug im Bundesland.

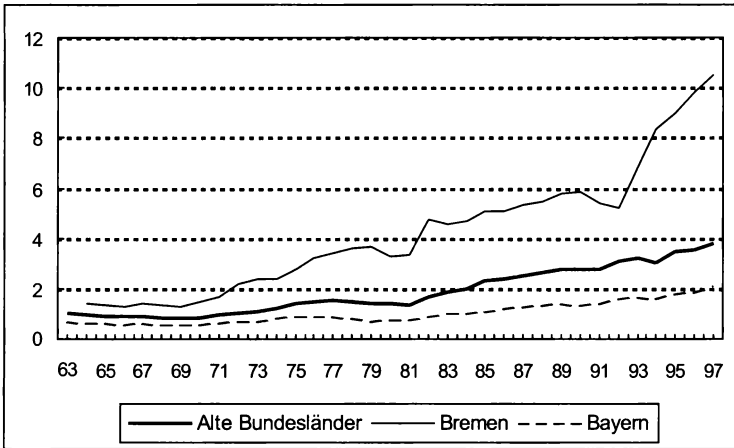
³ Für 1963, das erste Jahr der Geltung des Bundessozialhilfegesetzes, fehlen Informationen zu den Empfängerzahlen in Bremen, Hamburg und Rheinland-Pfalz.

Tabelle 1: Arbeitslosigkeit und Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt auf Bundeslandebene

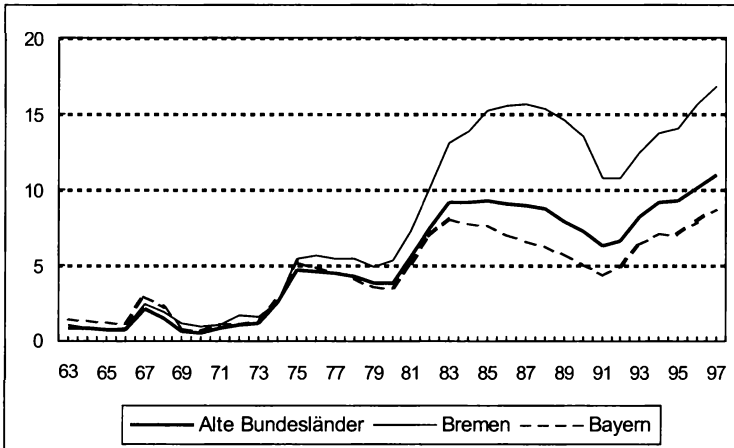
Bundesland	Bevölkerung 1997 (in Mio.)	Hilfe zum Lebensunterhalt			Arbeitslosigkeit				
		Beobachtungsjahre	Dichte 1978	Dichte 1997	% Änderung (78-97)	Rate 1978	Rate 1997	% Änderung (78-97)	
<i>Alte Bundesländer</i>									
Baden-Württemberg	10,397	78-97	0,9	2,5	178	0,2	2,6	8,0	208
Bayern	12,066	63-97	0,8	2,1	163	1,5	4,2	8,7	107
Berlin	3,426	63-97	3,1	7,9	155	1,3	4,6	17,3	276
Bremen	0,674	64-97	3,6	10,5	223	1,1	5,4	16,8	211
Hamburg	1,705	64-97	2,2	8,5	286	0,7	4,3	13,0	202
Hessen	6,032	78-97	1,8	4,4	144	0,6	3,6	10,4	189
Niedersachsen	7,845	63-97	1,4	4,3	207	1,1	5,2	12,9	148
Nordrhein-Westfalen	17,975	78-97	1,8	3,9	117	0,6	5,0	12,2	144
Rheinland-Pfalz	4,018	64-97	1,2	3,0	150	0,9	4,3	10,3	140
Saarland	1,081	63-97	1,7	5,0	194	0,8	7,6	13,6	79
Schleswig-Holstein	2,757	63-97	1,7	4,5	165	1,3	4,8	11,2	133
<i>Gesamt</i>	66,688	-	1,5	3,8	153	0,8	4,3	11,0	156
<i>Neue Bundesländer</i>									
Brandenburg	2,573	91-97	-	2,2	-	-	-	18,9	-
Mecklenburg-Vorp.	1,808	91-97	-	2,6	-	-	-	20,3	-
Sachsen	4,522	91-97	-	2,0	-	-	-	18,4	-
Sachsen-Anhalt	2,702	91-97	-	2,8	-	-	-	21,7	-
Thüringen	2,478	91-97	-	2,0	-	-	-	19,1	-
<i>Gesamt</i>	14,083	-	-	2,3	-	-	-	19,5	-

Quelle: Siehe Anhang.

(a) Empfänger von Hilfe zum Lebensunterhalt
(als Anteil an der Wohnbevölkerung)



(b) Arbeitslosenrate
(als Anteil der Erwerbsbevölkerung)



Quelle: Siehe Anhang.

Abbildung 1: Zeitliche Entwicklung auf Bundeslandebene

C. Kausalitätstest

Das Ziel des ersten Schritts der empirischen Analyse ist es, den Zusammenhang zwischen der Arbeitslosigkeit und dem Sozialhilfebezug in einem Bundesland auf mögliche Kausalität hin zu untersuchen. Prinzipiell kann eine solche Kausalitätsbeziehung in beide Richtungen vorliegen: Es liegt nahe, dass der mit Arbeitslosigkeit verbundene Einkommensverlust zu Sozialhilfebedürftigkeit führen kann.

Das Arbeitslosengeld der Arbeitslosenversicherung deckt im Jahr 2000 maximal 67 Prozent des letzten Nettoverdienstes ab, wenn mindestens ein abhängiges Kind zu versorgen ist, andernfalls sind es 60 Prozent. Arbeitslosengeld wird für Erwerbspersonen unter 42 Jahren für die Dauer eines Jahres gezahlt, für ältere Personen liegt die maximale Bezugsdauer höher. Für Arbeitslose, die kein Arbeitslosengeld empfangen, besteht bei Bedürftigkeit die Möglichkeit, Arbeitslosenhilfe zu beziehen. Diese deckt 57 bzw. ohne abhängige Kinder 53 Prozent des letzten Nettoverdienstes ab und wird unbegrenzt gewährt, wenn sie im Anschluss an Arbeitslosengeldzahlungen einsetzt. Durch die obere Begrenzung der Transfers bei Arbeitslosigkeit ist es daher möglich, dass Haushalte insbesondere solche mit ursprünglich niedrigem Einkommen, zusätzlich Hilfe zum Lebensunterhalt benötigen. Während die Regelungen der Arbeitslosenversicherung über die Zeit hinweg verändert wurden, gilt dennoch, dass Arbeitslosigkeit durch Einkommenswegfall Sozialhilfeabhängigkeit verursachen kann.

In Anbetracht der durch das Sozialhilfesystem verursachten Anreizmechanismen wird vielfach darauf hingewiesen, dass die Kausalitätsbeziehung ebenfalls in die entgegengesetzte Richtung, also von der Sozialhilfe zur Arbeitslosigkeit, verlaufen kann. Dadurch dass Hilfe zum Lebensunterhalt nach Bedarfsprüfung verfügbar ist, sind Haushalte nicht zwingend auf Arbeitseinkommen angewiesen. Dies kann zu reduzierter Suchaktivität und freiwilliger Arbeitslosigkeit führen. Dies ist um so wahrscheinlicher, je höher der Betrag des Sozialhilfetransfers, je höher die Transferentzugsrate und je höher die Abgabenbelastung auf hinzuverdienstem Arbeitseinkommen ist.

Um zu prüfen, welche der beiden möglichen Kausalrelationen vorliegt, wird im folgenden der Test für Granger-Kausalität angewandt. Vergleichbare Untersuchungen wurden für die USA von *Blank* (1997) und *Shah* und *Smith* (1995) durchgeführt. Anwendungen der Methode für das deutsche Mindestsicherungssystem sind mir nicht bekannt. Die Studie von *Shah* und *Smith* nutzt eine Zeitreihe monatlicher „Sozialhilfe“-Bezugsraten für Michigan (1970–1992) während *Blank* (1997) monatliche Beobachtungen für US-Bundesstaaten von 1964 bis 1996 verwendet.

Das Konzept der Granger-Kausalität baut darauf auf, dass Gegenwart und Zukunft nicht die Zustände der Vergangenheit auslösen können. Findet ein Ereignis X nach einem Ereignis Y statt, so kann X nicht Y verursacht haben. Dies ist nur möglich, wenn X zeitlich vor Y erfolgt. Der Test für Granger-Kausalität untersucht Kausalität in diesem relativ beschränkten Sinne auf Basis einer Zeitreihe von Beobach-

tungen von X (z. B. regionale Arbeitslosigkeit) und Y (z. B. regionale HLU-Empfängerdichte). Daher sind folgende Gleichungen zu schätzen:

$$(1) \quad y_{s,t} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_{1,i} x_{s,t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1,i} y_{s,t-i} + \varepsilon_{1,s,t}$$

$$(2) \quad x_{s,t} = \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \beta_{2,i} x_{s,t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{2,i} y_{s,t-i} + \varepsilon_{2,s,t}$$

wobei α , β und γ Koeffizienten darstellen, s und t Indizes für Bundesland und Zeitperiode repräsentieren und k die Anzahl der verzögerten Regressoren von x und y . ε ist ein Zufallsstörterm, von dem wir annehmen, dass er einer Normalverteilung folgt. Der Kausalitätstest besteht im gemeinsamen Signifikanztest für die Koeffizienten β_1 und γ_2 . Statistische Signifikanz von β_1 bedeutet, dass x eine Granger-Determinante von y ist, und Signifikanz von γ_2 ist Evidenz dafür, dass y eine Granger-Determinante von x ist. Situationen, in denen x und y sich gegenseitig determinieren, nennt man *feedback*.

Bevor wir den Kausalitätstest durchführen, ist es wichtig daran zu erinnern, dass Granger-Kausalität nur für stationäre Zeitreihen x_t und y_t definiert ist. Seit der Arbeit von *Nelson and Plosser* (1982) ist bekannt, dass es zwei alternative Vorgehensweisen gibt, um nichtstationäre in stationäre Zeitreihen zu transformieren: Wenn eine Zeitreihe z_t nichtstationär ist, weil sie durch einen Trend (in Kombination mit einem stochastischen Prozess u_t) determiniert wird:

$$z_t = \alpha + \beta t + u_t$$

kann Stationarität dadurch erreicht werden, dass den Gleichungen (1) und (2) eine Trendvariable hinzugefügt wird. Man spricht in diesem Fall von einem trend-stationären Prozess für z_t . Alternativ kann eine Zeitreihe deswegen nichtstationär sein, weil sie durch folgenden Zusammenhang determiniert wird:

$$z_t = \alpha + \beta z_{t-1} + u_t.$$

In diesem Fall kann Stationarität durch Differenzenbildung erreicht werden, denn hier folgt z_t einem differenz-stationären Prozess. Um zu entscheiden, welchem der Prozesse die Zeitreihen für Arbeitslosigkeit und Sozialhilfedichte folgen, wird ein Test angewendet, den *Nelson und Plosser* (1982) vorgeschlagen haben. Dazu wird folgender Zusammenhang geschätzt, in den die Zeitreihe z_t bereits in logarithmierter Form eingeht:

$$z_t = \alpha + \beta z_{t-1} + \gamma t + u_t.$$

Wenn $\beta = 1$ und $\gamma = 0$, dann folgt die Reihe z_t einem differenz-stationären Prozess und kann durch Differenzenbildung stationär werden. Wenn jedoch $\beta < 1$, dann ist lediglich eine Trendkorrektur in der Schätzgleichung erforderlich, um Stationarität sicher zu stellen. Zur Vereinfachung wurde folgende Gleichung geschätzt:

$$z_t - z_{t-1} = \alpha + \beta' z_{t-1} + \gamma t + u_t$$

wobei die Koeffiziente β' und γ gegen Null getestet wurden. Da im Fall einer Einheitswurzel (d. h. wenn $\beta = 1$) der t-Test zu einer falschen Ablehnung der Hypothese $\beta = 1$ führt (vgl. *Greene, 1997*), werden hier statt der kritischen *t*-Werte die von *Dickey und Fuller (1981)* angegebenen Statistiken verwendet. Die Ergebnisse zeigen, dass beide Zeitreihen, sowohl die regionale Arbeitslosigkeit, als auch die Sozialhilfeabhängigkeit einem trend-stationären Prozess folgen.⁴ Daher werden zur Durchführung des Granger-Kausalitätstests die Gleichungen (1) und (2) um einen Zeittrend erweitert. Abschnitt D beschreibt nun die Ergebnisse der Kausalitätstests.

D. Ergebnisse des Tests auf Granger-Kausalität

Die Schätzung der Gleichungen (1) und (2) wurde mit verschiedenen Annahmen hinsichtlich *k*, der Anzahl der verzögerten Werte durchgeführt. Tabelle 2 zeigt als Spezifikation 1 und 2 die Ergebnisse unter Annahme zweier verzögerter Perioden und als Spezifikation 3 und 4 die Ergebnisse bei Annahme dreier verzögerter Perioden.⁵ Wie auch die Schätzungen von *Blank (1997)*, kontrollieren die Schätzungen hier für fixe bundeslandspezifische Effekte (Spezifikationen 2 und 4) um die Wirkung un beobachtbarer Bundeslandeffekte herauszurechnen. Tabelle 2 beschreibt ebenfalls die angepassten R^2 Bestimmtheitsmaße. Die untersten drei Reihen zeigen die F-Test Statistiken für die gemeinsame Signifikanz der Koeffizienten für die Sozialhilfevariablen, die Arbeitslosigkeitsvariablen und die Kontrollen für un beobachtbare Bundeslandeffekte.

Die Schätzungen ergaben folgende Ergebnisse hinsichtlich der Modellwahl: Die fixen Bundeslandeffekte sind nur in den Modellen für HLU-Empfängerdichten gemeinsam statistisch signifikant. Wie häufig in Zeitreihenregressionsmodellen,

⁴ Die Tests wurden für jedes Bundesland einzeln durch Schätzungen der Sozialhilfe und Arbeitslosigkeitszeitreihen durchgeführt. Der kritische Wert für den Dickey-Fuller t-Test liegt bei 35 Beobachtungen und am 5 Prozent Signifikanzniveau bei 0,50 für ein Modell mit Regressionskonstanter und Trend (*Greene, 1997*).

⁵ Die Abkürzungen „ln SH“ und „ln A“ in Tabelle 2 stehen für die natürlichen Logarithmen der HLU-Empfängerdichte und der Arbeitslosenrate. Schätzungen mit nur einem verzögerten Wert ($k = 1$) ergeben keinen signifikanten Zusammenhang zwischen den betrachteten Variablen.

Tabelle 2: Schätzergebnisse des Granger-Kausalitäts-Tests

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	ln SH t	ln A t	ln SH t	ln A t	ln SH t	ln A t	ln SH t	ln A t
ln SH t - 1	0,973 (0,065)	0,370° (0,205)	0,835** (0,066)	0,300(0,219)	0,956** (0,066)	0,436* (0,196)	0,825** (0,067)	0,371° (0,211)
ln SH t - 2	0,013 (0,065)	-0,339° (0,204)	-0,002 (0,062)	-0,347° (0,207)	0,091 (0,090)	-0,220 (0,268)	0,085 (0,086)	-0,217 (0,270)
ln SH t - 3	-	-	-	-	-0,057 (0,066)	-0,182 (0,196)	-0,072 (0,064)	-0,195 (0,201)
ln A t - 1	0,038 (0,020)	1,055** (0,062)	0,042 (0,019)	1,045** (0,062)	0,026 (0,021)	1,149** (0,062)	0,030 (0,020)	1,139** (0,063)
ln A t - 2	-0,064 (0,020)	-0,316** (0,062)	-0,054 (0,019)	-0,325** (0,063)	-0,039 (0,029)	-0,675** (0,086)	-0,034 (0,028)	-0,668** (0,087)
ln A t - 3	-	-	-	-	-0,019 (0,021)	0,353** (0,062)	-0,016 (0,020)	0,342** (0,064)
Trend	0,005 (0,001)	0,019** (0,004)	0,011 (0,002)	0,025** (0,006)	0,005** (0,001)	0,008* (0,004)	0,011** (0,002)	0,013* (0,006)
Konstante	-0,074 (0,063)	0,143 (0,197)	-0,971 (0,170)	-0,348 (0,566)	-0,045 (0,065)	0,274 (0,193)	-0,733** (0,146)	-0,082 (0,457)
Fixe Effekte	nein	nein	ja	ja	nein	nein	ja	ja
Angepasstes R ²	98,27	91,53	98,46	91,50	98,25	91,78	98,40	91,65
F Test ln SH	3163,03** (0,000)	1,80 (0,167)	395,11** (0,000)	1,44 (0,239)	2057,27** (0,000)	2,05 (0,108)	231,24** (0,000)	1,58 (0,194)
F Test ln A	6,14** (0,003)	273,88** (0,000)	4,07* (0,018)	233,34** (0,000)	4,00** (0,008)	201,76** (0,000)	2,50° (0,060)	169,66** (0,000)
F Test Fix.Eff.	-	-	5,39** (0,000)	0,86 (0,539)	-	-	4,35** (0,0001)	0,450 (0,869)

Hinweis: 1) Die Tabelle gibt die geschätzten Koeffizienten wieder, Standardfehler in Klammern. Für die F-Tests p-Werte in Klammern.

2) **, * und ° indizieren statistische Signifikanz am 1, 5 und 10 Prozent Konfidenzniveau.

3) Regressionen mit k = 2 (1 - 2) nutzen 261 Beobachtungen, solche mit k = 3 (3 - 4) basieren auf 253 Beobachtungen.

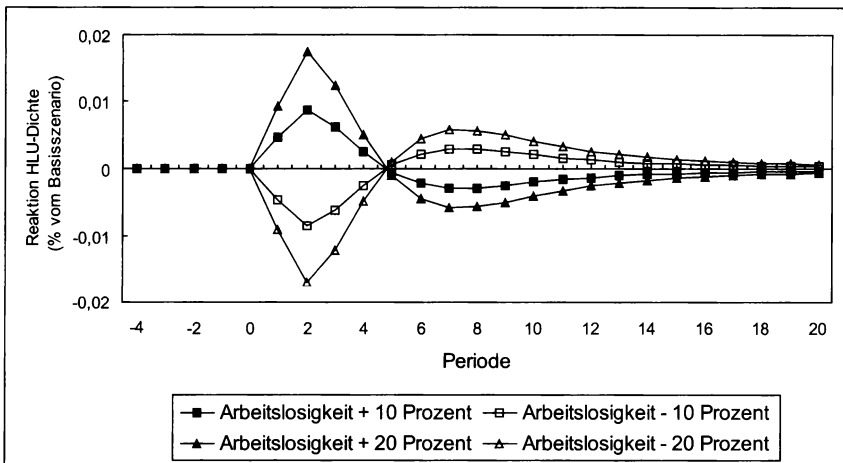
4) t, t - 1, t - 2 und t - 3 geben die Beobachtungsperiode der Variablen an.

liegen die R^2 Werte mit über 90 Prozent recht hoch. Die Berücksichtigung der dritten verzögerten Werte (Spezifikation 3 und 4) führt nur in den Arbeitslosigkeitsmodellen zu statistisch signifikanten Koeffizienten.

Interessanter als Fragen der Spezifikation ist die Betrachtung der geschätzten β - und γ -Koeffizienten (siehe Gleichungen (1) und (2) oben). Hier ergaben F-Tests, dass die verzögerten Werte der abhängigen Variable in jeder der 8 Gleichungen gemeinsam statistisch hoch signifikant von Null verschieden sind. Die bedeutsameren Kreuzeffekte β_1 und γ_2 , für die die Ergebnisse der F-Tests in den grau-unterlegten Feldern in Tabelle 2 dargestellt sind, sind nur in eine Richtung statistisch signifikant: Arbeitslosigkeit beeinflusst die Sozialhilfeempfängerdichte signifikant am 1 Prozentniveau in den Modellen ohne fixe Effekte (Spalten 1 und 3), und am 5 Prozentniveau in den Modellen mit fixen Effekten (Spalten 2 und 4). Die verzögerten Werte der Empfängerdichteveriablen haben gemeinsam in keinem der Modelle einen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf die Arbeitslosigkeit, obwohl einzelne der geschätzten Koeffizienten präzise geschätzt sind. Diese Ergebnisse können dahingehend interpretiert werden, dass Arbeitslosigkeit einen Granger-kausalen Einfluss auf die Dichte der HLU-Empfänger in einem Bundesland hat: Änderungen in der Arbeitslosigkeit in einer Periode führen zu Reaktionen der Sozialhilfedichte in der nächsten Periode.

Nachdem die Richtung der Granger-Kausalität festgestellt ist, ist es interessant, deren Ausmaß zu messen. Zu diesem Zweck werden Impulsreaktionsfunktionen der Arbeitslosen- auf die Sozialhilferate berechnet. Da zwei verzögerte Werte zu einer besseren Anpassung führen als drei und fixe Effekte eine signifikante Verbesserung der Schätzgüte bewirken, werden die Impulsreaktionsfunktionen mit den Schätzergebnissen von Modell 2 berechnet.

Dazu wird nun folgendermaßen vorgegangen: Es werden für beide abhängige Variablen die bundeslandspezifischen Werte für insgesamt 24 Perioden vorhergesagt. Dabei stützen sich die vorhergesagten Werte der ersten beiden Perioden auf die Mittelwerte der gesamten Stichprobe. Dadurch sind ab der dritten Periode auch die notwendigen verzögerten Werte verfügbar, um die weitere Entwicklung zu simulieren. In der fünften Periode wird dann willkürlich ein „Schock“ in der Arbeitslosenrate eingebaut, dessen Effekt sich auf die Sozialhilfedichte und rückwirkend (über das Modell für Arbeitslosigkeit) auf spätere Arbeitslosigkeitsraten auswirkt. Abbildung 2 stellt die Ergebnisse eines solchen einmaligen Schocks für die Dichte der HLU-Empfängerzahlen dar. Dabei ist die fünfte Periode, in der der Schock stattfindet, mit „0“ bezeichnet. Abgetragen ist die Änderung der Empfängerdichte (in Prozent) relativ zu ihrem simulierten Wert ohne Arbeitslosigkeitschock. Ein 20 prozentiger einmaliger Anstieg in der Arbeitslosigkeit führt nach 2 Perioden zu einem Anstieg der absoluten (nicht mehr logarithmierten) Empfängerdichte um ca. 1,7 Prozent. In der dritten Periode fällt dieser Anstieg auf 1,2 Prozent zurück und nach fünf Jahren fällt er in den negativen Bereich, da zu diesem Zeitpunkt die Rückwirkung von der Sozialhilfeempfängerzahl auf die Arbeitslosigkeit zu einem schwach negativen Effekt führt.



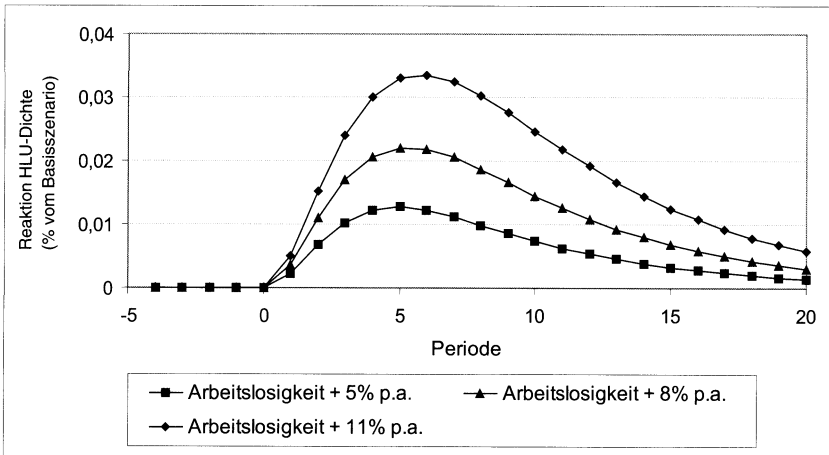
Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Reaktion der HLU-Empfängerichte auf einen einmaligen Anstieg der Arbeitslosigkeit in Periode 0

Ein zweites Simulationsexperiment berechnet statt eines einmaligen Schocks die Auswirkung eines permanenten jährlichen Zuwachses in der Arbeitslosigkeit in Höhe von beispielhaft gewählten 5, 8 und 11 Prozent. Tatsächlich nahm die aggregierte Arbeitslosigkeit in den 35 Jahren zwischen 1962 und 1997 von 0,7 auf 11 Prozent zu, was einem jährlichen Anstieg um ca. 8,2 Prozent entspricht. Abbildung 3 beschreibt die Reaktion der Sozialhilfeabhängigkeit auf diese Entwicklung und vergleicht den Effekt mit der Entwicklung des Sozialhilfebezugs in einem Basiszenario ohne diesen Zuwachs in der Arbeitslosigkeit. In diesem Szenario richtet sich die Entwicklung von Arbeitslosigkeit und Sozialhilfebezug ausschließlich nach den Vorgaben der geschätzten Modellgleichungen.

Abbildung 3 zeigt, dass die Reaktion im Sozialhilfebezug auf einen permanenten Anstieg der Arbeitslosigkeit in der langen Frist gegen Null konvergiert. Der Anstieg der Arbeitslosigkeit hat seinen stärksten Effekt nach ca. fünf Jahren. Berechnet am Stichprobenmittelwert von 8 Prozent jährlichem Anstieg in der Arbeitslosigkeit, ergibt sich eine Elastizität der HLU Empfängerichte hinsichtlich der Arbeitslosenrate in Höhe von 0,28. Kurzfristig, d. h. nach fünf Jahren, steigt die Empfängerichte der Hilfe zum Lebensunterhalt um ca. 2,2 Prozent.

Leider lassen sich diese Ergebnisse kaum mit den Resultaten für die USA vergleichen, wo natürlich auch die institutionellen Regelungen von denen in der Bundesrepublik abweichen. *Shah* und *Smith* (1995) finden keine Evidenz für Granger-Kausalität zwischen Arbeitslosigkeit und der Anzahl der Empfänger von „Aid for Families with Dependent Children“ (AFDC), einem amerikanischen Mindestsiche-



Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Reaktion der HLU-Empfängerdichte auf einen permanenten Anstieg der Arbeitslosigkeit ab Periode 0

rungsprogramm. *Blank* (1997) berechnet keine Elastizitäten, aber berichtet, dass eine Änderung der Arbeitslosenrate um einen Prozentpunkt einen Anstieg der AFDC-Empfängerzahlen um ca. 3,5 Prozent innerhalb der nächsten 18 Monate bewirkt. Diese Angaben können mit den Berechnungen für Deutschland kaum verglichen werden. Zum einen nutzt *Blank* Monatsdaten (hier: Jahresdaten) und zum anderen unterscheiden sich die Maße für Sozialhilfebezug: *Blank* modelliert die Reaktion der logarithmierten absoluten Empfängerzahlen pro Bundesstaat, während unsere Untersuchung diese Zahlen noch um die Unterschiede in der Bundeslandgröße bereinigt hat und so Empfängerdichten betrachtet.

Wir können nun die oben bestimmten Reaktionen hochrechnen: Würde der berechnete kurzfristige Anstieg in der Sozialhilfedichte um jährlich 2,2 Prozent 35 Jahre lang anhalten – angesichts der Auswahl der maximalen Reaktion auf Arbeitslosigkeit ist dies natürlich ein unrealistisches Szenario, das lediglich eine obere Grenze für die Reaktionsmuster aufzeigt – läge der gesamte Anstieg der Empfängerdichte bei knapp 115 Prozent. Für die acht Bundesländer, die in unsere Schätzungen eingingen, war ein Anstieg in der Sozialhilfedichte zwischen 1964 und 1997 um mehr als 360 Prozent (von 1,23 auf 5,73 Prozent) zu beobachten. Daher können wir sicher sein, dass Arbeitslosigkeit allein nicht mehr als ein Drittel des gesamten Anstiegs der Empfängerdichten bei der Hilfe zum Lebensunterhalt über den betrachteten Zeitraum erklärt. Offensichtlich war die Entwicklung am Arbeitsmarkt bedeutsam und ein Granger-kausaler Faktor für die Entwicklung des Sozialhilfebezuges, aber es muss darüber hinaus andere einflussreiche Entwicklungen

gegeben haben. Der nächste Abschnitt wählt eine andere Vorgehensweise, um die Bedeutung alternativer Erklärungsansätze zu überprüfen.

E. Alternative Erklärungen für den Anstieg der HLU-Empfängerdichte

I. Offizielle Statistiken

Als Hinweis auf die Hintergründe des Anstiegs der HLU-Empfängerzahlen ist es lohnend, die vom Statistischen Bundesamt bereitgestellten Informationen zu den Hauptursachen des Bezuges laufender Hilfe zum Lebensunterhalt zu betrachten. Seit Inkrafttreten des Bundessozialhilfegesetzes 1963 wurden Angaben zur „Hauptursache der Hilfgewährung“ von Seiten der Sozialhilfeverwaltung für alle Sozialhilfe empfangenden Bedarfsgemeinschaften gesammelt. Seit 1978 wird diese Information in acht Kategorien abgefragt (vormals sechs Kategorien, seit 1994 gibt es eine neue Vorgehensweise), die in Tabelle 3a angegeben sind. Tabelle 3a beschreibt die Häufigkeiten, mit der die verschiedenen Hauptursachen über die Jahrzehnte hinweg angegeben wurden. In der Entwicklung dieser Häufigkeiten finden sich folgende Muster:

(i) Ein großer und wachsender Anteil der Empfänger ist in Kategorie 8 „sonstige Ursachen“ eingeordnet. Dies deutet an, dass sich die Ursachen des Sozialhilfebezuges seit Einführung der Ursachenkategorien in den frühen 60er Jahren stark verschoben haben.

(ii) Arbeitslosigkeit ist eine Ursache, deren Bedeutung über die Zeit stark gestiegen ist. Während sie 1970 für ca. 14 Prozent der Fälle der Hauptgrund für den HLU-Bezug war, werden seit 1986 ca. ein Drittel durch Arbeitslosigkeit verursacht.

(iii) Andere Ursachen, die einen größeren Anteil der Bezugsfälle erklären, sind die Kategorien „Ausfall des Ernährers“ und „Unzureichende Versicherungs- und Versorgungsleistungen“. Die erste Kategorie reflektiert Bedarfssituationen, die bei Trennung von Paaren entstehen, insbesondere wenn Kinder zu versorgen sind. Die zweite Kategorie kennzeichnet die Situation, dass Individuen „durch das soziale Netz des Wohlfahrtsstaates fallen“, was z. B. bei unzureichenden Rentenansprüchen oder bei geringen Einkünften aus der Arbeitslosenversicherung vorkommt. Interessanterweise fiel die Bedeutung dieser Kategorie seit 1978 kontinuierlich von 26 auf nunmehr 10 Prozent im Jahr 1993. Eine mögliche Erklärung für diese Entwicklung mag in Änderungen der Regeln der Gesetzlichen Rentenversicherung liegen, da sowohl die Hinterbliebenenrenten, als auch die finanzielle Anerkennung der Kindererziehung aufgestockt worden sind. Die anderen angegebene „Hauptursachen“ haben nur geringfügige oder abnehmende Relevanz als Begründung für Sozialhilfebezug.

Tabelle 3

**Grund für Empfang von Hilfe zum Lebensunterhalt
(in Prozent der westdeutschen Empfängerhaushalte)**

(a) Alte Indikatoren „Hauptursache der Hilfestellung“

	1965	1970	1974	1978	1982	1986	1990	1993
1 Krankheit	19,3	18,9	14,7	12,0	7,6	6,0	5,3	5,1
2 Tod des Ernährers	3,5	2,2	2,3	1,3	1,0	0,8	0,7	0,6
3 Ausfall des Ernährers	8,8	8,2	7,7	10,9	12,6	12,6	10,4	8,9
4 Unwirtsch. Verhalten	1,1	1,2	1,0	1,6	1,2	0,8	0,5	0,4
5 Arbeitslosigkeit	–	–	–	14,4	16,4	32,7	30,7	30,3
6 Unzureichende Versicherungs- und Versorgungsansprüche	–	–	–	25,8	24,2	13,7	10,4	9,6
7 Unzureichendes Erwerbseinkommen	44,6 ¹⁾	46,8 ¹⁾	48,7 ¹⁾	6,4	5,9	7,0	5,8	6,9
8 Sonstige Ursachen	22,8	22,8	25,6	27,5	31,2	26,3	34,8	38,2
Insgesamt	100	100	100	100	100	100	100	100

Quelle: siehe Riphahn (1999, Tabelle 3.3)

Hinweis: 1) Die Daten erlauben keine Trennung der Kategorien 5, 6 und 7. Angegeben wurde nur „unzureichendes Einkommen“.

(b) Neue Indikatoren „Besondere Soziale Situation“

	1994	1995	1996	1997
1 Tod eines Familienmitgliedes	2,8	2,9	2,7	2,2
2 Trennung / Scheidung	10,0	10,7	10,5	10,8
3 Geburt eines Kindes	1,6	2,3	3,1	3,6
4 Freiheitsentzug; Haftentlassung	0,9	0,8	0,9	0,8
5 Stationäre Unterbringung eines Familienmitgliedes	1,1	1,0	1,1	0,7
6 Suchtabhängigkeit	1,2	1,2	1,2	1,2
7 Überschuldung	0,5	0,6	0,7	0,8
8 ohne eigene Wohnung	2,0	2,1	2,2	2,4
9 keine dieser sozialen Situationen	81,1	79,7	79,3	79,2
Bedarfsgemeinschaft mit arbeitslosem Mitglied	21,8	29,4	34,3	41,4

Quelle: Statistisches Bundesamt.

Hinweis: Je Bedarfsgemeinschaft sind bis zu zwei Angaben zulässig.

Als Schlussfolgerung kann festgehalten werden, dass die Bedeutung der Arbeitslosigkeit für den Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt gestiegen ist, und daneben unzureichende Versorgung durch den Wohlfahrtsstaat sowie der Ausfall innerfamiliärer Transfers Hauptursachen für Sozialhilfeabhängigkeit darstellen.

II. Wie erklärt die Literatur den Anstieg im Bezug der Hilfe zum Lebensunterhalt?

Angeichts der begrenzten Informationen, die durch die offiziellen Statistiken zur Verfügung gestellt werden, wurden eine Reihe zusätzlicher Befragungen von HLU-Empfängern durchgeführt. Unter den ersten war eine von den Städten und Arbeitsämtern finanzierte Umfrage, in der eine repräsentative Stichprobe von 25.000 Empfängerhaushalten im September 1989 interviewt wurde (*Brinkmann et al.*, 1991). Das Ziel der Befragung war es, genauere Informationen über die Hintergründe des Sozialhilfebezuges zusammen zu tragen. Die Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen: (i) In 37 Prozent aller Haushalte war Arbeitslosigkeit der Hauptgrund für die Sozialhilfebedürftigkeit. In fast 90 Prozent aller Bedarfsgemeinschaften mit arbeitslosen Mitgliedern war Arbeitslosigkeit die Hauptursache für den Sozialhilfebezug. (ii) In 10,2 Prozent aller Fälle waren Krankheit oder Behinderung die Hauptursache. (iii) Scheidung oder Trennung waren zentral für 10,6 Prozent aller HLU-Fälle. (iv) 8,8 Prozent aller Empfänger zählten zu den Asylbewerbern, und (v) 8,5 Prozent konnten wegen kleiner Kinder im Haushalt keine Arbeit aufnehmen. Dies zeigt, dass Arbeitslosigkeit, Trennung, Krankheit und Asylbewerberstatus einen großen Teil der Bedürftigkeit erklären.

Eine frühe Studie, die auf regionale Disparitäten im HLU-Bezug fokussierte, war das Projekt von *Krug* (1985) und *Krug und Rehm* (1986). Sie verwenden disaggregierte Regionaldaten (327 Verwaltungseinheiten für 1979), um die Determinanten der städtisch-ländlichen und Nord-Süd-Unterschiede in der Nutzung des Sozialhilfesystems zu untersuchen. Die faktoranalytische Dekomposition der Hauptdeterminanten zeigt, dass folgende Merkmale einen hohen Erklärungsgehalt hatten: Anteil der Selbständigen, Anteil von Haushalten mit mehr als 4 Personen, sowie der Anteil von Wohngeldempfängern. Darüber hinaus sind ökonomische Variablen, wie BSP pro Kopf, Größe der Erwerbsbevölkerung und Ausländeranteil in der Bevölkerung signifikante Faktoren zur Erklärung regionaler Disparitäten im HLU-Bezug. Die Auswirkung der Arbeitslosigkeit war in den Daten von 1979 gering.

Eine andere Studie untersucht individuelle Abgänge aus dem Sozialhilfebezug (*Jacobs und Ringbeck*, 1994). Dieser Ansatz verknüpft die Betrachtung offizieller Statistiken mit der Analyse von über 900 Fallstudien, Umfragen bei Empfängern und Sozialamtsmitarbeitern für die Jahre 1990–1992. Die Verfasser folgern, dass Arbeitslosigkeit, Kinderversorgung durch Alleinerziehende, Trennung und Scheidung, sowie Krankheit die bedeutsamsten Determinanten von Sozialhilfe-Bedürftigkeit darstellen.

In der Caritas-Armutsstudie (*Hauser and Hübinger, 1993*) wurden im Frühjahr 1991 circa 4.000 Klienten der Caritas befragt. Ungefähr 800 Befragte machten Angaben zu den Gründen ihrer Sozialhilfebedürftigkeit und bestätigten, was aus anderen Studien bekannt ist. Ungefähr 8 Prozent benötigen Sozialhilfe, weil andere normalerweise vorgelagerte Institutionen (typischerweise die Arbeitslosen- oder Rentenversicherung) die Anträge auf Transfers noch nicht entschieden haben. In circa 35 Prozent der Fälle war Arbeitslosigkeit ein Hauptgrund für den HLU-Empfang (24 Prozent aller weiblichen und 58 Prozent aller männlichen Empfänger). Ein Viertel aller Fälle entfiel auf den Ausfall privater Transfers durch Scheidung oder Trennung (37 Prozent aller weiblichen und nur 3 Prozent aller männlichen Empfänger), und 8,5 Prozent aller Bezugfälle wurden durch unzureichende Höhe von Rentenzahlungen erklärt.

Im Rahmen der Bremer Längsschnittstudie wird für die Zeit seit 1983 eine 10 prozentige Zufallsstichprobe aller Bremer Zugänge zur Sozialhilfe erfasst und über die Zeit hinweg beobachtet (siehe z. B. *Voges und Zwick, 1991*). *Buhr und Voges (1991)* nutzen diese Daten, um die Ursachen für den Sozialhilfebezug zu untersuchen (siehe auch *Leibfried et al., 1995*). Die Ergebnisse bestätigen, was auf Basis der aggregierten Sozialhilfedaten gefolgert werden konnte: Als wichtigster Faktor gilt Arbeitslosigkeit, gefolgt von Problemen durch Scheidung, Einkommensausfall während der Ausbildung oder Asylbewerberstatus. *Buhr und Voges (1991)* betrachten darüber hinaus den Zusammenhang zwischen der Hauptursache für den Transferbezug und die Dauer des Bezuges von Hilfe zum Lebensunterhalt. Die Bezugsdauer bei Individuen, die auf das Einsetzen von Leistungen vorgelagerter wohlfahrtsstaatlicher Institutionen warteten, war mit durchschnittlich 2 Monaten Dauer die kürzeste. Bezüge, die durch Arbeitslosigkeit verursacht worden waren, dauerten im Mittel 6,1 Monate und Sozialhilfetransfers aus anderen Gründen erreichten eine mittlere Länge von 10,1 Monaten.

Zusammenfassend legt die Literatur nahe, die Bedeutung von Arbeitslosigkeit, Trennung und Scheidung, den Zufluss von Asylbewerbern sowie die Entwicklung bei alleinerziehenden Haushalten ins Kakül zu ziehen, wenn es darum geht, den Anstieg in den Empfängerzahlen von Hilfe zum Lebensunterhalt zu erklären.

III. Erfahrungen in anderen Ländern

Die Erfahrung steigender Sozialhilfeabhängigkeit teilt Deutschland mit anderen Nationen. So beschreiben *Bradshaw und Huby (1989)* den Anstieg in der Nutzung des britischen Supplementary Benefit Programms seit den frühen 1980er Jahren. Sie analysieren die Bedeutung von finanziellen, demographischen, und ökonomischen Faktoren ebenso wie Änderungen in der Administration des Programmes. Die Schlussfolgerung ihrer Untersuchung lautet, dass für keine der Entwicklungen ein Einfluss auf die Empfängerzahlen festzustellen ist, sobald der Effekt der Ar-

beitslosigkeit auf die Empfängerzahlen herausgerechnet ist. Dies unterstreicht die dominierende Rolle der Arbeitslosigkeit.

Die Entwicklung der Fallzahlen im amerikanischen Aid for Families with Dependent Children (AFDC) Programm wird in verschiedenen Untersuchungen betrachtet. Die Anzahl der Empfänger hat sich zwischen 1967 und 1974 verdreifacht und blieb dann bis ca. 1990 konstant. Es folgte ein kräftiger Anstieg bis 1994, als sich der Trend umzukehren begann. *Blank* (1997) schreibt den Anstieg in den späten 1960er Jahren der Ausweitung im Deckungsgrad des Programmes und der steigenden Anzahl der Transferberechtigten zu, was die Untersuchungen von *Hoynes* (1996) und *Harris* (1993) bestätigt. Die Parameter des AFDC Programms, wie z. B. die Transferhöhe, spielen ebenfalls eine Rolle für das Inanspruchnahmeverhalten.

In seiner Untersuchung des Anstiegs der AFDC Empfängerzahlen zwischen 1967 und 1970 zeigt *Moffitt* (1987), dass geänderte makroökonomische Faktoren die Inanspruchnahme beeinflussen aber alleine die gravierenden Entwicklungen nicht erklären können. Er schließt daher, dass großzügigere Zugangsbedingungen zu Transfers und ein Rückgang des Stigmas hinter den Entwicklungen stecken könnten. *Moffitt* (1992) folgert, dass mangelndes Arbeitsangebot die hohe Armutsrate unter Haushalten mit weiblichem Haushaltsvorstand nicht erklären kann. *Gottschalk* und *Moffitt* (1994) zeigen, dass die Empfänger von AFDC Transfers in den 1980er Jahren zahlenmäßig denen der 1970er Jahre vergleichbar waren, dass sich aber die Altersverteilung hin zu jüngeren Frauen verschoben hat.

Die Studie von *Ziliak* et al. (2000) beschäftigt sich mit dem Rückgang der AFDC Fallzahlen zwischen 1993 und 1996. Die Autoren untersuchen, welcher Anteil der Entwicklung durch zunehmend eingesetzte Anreizmechanismen in den Teilnahmebedingungen zu erklären ist und welcher Anteil Konsequenz der günstigen gesamtwirtschaftlichen Lage ist. Die Studie betrachtet Monatszahlen für alle Bundesstaaten für die Periode von 1987 bis 1996. Für die Bundesstaaten mit den stärksten Fallzahlreduzierungen ist ein Drittel dieser Entwicklung auf die verbesserten Arbeitsmarktbedingungen zurückzuführen, für die USA insgesamt sogar zwei Drittel. Der Einfluss der Anreizmechanismen ist gering.

IV. Testbare Hypothesen

Vor dem Hintergrund der internationalen Evidenz sowie der Hypothesen, die in der deutschen Literatur diskutiert werden, untersuchen wir im folgenden die Bedeutung dreier möglicher Gruppen von Determinanten des Bezuges von Hilfe zum Lebensunterhalt:

(1) Demographische Faktoren: Hier liegt das Augenmerk auf vier Variablen, dem Anteil alleinerziehender Haushalte, die einen wachsenden Anteil unter den HLU-Empfängerhaushalten ausmachen, der Erwerbsquote eines Bundeslandes als Maß ökonomischer Unabhängigkeit, dem Ausländeranteil in der Bevölkerung, ins-

besondere dem Zustrom von Asylbewerbern, die keine Alternative haben, als von Sozialhilfe zu leben, und schließlich der Entwicklung der Ehescheidungsziffern. Mit Ausnahme der Erwerbsquote ist für alle Variablen ein positiver Effekt auf die Sozialhilfedichte zu erwarten.

(2) Ökonomische Faktoren: In dieser Gruppe von Einflussgrößen werden neben der bundeslandspezifischen Arbeitslosenrate ebenfalls das Pro-Kopf-Einkommen (reales Bruttosozialprodukt) im Bundesland betrachtet, das – wenn man von Verteilungsfragen abstrahiert – ein Maß für den Lebensstandard in einem Bundesland darstellt. Ebenfalls wird für die Anzahl von Insolvenzen kontrolliert, deren Niveau und Entwicklung die ökonomische Lage im Bundesland widerspiegelt. Die Überlegung hier ist, dass die ökonomische Verwundbarkeit der Bevölkerung unter Umständen mit der der Unternehmen korreliert ist. Daher lauten die Hypothesen hinsichtlich der ökonomischen Faktoren, dass hohe Arbeitslosenquoten, geringes Einkommen und hohe Insolvenzzahl mit einer hohen Empfängerichte korreliert sind.

(3) Elemente des Sozialhilfeprogramms: Da im deutschen System der Mindestsicherung so gut wie keine regionale Variation im Niveau der Absicherung herrscht, ist es kaum möglich durch regionale Vergleiche die Existenz von Anzeigeeffekten zu bestimmen. Dennoch sollen die existierenden regionalen Unterschiede in den realen Transfers herausgerechnet werden, da diese Unterschiede natürlich den Betrag, den ein Individuum erhält, bestimmen. Zu erwarten wäre, dass die Empfängerichte steigt, je höher das Niveau der Absicherung ist. Dabei reflektieren die Unterschiede in den Regelsätzen regionale Lebenshaltungskosten. Insofern es darüberhinausgehende, systematische und nicht messbare Bundeslandunterschiede beispielsweise in der Großzügigkeit der Transfervergabe gibt, lässt dies deutlich stärkere Effekte vermuten, als durch Unterschiede in den Eckregelsätzen aufgefangen werden kann. Solche Faktoren können durch bundeslandspezifische fixe Effekte in der Regressionsgleichung abgebildet und herausgerechnet werden.

F. Multivariate Analyse der HLU-Dichte

I. Datensatz und regionale Vergleiche

Um die oben diskutierten Hypothesen und Zusammenhänge zu überprüfen, ist ein reichhaltiger Datensatz, beispielsweise auf Bundeslandebene, erforderlich. Diese Daten wurden für die Jahre von 1970 bis 1997 aus verschiedenen offiziellen Quellen zusammengetragen (zu Details siehe den Appendix). Da die Bundeslandinformationen nicht immer als einheitlich definierte Variablen über die Zeit hinweg zur Verfügung stehen, hat der zusammengestellte Datensatz drei Schwächen. Erstens gehen angesichts der noch kurzen Beobachtungszeit die östlichen Bundesländer nicht in die Analyse ein. Zweitens existiert vor 1978 keine Information zu den Empfängerzahlen von Hilfe zum Lebensunterhalt in den Ländern

Bayern, Hessen und Nordrhein-Westfalen. Drittens existiert keine Information zum Anteil der Haushalte von Alleinerziehenden unter allen Haushalten für die Zeit vor 1974.

Die Schätzmethoden erfordern, dass im Datensatz für jede Beobachtungseinheit, also für jedes Bundesland, die gleiche Anzahl von Beobachtungen vorliegen. Deshalb werden für die Analyse zwei verschiedenartige Stichproben berücksichtigt: die Stichprobe „Breit“ enthält alle elf Bundesländern mit nur zwanzig jährlichen Beobachtungen für die Jahre von 1978 bis 1997. Die Stichprobe „Lang“ betrachtet acht Bundesländer (alle außer Bayern, Hessen und Nordrhein-Westfalen) mit Beobachtungen von 1974 bis 1997. Ein Vorteil dieser doppelten Definition der Stichproben liegt darin, dass durch zweifache Schätzung die Robustheit der Schätzergebnisse überprüft werden kann.

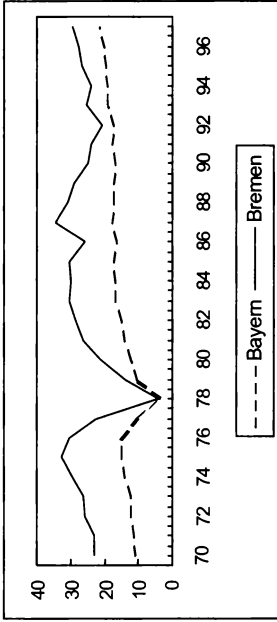
In Tabelle 4 werden die erklärenden Variablen für die beiden Stichproben mit ihren Mittelwerten, sowie anhand der Werte im ersten und letzten Beobachtungsjahr beschrieben. Der Vergleich der Start- und Endwerte zeigt, dass nur wenige der Variablenwerte über die Zeit drastische Veränderungen erfahren haben. Dies gilt für den Bevölkerungsanteil von Ausländern und zuströmende Asylbewerber, für die Arbeitslosenrate sowie die Anzahl der Insolvenzen. Auf den ersten Blick steht zu vermuten, dass Variablen, deren Wert sich stark verändert hat, einen höheren Erklärungsgehalt für die Entwicklung der Sozialhilfedichten haben, als solche, deren Werte nahezu konstant geblieben sind.

Der Datensatz zeichnet sich nicht nur durch Variationen über die Zeit, sondern ebenfalls durch regionale Unterschiede zwischen den Bundesländern aus. Abbildung 4 beschreibt die Entwicklung einzelner Variablen beispielhaft für die Länder Bayern und Bremen. Diese Länder sind nicht nur geographisch weit voneinander entfernt, sondern können als Repräsentanten der Flächen- und Stadtstaaten im Datensatz betrachtet werden. Die Abbildungen 4a bis 4c zeigen, dass sich die Entwicklung hinsichtlich einiger Variablen deutlich für die beiden Länder unterscheidet, während die Fortschreibung des Bruttosozialproduktes pro Kopf der Bevölkerung ungefähr parallel verlaufen ist (Abbildungen 4d).

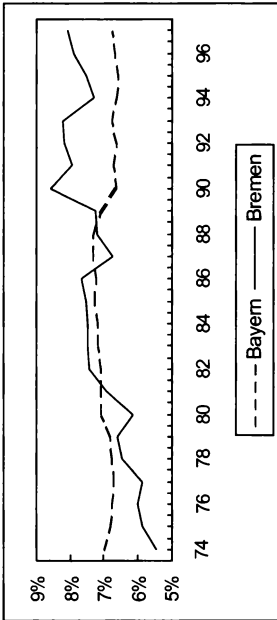
II. Schätzmethode

Nutzt man einen Datensatz aus gepoolten Zeitreihen um die Determinanten einer kontinuierlichen abhängigen Variable zu bestimmen, so sind häufig besondere Vorgehensweisen erforderlich, um effiziente Schätzergebnisse zu gewährleisten (siehe *Greene*, 1993, Kapitel 16). Damit Kleinstquadrateschätzer effizient sind und dem Gauss-Markov-Theorem genügen, muss der Fehlerterm sphärisch verteilt sein. Der Störterm jeder Beobachtung sollte aus einer gegebenen Verteilung gezogen sein, die Varianz-Kovarianzmatrix sollte diagonal sein, und der Erwartungswert null: Für ein einfaches Modell der Form $y = x\beta + \varepsilon$ wird angenommen, dass

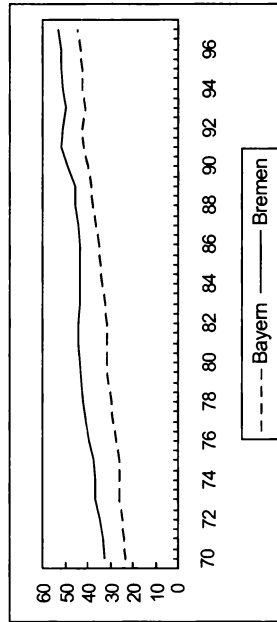
(c) Anzahl von Scheidungen (pro 10.000 Einwohner)



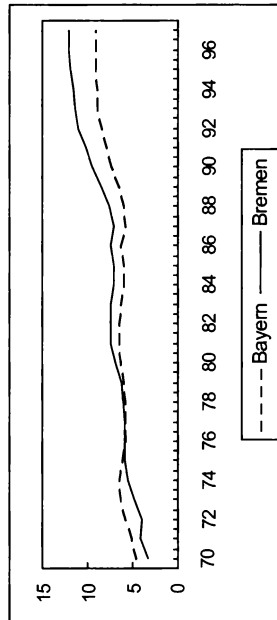
(a) Anteil alleinerziehender Haushalte (in Prozent)



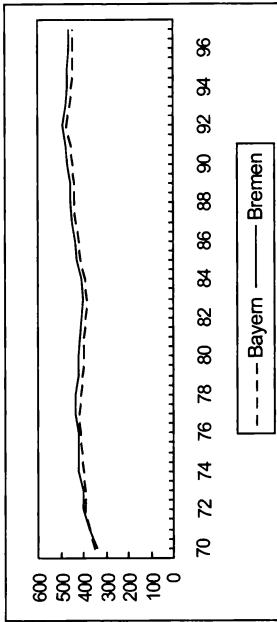
(d) Reales BSP pro Kopf (in 1991 DM 1000)



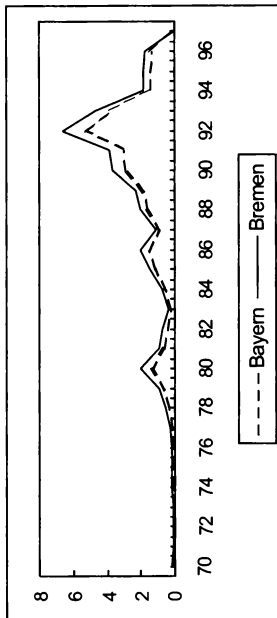
(b) Bevölkerungsanteil von Ausländern (in Prozent)



(g) Reale Eckregelsätze (in 1991 DM)



(e) Asylbewerber (pro 100.000 Einwohner)



(f) Insolvenzen (in 1000)

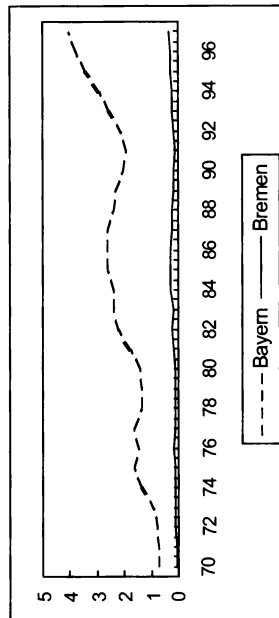


Abbildung 4: Regionale Entwicklung der erklärenden Variablen

Tabelle 4. Beschreibung der Variablen

Variable	Definition	Stichprobe Breit		Stichprobe Lang	
		Mittelwert (Std.Abw.)	Beginn Ende ¹⁾	Mittelwert (Std.Abw.)	Beginn Ende ¹⁾
Dichte	Zahl der Empfänger von HLU pro 100 Einwohner	3,149 (1,794)	1,836 5,145	3,152 (1,902)	1,600 5,725
Bevölkerung	in 1000 Personen	5780,7 (4974,8)	5575 6179	3847,3 (3435,1)	3746 4196
Alleinerzieh.	Anteil von Alleinerziehenden an allen Haushalten	0,069 (0,007)	0,064 0,072	0,070 (0,007)	0,062 0,075
EQ	Erwerbsquote	0,446 (0,055)	0,439 0,429	0,447 (0,057)	0,443 0,433
Ausländer	Anzahl von Ausländer pro 100 Einwohnern	8,101 (3,293)	6,0821 0,555	7,026 (3,341)	5,163 9,838
Asyl	Anzahl neuer Asylwerber pro 100.000 Einwohner	1,722 (1,291)	0,595 1,245	1,463 (1,318)	0,165 1,236
Scheidung	Anzahl von Scheidungen pro 10.000 Einwohner	21,09 (6,093)	5,209 25,509	21,69 (7,026)	20,775 26,300
AR	Arbeitslosenrate	8,598 (3,260)	4,691 12,291	8,451 (3,482)	2,763 12,975
BSP p.K.	Reales BSP pro Kopf (in 1.000 1991 DM)	38,916 (9,747)	33,301 44,102	37,629 (11,021)	30,031 43,719
Insolvenzen	Anzahl von Insolvenzen	1465,2 (1361,1)	792,9 2268	875,5 (782,9)	439,41 552,5
Regelsatz	Realer Eckregelsatz	442,12 (28,11)	423,9 463,1	436,67 (28,30)	402,44 462,42
City	Indikator für Stadtstaaten (0/1)	0,273 (0,446)	0,273 0,273	0,375 (0,485)	0,375 0,375
N	Anzahl Ländern	11		8	
T	Anzahl Beobachtungsjahre	20		24	
NT	Anzahl Beobachtungen	220		192	

Quelle: Siehe Anhang.

Hinweis: 1) Diese Spalte enthält die Durchschnittswerte im ersten und letzten Beobachtungsjahr, d. h. 1978 und 1997 für die Stichprobe „Breit“ und 1974 und 1997 für die Stichprobe „Lang“.

$E(\varepsilon) = 0$ und, $E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I$, wobei σ^2 die konstante Varianz, und I die Identitätsmatrix repräsentiert.

Im Falle gepoolter Zeitreihendaten lautet das Modell

$$(3) \quad y_{i,t} = \beta' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

wobei in unserem Fall i das Bundesland und t das Beobachtungsjahr indiziert. Nachdem die Beobachtungen über die Zeit in Vektoren zusammengefasst sind, lässt sich (3) umformulieren

$$(4) \quad y_i = \beta' x_i + \varepsilon_i$$

wobei jeder Vektor T Beobachtungen hat. Ein allgemeiner Ausdruck der Varianz-Kovarianz-Matrix ist

$$(5) \quad V = E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{bmatrix} \sigma_{1,1} & \Omega_{1,1} & \sigma_{1,2} & \Omega_{1,2} & \dots & \sigma_{1,n} & \Omega_{1,n} \\ \sigma_{2,1} & \Omega_{2,1} & \sigma_{2,2} & \Omega_{2,2} & \dots & \sigma_{2,n} & \Omega_{2,n} \\ \sigma_{n,1} & \Omega_{n,1} & \sigma_{n,2} & \Omega_{n,2} & \dots & \sigma_{n,n} & \Omega_{n,n} \end{bmatrix}$$

Drei mögliche Probleme müssen gelöst werden, um effiziente Schätzergebnisse zu erhalten: Zunächst ist mit Heteroskedastizität zu rechnen. Dies heißt für die Darstellung in Gleichung (5), dass jede der $T * T$ Matrizen Ω eine Identitätsmatrix darstellt, dass alle Elemente jenseits der Hauptdiagonale den Wert Null annehmen, $\sigma_{i,j} = 0$, für $i \neq j$ und, dass $\sigma_{i,i} \neq \sigma_{j,j}$, also

$$(6) \quad V = E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{bmatrix} \sigma_{1,1}I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,2}I & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{n,n}I \end{bmatrix}$$

Eine zweite Möglichkeit ist, dass zusätzlich zu bundeslandspezifischer Heteroskedastizität räumliche Korrelationsmuster zwischen benachbarten Bundesländern bestehen. Diese fangen solche Korrelationen in den Störtermen auf, die nicht durch die erklärenden Variablen abgebildet werden. In diesem Fall ist V nicht mehr block-diagonal.

Schließlich kann eine Korrelation in den Fehlertermen über die Zeit hinweg in den Ω Matrizen in Gleichung (5) stecken. Wenn die Fehlerterme eines Bundeslandes einem AR(1) Prozess folgen, mit

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t}$$

wobei $u_{i,t}$ einen Zufallsfehler mit Varianz σ_u^2 darstellt, hat die Varianz von ε_i für jedes Land i die folgende Form:

$$(7) \quad \sigma_u^2 \Omega = \frac{\sigma_u^2}{1 - \rho^2} \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^{T-1} \\ \rho & 1 & \rho & \rho^{T-2} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho^{T-3} \\ \rho^{T-1} & \rho^{T-2} & \rho^{T-3} & 1 \end{bmatrix}$$

Dies impliziert, dass der Einfluss eines Zufallsschocks auf die abhängige Variable über die Zeit fällt, solange ρ zwischen 0 und 1 liegt. Dieses Szenario betrifft lediglich die Ω Matrizen auf der Hauptdiagonalen von V . Solange ein gemeinsamer Wert ρ für alle Bundesländer gilt, sind die Ω Matrizen identisch. Als Verallgemeinerung können länderspezifische ρ_i zugelassen werden.

Die Wahl des geeigneten Schätzverfahrens hängt nun davon ab, welche der möglichen Situationen auf unseren Datensatz zutrifft. Die entsprechenden Tests und Schätzergebnisse werden im nächsten Abschnitt vorgestellt.

III. Schätz- und Simulationsergebnisse

Die Schätzung wurde mit einem Feasible Generalized Least Squares (FGLS) Schätzer durchgeführt. Zunächst werden die Parameter ρ bestimmt und dann die Daten im Sinne von Cochrane-Orcutt entsprechend angepasst (siehe *Greene*, 1997). Dann erfolgt eine Schätzung auf Basis der angepassten Daten, die gleichzeitig mögliche Heteroskedastizität korrigiert.

Um die Robustheit der Ergebnisse bewerten zu können, wurde die Schätzung separat für jede der beiden Stichproben („Lang“ und „Breit“) durchgeführt, jeweils mit und ohne Kontrollen für bundeslandspezifische fixe Effekte, die mögliche unbeobachtbare Faktoren auffangen. Tabelle 5 präsentiert die Ergebnisse. Da für jede der vier gezeigten Spezifikationen Homoskedastizität am einprozentigen Signifikanzniveau verworfen wurde, mussten die Standardfehler um Heteroskedastizitätseffekte bereinigt werden. In den Modellen ohne fixe Bundeslandeffekte konnte die Hypothese signifikanter Fehlertermkorrelationen zwischen den Bundesländern am einprozentigen Signifikanzniveau in einem likelihood-ratio-Test nicht verworfen werden. Daher wurden die Standardfehler der Koeffizienten in den Modellen (1) und (3) unter Kontrolle für solche Korrelationen berechnet. Im Modell mit fixen Effekten führten die Korrelationskontrollen über die Bundesländer hinweg nicht mehr zu einer signifikanten Verbesserung der statistischen Anpassung.⁶

Für alle vier Modelle wurden ebenfalls Hypothesen zur Autokorrelation der Fehlerterme getestet. Dabei zeigte sich, dass in keinem der vier Modelle ein signifikant von Null verschiedener Wert für ρ gefunden wurde, solange unterstellt wurde, dass ρ für alle Bundesländer gleich sei. Sobald diese Annahme aufgegeben wurde,

⁶ Der kritische χ^2 Wert am 1 Prozent Niveau für die Stichprobe „Breit“ ist 75,35 und die LM Teststatistik beträgt 65,77; im Falle der Stichprobe „Lang“ beträgt der kritische Wert am 1 Prozent Signifikanzniveau 48,28 und die Teststatistik 29,19.

Tabelle 5

Schätzergebnisse: Bevölkerungsanteil von HLU-Empfängern

	Stichprobe Breit		Stichprobe Lang	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Demographische Faktoren</i>				
Alleinerziehend	-3,348 (3,178)	2,454 (4,886)	15,865** (6,093)	12,509° (7,365)
EQ	-5,046** (0,864)	0,515 (0,727)	-8,785** (2,179)	-9,880* (4,450)
Ausländer	0,129** (0,014)	0,305** (0,032)	0,104** (0,029)	0,360** (0,046)
Asyl	-0,031 (0,023)	0,020 (0,025)	-0,142** (0,029)	-0,096** (0,036)
Scheidung	-0,013* (0,006)	-0,040** (0,009)	-0,006 (0,006)	-0,005 (0,007)
<i>Ökonomische Faktoren</i>				
AR	0,262** (0,028)	0,131** (0,032)	0,248** (0,032)	0,093* (0,039)
AR _{t-1}	-0,129** (0,046)	-0,065 (0,047)	-0,129** (0,048)	-0,033 (0,055)
AR _{t-2}	0,128** (0,031)	0,096** (0,031)	0,062° (0,032)	0,054 (0,036)
BSP pro Kopf	0,037** (0,007)	-0,035** (0,013)	0,045** (0,013)	-0,013 (0,026)
Insolvenzen	-0,0003** (0,0001)	-0,0002** (0,0001)	-0,0006** (0,0001)	-0,0002° (0,0001)
<i>Programmfaktoren</i>				
Regelsatz	0,014** (0,002)	0,005° (0,003)	0,019** (0,002)	0,015** (0,002)
<i>Andere Kontrollvariablen</i>				
Bevölkerung	0,006 (0,017)	-0,934** (0,085)	0,022 (0,022)	-0,786** (0,148)
Trend	-0,0009 (0,011)	0,119** (0,018)	0,016 (0,013)	0,042* (0,019)
City	0,758** (0,146)	–	1,268** (0,257)	–
Konstante	-4,787** (0,619)	-1,630 (1,079)	-7,540** (1,141)	1,529 (2,261)
Fixe Effekte	nein	ja	nein	ja
Beobachtungen	220	220	192	192
Log Likelihood	-77,044	-12,999	-91,831	-69,915
Restringierte LL	-443,329	-443,329	-397,212	-397,212

Hinweis: In Klammern Standardfehler. **, * und ° beschreiben statistische Signifikanz am 1, 5 oder 10 Prozent Niveau.

waren die Ergebnisse weniger eindeutig. Es ergab sich statistisch signifikante Autokorrelation erster Ordnung für 4 von 11 Ländern in Stichprobe „Breit“ und für eins von 8 Ländern in Stichprobe „Lang“ bei Schätzungen ohne fixe Effekte. Die Zahl der Fälle mit signifikanter Autokorrelation erster Ordnung änderte sich zu null und zwei für die Stichproben, als fixe Effekte in den Modellen berücksichtigt worden waren. Da in jedem Fall die Evidenz für Autokorrelation nur eine Minderheit von Bundesländern betraf, wurde dieses Problem in den weiteren Schätzungen ignoriert.⁷ Insgesamt sind also alle Standardfehler Heteroskedastie-konsistent geschätzt. In den Modelle (1) und (3) wird darüber hinaus noch für Korrelationen der Fehlerterme zwischen den Ländern korrigiert.

Ein Vergleich der Koeffizienten über die vier Spalten in Tabelle 4 hinweg zeigt, dass die meisten Ergebnisse hinsichtlich der Wahl der Stichprobe und der Kontrolle für fixe Effekte robust sind.⁸ In der Gruppe der demographischen Faktoren finden sich einige signifikante Determinanten der Sozialhilfedichte. Die Ergebnisse gehen in die erwartete Richtung und bestätigen die Resultate früherer deutscher Untersuchungen.

Angesichts der schwachen Variation in der Erwerbsquote der Bundesländer ist der statistisch signifikant negative Effekt überraschend: Je höher die Erwerbsquote, um so niedriger ist die Sozialhilfedichte. Der signifikante positive Effekt des Ausländeranteils in der Bevölkerung auf die Sozialhilfedichte entspricht ebenfalls den Erwartungen. Der überraschende negative Effekte der Asylbewerberzahlen kann damit zusammenhängen, dass diese Personen bereits über den Ausländeranteil in der Schätzgleichung berücksichtigt werden. Insofern als Asylbewerber den Ländern nach wirtschaftlicher Leistungskraft der regionalen Ökonomien zugeteilt werden, wäre auch der negative Koeffizient plausibel.⁹ Überraschend ist ebenfalls der negative Effekt der Scheidungsraten auf die Sozialhilfedichte in den Ländern. Dieses Ergebnis widerspricht anderen Untersuchungen. Es könnte dadurch erklärt werden, dass der Anteil von alleinerziehenden Haushalten als relevanteste Konsequenz von Scheidungen bereits direkt in der Schätzgleichung aufgefangen ist. Alternativ könnte man argumentieren, dass steigende Scheidungsraten mit höherer ökonomischer Unabhängigkeit der Ehefrauen einhergehen und dass im Falle ökonomischer Unabhängigkeit Unterstützung durch Sozialhilfe nicht mehr benötigt wird (siehe dazu auch *Ruggles, 1997*).¹⁰

⁷ Vergleicht man die Ergebnisse in Tabelle 5 mit denen, die sich bei Korrektur von Autokorrelation ergeben, so zeigt sich, dass die Koeffizienten durch die Korrektur nicht beeinflusst werden.

⁸ Einzige Ausnahme ist der Koeffizient für das Bruttonettoprodukt pro Kopf, der meist signifikant positiv ist und nur in Modell (2) einen signifikant negativen Wert annimmt.

⁹ Seit 1994 werden Transfers an Asylbewerber nicht mehr als Hilfe zum Lebensunterhalt, sondern auf Basis des Asylbewerberleistungsgesetzes gewährt. Dies impliziert einen Bruch in der Zeitreihe der abhängigen Variable zwischen 1993 und 1994. Da dieser Effekt jedoch für alle Bundesländer gleichzeitig auftritt ist mit einer Verzerrung der geschätzten Koeffizienten nicht zu rechnen solange die erklärenden Variablen nicht dem Bruch korreliert sind. Davon wird hier ausgegangen.

Bei den makroökonomischen Indikatoren bestätigt sich die erwartete positive Korrelation der Landesarbeitslosenrate mit der HLU-Empfängerdichte. Jedoch laufen die Effekte des Pro-Kopf-Sozialproduktes und der Insolvenzzahl den Erwartungen entgegen: Je höher das Sozialprodukt pro Kopf, umso höher ist die Dichte der Sozialhilfeempfänger und je mehr Insolvenzen, umso weniger Sozialhilfeempfänger. Der Sozialprodukteffekt lässt sich als Stadtstaateneffekt erklären. Wohlstand und hohes Sozialprodukt pro Kopf sind ebenso in den Städten konzentriert (siehe Abbildung 4d) wie hohe Sozialhilfedichten. Solange keine fixen Effekte berücksichtigt sind¹¹ finden wir eine positive Korrelation zwischen Sozialprodukt und Sozialhilfedichte. Lediglich in den in Spalten (2) und (4) gezeigten Modellen mit fixen Effekten ergibt sich das erwartete negative Vorzeichen für die Sozialproduktvariable.

Der signifikant negative Effekt der Insolvenzen lässt sich dadurch erklären, dass deren absolute Anzahl anstelle einer relativen Größe (z. B. Insolvenz pro Beschäftigtem oder im Verhältnis zum Sozialprodukt) betrachtet wurde. In dieser Formulierung reflektiert die Anzahl der Insolvenzen die Größe der Volkswirtschaft eines Bundeslandes, die – allein auf Basis des gerade diskutierten Stadtstaateneffektes – negativ mit der Sozialhilfedichte korreliert ist.

Der signifikante positive Effekt der Höhe des Eckregelsatzes auf die Empfängerichte entspricht den Vorhersagen ökonomischer Analysen: Je attraktiver das Programm, um so mehr Nutzer. Dies wurde bereits durch zahlreiche Studien für die Vereinigten Staaten belegt. Für unseren Fall wäre aber auch eine andere Interpretation denkbar: Da die Lebenshaltungskosten in den Städten am höchsten sind, sind hier ebenfalls die Regelsätze am höchsten. Sollte es jetzt eine Konzentration von HLU-Empfängern in den Stadtstaaten geben, so kann dies zu einem artifiziell positiven Koeffizienten der Regelsatzvariable führen (siehe Abbildung 4g).¹²

Um sowohl den Erklärungsgehalt der Variablen als auch des gesamten Modells zu messen, wurden zwei Simulationsexperimente durchgeführt: Im ersten Experiment wurde zunächst die HLU-Dichte am Mittelwert aller Variablen vorhergesagt (Basis). Anschließend wurde jede der Variablen einzeln auf ihren Wert im ersten Beobachtungsjahr gesetzt und die HLU-Dichte erneut vorhergesagt. Dann wurde jede der Variablen einzeln auf ihren Wert im letzten Beobachtungsjahr (1997) gesetzt und erneut die mittlere Dichte vorhergesagt. Die Differenz der vorhergesagten Werte wurde einzeln für jede der Variablen ins Verhältnis zur tatsächlichen Differenz in den HLU-Dichten über die Zeit gesetzt. Die sich ergebende Kennzahl be-

¹⁰ In Probeschätzungen wurden verzögerte Werte der Scheidungsvariable berücksichtigt. Deren Koeffizienten waren nicht signifikant von Null verschieden und ebenfalls negativ.

¹¹ Ein Erklärungsansatz für die positive Korrelation zwischen Pro-Kopf-Sozialprodukt und der HLU-Empfängerdichte mag bei den in Städten systematisch höheren Wohnungsmieten liegen. Anscheinend ist der „City“-Indikator nicht ausreichend, um diesen Effekt herauszufiltern.

¹² Der signifikant positive Effekt verschwindet in Schätzungen, die lediglich Flächenstaaten berücksichtigen und für fixe Effekte kontrollieren.

schreibt den Anteil an der Änderung in den Sozialhilfedichten, den die Änderung in der betrachteten Variable „Z“ erklären kann:

$$SH_Z = \frac{E[SH|Z_{97}, \bar{X}] - E[SH|Z_{78}, \bar{X}]}{SH_{97} - H_{78}}$$

SH beschreibt die HLU-Empfängerdichte, E ist der Erwartungsoperator und Z repräsentiert die modifizierte erklärende Variable. Die Ergebnisse für SH_Z sind in Tabelle 6 dargestellt, wobei zur Vorhersage auf die Spezifikationen (2) und (4), mit fixen Effekten, zurückgegriffen wurde.

Tabelle 6
Simulationsergebnisse: Vorhergesagte HLU-Empfängerdichte

(a) Simulation der Effekte erklärender Variablen

	Anteil der erklärten Änderung in HLU Empfängerdichten (in Prozent)	
	Stichprobe Breit (Modell 2)	Stichprobe Lang (Modell 4)
<i>Demographische Faktoren</i>		
Alleinerziehend	0,62	3,91 ^o
EQ	-0,16	2,40*
Ausländer	41,26**	40,78**
Asyl	-0,39	-2,48**
Scheidung	-24,38**	-0,70
<i>Ökonomische Faktoren</i>		
AR	33,02**	26,93*
BSP pro Kopf	-11,44**	-4,44
Insolvenzen	-9,55**	-4,83 ^o
<i>Programmfaktoren</i>		
Regelsatz	5,58 ^o	22,24**
<i>Andere Kontrollvariablen</i>		
Bevölkerung	-17,07**	-8,58**

Hinweis: **, * und ^o indizieren die statistische Signifikanz der ursprünglichen Koeffizientenschätzungen am 1, 5 und 10 Prozentniveau.

(b) Simulation der Effekte des Gesamtmodells

	Stichprobe Breit (Modell 2)			Stichprobe Lang (Modell 4)		
	Beobachtet	Vorhergesagt	Differenz	Beobachtet	Vorhergesagt	Differenz
Beginn (78 bzw. 74)	1,84	1,90	-3,66%	1,60	1,17	26,87%
Ende (97)	5,15	4,74	7,88%	5,73	5,24	8,42%
Absolute Änderung	3,31	2,84	14,29%	4,14	4,07	1,27%
Relative Änderung	180,2%	149,0%	17,31%	257,8%	348,1%	-35,03%

Die Tatsache, dass die meisten simulierten Effekte negative Vorzeichen haben, indiziert, dass die beobachteten Änderungen in den Werten dieser Variablen mit einem Rückgang der HLU-Empfängerdichten korreliert sind. Der beobachtete Anstieg in den Empfängerzahlen ist daher nicht durch diese Änderungen zu erklären. Es verbleiben lediglich fünf Variablen mit positiven simulierten Effekten: Der Anteil von Haushalten mit Alleinerziehenden, die Erwerbsquote, der Ausländeranteil in der Bevölkerung, Arbeitslosigkeit und die Regelsätze. Der steigende Ausländeranteil zusammen mit der Entwicklung der Arbeitslosigkeit reichen bereits aus, um ca. 70 Prozent des tatsächlichen Anstiegs in den Empfängerdichten zu erklären. Dieses Ergebnis bestätigt zum einen Abschnitt 4, in dem gezeigt wurde, dass der Anstieg der Arbeitslosigkeit ungefähr ein Drittel der Änderung in den Empfängerzahlen der Sozialhilfe erklären kann. Darüber hinaus entsprechen die hier gefundenen Zusammenhänge denen der Studie von *Ziliak et al.* (2000), wonach die gesamtwirtschaftliche Lage zwischen einem und zwei Dritteln des Rückganges der Fallzahlen im US-AFDC-Programm erklärt.

Vergleichbare Studien zu Änderungen der Inanspruchnahme des AFDC-Programms weisen die Schwäche einer schwachen statistischen Anpassung und geringer Erklärungskraft der gewählten Modelle auf (z. B. *Blank*, 1997, *Moffitt*, 1987). Um die Schätzgüte der hier genutzten Modelle zu bewerten, wurden auf Basis der Spezifikationen (2) und (4) in einem zweiten Simulationsexperiment die Empfängerdichten im ersten und letzten Jahr des Beobachtungszeitraumes vorhergesagt (also 1978 und 1997 für die Stichprobe „Breit“ und 1974 und 1997 für die Stichprobe „Lang“). Tabelle 6b zeigt die Ergebnisse.

Betrachtet man die Vorhersagekraft des Modells für einzelne Jahre, so zeigt sich eine gute statistische Anpassung durch die gewählte Spezifikation, insbesondere für die Daten der Stichprobe „Breit.“ Darüber hinaus gelingt es, die beobachteten starken Zuwachsraten bei den Empfängerdichten durch die gewählte Spezifikation abzubilden. In diesem Sinne lässt sich das Anpassungsproblem der amerikanischen Studien für unsere Daten nicht finden. Jedoch kann es sein, dass die Schlussfolgerung *Moffitts* (1987) ebenfalls für Deutschland gilt: *Moffitt* vermutet, dass sich über den Betrachtungszeitraum nicht nur die Werte der zur Erklärung der Phänomene herangezogenen Variablen geändert haben, sondern unter Umständen ebenfalls die Zusammenhänge zwischen den Erklärungsgrößen und der abhängigen Variable: Was in den 1960er Jahren von zentraler Bedeutung für das Sozialhilfegeschehen war, hat diese Bedeutung bis zum Ende der 1990er Jahre vielleicht lange eingebüßt. Solche Effekte sind in der hier präsentierten Untersuchung nicht explizit überprüft worden und verbleiben als Fragestellung für weitere Forschung.

G. Zusammenfassung

Das Ziel dieser Studie war es, die Variation in regionalen Entwicklungen über die letzten drei Dekaden zu nutzen, um die Bestimmungsgründe des starken An-

stiegs in den Empfängerdichten der Hilfe zum Lebensunterhalt in diesem Zeitraum zu erforschen. Ein Bundeslanddatensatz wurde erstellt und in zwei Schritten analysiert.

Im ersten Schritt wurde ein Test auf Granger-Kausalität durchgeführt, in dem der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und der Bevölkerungsdichte von Empfängern von Hilfe zum Lebensunterhalt (HLU) betrachtet wurde. Es zeigte sich, dass Arbeitslosigkeit im Grangerschen Sinne kausal für die spätere Entwicklung in der Sozialhilfeempfängerdichte ist. Ein Effekt in die andere Richtung, von Sozialhilfebezug auf Arbeitslosigkeit („work-disincentive-Hypothese“), wurde nicht gefunden. Auf Basis dynamischer Simulationen wurde eine kurzfristige Elastizität der HLU-Empfängerdichte hinsichtlich permanenter Anstiege in der Arbeitslosigkeit von 0,28 gemessen. Fünf Jahre nach dem Beginn eines jährlichen Arbeitslosigkeitsanstiegs in Höhe von 8 Prozent (entsprechend der Situation seit 1963), liegt die HLU-Empfängerdichte um 2,2 Prozent höher als ohne diesen jährlichen Anstieg der Arbeitslosigkeit. Aus diesen Berechnungen ergibt sich, dass durch den fortgesetzten Anstieg der Arbeitslosigkeit nicht mehr als ein Drittel des tatsächlich beobachteten Anstiegs im Sozialhilfebezug erklärt werden kann.

In einem zweiten Analyseschritt wurde die Relevanz anderer Faktoren für die Erklärung des Anstiegs im Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt überprüft. Demographische, ökonomische und sozialhilfespezifische Faktoren wurden mittels eines FGLS (feasible generalized least squares) Schätzerverfahrens betrachtet. Es bestätigt sich die signifikante positive Korrelation zwischen Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt und Arbeitslosigkeit, die Bedeutung des Ausländeranteils und der Häufigkeit von Haushalten Alleinerziehender für den hohen Sozialhilfebedarf. Die Entwicklungen von Arbeitslosigkeit und Ausländeranteil allein erklären bereits ca. 70 Prozent des Anstiegs im HLU-Bezug. Die multivariaten Regressionen haben eine gute statistische Anpassung an die Daten und bestätigen, dass höhere Arbeitslosigkeit für ein Drittel des Anstiegs im Bezug von Hilfe zum Lebensunterhalt verantwortlich ist. Wenn die zukünftige Entwicklung der Sozialhilfeempfängerdichte durch ähnliche Faktoren bestimmt wird wie die vergangene, so sollten sich Politikmaßnahmen zur Reduzierung der Sozialhilfebedürftigkeit auf die Verbesserung der Arbeitsmarktlage richten.

Diese Resultate bestätigen die Ergebnisse der Haushaltsbefragungen, bei denen Arbeitslosigkeit als zentrale Ursache des Sozialhilfebedarfs genannt wird. Die Schlussfolgerung stimmt ebenfalls mit der Studie von *Ziliak et al. (2000)* zur jüngsten Entwicklung der AFDC-Fallzahlen in USA überein, wobei dieses amerikanische Transferprogramm natürlich durch andere institutionelle Rahmenbedingungen charakterisiert ist. Sie stellen durch Analyse aggregierter Daten fest, dass in erster Linie die makroökonomische Situation die Inanspruchnahme des Mindestsicherungsprogramms bestimmen und dass Anreizaspekte der Transferprogramme gemäß einer work-disincentive-Hypothese keine relevante Erklärungskraft für die beobachteten Entwicklungen besitzen.

Hier wurden Regionaldaten genutzt, um die Determinanten des allgemeinen Anstieges der Empfängerdichte von Hilfe zum Lebensunterhalt zu untersuchen. In der Zukunft kann die Datenbasis für weitergehende Untersuchungen verwendet werden, die sich mit Fragen wie der zeitlichen Änderung in der Bedeutung von Erklärungsgrößen für den aggregierten Sozialhilfebezug beschäftigen oder die sich darauf konzentrieren, die Variation im Sozialhilfebezug zwischen den Bundesländern zu erklären.

Anhang

Dieser Anhang beschreibt die Variablen und ihre Datenquellen. Wenn nicht anders vermerkt, variieren alle Maße jährlich und über die Bundesländer hinweg. Die genannten Quellen werden in der Literaturliste nicht aufgeführt.

Empfänger von Hilfe zum Lebensunterhalt

Anzahl der Empfänger außerhalb von Einrichtungen am Jahresende.

1963 – 1977: brieflich vom *Statistischen Bundesamt* für alle Länder außer Baden-Württemberg, Hessen, und Nordrhein-Westfalen. Für 1963 fehlt zusätzlich die Information zu Bremen, Hamburg, und Rheinland-Pfalz.

1978 – 1996: *Statistisches Bundesamt, Fachserie 13, Reihe 2: Sozialhilfe (verschiedene Jahre)*.

1997: *Statistisches Bundesamt (Arbeitsunterlagen: Statistik der Sozialhilfe)*.

Bevölkerung

Wohnbevölkerung des Bundeslandes am Jahresende in 1.000.

1961 – 1989: *Statistisches Bundesamt 1992, FS 1, Reihe 1: Gebiet und Bevölkerung 1989*.

1989 – 1994: *Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch 1996*.

1995: *Wirtschaft und Statistik 1/97*, S. 27.

1996: *Statistisches Bundesamt, FS 1, Reihe 1: Gebiet und Bevölkerung*.

1997: Information direkt (per Fax) vom *Statistischen Bundesamt*.

Arbeitslosenraten

1960 – 1968: *BMA 1983, Arbeits- und Sozialstatistik Hauptergebnisse 1982*; für Bremen, Hamburg, Saarland und Rheinland-Pfalz stammen die Zahlen direkt von den regionalen Arbeitsämtern in Kiel, Saarbrücken und Hannover (per Fax oder telefonisch erfragt).

1969 – 1978: Bundesanstalt für Arbeit 1979, *Jahreszahlen 1978*; für Bremen, Hamburg Saarland und Rheinland-Pfalz eigene Berechnungen auf Basis der Anzahl der Arbeitslosen und der Erwerbsbevölkerung aus *Statistisches Bundesamt, Fachserie A 6/I 1976*.

1979 – 1988: Bundesanstalt für Arbeit 1989, *Jahreszahlen 1988*.

1989 – 1995: Bundesanstalt für Arbeit 1996, *Jahreszahlen 1995*.

1996: Institut der Deutschen Wirtschaft 1997, *Zahlen zur Wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland*.

1997: Institut der Deutschen Wirtschaft 1998, *Zahlen zur Wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland*.

Haushalte Alleinerziehender

1974–1996: *Statistisches Bundesamt 1996, FS 1, Reihe 3 1996*.

1997: Per Fax vom *Statistischen Bundesamt*.

Gesamtzahl privater Haushalte

1974–1996: *Statistisches Bundesamt 1996, FS 1, Reihe 3 1996*.

1997: Per Fax vom *Statistischen Bundesamt*.

Erwerbsbevölkerung

1970–1996: Brieflich vom *Statistischen Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart*.

1997: Institut der Deutschen Wirtschaft 1998, *Zahlen zur Wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland*.

Erwerbsquote

Berechnet als Erwerbsbevölkerung geteilt durch Wohnbevölkerung.

Ausländeranteil in der Bevölkerung

1967–1996: Briefliche Sendung vom *Statistischen Bundesamt*.

1997: Institut der Deutschen Wirtschaft 1998, *Zahlen zur Wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland*.

Asylbewerber

Jährlicher Zustrom an Asylbewerbern. Gesamtzahlen per Fax vom *Bundesamt für die Anerkennung ausländischer Flüchtlinge* (1965–1997). Länderziffern berechnet auf Basis der Information zu Verteilungsschlüsseln, die vom *Bundesamt für die Anerkennung ausländischer Flüchtlinge* zugestellt wurden (1970–1997).

Scheidungsraten

1971: Information per Telefon vom *Statistischen Bundesamt, Wiesbaden*.

1967–1972: *Wirtschaft und Statistik, verschiedene Hefte, Gerichtliche Ehelösungen*.

1973–1976: *Statistisches Bundesamt, FS 1, Reihe 2.2 1979*.

1977–1983: *Statistisches Bundesamt, FS 1, Reihe 1 1983*.

1984–1989: *Statistisches Bundesamt, FS 1, Reihe 1 1989*.

1990–1995: *Statistisches Bundesamt, FS 1, Reihe 1 1995*.

1996: Anzahl der Scheidungen *Statistisches Bundesamt, FS 1, Reihe 1*, Eigene Berechnung der Pro-Kopf-Rate.

1997: Information per Telefon vom *Statistischen Bundesamt, Wiesbaden*.

Reales Bruttosozialprodukt

1970–1997: Per Fax vom *Statistischen Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart*.

Insolvenzen

1969–1973: Per Fax vom *Statistischen Bundesamt, Wiesbaden*.

1974–1997: Jährliche Publikation in *Wirtschaft und Statistik*.

Eckregelsatz

1970: Zurückgerechnet auf Basis der Beobachtungen für 1971 und 1972.

1971–1980: Per Fax vom *Statistischen Bundesamt, Wiesbaden*.

1981–1993: Jährlich: *Statistisches Bundesamt, FS 13 Reihe 2: Sozialhilfe*.

1994–1998: Jährlich: *Nachrichtendienst des Deutschen Vereins für Öffentliche und Private Fürsorge*.

Preisindex

1962–1997: Konsumentenpreisindex für 4-Personen Haushalt, SVR: *Gutachten des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Lage 1997/98*.

Realer Eckregelsatz

Berechnet als Eckregelsatz dividiert durch Preisindex.

Literatur

- Blank, Rebecca* (1997), *What Causes Public Assistance Caseloads to Grow?*, NBER Working Paper 6343, Cambridge, Massachusetts.
- Bradshaw, Jonathan / Huby, Meg* (1989), *Trends in Dependence on Supplementary Benefit*, in: A. Dilnot und I. Walker (Hrsg.), *The Economics of Social Security*, Oxford, S. 69–78.
- Brinkmann, Christian / Friedrich, Dieter / Fuchs, Ludwig / Lindlahr, Karl-Otto* (1991), *Arbeitslosigkeit und Sozialhilfebezug*, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 1/91, S. 157–177.
- Buhr, Petra / Voges, Wolfgang* (1991), *Eine Ursache kommt selten allein ... Ursache und Ursachenwechsel in der Sozialhilfe*, *Sozialer Fortschritt* 40, S. 261–270.
- Cloutier, Norman R. / Loviscek, Anthony L.* (1989), *AFDC Benefits and the Inter-urban Variation in Poverty among Female-Headed Households*, *Southern Economic Journal* 56(2), S. 315–322.
- Dickey, D. / Fuller, W.* (1981), *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, *Econometrica* 49(4), S. 1057–1063.
- Gottschalk, Peter / Moffitt, Robert A.* (1994), *Welfare Dependence: Concepts, Measures, and Trends*, *American Economic Review* 84(2), S. 38–42.
- Greene, William* (1993), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 2. Auflage.
- (1997), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 3. Auflage.
- Harris, Kathleen Mullan* (1993), *Work and Welfare Among Single Mothers in Poverty*, *American Journal of Sociology* 99, S. 317–352.

- Hauser, Richard / Hübinger, Werner* (1993), *Arme unter uns, Teil 1: Ergebnisse und Konsequenzen der Caritas-Armutuntersuchung*, Freiburg i. Br.
- Hoynes, Hilary Williamson* (1996), *Local Labor Markets and Welfare Spells: Do Demand Conditions Matter?* NBER Working Paper 5643, Cambridge, Massachusetts.
- Jacobs, Herbert / Ringbeck, Anna* (1994), *Hilfen zur Überwindung von Sozialhilfebedürftigkeit. Eine Untersuchung zur Hilfe zum Lebensunterhalt in den alten Bundesländern*, Band 31 Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familien und Senioren, Stuttgart.
- Krug, Walter* (1985), *Gefälle in der Sozialhilfedichte und seine Einflußfaktoren*, *Nachrichtendienst des Deutschen Vereins für öffentliche und private Fürsorge* 65(7), S. 211 – 215.
- Krug, Walter / Rehm, Norbert* (1986), *Disparitäten der Sozialhilfedichte*, Band 190 Schriftenreihe des Bundesministers für Jugend, Familie, Frauen und Gesundheit, Stuttgart.
- Leibfried, Stephan / Leisering, Lutz / Buhr, Petra* (1995), *Zeit der Armut. Lebensläufe im Sozialstaat*, Frankfurt/Main.
- Meinert, Jürgen* (1993), *Sozialhilfe in Hamburg und im Ländervergleich 1980–1990*, in: *Statistisches Landesamt Hamburg (Hrsg.): Hamburg in Zahlen 1/93*.
- Moffitt, Robert* (1987), *Historical Growth in Participation in Aid to Families with Dependent Children: Was there a Structural Shift?*, *Journal of Post Keynesian Economics* 9(3), S. 347 – 363.
- (1992), *Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review*, *Journal of Economic Literature* 30(1), S. 1 – 61.
- Nelson, Charles / Plosser, Charles* (1982), *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series*, *Journal of Monetary Economics* 10(2), S. 139 – 162.
- Riphahn, Regina T.* (1999), *Why Did Social Assistance Dependence Increase? – The Dynamics of Social Assistance Dependence and Unemployment in Germany*, unveröffentlichte Habilitationsschrift, Universität München.
- Ruggles, Steven* (1997), *The Rise of Divorce and Separation in the United States, 1880–1990*, *Demography* 34(4), S. 455 – 466.
- Shah, Parth J. / Smith, Patricia* (1995), *Do Welfare Benefits Cause the Welfare Caseload?*, *Public Choice* 85, S. 91 – 105.
- Voges, Wolfgang / Zwick, Michael* (1991), *Die Bremer Stichprobe von Sozialhilfeakten: Möglichkeiten für die empirische Sozialforschung*, *Zeitschrift für Soziologie* 20, S. 77 – 81.
- Ziliak, James P. / Figlio, David N. / Davis, Elizabeth E. / Connolly, Laura S.* (2000), *Accounting for the Decline in AFDC Caseloads. Welfare Reform or the Economy?*, *Journal of Human Resources* 35(3), S. 570 – 586.

Koreferat zu Regina T. Riphahn

Die Bedeutung des Arbeitsmarktes für die Sozialhilfedichte: Eine Panelanalyse mit Regionaldaten

Von *Richard Hauser*, Frankfurt am Main

A.

Das Referat widmet sich einem aktuellen sozialpolitischen Thema, das mit fortgeschrittenen ökonometrischen Methoden bearbeitet wird. Dabei werden teils neue Ergebnisse erzielt, teils bisher bekannte Hypothesen besser gestützt. Insbesondere die Analyse der Unterschiede zwischen den Bundesländern in den Sozialhilfedichten und die Herausarbeitung der jeweiligen Ursachen verdienen Beachtung.

Vorweg eine Anmerkung zur Einordnung des Referats. Die deutsche Sozialhilfe stellt ein universelles¹, einkommensabhängiges und bedarfsorientiertes Mindestsicherungssystem dar, das aus den beiden Zweigen *Hilfe zum Lebensunterhalt* (HLU) und *Hilfe in besonderen Lebenslagen* (HBL) besteht. *Riphahn* untersucht in ihrem Referat lediglich die *Hilfen zum Lebensunterhalt* für Personen außerhalb von Einrichtungen, die ganz überwiegend in Form von monetären Transfers gewährt werden und mit DM 16,9 Mrd. etwas über 1/3 der gesamten Bruttoausgaben für Sozialhilfe von DM 45 Mrd. ausmachen². Die die kommunalen Etats tatsächlich belastenden Nettoausgaben, die sich nach Abzug der Rückerstattungen ergeben, liegen noch um etwa 15% niedriger. Die Bruttoausgaben für *Hilfe zum Lebensunterhalt* für Personen außerhalb von Einrichtungen belaufen sich nur auf 1,3% des gesamten Sozialbudgets. Die *Hilfe zum Lebensunterhalt für Personen in Einrichtungen* sowie die *Hilfe in besonderen Lebenslagen* werden in dem Beitrag von *Riphahn* nicht behandelt. Eine deutlichere Abgrenzung der Fragestellung in der Einleitung verbunden mit einigen Angaben zur finanziellen Größenordnung sowie zur Zusammensetzung des Leistungsanspruchs könnte Missverständnisse, die

¹ Von dem Prinzip, dass alle Wohnsitzbürger bei einem nicht durch eigenes Einkommen gedeckten Mindestbedarf Anspruch auf Sozialhilfeleistungen haben, bestehen nur zwei Ausnahmen: Ein Anspruch auf Sozialhilfe besteht nicht für Personen, die einen Anspruch auf Ausbildungsförderung nach dem Arbeitsförderungsgesetz oder nach dem Bundesausbildungsförderungsgesetz besitzen sowie (seit 1993) für Asylbewerber, die nach dem Asylbewerberleistungsgesetz versorgt werden.

² Vgl. *BMA* (2000), Tab. 8.16 und 7.3.

in der öffentlichen Debatte immer wieder auftreten, vermeiden helfen. Außerdem wäre es für den Aufbau der Arbeit besser gewesen, die Literaturübersicht (Abschnitte E.I. bis E.III.) nach vorn zu verlagern.

Die folgenden Anmerkungen sind in drei Abschnitte gegliedert:

1. Probleme bei der ökonomischen Analyse von Elementen institutioneller Regelungskomplexe;
2. Hinweise auf offene Punkte bei der Modellspezifikation und den Ergebnissen;
3. Anregungen für weitere Arbeiten.

B.

Jedes Wirtschaftssystem produziert Ergebnisse, die sich nur teilweise statistisch messen und in Zeitreihen darstellen lassen. Institutionelle Regelungen, die die Wirtschafts- und Sozialordnung konstituieren, stellen die Rahmenbedingungen dar, die den Wirtschaftsablauf kanalisieren. Werden gravierende Änderungen dieser Rahmenbedingungen vorgenommen, so zeigt sich dies in Strukturbrüchen der Zeitreihen. Daher sind statistische Zeitreihen nicht ohne eine Analyse der institutionellen Regelungen interpretierbar.

Bei der Untersuchung der Sozialhilfedichte können dabei institutionelle Änderungen in zwei Bereichen eine Rolle spielen:

Erstens gilt dies für die Ausgestaltung der nachrangig gewährten Sozialhilfe (HLU) im Hinblick auf die Bedingungen für den Leistungsbezug und den Deckungsgrad. Beispielsweise stellt die Änderung des Deckungsgrades durch die Ausgliederung der Asylbewerber aus der Sozialhilfe im Jahr 1993 einen Strukturbruch dar. Auch stärkere Änderungen der Anspruchsgestaltung, wie etwa die Abschaffung von Mehrbedarfzuschlägen oder die Änderung der Regelsatzstruktur, können Strukturbrüche bewirken. Ein besonderes Problem stellt die regelmäßige Anpassung des Regelsatzes sowie die indirekt die Transferhöhe beeinflussende Wohnkostenentwicklung dar. Für bekannte institutionelle Änderungen größeren Ausmaßes sind Korrekturen in der ökonomischen Analyse vorzunehmen.

Zweitens trifft dies für Änderungen in dem der Sozialhilfe vorgelagerten System der sozialen Sicherung einschließlich des Ausmaßes der Leistungsdynamisierung im Vergleich zur Dynamisierung des Sozialhilferegelsatzes zu. Beispielsweise würde eine Verdoppelung des Kindergeldes zu einem Strukturbruch in den Zeitreihen der Empfängerichte führen; gleiches gilt für größere institutionelle Änderungen, z. B. bei den Kürzungen des Arbeitslosengeldes und der Arbeitslosenhilfe oder die Verbesserungen bei den Rentenansprüchen gegenüber der gesetzlichen Rentenversicherung, wie zum Beispiel die Einführung der Rente nach Mindesteinkommen im Jahr 1972. Diese methodischen Überlegungen zeigen,

dass die ökonomische Zeitreihenanalyse durch eine Kontrolle in Bezug auf institutionell bedingte Strukturbrüche auf beiden Ebenen abgesichert werden sollte. Insgesamt gesehen vermisse ich in dem Referat eine Darstellung und Berücksichtigung der wichtigsten institutionellen Änderungen auf den genannten beiden Ebenen. Aus dieser institutionellen Analyse könnte man auch weitere Hypothesen über mögliche Einflussfaktoren und das zu erwartende Vorzeichen der ermittelten Koeffizienten gewinnen, die in Abschnitt E.IV. hätten integriert werden können; denn vorhandene Analysen verweisen gerade auch auf Verschlechterungen des der Sozialhilfe vorgelagerten Systems der sozialen Sicherung und die hiervon ausgehende Wirkungen auf die Zunahme der Empfängerzahlen. Die Leitfrage für diese Überlegungen würde lauten: Wie kann man sozialhilfebedürftig werden und wie kann man wieder aus einer eingetretenen Sozialhilfeabhängigkeit herauskommen?

Da man a priori davon ausgehen kann, dass das System der sozialen Sicherung bundesweit einheitlich gilt, sollte diese Überlegung die Analyse der *Unterschiede* zwischen den Bundesländern aber nicht beeinträchtigen. Jedoch empfiehlt sich wegen einiger institutioneller Unterschiede eine getrennte Analyse von West- und Ostdeutschland. Dieser generelle Punkt trifft die vorliegende Arbeit aber nicht, da sich die ökonomischen Analysen auf Westdeutschland beschränken. Andererseits werden Vergleiche zwischen deutschen und amerikanischen Ergebnissen im Hinblick auf die partielle Mindestsicherungsregelung der „Aid for Families with Dependent Children“ gezogen, deren Aussagegehalt man nicht richtig einschätzen kann, da die Verfasserin zwar auf die Unterschiede in den institutionellen Regelungen verweist, aber diese nicht im Detail darstellt.

C.

Ich möchte nun auf einige Ergebnisse eingehen. Die Analyse der Kausalitätsbeziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Sozialhilfebezug führt zu einer starken Stützung der Hypothese, dass die gestiegene Arbeitslosigkeit eine der wesentlichsten Ursachen für Sozialhilfebezug ist, während die gegenläufige Beziehung allenfalls marginale Bedeutung besitzt.

Dieses Ergebnis sollte in die öffentliche sozialpolitische Diskussion eingehen, da immer wieder auf der Basis von ausgewählten Einzelfällen oder von vereinfachten Modellanalysen behauptet wird, dass durch Arbeitsaufnahme nur geringe oder überhaupt keine Einkommenszuwächse erzielt werden können. Hieraus wird dann verallgemeinernd (rational begründete) freiwillige Arbeitslosigkeit bzw. Arbeitsunwilligkeit von Sozialhilfeempfänger als wichtige Ursache des Niveaus oder des Anstiegs der Sozialhilfeempfängerzahlen abgeleitet und eine Reform des Sozialhilfesystems in Richtung einer Absenkung des Niveaus der Regelsätze oder einer Reduzierung des Grenzzugssatzes gefordert.

Vermutlich könnte man diesen Abschnitt noch stärken, wenn auch hier die beiden Stichproben („kurz“ und „lang“) parallel analysiert würden, um jeglichen Informationsverlust zu vermeiden.

Die Simulationsrechnungen auf Basis der geschätzten Parameter (Abschnitt D) werfen allerdings Fragen auf. Zunächst ist festzuhalten, dass man drei Typen von exogenen Änderungen unterscheiden muss: Erstens, einen einmaligen Anstieg der Arbeitslosenquote in einem bestimmten Betrachtungsjahr, wobei dann im Folgejahr wieder eine Rückkehr zum alten Niveau (bzw. zum Niveau der Basisvariante) stattfindet. Zweitens, einen dauerhaften Anstieg der Arbeitslosenquote um eine bestimmte Anzahl von Prozentpunkten ab einem bestimmten Betrachtungsjahr, der nicht mehr rückgängig gemacht wird; dieser Anstieg kommt zu der in der Basisvariante enthaltenen Arbeitslosenquote hinzu. Drittens, einen sich von Jahr zu Jahr kumulierenden Anstieg um eine bestimmte Anzahl von Prozentpunkten (permanent wachsender Anstieg). Aus den Ausführungen der Verfasserin wird nicht eindeutig klar, welche Szenarios sie ihren Simulationsrechnungen zugrunde gelegt hat; vermutlich sind es die beiden erstgenannten Fälle, aber einige Formulierungen könnten auch so interpretiert werden, dass sie den zweiten und dritten Fall simuliert hat. Im folgenden wird unterstellt, dass sich die Ergebnisse auf die ersten beiden Fälle beziehen.

Es erscheint plausibel, dass ein einmaliger Anstieg der Arbeitslosigkeit mit anschließendem Rückgang auf das alte Niveau zu einem (verzögerten) Anstieg der Empfängerichte führt, der später ebenfalls wieder verschwindet (Abb. 2). Ich halte es aber für unplausibel – und wohl auch in Widerspruch zu anderen Ergebnissen der Studie – „dass die Reaktion im Sozialhilfebezug auf einen permanenten Anstieg der Arbeitslosigkeit in der langen Frist gegen Null konvergiert.“ (Abschnitt D) Man müsste genauer erläutern, wie dieses Ergebnis zu erklären ist und welche Aussagekraft es hat. Wenn es einer Überprüfung nicht standhält, dann sind auch die darauf beruhenden Überlegungen über die maximale Höhe des Einflusses der Arbeitslosigkeit auf die Empfängerichte hinfällig.

Auch zur multivariaten Analyse der Sozialhilfedichte (Abschnitt F) drängen sich Fragen auf: Zum Teil hängt dies mit der nicht ausreichend institutionell gestützten Ableitung der zu prüfenden Hypothesen zusammen.

Die deutsche Hilfe zum Lebensunterhalt zielt auf die Sicherung eines relativ definierten, sozio-kulturellen Existenzminimums ab. Daher wurde in der Vergangenheit der Regelsatz tendenziell im Ausmaß der Zunahme der Nettolohn- und -gehaltssumme je Beschäftigtem angepasst. Er beinhaltet also sowohl inflatorische als auch reale Zuwächse, soweit sie sich auch in den Nettolöhnen niederschlagen. Außerdem wird die Warmmiete, die bekanntlich stärker als der Preisindex des privaten Konsums anstieg, voll von der Sozialhilfe übernommen. Eine Spezifizierung des Regelsatzes als reale Größe ist daher dem deutschen System nicht angemessen (Tab. 4); er müsste in Relationen zu einer Nettoeinkommensgröße pro Kopf bzw. einer entsprechenden Nettoäquivalenzeinkommensgröße³ spezifiziert werden.

Bei der typisch linkssteilen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen und einem fast einheitlichen Sozialhilfeniveau in allen Bundesländern können sich Änderungen der länderspezifischen Sozialhilfedichte nur aus vier Verschiebungen ergeben:

1. Einer Verschiebung der relativ definierten Sozialhilfeschwelle; hier gilt es zu prüfen, ob durch die regelmäßige Anpassung der relative Abstand zum bundesdurchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen konstant geblieben ist oder ob Änderungen der Sozialhilfedichte bereits aus Über- oder Unteranpassungen resultieren; weiterhin ist zu prüfen, ob Änderungen der Sozialhilferegelungen zusätzlichen Einfluss ausgeübt haben könnten; hier sehe ich Verfeinerungsmöglichkeiten der vorliegenden Untersuchung.
 2. Eine länderspezifisch unterschiedliche Veränderung des Inanspruchnahmeverhaltens in bezug auf die Hilfe zum Lebensunterhalt; dies wird im Referat nicht behandelt; obwohl es im Zeitablauf eine Rolle spielen könnte; es sollte unter Verweis auf die an anderer Stelle publizierten Arbeiten der Verfasserin zumindest erwähnt werden.
 3. Eine Verschiebung in der Relation der durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen der einzelnen Bundesländer; dies wird in der multivariaten Analyse durch die Variable „reales BSP p. K.“ nur grob berücksichtigt; hier sehe ich weitere Verfeinerungsmöglichkeiten der Analyse.
 4. Eine Verschiebung in den länderspezifischen personellen Nettoäquivalenzeinkommensverteilungen; mögliche Verschiebungen sollen durch die Variablen „Bevölkerung“, „Anteil der Alleinerziehenden“, „Erwerbsquote“, „Anteil der Ausländer“, „Anteil der Asylbewerber“, „Scheidungsnummer“, „Arbeitslosenrate“, „Anzahl der Insolvenzen“ und „City“ erklärt werden. Ich sehe hier mehrere Verfeinerungsmöglichkeiten:
- Erstens eine bessere Abgrenzung zwischen den Variablen durch ausschließliche Bezugnahme auf Bevölkerungsanteile und eine klare Abgrenzung zwischen Ausländern mit dauerhaftem Aufenthaltsstatus und Asylbewerbern und außerdem die Berücksichtigung des Strukturbruchs 1994, der aus der Herausnahme der Asylbewerber aus der Sozialhilfe resultierte.
 - Zweitens die Hinzunahme eines länderspezifischen Indikators für die Verteilung der Arbeitseinkommen oder noch besser der Nettoäquivalenzeinkommen, z. B. auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben.
 - Drittens die Berücksichtigung gravierender Änderungen des der Sozialhilfe vorgelagerten sozialen Sicherungssystems, die sich länderspezifisch unterschiedlich auswirken könnten, und zwar immer dann, wenn einzelne Regelungen einen regional ausgleichenden Effekt entfalten.

³ Zur Ermittlung der Nettoäquivalenzeinkommen müsste die in der Sozialhilferegelung implizierte, modifizierte Äquivalenzskala verwendet werden. Vgl. *Faik* (1997), S. 13–42.

Derartige Verfeinerungen würden – so ist zu hoffen – einige unplausible Ergebnisse der multivariaten Analyse zum Verschwinden bringen.

Ich möchte mit diesen Hinweisen über mögliche Verfeinerungen nicht mißverstanden werden: Die Verfasserin hat mit ihrer Analyse einen großen Schritt zur Analyse des untersten Segments der Einkommensverteilung getan. Diese Analyse ist gerade deshalb so spannend, weil sich in diesem Segment die meisten Determinanten der personellen Sekundärverteilung niederschlagen, aber auch berücksichtigt werden müssen.

D.

Abschließend seien noch zwei Anregungen formuliert:

1. Seit 1995 ist eine jährliche 25%-Stichprobe aller HLU-Empfänger mit einem deutlich erweiterten Variablenspektrum beim Statistischen Bundesamt verfügbar. Analysen dieser Einzeldaten könnten einige, bei diesem Referat noch offen gebliebene Fragen beantworten. Beispielsweise könnten sich hiermit auch die gravierenden Verschiebungen in der Altersstruktur der HLU-Empfänger erklären lassen, auf die im Referat nicht eingegangen wurde.
2. Mit Hilfe des von der Referentin eingesetzten ökonomischen Instrumentariums sollte auch der zweite Zweig der Sozialhilfe, die Hilfe in besonderen Lebenslagen, im Hinblick auf regionale Unterschiede in der Empfängerdichte und deren Ursachen analysiert werden. Auch hierfür ist allerdings eine vorhergehende institutionelle Analyse nötig. Dieser zweite Schritt würde die Analyse der gesamten Sozialhilfedichte abrunden.

Literatur

Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (BMA) (2000), Statistisches Taschenbuch 2000, Bonn, Tab. 8.16 und 7.3.

Faik, J. (1997), Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung der Sozialhilfeskala, in: Becker, I., Hauser, R. (Hrsg.), Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?, Frankfurt am Main, S. 13–42.

Deregulierung und Re-Regulierung der Beschäftigungsverhältnisse – eine Diskussion ihrer sozial- und beschäftigungspolitischen Wirkungen

Von Jörg Althammer*, Augsburg

A. Einleitung

Seit dem Regierungswechsel des Jahres 1998 zeichnet sich immer deutlicher ein Wandel in der Arbeitsmarktpolitik ab. Während seit Mitte der 80er Jahre der Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses eher gelockert wurde und die Beschäftigungsverhältnisse flexibilisiert und dereguliert wurden, ist in den letzten Jahren wieder eine gewisse Verschärfung der Regulierungen am Arbeitsmarkt zu erkennen. So wurden mit der Neuregelung der Sozialversicherungspflicht geringfügig Beschäftigter und arbeitnehmerähnlicher Selbstständiger bislang nicht regulierte Beschäftigungsformen arbeits- und sozialrechtlichen Normierungen unterworfen. Mit der jüngsten Novellierung des Kündigungsschutzgesetzes und der Reform der befristeten Beschäftigungsverhältnisse und der Arbeitnehmerüberlassung wurden Deregulierungsmaßnahmen der alten Bundesregierung zumindest in Teilen wieder zurückgenommen. Damit scheint eine ca. 15 Jahre dauernde Phase der Deregulierung am Arbeitsmarkt zu Ende zu gehen.

Dabei gelten Inflexibilitäten des Arbeitsmarktes nach wie vor als eine der wesentlichen Ursachen für die hohe und persistente Arbeitslosigkeit in Deutschland¹. Institutionelle Regelungen wie die Sozialplanverpflichtung und Kündigungsschutz werden in der wirtschaftspolitischen Diskussion weiterhin dafür verantwortlich gemacht, dass die „Marktmacht der Arbeitsplatzbesitzer“ (Berthold, 2000, S. 7) zulasten der Arbeitslosen zementiert wird und Dualisierungstendenzen am Arbeitsmarkt verstärkt werden. Vor diesem Hintergrund überrascht es nicht, dass die arbeitsmarktpolitischen Reformen der jüngsten Zeit im ökonomischen Bereich überwiegend kritisch kommentiert wurden (vgl. Klös und Schäfer, 2000, Huber, 1999, Sachverständigenrat, (2000, Tz. 429).

* Ich danke den Mitgliedern des sozialpolitischen Ausschusses des Vereins für Socialpolitik für kritische Anregungen und Herrn Oliver Falck für seine Unterstützung bei den Berechnungen. Verbliebene Fehler gehen allein zu Lasten des Autors.

¹ Zur Deregulierungsdiskussion vgl. die entsprechenden Vorschläge *des Kronberger Kreises in Soltwedel* (1984), der *Deregulierungskommission* (1991) oder des *Sachverständigenrates* (1989), Tz. 364.

Allerdings sind die beschäftigungspolitischen Effekte der Arbeitsmarktregulierung keineswegs so evident, wie das in der wirtschaftspolitischen Diskussion in der Regel unterstellt wird. So zeigen *Bentolila* und *Berthola* (1990), *Berthola* (1990 und 1992) und *Booth* (1995) im theoretischen Modell, dass sich ein rigider Bestandsschutz vorwiegend in der Höhe der Fluktuation der Arbeitskräfte, weniger in der durchschnittlichen Beschäftigtenzahl niederschlägt. Auch die vorliegenden empirischen Untersuchungen zu den Beschäftigungswirkungen des Bestandsschutzes liefern kein eindeutiges Bild. In dem jüngsten von der *OECD* (1999) vorgelegten Literaturüberblick kommen die meisten Studien zu dem Ergebnis, dass der Rigiditätsgrad des Bestandsschutzes keinen signifikanten Beitrag zu Erklärung der Arbeitslosenquote liefert. Allenfalls ergibt sich eine gewisse Evidenz dafür, dass Bestandsschutznormen die Zusammensetzung des Erwerbsspersonspotenzials beeinflussen: so ist in Ländern mit ausgebautem Bestandsschutz die Erwerbsquote tendenziell niedriger und der Anteil der Langzeitarbeitslosen höher als in Volkswirtschaften mit deregulierten Arbeitsmärkten.

In diesem Beitrag wird die Frage nach den Beschäftigungswirkungen des Bestandsschutzes nochmals aufgegriffen. Im Vordergrund steht hier aber die Frage, ob und in welchem Umfang die Erwartungen, die man mit der Flexibilisierung der arbeitsrechtlichen Bestimmungen seit Mitte der 80er Jahre verbunden hatte, auch eingetroffen sind. Dazu wird in Abschnitt B zunächst die normative Theorie des Bestandsschutzes kurz umrissen und die Rechtslage von 1985, also vor Verabschiedung des ersten Beschäftigungsförderungsgesetzes, dargestellt. Anschließend werden die Änderungen der Normen des Bestandsschutzes erörtert und die wesentlichen Ergebnisse zweier Studien zu den unmittelbaren arbeitsmarktpolitischen Wirkungen des Beschäftigungsförderungsgesetzes von 1985 referiert. In Abschnitt C werden die mittelbaren Wirkungen der Deregulierung am Arbeitsmarkt thematisiert. Dazu wird zunächst ein einfach gehaltenes Modell entwickelt und die zentralen Beschäftigungseffekte des Kündigungsschutzes abgeleitet. Schließlich soll versucht werden, die indirekten beschäftigungspolitischen Wirkungen der Flexibilisierung am Arbeitsmarkt empirisch zu überprüfen. Dazu werden die Parameter der Beschäftigungselastizität des Outputwachstums und einer Lohngleichung für die Perioden 1970 bis 1984 und 1985 bis 1998 geschätzt und auf Strukturkonstanz überprüft. Hinter dieser Vorgehensweise steht die Überlegung, dass sich ein arbeitsmarktpolitischer Effekt der Deregulierungsmaßnahmen in einem statistisch signifikanten Strukturbruch in diesen Gleichungen niederschlagen müsste. Die Interpretation der empirischen Ergebnisse und eine zusammenfassende Würdigung schließen den Beitrag ab.

B. Institutioneller Hintergrund

I. Zur normativen Theorie des Bestandsschutzes

Verpflichtende Bestandsschutznormen schränken die Dispositionsfreiheit der Unternehmer bei der Bestimmung der optimalen Arbeitsnachfrage ein und sind daher – wie jeder staatliche Eingriff in die Vertragsfreiheit – eigenständig zu legitimieren. Die traditionelle Rechtfertigung des arbeitsrechtlichen Arbeitnehmerschutzes knüpft an der Tatsache an, dass der Arbeitsplatz nach wie vor in der Regel die Existenzgrundlage des Arbeitnehmers darstellt und ein unfreiwilliger Verlust des Beschäftigungsverhältnisses eine fühlbare materielle Schlechterstellung für den Arbeitnehmer mit sich bringt. Da der Arbeitnehmer unter Arbeitsangebotszwang steht und da Humankapital nur langfristig und unter hohen Kosten an geänderte Rahmenbedingungen angepasst werden kann, befindet sich der Arbeitnehmer gegenüber dem Arbeitgeber in einer prinzipiell unterlegenen Verhandlungsposition. Dadurch kann der Arbeitgeber dem Arbeitnehmer Beschäftigungsbedingungen abverlangen, die sein Wertgrenzprodukt unterschreiten (ex-ante Opportunismus). Um den Arbeitnehmer vor ex-ante Opportunismus seitens des Arbeitgebers zu schützen, seien daher spezifische Normen nötig.²

Einen etwas differenzierteren Ansatz zur ökonomischen Legitimierung staatlicher Bestandsschutznormen liefert die Vertragstheorie.³ Danach stellt der Arbeitsvertrag ein „Musterbeispiel für einen unvollständigen langfristigen Vertrag“ dar (*Deregulierungskommission*, 1991). Denn der Arbeitsmarkt ist in der Regel kein friktionsfreier Punktmarkt. Charakteristisch für den Arbeitsvertrag ist vielmehr, dass hier beziehungsspezifische Investitionen in betriebsspezifisches Humankapital getätigt werden, die bei einem Wechsel des Arbeitgebers obsolet werden. Aus Sicht der Arbeitnehmer bestehen die versunkenen Kosten der Kündigung in den Such- und Mobilitätskosten sowie im Verlust betriebsspezifischen Humankapitals. Aus Arbeitgeberperspektive sind dies die Fluktuationskosten, also die Summe aus Entlassungskosten und den nicht amortisierten Einarbeitungs- und beruflichen Ausbildungskosten. Da es aufgrund begrenzter Information und unvollkommener Markttransparenz gar nicht möglich ist, alle denkbaren Umweltzustände ex ante vertraglich zu fixieren, bietet sich die Möglichkeit des ex-post Opportunismus, d. h. die Vertragspartner werden versuchen, vorhandene Spielräume nach Vertragsabschluss zu ihren Gunsten auszunutzen.

Dieser Ansatz kann nun verwendet werden, um die Machtasymmetrie für unterschiedliche Arbeitnehmerqualifikationen nach Vertragsabschluss zu untersuchen.⁴

² Die Annahme der generellen Schutzbedürftigkeit der Arbeitnehmer stellt das gängige Begründungsparadigma des Bestandsschutzes in der arbeitsrechtlichen und sozialpolitischen Literatur dar; vgl. *Halbach et al.* (2000), *Kleinhenz* (2000) sowie *Lampert und Althammer* (2001).

³ Zur Diskussion des Bestandsschutzes aus institutionenökonomischer Perspektive vgl. insbes. *Buttler und Walwei* (1993), *Schellhaaß und Nolte* (1999) sowie *Dörsam* (1997).

Bei der Beschäftigung unqualifizierter Arbeitnehmer fallen definitionsgemäß keine transaktionsspezifischen Investitionen an, die Fluktuationskosten können daher als marginal unterstellt werden. Für den Arbeitgeber eröffnet sich damit die Möglichkeit, sich durch eine Kündigungsdrohung die Quasi-Rente des Arbeitnehmers in Höhe seiner Mobilitätskosten anzueignen. Der Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses kann dieser Umverteilung effizient entgegenwirken. Als Instrumente kämen theoretisch der Willkürschutz oder eine Sozialplanverpflichtung in Höhe der Mobilitätskosten in Frage; da die genaue Höhe der Mobilitätskosten im Einzelfall stark variiert und nicht objektiv zu ermitteln ist, wird man aus praktischen Überlegungen den Willkürschutz vorziehen. Festzuhalten bleibt, dass der Bestandsschutz in diesem Fall ausschließlich verteilungspolitisch legitimiert ist; Effizienzaspekte entfallen.

Die Frage nach den Effizienzwirkungen des Bestandsschutzes stellt sich nur bei kontraktsspezifischen Investitionen, also bei Investitionen in betriebspezifisches Humankapital. Die Akkumulation betriebspezifischen Humankapitals zeichnet sich dadurch aus, dass die Produktivität des Arbeitnehmers mit zunehmender Dauer der Betriebszugehörigkeit steigt. Erst auf Dauer angelegte, stabile Beschäftigungsverhältnisse eröffnen damit die Möglichkeit, Produktivitätsgewinne zu realisieren. Insofern haben beide Vertragsparteien ein Interesse am Fortbestand des Arbeitsverhältnisses; ein expliziter (gesetzlicher) Kündigungsschutz wäre streng genommen unnötig, da das Arbeitsverhältnis bereits „implizit“ geschützt ist.

Dennoch kann der Bestandsschutz in diesem Fall effizienzsteigernde Wirkungen entfalten. Denn für eine „faire“ Aufteilung der vertragsspezifischen Renten müsste die Kompensation des Arbeitnehmers mit zunehmender Dauer der Betriebszugehörigkeit steigen. Nun sind Senioritätslöhne ex ante vertraglich nicht fixierbar, sie stellen „ein ungesichertes Faustpfand an den Arbeitgeber dar“ (*Schellhaaß und Nolte*, 1999, S. 417). Die Arbeitnehmer werden nur dann bereit sein, entsprechende Investitionen zu tätigen, wenn sie sich ihre kontraktsspezifischen Renten auch tatsächlich aneignen können. Ein kompensatorischer Sozialplan schützt den Arbeitnehmer also nicht nur vor einer Umverteilung der Renten, sondern liefert erst die Grundlage für die gegenseitige Bereitschaft, beziehungspezifische Investitionen zu tätigen.

Ein weiteres Argument für die effizienzsteigernden Wirkungen des Bestandsschutzes findet sich bei *Schmid* (1993). Danach hängt die faktische Fähigkeit der Unternehmen, Produkt- oder Prozessinnovationen zu implementieren, von der Bereitschaft der Arbeitnehmer ab, technische Neuerungen zu akzeptieren. Dies wird umso eher der Fall sein, je weniger der technische Fortschritt als Bedrohung für den eigenen Arbeitsplatz angesehen wird. Dieser Ansatz liefert auch eine Erklärung für die zunehmende Verbreitung von Rationalisierungsschutzabkommen in den Tarifverträgen.

⁴ Dieser Abschnitt stützt sich auf die umfassendere Analyse der Arbeitsvertragsbeziehungen durch *Schellhaaß und Nolte* (1999).

II. Die Normen des Bestandsschutzes

1. Der Kündigungsschutz

Für den allgemeinen Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses sind die Normen des Kündigungsschutzgesetzes aus dem Jahr 1951 i.d.F. vom 25. August 1969 (KSchG), die §§ 620 bis 622 des Bürgerlichen Gesetzbuchs (BGB) und das Betriebsverfassungsgesetz (BetrVG) einschlägig. Die wesentliche Einschränkung der unternehmerischen Dispositionsfreiheit durch den Bestandsschutz besteht darin, dass der Arbeitgeber gemäß § 1 KSchG jede Kündigung positiv zu rechtfertigen hat⁵. Damit unterliegt das deutsche Kündigungsschutzgesetz einem grundsätzlich anderes Rechtsverständnis als die US-amerikanische *employment at will* - Doktrin, die einen vollständig freien Arbeitsvertrag ohne formalrechtliche Bindungen vorsieht und damit dem Ideal vollständig deregulierter Beschäftigungsbedingungen am nächsten kommt.⁶ Als gerechtfertigt gilt eine Kündigung dann, wenn sie durch Gründe bedingt ist, die

- a) in der Person des Arbeitnehmers oder seinem Verhalten liegen (personen- resp. verhaltensbedingte Kündigung), oder
- b) durch dringende betriebliche Erfordernisse bedingt ist (betriebsbedingte Kündigung).

Weiterhin ist vor jeder Kündigung der Betriebsrat zu informieren, der bei Vorliegen eines der in § 102 BetrVG normierten Gründe einer ordentlichen Kündigung widersprechen kann.⁷ Schließlich ist auch eine gerechtfertigte (ordentliche) Kündigung nicht unmittelbar, sondern erst nach den in § 622 BGB normierten Fristen wirksam. Darüber hinaus ist bei der betriebsbedingten Kündigung, bei der ja der betroffene Personenkreis ex ante nicht feststeht, eine Sozialauswahl vorzunehmen.

Grundsätzlich zielt der Kündigungsschutz also nicht darauf ab, die Möglichkeit zur Auflösung des Arbeitsverhältnisses generell einzuschränken oder gar zu unterbinden. Die ursprüngliche Intention des Gesetzgebers bestand vielmehr darin, den

⁵ Vgl. ausführlich zu den Grundlagen des Bestandsschutzes des Arbeitsverhältnisses *Halbach et al.* (2000), S. 149–197.

⁶ *Büchtemann* (1993) umschreibt die EAW-Doktrin wie folgt: „employment can be terminated without notice by either side at any time and for any reason, ‘for good cause, for no cause, or even for cause morally wrong‘“. Allerdings befindet sich diese Auffassung auch in den Vereinigten Staaten auf dem Rückzug; vgl. *Dertouzos und Karoly* (1993). Ein Vergleich der deutschen mit den US-amerikanischen Bestandsschutzbestimmungen findet sich bei *Dörssam* (1995).

⁷ Der Betriebsrat kann einer ordentlichen Kündigung widersprechen, wenn bei der Kündigung soziale Gesichtspunkte nicht ausreichend berücksichtigt wurden, die Kündigung gegen vereinbarte Richtlinien über die personelle Auswahl bei Kündigungen verstößt oder der zu kündigende Arbeitnehmer an einem anderen Arbeitsplatz des Unternehmens, nach zumutbaren Umschulungs- und Fortbildungsmaßnahmen oder unter geänderten Vertragsbedingungen weiterbeschäftigt werden kann.

Arbeitnehmer vor willkürlicher oder kurzfristiger Auflösung des Arbeitsverhältnisses zu schützen. Allerdings zählt der Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses zu jenen arbeitsrechtlichen Normen, die durch das Richterrecht dynamisch weiterentwickelt wurden und sich von der ursprünglichen Intention des Gesetzgebers zunehmend entfernt haben. Durch die ständige Rechtsprechung der Arbeitsgerichte wurde die ordentliche Kündigung zur ultima ratio; so sind betriebsbedingte Kündigungen unzulässig, sofern weniger einschneidende Maßnahmen wie Kurzarbeit, Umsetzungen oder Requalifizierungsmaßnahmen für den Betrieb zumutbar sind. Ein besonderes Problem ist die Sozialauswahl bei betriebsbedingten Kündigungen. Die Problematik ergibt sich aus der Tatsache, dass die Kriterien der Sozialauswahl nicht explizit kodifiziert, sondern weitgehend durch Richterrecht im Einzelfall bestimmt wurden. Dadurch war die Rechtmäßigkeit einer betriebsbedingten Kündigung stets mit einem hohen Maß an Unsicherheit für den Arbeitgeber verbunden.

2. Der Sozialplananspruch

In Betrieben mit mehr als 20 wahlberechtigten Arbeitnehmern müssen Betriebsänderungen, die wesentliche Nachteile für die Belegschaft mit sich ziehen, mit dem Betriebsrat beraten werden (§ 111 BetrVG). Zu diesen Betriebsänderungen zählen nicht nur Stilllegungen oder Betriebseinschränkungen, sondern auch Verlegungen oder Zusammenschlüsse von Betriebsteilen, Änderungen in der Organisation oder die Einführung neuer Arbeitsmethoden und Fertigungsverfahren. Der Arbeitgeber ist dabei verpflichtet zu versuchen, mit dem Betriebsrat einen Interessenausgleich herbeizuführen. Zwar kann der Betriebsrat die Betriebsänderung letztlich nicht verhindern, er hat jedoch nach § 112 BetrVG die Möglichkeit, einen Sozialplan zwingend herbeizuführen. Die Intention des Gesetzgebers bestand ursprünglich darin, den von Betriebsänderungen betroffenen Arbeitnehmer bis zur Aufnahme einer neuen Beschäftigung finanziell zu unterstützen (sog. „Überleitfunktion“ des Sozialplans). In der Sozialplanpraxis trat an Stelle der Überleitfunktion allerdings schnell eine allgemeine Entschädigungsfunktion des Sozialplans, d. h. dass Leistungen aus Sozialplänen auch an Arbeitnehmer geleistet wurden, die ohne Einkommenseinbußen in ein neues Beschäftigungsverhältnis wechseln konnten. Die Entschädigungsfunktion der Sozialpläne wurde zwar von der Rechtsprechung anerkannt, blieb unter Arbeitsrechtlern jedoch umstritten.⁸

3. Befristete Beschäftigungsverhältnisse und Leiharbeit

Der Abschluss befristeter Beschäftigungsverhältnisse und die temporäre Beschäftigung von Leiharbeitnehmern sind Möglichkeiten, die Regelungen des Kündigungsschutzes innerhalb des Arbeitsvertragsrechts zu umgehen. Vor Verabschie-

⁸ Vgl. *Soltwedel et al.* (1990), S. 34 f. mit weiteren Nachweisen.

derung des Beschäftigungsförderungsgesetzes 1985 war die Befristung des Arbeitsverhältnisses gesetzlich nicht explizit geregelt; der Wortlaut des § 620 I BGB sieht die Befristung des Arbeitsvertrags sogar als Regelfall.⁹ Da aber die Kündigungsschutzbestimmungen durch eine vertragliche Befristung – insbesondere durch sog. „Kettenarbeitsverhältnisse“ – unterlaufen werden könnten, schränkte die arbeitsgerichtliche Rechtsprechung die Zulässigkeit befristeter Arbeitsverträge massiv ein. Nach dieser Rechtsprechung war eine Befristung des Arbeitsvertrags nur zulässig, sofern sie

- a) sachlich gerechtfertigt und
- b) in ihrer Dauer angemessen war.

Ein sachlich rechtfertigender Grund lag in der Regel bei Aushilfsarbeiten (z. B. für erkrankte Mitarbeiter), vorübergehendem Mehrbedarf oder projektgebundenen Arbeiten vor. Allerdings waren auch die Kriterien der sachlichen Rechtfertigung und der angemessenen Dauer befristeter Beschäftigungsverhältnisse nicht gesetzlich normiert, sondern ebenfalls Gegenstand der Rechtsprechung.¹⁰

Die Arbeitnehmerüberlassung ist im Arbeitnehmerüberlassungsgesetz aus dem Jahr 1972 geregelt. Eine Arbeitnehmerüberlassung liegt vor, wenn ein Unternehmer einen Arbeitnehmer, mit dem er einen Arbeitsvertrag abgeschlossen hat, an ein anderes Unternehmen „verleiht“. Das ursprüngliche Arbeitsverhältnis bleibt zwischen Leiharbeiter und Verleiher zwar bestehen, der Arbeitnehmer ist nun jedoch verpflichtet, im Betrieb und auf Weisung des Entleihers zu arbeiten. Diese Rechtskonstruktion stellt eine faktische Verschlechterung des Bestandsschutzes dar. Da die Weiterbeschäftigung von Leiharbeitnehmern an geeignete Anschlussaufträge gebunden ist, unterliegt das Beschäftigungsverhältnis einem permanenten Bestandsrisiko. Aus diesem Grund war die Überlassung von Arbeitskräften vor Einführung des Beschäftigungsförderungsgesetzes 1985 auf einen Zeitraum von höchstens drei Monaten begrenzt.

III. Die Reformen des Bestandsschutzes seit 1985

1. Lockerung des Bestandsschutzes

Die Kritik am Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses wurde vom Gesetzgeber bereits Mitte der 80er Jahre, namentlich durch das (erste) Beschäftigungsförde-

⁹ § 620 BGB lautet: „(1) Das Dienstverhältnis endigt mit dem Ablauf der Zeit, für die es eingegangen ist. (2) Ist die Dauer des Dienstverhältnisses weder bestimmt noch aus der Beschaffenheit oder dem Zweck der Dienste zu entnehmen, so kann jeder Teil das Dienstverhältnis nach Maßgabe der §§ 621, 622 kündigen“. Nach dem Wortlaut des Gesetzes ist der befristete Arbeitsvertrag somit die Regel, der unbefristete Arbeitsvertrag hingegen als Abweichung von der Norm zu sehen.

¹⁰ Insofern ist es nicht möglich, die möglichen Rechtfertigungsgründe umfassend darzustellen; eine Kasuistik der als zulässig anerkannten Befristungen findet sich bei Rosenfelder (1985), S. 41.

runngesetz von 1985, rezipiert. Dabei entschied sich die damalige Bundesregierung zunächst dazu, den Kündigungsschutz formalrechtlich in unveränderter Form beizubehalten¹¹, aber die Möglichkeiten seiner „Umgehung“ durch den Abschluss befristeter Beschäftigungsverhältnisse und Leiharbeit deutlich auszuweiten. Wie bereits oben ausgeführt war der Abschluss befristeter Beschäftigungsverhältnisse nach der Rechtslage vor 1985 nur zulässig, wenn sie sachlich gerechtfertigt war. Diese Einschränkung entfiel mit dem Beschäftigungsförderungsgesetz 1985; befristete Beschäftigungsverhältnisse waren seitdem für eine Dauer von zunächst 18 Monaten ohne Angabe von Gründen zulässig. Zusätzlich wurde die Sozialplanpflicht abgeändert: zum einen wurde wieder dem Überleitungsprinzip Vorrang vor dem Entschädigungsprinzip eingeräumt, indem Arbeitnehmer von Sozialplanleistungen ausgeschlossen werden, die „in einem zumutbaren Arbeitsverhältnis im selben Betrieb oder in einem anderen Betrieb des Unternehmens oder eines zum Konzern gehörenden Unternehmens weiterbeschäftigt werden können und die Weiterbeschäftigung ablehnen“ (§ 112 Abs. 5 BetrVG). Weiterhin wurden bei Betriebsänderungen, die allein der Entlassung von Arbeitnehmern dienen, Schwellenwerte für einen erzwingbaren Sozialplan eingeführt¹². Schließlich sind in den ersten vier Jahren nach der Gründung eines Unternehmens Sozialpläne generell nicht mehr erzwingbar. Im Bereich der Arbeitnehmerüberlassung wurde die maximale Dauer von drei auf sechs Monate erhöht. Der Gesetzgeber erwartete sich von diesen Maßnahmen

- spürbare Beschäftigungseffekte, da die Unternehmen eine verbesserte Auftragslage direkt in zusätzliche Beschäftigung umsetzen,
- eine Verbesserung individueller Beschäftigungschancen Arbeitsloser, da den Arbeitgebern ein hinreichend langer Zeitraum zur Verfügung steht, um die fachliche und persönliche Eignung von Arbeitslosen zu erproben, sowie
- eine stärkere Arbeitsmarktintegration von Personen mit besonderen Beschäftigungshemmnissen wie Langzeitarbeitslose oder in ihrer Leistungsfähigkeit eingeschränkte Arbeitskräfte.

Allerdings waren diese Ansätze zur Deregulierung des Arbeitsmarkts von Anfang an umstritten. Kritiker befürchteten eine zunehmende Substitution regulärer Beschäftigungsverhältnisse durch atypische, rechtlich unzureichend geschützte Arbeitsformen. Die Flexibilisierung des Arbeitsrechts würde – so die Kritik – der „Erosion des Normalarbeitsverhältnisses“, also des auf Dauer angelegten, arbeits- und sozialrechtlich geschützten Beschäftigungsverhältnisses, Vorschub leisten. Vor diesem Hintergrund wurden seitens des Arbeitsministeriums 1987/88 und 1992/

¹¹ Darin unterscheidet sich die deutsche Deregulierungsstrategie bspw. vom britischen Weg; hier ist das Arbeitsverhältnis in den ersten beiden Jahren der Beschäftigung faktisch ungeschützt; vgl. *Bielenski* (1997).

¹² Diese Schwellenwerte reichen von 20% bzw. 6 entlassenen Arbeitnehmern in Betrieben zwischen 21 und 59 Beschäftigten bis 10% bzw. 60 Arbeitnehmern in Betrieben mit 500 und mehr Beschäftigten.

93 zwei Gutachten in Auftrag gegeben, die die unmittelbaren Beschäftigungswirkungen des Beschäftigungsförderungsgesetzes evaluieren sollten¹³. Obwohl die Evaluierung der Inanspruchnahme des BeschFG unter ganz unterschiedlichen Arbeitsmarktbedingungen stattfand – 1988 hielt noch die positive Entwicklung am Arbeitsmarkt an, während sich 1992 die Rezession am Arbeitsmarkt massiv bemerkbar machte – kommen beide Studien zu überraschend gleichlautenden Ergebnissen. So blieb die Inanspruchnahme der Befristungsmöglichkeiten trotz der rechtstechnischen Vereinfachung weit hinter den ursprünglichen Erwartungen zurück. Die Quote der befristeten Beschäftigungsverhältnisse bewegte sich nach Verabschiedung dieses Gesetzes in einer relativ engen Bandbreite zwischen 5% und 7% und lag damit nicht höher als in der Vergangenheit. Daran hat sich auch in der Zwischenzeit nichts geändert: so lag die Befristungsquote (ohne Auszubildende, Beamte und Personen in arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen) 1999 im Westen bei 6,8% und in den neuen Bundesländern bei 6,5%; mit dieser Befristungsquote liegt Deutschland nach wie vor international im Mittelfeld (vgl. *Rudolph* 2000). Weiterhin hat sich ergeben, dass der überwiegende Teil der nach dem BeschFG befristeten Beschäftigungsverhältnisse auch nach altem Recht zulässig gewesen wäre; *Bielenski* (1994) beziffert die „originären“ BeschFG-Fälle auf lediglich 7% bis 13% der befristeten Neueinstellungen bzw. 2% bis 4% der Neueinstellungen insgesamt. Auch bei den Personengruppen, die unter den besonderen Kündigungsschutz fallen, ist kein Anstieg der befristeten Arbeitsverhältnisse nachzuweisen. Die befürchtete „Erosion des Normalarbeitsverhältnisses“¹⁴ durch die Flexibilisierung der Arbeitsverhältnisse ist also ebenso ausgeblieben wie der erhoffte unmittelbare Beschäftigungseffekt. Empirisch relevant ist die Möglichkeit der Befristung des Arbeitsvertrags hingegen bei Neueinstellungen: so erfolgt immerhin jede dritte Neueinstellung auf einem befristeten Beschäftigungsverhältnis.

Trotz der eher verhaltenen Nachfrage nach befristeten Beschäftigungsverhältnissen wurde die Geltungsdauer des Beschäftigungsförderungsgesetzes zweimal verlängert und endete erst zum 31. 12. 2000. Eine deutliche Ausweitung erfuhr das Gesetz durch das „Arbeitsrechtliche Beschäftigungsförderungsgesetz“ von 1996. Im Rahmen dieses Gesetzes wurde der sachliche Geltungsbereich des Kündigungsschutzgesetzes eingeschränkt¹⁵, indem der Schwellenwert von 6 auf 11 Arbeitnehmer angehoben wurde und Teilzeitarbeitskräfte bei der Berechnung des Schwellenwerts nur noch entsprechend der Dauer ihrer Arbeitszeit anzurechnen waren. Des

¹³ Vgl. *Büchtemann und Höland* (1989) sowie *Bielenski et al.* (1994).

¹⁴ Die These von der „Erosion des Normalarbeitsverhältnisses“ wurde vor allem von der Kommission für Zukunftsfragen der Freistaaten Bayern und Sachsen popularisiert und auch empirisch untersucht. Der von der Kommission vorgelegte empirische Befund ist jedoch allenfalls der statistische Reflex der gestiegenen Erwerbstätigkeit verheirateter Mütter, die sich in einer Erhöhung der Teilzeitquote niederschlägt; vgl. ausführlicher *Althammer* (2002).

¹⁵ Nach einer Studie des IAB war das Kündigungsschutzgesetz in seiner alten Fassung auf ca. 30% der Betriebe und drei Viertel aller beschäftigten Arbeitnehmer anzuwenden, nach der Rechtsänderung fielen nur noch 17% der Unternehmen und etwa 70% der Beschäftigten unter die Kündigungsschutzbestimmungen; vgl. *Rudolph* (1996).

weiteren wurde die Obergrenze für die Dauer befristeter Beschäftigungsverhältnisse von 18 auf 24 Monate angehoben; innerhalb dieser Frist war eine dreimalige Verlängerung zulässig. Für ältere Arbeitnehmer über 60 Jahre entfiel die Beschränkung der Höchstdauer vollständig. Schließlich wurden die Kriterien der Sozialauswahl präzisiert und auf die Grunddaten „Betriebszugehörigkeit“, „Lebensalter“ und „Unterhaltungspflicht“ beschränkt. Von der Sozialauswahl konnten Arbeitnehmer ausgenommen werden, deren Weiterbeschäftigung „im berechtigten betrieblichen Interesse“ liegt. Die gerichtliche Überprüfbarkeit der Sozialauswahl war nur noch bei grober Fehlerhaftigkeit zulässig, so z. B. bei Verstoß gegen explizit kodifizierte Betriebsvereinbarungen.

2. Regulierungen seit 1998

Die Deregulierungsmaßnahmen im Bereich des Kündigungsschutzes wurden bereits unmittelbar nach der jüngsten Bundestagswahl durch das „Gesetz zu Korrekturen in der Sozialversicherung und zur Sicherung der Arbeitnehmerrechte (Korrekturgesetz)“ vom 19. Dez. 1998 mit Wirkung zum 1. 1. 1999 zurückgenommen. So wurde der sachliche Geltungsbereich des Kündigungsschutzgesetzes wieder auf Betriebe mit mehr als fünf Arbeitnehmern ausgeweitet und die Konkretisierung der Sozialauswahl aufgehoben (vgl. Art. 6 Korrekturgesetz)¹⁶. Damit sind nun wieder – wie in der ursprünglichen Fassung des Gesetzes – neben den objektiven Faktoren die subjektiven Vermittlungschancen des betroffenen Arbeitnehmers bei der Sozialauswahl zu berücksichtigen. Die Möglichkeit befristeter Arbeitsverhältnisse wurde durch das „Gesetz über Teilzeit und befristete Arbeitsverträge (TzBfG)“ neu geregelt. Danach sind befristete Arbeitsverträge weiterhin grundsätzlich zu rechtfertigen (§ 14 TzBfG). Befristungen ohne sachliche Begründung sind nur noch bei Neueinstellungen oder bei Arbeitnehmern zulässig, die das 58. Lebensjahr überschritten haben. Die maximale Höchstdauer des befristeten Arbeitsverhältnisses ohne Vorliegen eines sachlichen Grundes liegt zwar weiterhin bei 24 Monaten, allerdings ist ein Wechsel zwischen sachlich gerechtfertigten und unbegründeten Befristungen („Kettenverträge“) nicht mehr zulässig.

IV. Die Beschäftigungswirkungen des Bestandsschutzes

1. Beschäftigungswirkungen bei exogenem Lohnsatz

Um die beschäftigungspolitischen Implikationen des Bestandsschutzes zu verdeutlichen, wird ein einfaches 2-Perioden-Modell einer risikoneutralen Unternehmung betrachtet, die nur den Faktor Arbeit einsetzt. Zum gegebenen Lohnsatz w beschäftigt das Unternehmen m Arbeitnehmer gemäß der Produktionstechnologie

¹⁶ Die Herausnahme der Konkretisierung der Sozialauswahl ist auch unter Arbeitsrechtlern auf deutliche Kritik gestoßen; vgl. *Halbach et al.*, S. 187 – 189.

$y = f(m)$, mit den üblichen neoklassischen Eigenschaften $f'(m) > 0, f''(m) < 0$. Der Güterpreis dient als numéraire und der Output der ersten Periode sei bekannt, sodass der Gewinn des Unternehmens in der ersten Periode mit Sicherheit durch

$$(1) \quad \pi_1 = f(m_1) - w \cdot m_1$$

gegeben ist. Die Unsicherheit der Wirtschaftssubjekte wird berücksichtigt, indem der Output der zweiten Periode stochastisch den Wert y_i mit der Eintrittswahrscheinlichkeit θ_i annimmt, wobei $\sum_i \theta_i = 1$ gilt.

Weiterhin wird unterstellt, dass die Belegschaft der ersten Periode den Arbeitskräftebedarf der zweiten Periode abdeckt, sodass bei Nachfrageschwankungen allenfalls Entlassungen vorgenommen werden müssen. Der diskontierte Erwartungswert des Gewinns der zweiten Periode ist dann

$$(2) \quad E[\pi_2] = \delta \sum_i \theta_i \{f_i(m_{2,i}) - w \cdot m_{2,i} - \xi[m_i - m_{2,i}]\} \quad m_{2,i} \leq m_1 ;$$

dabei repräsentiert $\xi[\cdot]$ die Funktion der Bestandsschutzkosten. Aus den Bedingungen erster Ordnung erhält man für die Nachfrage nach Arbeitskräften in der ersten bzw. zweiten Periode

$$(3) \quad f'(m_1) = w + \delta \cdot \xi \quad \text{und}$$

$$(4) \quad f'_i(m_{2,i}) = w - \xi$$

Vergleicht man die Optimalitätsbedingungen (3) und (4) mit der Gewinnmaximierungsvorschrift $f'(m_1) = f'_i(m_{2,i}) = w$ ohne Bestandsschutz so wird deutlich, dass die Existenz von *labor turnover*-Kosten die Variabilität der Beschäftigung reduziert (vgl. auch Abbildung 1). Bei myopischen Erwartungen ($\delta = 0$) ändert sich die Arbeitsnachfrage der ersten Periode durch den Bestandsschutz nicht; die Unternehmen werden weiterhin ihre Nachfrage ausweiten, bis das Grenzwertprodukt dem Lohnsatz entspricht. In der zweiten Periode sinkt das Grenzwertprodukt unter den Marktlohn (4), sodass ansonst anfallende Entlassungen unterbleiben. Bei positiver Diskontrate ($\delta > 0$) ist das Grenzwertprodukt des Faktors Arbeit in der ersten Periode höher als der Lohnsatz (3), so dass weniger Beschäftigung nachgefragt wird. Der beschäftigungsstabilisierende Effekt steigt also mit den *labor turnover*-Kosten und dem Diskontierungsfaktor.

Die durchschnittliche Beschäftigung hängt bei gegebener Eintrittswahrscheinlichkeit der Umweltzustände ebenfalls von der Höhe des Diskontfaktors und der Fluktuationskosten ab. Sofern die Unternehmen künftige Zahlungen nicht diskontieren ($\delta = 1$), entspricht die durchschnittliche Beschäftigung gerade dem Beschäftigungsgrad im Fall ohne Bestandsschutz. Bei zunehmender Diskontierung steigt die Arbeitsnachfrage und damit auch der durchschnittliche Beschäftigungs-

grad an. Insofern weist der Bestandsschutz nicht nur einen beschäftigungsstabilisierenden, sondern auch einen beschäftigungserhöhenden Effekt auf.

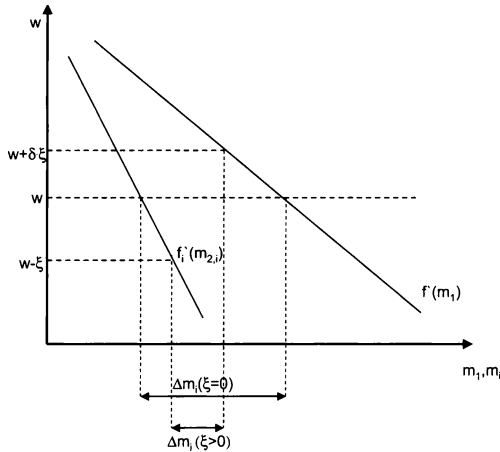


Abbildung 1: Variabilität der Beschäftigung mit und ohne Bestandsschutz

2. Beschäftigungswirkungen bei endogenem Lohnsatz

Die oben abgeleiteten positiven beschäftigungspolitischen Wirkungen ergaben sich unter der vereinfachenden Annahme exogen gegebener Löhne. Aber natürlich verändert der Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses die Rahmenbedingungen, innerhalb derer sich der Lohnbildungsprozess abspielt, sodass sich dadurch u.U. die qualitativen Ergebnisse des Modells ändern können. Im folgenden soll deshalb untersucht werden, wie sich die Ergebnisse bei endogener Lohnsetzung verändern. Theoretische Grundlage ist ein einfaches Modell der Monopolgewerkschaft. Damit wird der Verhandlungsprozess nicht eigenständig modelliert, sondern es wird lediglich unterstellt, dass die Gewerkschaften bei der Festsetzung ihrer Lohnforderungen das Arbeitsnachfrageverhalten der Unternehmen berücksichtigen.¹⁷

Es sei $u(w)$ der Nutzen eines beschäftigten Arbeitnehmers und $u(\alpha)$ der korrespondierende Reservationsnutzen, der sich aus der Alternativkompensation ergibt. Die in der zweiten Periode Entlassenen ($m_1 - m_2$) erhalten zusätzlich die Entlassungskosten ξ . Um in jeder Periode ein positives Arbeitsangebot sicherzustellen,

¹⁷ Das Modell der Monopolgewerkschaft ist ein Spezialfall des allgemeinen Nash-Verhandlungsmodells, bei dem die Verhandlungsmacht einseitig bei den Gewerkschaften liegt. Booth (1995) zeigt, dass sich die qualitativen Ergebnisse des Modells durch die explizite Modellierung des bargaining-Prozesses nicht ändern.

wird im folgenden grundsätzlich $w \succ \xi + \alpha$ angenommen. Die Gewerkschaft maximiere die utilitaristische Nutzenfunktion $m(w) \cdot u(w) + (L - m) \cdot u(\alpha)$, wobei L das Arbeitskräftepotenzial der Branche repräsentiert. Zunächst sei unterstellt, dass sich die gewerkschaftliche Lohnpolitik nicht an den Interessen der Insider orientiert, sondern in jeder Periode die Löhne gemäß der oben spezifizierten Zielfunktion festsetzt. Die intertemporale Zielfunktion lautet damit

$$(5) \quad E[V] = m_1(w_1) \cdot u(w_1) + [L - m_1(w_1)] \cdot u(\alpha) \\ + \delta \sum_i \theta_i \{ m_{2,i}(w_2) \cdot u(w_2) + [m_1(w_1) - m_{2,i}(w_2)] \cdot u(\xi + \alpha) + (L - m_1)u(\alpha) \} .$$

Aus den Bedingungen erster Ordnung erhält man für die erste Periode die Optimalitätsbedingung

$$(6) \quad \varepsilon_1 = \frac{w_1 \cdot u'(w_1)}{[u(w_1) - u(\alpha)] + \delta[u(\xi + \alpha) - u(\alpha)]}$$

und für Periode zwei

$$(7) \quad \varepsilon_2 = \frac{w_2 \cdot u'(w_2)}{u(w_1) - u(\xi + \alpha)}$$

wobei $\varepsilon = -\frac{\partial m}{\partial w} \frac{w}{m}$ die Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage repräsentiert.

Die Gleichungen (6) und (7) liefern zunächst das aus der Theorie bekannte Ergebnis, wonach die Gewerkschaften jene Allokation im w - m -Raum wählen, in der die gewerkschaftliche Grenzrate der Substitution zwischen Lohnhöhe und Beschäftigung der Steigung der Arbeitsnachfragekurve entspricht. Die Lohnforderungen steigen mit zunehmender Alternativkompensation und steigender Elastizität der Arbeitsnachfrage. Bei myopischen Erwartungen der Gewerkschaften ($\delta = 0$) haben die Bestandsschutzkosten keinen Einfluss auf das gewerkschaftliche Lohnsetzungsverhalten in der ersten Periode; das Ergebnis entspricht in diesem Fall dem Gewerkschaftsmodell ohne Bestandsschutz. Sofern jedoch der künftige Nutzen nicht vollständig diskontiert wird, führen steigende Bestandsschutzkosten c.p. zu steigenden gewerkschaftlichen Lohnsätzen. In der zweiten Periode hat die Existenz von Kündigungsschutzkosten in jedem Fall lohnerrhöhende und damit beschäftigungsfeindliche Effekte. Dieses Ergebnis ist ökonomisch intuitiv plausibel, da Bestandsschutzkosten ebenso wie ein Anstieg des Reservationslohns den gewerkschaftlichen Grenznutzen der Beschäftigung absenken. Schutzvorschriften für Arbeitnehmer stellen damit eine Art „moral hazard“ Problem für die Gewerkschaften dar, deren Lohnpolitik sich verstärkt an den Einkommensinteressen der Beschäftigten orientiert (Siebert 1989).

Es ist interessant zu untersuchen wie sich dieses Ergebnis verändert, wenn die Gewerkschaften ihre Lohnforderungen nicht am Arbeitskräftepotenzial der Bran-

che, sondern an den Insidern, also den Beschäftigten der ersten Periode, orientieren. Die utilitaristische Zielfunktion der Gewerkschaften lautet in diesem Fall

$$(8) \quad E[V] = m_1(w_1) \cdot u(w_1) + [L - m_1(w_1)] \cdot u(\alpha) \\ + \delta \sum_i \theta_i \{ m_{2,i}(w_2) \cdot u(w_2) + [m_1(w_1) - m_{2,i}(w_2)] \cdot u(\xi + \alpha) \},$$

wobei die Beschäftigten der ersten Periode (m_1) die Insider repräsentieren. Das Ergebnis des Lohnbildungsprozesses der zweiten Periode entspricht der Optimalitätsbedingung (7). Im Gegensatz zum einfachen Gewerkschaftsmodell wird in der Zielfunktion (8) nun aber die Tatsache berücksichtigt, dass die Zahl der Insider der zweiten Periode durch das Lohnsetzungsverhalten in der ersten Periode determiniert wird. Aus der Bedingung erster Ordnung

$$\frac{\partial m_1}{\partial w_1} \cdot u(w_1) + m_1 \cdot u'(w_1) - \frac{\partial m_1}{\partial w_1} \cdot u(\alpha) + \delta \cdot \frac{\partial m_1}{\partial w_1} \cdot u(\xi + \alpha) = 0$$

erhält man als Optimalitätsbedingung

$$(9) \quad \varepsilon = \frac{w_1 \cdot u'(w_j)}{[u(w_1) - u(\alpha)] + \delta \cdot u(\xi + \alpha)} \quad j = 1, 2$$

Wiederum entspricht das Ergebnis bei myopischen Erwartungen dem des einfachen Gewerkschaftsmodells. Bei positivem Diskontierungsfaktor fällt nun jedoch der Lohnsatz der ersten Periode niedriger aus, da die Gewerkschaften die in der Folgeperiode auftretenden Beschäftigungswirkungen in ihrem Lohnsetzungsverhalten inkorporieren.

Als Fazit der theoretischen Überlegungen ist festzuhalten, dass Kündigungsschutz und Sozialplanverpflichtung keine unmittelbar negativen Beschäftigungswirkungen aufweisen. Eher das Gegenteil ist der Fall: durch den Bestandsschutz verringert sich in jedem Fall die Variabilität der Beschäftigung. Die aggregierten Beschäftigungseffekte sind zwar theoretisch indeterminiert, bei exogenen Löhnen tendenziell aber eher positiv. Allerdings verändert der Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses die Rahmenbedingungen der Lohnbildung der Tarifvertragsparteien. Hieraus können sich theoretisch negative Wirkungen für die Arbeitsnachfrage ergeben, wenngleich dieser Effekt nur empirisch bestimmbar ist.

3. Wirkungen der Deregulierung: Empirische Evidenz

Die Lockerung des Kündigungsschutzes kann sich beschäftigungspolitisch also in zweifacher Weise bemerkbar machen: zum einen in einer gestiegenen Anpassungsgeschwindigkeit der Beschäftigung an Outputänderungen und zum anderen in einem veränderten Lohnsetzungsverhalten seitens der Gewerkschaften. Zur er-

sten Frage liegen bereits mit *Kraft* (1993), *Abraham* und *Houseman* (1994) und *Hunt* (1994) empirische Untersuchungen zu den mittelbaren Beschäftigungswirkungen des ersten Beschäftigungsförderungsgesetzes vor. Die Ergebnisse dieser Studien fallen zwar nicht ganz einheitlich aus, aber keine dieser Arbeiten stützt die an die Deregulierung geknüpften Erwartungen. *Abraham* und *Houseman* (1994) und *Hunt* (1994) verwenden Monatsdaten 201 deutscher Unternehmen im Zeitraum von Januar 1977 bis Dezember 1992. Während *Abraham* und *Houseman* (1994) keine signifikanten Änderungen der Beschäftigungselastizität feststellen können, ergibt sich bei *Hunt* (1994) für den Zeitraum ab 1985 sogar eine etwas langsamere Anpassung der Beschäftigung an Outputänderungen. Dieses Ergebnis wird durch die Untersuchung von *Kraft* (1993) gestützt.¹⁸

Die vorliegende Untersuchung zu den Beschäftigungswirkungen der Beschäftigungsförderungsgesetze unterscheidet sich von den oben zitierten Studien in zweifacher Hinsicht. Zum einen kann ein deutlich längerer Zeitraum berücksichtigt werden, in dem neben dem ersten Beschäftigungsförderungsgesetz noch weitere Deregulierungsmaßnahmen stattgefunden haben. Des weiteren sollen nicht nur die Wirkungen der Deregulierung auf die Variabilität der Arbeitsnachfrage, sondern auch die vermuteten Effekte auf das Lohnsetzungsverhalten der Arbeitsmarktparteien untersucht werden. Dazu werden sowohl die Anpassung der Beschäftigten an Outputänderungen als auch eine Lohngleichung im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells geschätzt. Das Fehlerkorrekturmodell lautet in seiner allgemeinsten Form

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{n-1} \beta_{ij} \Delta x_{jt-i} + \alpha_m y_{t-m} + \sum_{j=1}^k \beta_{jn} x_{jt-n} + u_t,$$

wobei α_i , β_{ji} die kurzfristigen Koeffizienten, α_m die Anpassung des Modells an Abweichungen vom Gleichgewicht und $-\beta_{jn}/\alpha_m$ die Koeffizienten des langfristigen Gleichgewichts angeben. Die Formulierung des Fehlerkorrekturmodells hat den Vorteil, dass sowohl kurz- wie langfristige Effekte in einer Schätzgleichung abgebildet werden können.

Zur empirischen Umsetzung der Modelle wurden Halbjahresdaten der OECD für den Zeitraum 1970:I bis 1998:II verwendet. Tabelle 1 enthält die deskriptiven Statistiken der verwendeten Daten.

Dabei steht B für die Zahl der abhängig Beschäftigten, Y für das reale Sozialprodukt in Preisen von 1991, w ist der Stundenlohn, q die durchschnittliche Arbeitsproduktivität, p das Preisniveau und ALQ die Arbeitslosenquote. Zunächst wird untersucht, ob die Flexibilisierung des Bestandsschutzes empirisch feststellbare Auswirkungen auf die Variabilität der Beschäftigung hatte. Dazu wird mit Hilfe der

¹⁸ *Hunt* (1994) erklärt diesen kontraintuitiven Effekt durch eine geänderte Schwerpunktsetzung der Lohnpolitik, die seit Mitte der 80er Jahre verstärkt flexible Arbeitszeiten tarifvertraglich normierte.

Tabelle 1
Deskriptive Statistiken

	1970:I–1998:II		1970:I–1984:II		1985:I–1998:II	
	Mittelwert	Std.abw.	Mittelwert	Std.abw.	Mittelwert	Std.abw.
$\ln B$	17,17	0,122	17,09	0,014	17,25	0,131
$\ln Y$	21,28	0,39	20,97	0,21	21,61	0,23
$\ln w$	10,26	0,38	9,39	0,30	10,58	0,12
$\ln q$	4,11	0,29	3,87	0,21	4,36	0,11
$\ln p$	4,57	0,31	4,47	0,10	4,68	0,05
ALQ	5,18	2,76	3,11	2,04	7,41	1,31

oben beschriebenen Methode die Beschäftigungselastizität des Outputwachs im Rahmen einer einfachen Okun-Gleichung geschätzt. Die Schätzgleichung lautet

$$\Delta \ln B_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln B_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln Y_t + \beta_3 \ln B_{t-2} + \beta_4 \ln Y_{t-1} + u_t .$$

Die Tabelle 2 fasst die empirischen Ergebnisse zusammen.

Tabelle 2
Schätzung der Okun-Gleichung
(abhängige Variable: $\Delta \ln B_t$, t -Werte in Klammern)

	Zeitraum		
	1970–1998	1970–1984	1985–1998
Konstante	1,33 (1,71)	3,37 (4,54)	7,75 (3,86)
$\Delta \ln B_{t-1}$	- 0,031 (-0,259)	0,143 (1,010)	- 0,533 (- 2,68)
$\Delta \ln Y_t$	0,580 (4,45)	0,487 (4,22)	0,439 (2,622)
$\ln B_{t-2}$	- 0,113 (- 2,01)	- 0,21 (-4,75)	- 0,828 (- 3,97)
$\ln Y_{t-1}$	0,041 (2,501)	0,02 (3,033)	0,444 (3,89)
\bar{R}^2	0,33	0,76	0,48
SE	0,03	0,003	0,03
Durbins h	-6,9	1,62	-1,8
N	58	30	28

Das normierte Bestimmtheitsmaß zeigt eine akzeptable Anpassung der Modelle an die Daten. Die für die Interpretation relevanten Koeffizienten sind durchgängig signifikant auf dem 5%-Niveau. Die langfristige Anpassung der Beschäftigung an Änderungen des Outputs beläuft sich für das Gesamtmodell auf 0,35; dieser Wert des Okun-Koeffizienten liegt im gängigen Bereich der für die Bundesrepublik Deutschland ausgewiesenen Werte. Interessant ist die Entwicklung des kurzfristigen Okun-Parameters ($\Delta \ln Y_t$) in den Subperioden, der ja die kurzfristige Anpassung der Beschäftigung an Outputänderungen angibt. Wie die Tabelle zeigt, ist dieser Wert im aktuellen Bereich nicht höher, sondern sogar etwas niedriger als in der Vorperiode. Dies würde die Ergebnisse von *Hunt* (1994) und *Kraft* (1993) stützen, wonach die Anpassungsflexibilität der Beschäftigung an Nachfrageschwankungen nicht gestiegen, sondern gesunken ist.

Allerdings fällt der Strukturbruch in den Koeffizienten statistisch nicht signifikant aus. So zeigen weder die rekursiven Residuen noch der CUSUM- bzw. CUSUM-Quadrat-Test einen Strukturbruch Mitte der 80er Jahre an. Auch der Wald-Test auf Restriktion einzelner Parameterwerte ergibt keinen Hinweis darauf, dass die H_0 -Hypothese der Strukturkonstanz verworfen werden müsste.

In einem zweiten Schritt soll nun überprüft werden, ob sich das Lohnbildungsverhalten im Zeitablauf geändert hat. Hierzu wird eine Lohnsetzungsgleichung geschätzt, die das Nominallohnwachstum als Funktion der Arbeitsproduktivität (q), der Änderung des Preisniveaus (p) und der Arbeitslosenquote (ALQ) abbildet. Die Schätzgleichung lautet wie folgt:

$$\begin{aligned} \Delta \ln w_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln w_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln p_t + \beta_3 \Delta \ln q_t \\ & + \beta_4 \ln ALQ_t + \beta_5 \ln w_{t-2} + \beta_6 \ln q_{t-1} + \beta_7 \ln p_{t-1} . \end{aligned}$$

Die Berücksichtigung der Arbeitsproduktivität und des Preisniveaus entspricht den gängigen lohnpolitischen Konzeptionen. Bei der Berechnung der Arbeitslosenquote wurden nur Arbeitslose berücksichtigt, die nicht länger als zwei Jahre erwerbslos waren. Dahinter steht die Annahme, dass von Langzeitarbeitslosen kein effektiver Lohndruck mehr ausgeht (vgl. *Schnabel* 1997). Die Ergebnisse der Schätzung finden sich in Tabelle 3.

Die Parameterwerte sind mit den theoretischen Erwartungen konsistent und größtenteils signifikant auf dem 5%-Niveau. Der Elastizitätswert des Preisniveaus liegt für die langfristige Gleichung im Gesamtsample bei 0,74, für die Arbeitsproduktivität bei 1,1; diese Größenordnungen sind mit den Werten vergleichbarer Studien kompatibel (vgl. *Schnabel* 1997, S. 120 und *Franz* 1999, S. 301). Die Arbeitslosenquote übt in der kurzfristigen Gleichung einen statistisch signifikant dämpfenden Effekt auf die Wachstumsrate der Löhne aus. Dieser Effekt scheint im aktuellen Bereich etwas stärker ausgeprägt zu sein als in den Jahren 1970–1984. Allerdings passiert auch dieses Modell alle Tests auf Strukturkonstanz der Parameter. Insofern könnte es sich auch hier durchaus um ein zufälliges Ergebnis handeln.

Tabelle 3

Schätzung der Lohnfunktion
(abhängige Variable: $\Delta \ln w_t$, t -Werte in Klammern)

	Zeitraum		
	1970–1998	1970–1984	1985–1998
Konstante	1,102 (2,106)	7,13 (3,47)	6,554 (5,47)
$\ln w_{t-1}$	-0,056 (-0,586)	- 0,807 (-3,99)	-0,382 (- 3,84)
$\Delta \ln q_t$	0,703 (11,26)	1,084 (3,66)	0,956 (16,93)
$\Delta \ln p_t$	0,776 (8,732)	0,329 (1,49)	1,062 (15,39)
ALQ_{t-1}	-0,0036 (-2,263)	-0,005 (-1,60)	- 0,006 (- 4,35)
$\ln w_{t-2}$	-0,108 (-2,095)	- 0,703 (- 4,32)	- 0,592 (- 5,21)
$\ln q_{t-1}$	0,119 (2,141)	0,778 (3,44)	0,574 (5,279)
$\ln p_{t-1}$	0,080 (1,399)	0,504 (5,060)	0,261 (3,851)
\bar{R}^2	0,84	0,84	0,95
SE	0,009	0,007	0,005
Durbins h	0,91	0,24	-0,22
N	55	29	28

Obwohl die vorliegende Studie methodisch einen völlig anderen Ansatz wählt als die gängigen empirischen Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen Bestandsschutz und Beschäftigung, unterscheiden sich die qualitativen Ergebnisse doch kaum. Bezüglich der Beschäftigungselastizität des Outputs bestätigt sich das Ergebnis von *Hunt* (1994) und *Kraft* (1993), wonach sich durch die Beschäftigungsförderungsgesetze kein statistisch signifikanter Hinweis auf eine beschleunigte Anpassung der Beschäftigung an Outputänderungen feststellen lässt; der entsprechende Koeffizient ist eher etwas gesunken. Weiterhin lässt sich keine Evidenz für die Annahme finden, dass sich das Lohnsetzungsverhalten geändert und damit der Beschäftigungsgrad durch die Deregulierungsmaßnahmen erhöht hätte. Dieses Resultat ist kompatibel mit den Ergebnissen internationaler Querschnittsuntersuchungen. Insofern ist zu vermuten, dass die beschäftigungsfeindlichen Wirkungen des Bestandsschutzes, die sich aus dem theoretischen Modell durchaus ableiten lassen, in der Praxis von untergeordneter Bedeutung sind.

C. Fazit

Der Bestandsschutz des Arbeitsverhältnisses gehört zu den umstrittensten Bereichen der Regulierungen am Arbeitsmarkt. Kritiker machen ihn für die Struktur der Arbeitslosigkeit, die Segmentierung der Arbeitsmärkte und für die lohnnebene Arbeitslosigkeit mitverantwortlich. Insofern ist es nicht überraschend, dass die Rücknahme der Deregulierungsmaßnahmen im Bereich des Kündigungsschutzes und der befristeten Beschäftigung überwiegend kritisch aufgenommen wurde. Eine genauere Analyse der Wirkungen des Bestandsschutzes ergibt jedoch ein wesentlich differenzierteres Bild. So kann die insgesamt enttäuschende beschäftigungspolitische Bilanz der Beschäftigungsförderungsgesetze letztlich als empirisches Indiz dafür gewertet werden, dass sich beide Seiten am Arbeitsmarkt durch den Abschluss längerfristiger vertraglicher Bindungen besser stellen. Unter diesen Bedingungen kann die institutionenökonomische Arbeitsvertragstheorie zeigen, dass der Bestandsschutz - zumindest in seiner gesetzlich kodifizierten Form - sowohl verteilungs- wie effizienztheoretisch durchaus legitimierbar ist. Auch die Beschäftigungswirkungen des Kündigungsschutzes sind bei weitem nicht so evident, wie das im wirtschaftspolitischen Diskurs häufig unterstellt wird. Insofern ist es auch nicht überraschend, dass empirische Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen Bestandsschutz der Arbeitsverhältnisse und Beschäftigungsgrad in der Regel keine signifikanten Ergebnisse erzielen. Die hier vorgestellte Studie zu den Beschäftigungswirkungen der Flexibilisierung der Beschäftigungsverhältnisse macht da keine Ausnahme. Obwohl seit Mitte der 80er Jahre die Möglichkeiten zum Abschluss befristeter Beschäftigungsverhältnisse deutlich ausgeweitet und weitere Bestandsschutznormen wie die Sozialplanpflicht und die Sozialauswahl erheblich eingeschränkt wurden, hat sich weder die kurzfristige Beschäftigungselastizität des Outputwachstums noch das Lohnsetzungsverhalten statistisch signifikant geändert.

Zwar wäre es voreilig, aus diesen Ergebnissen den Schluss zu ziehen, dass die Rücknahme der Deregulierungen völlig unproblematisch ist. Insbesondere die ersatzlose Streichung der Konkretisierung der Sozialauswahl und die einfache Wiederherstellung des Rechtszustands von vor 1996 wird voraussichtlich eher zu einer rechtlichen Verunsicherung im Kündigungsfall und weniger zu einer Stärkung des Arbeitnehmerschutzes führen. Außerdem kann Deregulierung ein Selbstzweck sein, wenn die Regulierungen unnötig oder ineffizient sind. Aber die Rücknahme normativ begründbarer Regulierungen muss sich stets an den wirtschafts- und beschäftigungspolitischen Erfolgen messen lassen. Insofern sollten die insgesamt enttäuschenden beschäftigungspolitischen Wirkungen der Deregulierung der Beschäftigungsverhältnisse – ebenso wie die hier nicht thematisierte Aufhebung des Vermittlungsmonopols der Bundesanstalt für Arbeit - Anlass sein, die in der Deregulierungsdiskussion vorgebrachten Argumente nochmals kritisch auf den Prüfstand zu stellen.

D. Anhang

Übersicht wichtiger arbeitsmarktpolitischer Neuregelungen seit 1985

Teilzeitbeschäftigung

Prinzipielle Gleichbehandlung von Voll- und Teilzeitbeschäftigten (1. 5. 1985) Beschäftigungsförderungsgesetz (BeschFG) 1985

Leiharbeit

Verlängerung der Überlassungshöchstdauer von 3 auf 6 Monate (1. 5. 1985) BeschFG 1985

Verlängerung der Überlassungshöchstdauer von 6 auf 9 Monate (1. 1. 1994) BeschFG 1994

Verlängerung der Überlassungshöchstdauer von 9 auf 12 Monate (1. 4. 1997) BeschFG 1996

Lockerung des Befristungsverbots bei erstmaligem Verleih (1. 4. 1997) BeschFG 1996

Befristete Beschäftigung

Wegfall der sachlichen Rechtfertigung bei Befristungen bis zu 18 Monaten (1. 5. 1985) BeschFG 1985

Verlängerung der Befristungshöchstdauer auf 24 Monate Möglichkeit von Mehrfachbefristungen innerhalb der Rahmenfrist von 24 Monaten BeschFG 1996

Wegfall aller Beschränkungen für befristete Arbeitsverträge mit älteren Arbeitnehmern (1. 10. 1996)

Wiedereinführung der sachlichen Begründung für Befristungen (Befristung ohne sachliche Begründung nur noch bei Neueinstellungen) Teilzeit- und Befristungsgesetz (2001)

Kündigungsschutz

Angleichung der Kündigungsfristen von Arbeitern und Angestellten (7. 10. 1993) Gesetz zur Vereinheitlichung der Kündigungsfristen von Arbeitern und Angestellten

Anhebung des betrieblichen Schwellenwerts für die Anwendbarkeit des Kündigungsschutzes von 6 auf 11 Beschäftigte (1. 10. 1996) BeschFG 1996

Stärkere Berücksichtigung betrieblicher Interessen bei der Sozialauswahl im Fall betriebsbedingter Kündigung (1. 10. 1996) BeschFG 1996

Sozialplan

Ausnahme neugegründeter Betriebe von der Sozialplanpflichtigkeit für vier Jahre BeschFG 1985

Arbeitszeit

Erhöhung der zulässigen Höchstarbeitszeit auf 60 Std. wöchentlich und 10 Std. täglich, sofern der Ausgleich auf acht Std. innerhalb von sechs Monaten erfolgt (1. 6. 1994) Arbeitszeitgesetz 1994

Vermittlungsmonopol der Bundesanstalt für Arbeit

Zulassung gewerbsmäßiger Arbeitsvermittlung BeschFG 1994

Quellen: Hoffmann und Walwei (1998); Bielski (1997).

Literatur

- Althammer, J.* (2002), *Entwicklungstendenzen der Erwerbsarbeit*, Berlin (im Erscheinen).
- Bentolila, S. / Bertola, G.* (1990), Firing costs and labour demand: How bad is eurosclerosis?, *Review of economic studies*, Vol. 57, S. 381 – 402.
- Berthold, N.* (2000), Mehr Beschäftigung, weniger Arbeitslosigkeit: Setzt sich das ökonomische Gesetz gegen (verbands-) politische Macht durch? Diskussionspapier Nr. 32 der Universität Würzburg, Würzburg.
- Bertola, J.* (1990), Job Security, Employment and Wages, *European economic review*, Vol. 6, S. 851–886.
- (1992), Labour Turnover Costs and Average Labor Demand, *Journal of labor economics*, Vol. 10 (4), S. 389 – 411.
- Bielski, H.* (1997), Deregulierung des Rechts befristeter Arbeitsverträge. Enttäuschte Hoffnungen, unbegründete Befürchtungen, *WSI-Mitteilungen*, Heft 8, S. 532–537.
- Bielski, H. / Kohler, B. / Schreiber-Kittl, M.* (1994), Befristete Beschäftigung und Arbeitsmarkt. Empirische Untersuchung über befristete Arbeitsverträge nach dem Beschäftigungsförderungsgesetz, Forschungsbericht Nr. 242 des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, Bonn.
- Booth, A. L.* (1995), An Analysis of firing costs and their implications for unemployment policy, Centre for economic policy research, Birbeck college discussion paper No. 320, Canberra.
- Büchtemann, Chr. F.* (1993), Introduction: Employment security and labor markets, in: Büchtemann, Chr. (Hrsg.), *Employment security and labor market behaviour. Interdisciplinary approaches and international evidence*, New York, S. 3 – 66.
- Büchtemann, Chr. F. / Höland, A.* (1989), Befristete Arbeitsverträge nach dem Beschäftigungsförderungsgesetz 1985, Forschungsbericht 183 des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, Bonn.
- Buttler, F. / Walwei, U.* (1990), Effizienzwirkungen des Kündigungsschutzes, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nürnberg.
- Buttler, F. / Walwei, U.* (1993), Employment security and efficiency. Assumptions in the current debate and empirical evidence from West Germany, in: Chr. Büchtemann (Hrsg.), *Employment security and labor market behaviour. Interdisciplinary approaches and international evidence*, New York, S. 255 – 266.
- Card, D. / Krueger, A. B.* (1995), *Myth and measurement – The new economics of minimum wages*, Princeton.
- Deregulierungskommission (1991), *Marktöffnung und Wettbewerb*, Stuttgart.
- Dertouzos, J. / Karoly, L.* (1993), Employment effects of worker protection: Evidence from the United States, in: Chr. Büchtemann (Hrsg.), *Employment security and labor market behaviour. Interdisciplinary approaches and international evidence*, New York, S. 215 – 227.

- Dörsam, P.* (1995), Zur Kündigungsschutzdebatte in Deutschland und den USA: Die Kernargumente und ihre empirische Relevanz, Institut für angewandte Wirtschaftsforschung, Mitteilungen, Heft 1, S. 13–24.
- (1997), Die Beschäftigungswirkungen des Kündigungsschutzes aus Sicht institutionalistischer Arbeitsmarkttheorien, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Heft 1, S. 55–84.
- Flanagan, R. J.* (1993), Hiring behavior and unemployment, in: Chr. Büchtemann (Hrsg.), Employment security and labor market behaviour. Interdisciplinary approaches and international evidence, New York, S. 148–159.
- Franz, W.* (1999), Arbeitsmarktökonomik, Berlin.
- Grubb, D./Wells, W.* (1993), Employment regulation and patterns of work in EC Countries, OECD Economic Studies, No. 21, S. 7–58.
- Halbach, G. et al.* (2000), Übersicht über das Arbeitsrecht, 7. Aufl., Bonn.
- Hoffmann, E./Walwei, U.* (1998), Das Arbeitsverhältnis aus Sicht der Rechtsökonomie und der Arbeitsmarktprognostik, in: J. Schupp et al. (Hrsg.), Arbeitsmarktstatistik zwischen Realität und Fiktion, Berlin, S. 299–331.
- Huber, B.* (1999), 630 DM-Verträge: Eine Reform gegen mehr Beschäftigung, WiSt, 28. Jg., Heft 8, S. 389.
- Hunt, J.* (1994), Firing costs, Employment fluctuations and average employment: An examination of Germany, NBER working paper No. 4825, Cambridge / Mass.
- Kleinhenz, G.* (2000), Welche arbeits- und ergänzenden sozialrechtlichen Regelungen empfehlen sich zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit?, Gutachten B für den 63. Deutschen Juristentag, München.
- Klös, H.-P./Schäfer, H.* (2000), Teilzeitarbeit und befristete Beschäftigung: zur Arbeitsmarktrelevanz einer Reregulierung, iw-trends, Heft 4, S. 74–88.
- Lampert, H./Althammer, J.* (2001), Lehrbuch der Sozialpolitik, Berlin.
- Landmann, O./Jerger, J.* (1999), Beschäftigungstheorie, Berlin.
- Maurau, G./Oudinet, J.* (1988), Précarité et flexibilité: Un essai de comparaison des industries européennes, La note de l’IHRES, Nr. 18, S. 4–17.
- Meyer, D.* (1989), Der Bestandsschutz im Arbeitsverhältnis als ökonomisches Gut, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Vol. 206/3, S. 208–224.
- Nickell, S./Layard, R.* (1999), Labour market institutions and economic performance, in: O. Ashenfelter, D. Card (Hrsg.), Handbook of labor economics, Amsterdam, S. 3029–3084.
- OECD (1993), Employment Outlook, Paris.
- (1999), Employment Outlook, Paris.
- Rosenfelder, U.* (1985), Das neue Beschäftigungsförderungsgesetz, Münster.
- Rudolph, H.* (1996), Die Absicherung von Arbeitern und Angestellten nach dem Kündigungsschutzgesetz, IAB-Kurzbericht Nr. 5, Nürnberg.
- (2000), Arbeitsmarktpolitik: Befristete Beschäftigungsverträge sind bald neu zu regeln, IAB-Kurzbericht Nr. 12, Nürnberg.

- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1989/90, Bonn.
- Jahresgutachten 2000/01, Bonn.
- Schellhaaß, H. M./ Nolte, A.* (1999), Kündigungsschutz aus institutionenökonomischer Perspektive, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 218/3+4, S. 415–432.
- Schnabel, C.* (1997), *Tariflohnpolitik und Effektivlohnfindung*, Frankfurt am Main.
- Schmid, G.* (1993), Coordinated flexibility. The future of labor market regulation, in: Chr. Büchtemann (Hrsg.), *Employment security and labor market behaviour. Interdisciplinary approaches and international evidence*, New York, S. 456–458.
- Siebert, H.* (1989), Kündigungsschutz und Sozialplanpflicht – Optimale Allokation von Risiken oder Ursache der Arbeitslosigkeit?, in: H. Scherf (Hrsg.), *Beschäftigungsprobleme hochentwickelter Volkswirtschaften*, Berlin.
- Soltwedel, R.* (1984), *Mehr Markt am Arbeitsmarkt: ein Plädoyer für weniger Arbeitsmarktpolitik*, München, S. 34–35.
- (1990), *Regulierungen auf dem Arbeitsmarkt der Bundesrepublik*, Tübingen.
- Wagner, Th./ Jahn, E.* (1997), *Neue Arbeitsmarkttheorien*, Düsseldorf.
- Walwei, U.* (1990), *Ökonomisch-rechtliche Analyse befristeter Arbeitsverhältnisse*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Nr. 139, Nürnberg.
- Williamson, O. E.* (1987), *The economic institutions of capitalism*, New York.

Koreferat zu Jörg Althammer

Theoretische Kritik am Apriorismus des Trade-off-Theorems

Von *Frank Schulz-Nieswandt*, Köln

Jörg Althammer behandelt in seinem Beitrag ein (re-)regulierungstheoretisches Thema. Führt der Abbau von arbeitsrechtlichen bzw. arbeitsmarktpolitischen Regulierungen zu einer Verbesserung der Arbeitsmarktperformanz, also zur Verringerung der Arbeitslosigkeit? Theoretische Prämisse in der neoklassischen Arbeitsmarkt- und somit Beschäftigungstheorie ist ja, daß Regulierungen am Arbeitsmarkt bzw. in den Arbeitsverhältnissen – und zu diesen zählt der Kündigungsschutz – Restriktionen für die optimale Allokation darstellen. Derartige institutionelle „constraints“ reflektieren zwar sozialpolitische, arbeits- bzw. tarifrechtlich kodifizierte und somit die Sozialverfassung des Arbeitsmarktes prägende Motivlagen, gehen aber – im Sinne eines „trade-offs“ zwischen „efficiency“ und „social welfare“ – auf Kosten der Flexibilität des Arbeitsmarktes, der nur noch beschränkter Markt ist (politisch vielmehr zu einem Beschäftigungssystem wird). In den Indikatoren zur „economic performance“ erkennt man diese Marktregulierung an der fehlenden Markträumung. Institutionelle Arbeitsmarktregulierungen stellen somit Komponenten in der „natürlichen Arbeitslosenquote“ einer Volkswirtschaft dar, die durch Finanz- oder Geldpolitik dauerhaft nicht reduzierbar ist, sondern nur durch marktconforme De-Regulierung.

Die empirisch-ökonomischen Befunde – auf methodische Aspekte kann der Verfasser nicht eingehen (die Ausschlussdiskussion war diesbezüglich intensiv) – der Untersuchung von Althammer zeigen nunmehr einen für viele Diskussionsbeobachter überraschenden Befund: Zwar steigt mit der De-Regulierung die Volatilität am Arbeitsmarkt, nicht aber wird die Arbeitslosigkeit dadurch reduziert.

Grundsätzlich bleibt dem Befund natürlich die These entgegenhaltbar, daß der kritische Schwellenwert im De-Regulierungsprozeß eben noch nicht unterschritten sei. De-Regulierung muß hinreichend weit gehen, um auf die Arbeitsmarktperformanz durchzuschlagen. Diskrete Schritte oberhalb des „impact“-Schwellenwertes verpuffen. In der Tat müßte zur Kontrolle dieser Gegenhypothese eine randomisierte Studie durchgeführt werden, also letztendlich international vergleichende Longitudinalstudien, die aber nicht vorliegen. Die von Althammer referierten internationalen Querschnittsstudien belegen seinen Befund. Querschnittsdaten ersetzen

jedoch nicht die notwendigen Longitudinaldaten, die die Alternativhypothesen über Kontrollgruppen testen lassen.

So sympathisch der Befund der Studie von Althammer dem Verfasser aufgrund seiner normativen Position in der Sozialstaatsdebatte erscheint, die theoretischen Prämissen gehen ihm wiederum nicht weit genug. Nachfolgend formuliert der Ko-Referent daher einige theoretische Überlegungen zur grundsätzlichen Akzeptierbarkeit des Trade-off-Theorems von Effizienz versus Sozial(ordnungs)politik.

Auf *Okun* (1975) geht die These eines „trade-offs“ zwischen ökonomischer Effizienz und sozialer Gleichheit bzw. sozialer Gerechtigkeit zurück. Beide Achsen des Möglichkeitsraums – Efficiency und Equality – sind alles andere als eindeutig definiert. Es gibt sehr unterschiedliche Vorstellungen von Gerechtigkeit, wie auch neuere empirische Studien zur Akzeptanz des Sozialstaates und unterschiedlicher sozialpolitischer Felder dargelegt haben (vgl. u. a. *Ullrich*, 2000, *Pioch*, 2000). In Zusammenhängen der ökonomischen Theorie wird in der Regel die (paretianisch ausgelegte) Allokationseffizienz angeführt. Dabei geht es – in Anlehnung an *Robbins* (1932, S. 16): „Economics is the science which studies human behaviour as a relationship between ends and scarce means which have alternative uses.“ – um die optimale Verteilung knapper Ressourcen auf die Verwendungszwecke. Das Verhältnis der so definierten allokativen Effizienz einer Volkswirtschaft einerseits und sozialen Gestaltungszielen der Sozialordnungspolitik im allgemeineren und der Sozialpolitik im konkreteren Sinne andererseits ist aber keineswegs logisch in einem Apriori-Trade-off bestimmbar, da der Bedeutungsgehalt der Verwendungszwecke – also das potentielle semantische Spektrum – offen ist. Der Verfasser möchte auf der Basis der konstruktivistischen Wissenschaftslogik zur Verdeutlichung hierzu ältere Gedanken aufgreifen und argumentativ fortführen (*Schulz-Nieswandt*, 1992 und 1995).

Da die ökonomische Theorie des 20. Jahrhunderts von ihrer Entwicklung her im Kern Theorie des Marktes war, ist die Problematik klar: Optimale Allokation ist bezogen – letztendlich – auf die optimale Versorgung der Bevölkerung mit Konsumgütern. Die letztendlichen Verwendungszwecke sind die Präferenzen der privaten Haushalte über Güterbündel, die den Utility-Index der Nutzenfunktionen maximieren. Begreift man dagegen die Volkswirtschaft strukturfunktionalistisch oder (am „embeddedness“-Theorem orientiert) institutionalistisch-ordnungspolitiktheoretisch als Subsystem der Gesellschaft (also ein das ökonomische Subsystem einschließendes soziales System), so erweitert sich der Definitionsbereich der Verwendungszwecke: Neben der Klasse privater gesellt sich die Klasse öffentlicher Präferenzen. Diese Unterscheidung verschiedener semantischer Klassen von Präferenzen geht bereits auf *Thurow* (1973) zurück, der zwischen „privat-personal preferences“ und „individual-societal preferences“ unterschied. Verschiedene Theorievarianten dieser binär definierten Klassifikation von Präferenzen sollen hier nicht ausgebreitet werden (vgl. *Schulz-Nieswandt*, 1992, S. 40 f.). Allein, es geht um die Schlussfolgerung: Die optimale Verteilung knapper Ressourcen auf die Ver-

wendungszwecke bedeutet dann die optimale Nutzung der knappen Ressourcen sowohl bezogen auf private Konsumgüterpräferenzen einerseits als auch auf Präferenzen über gesellschaftliche Themata – etwa sozialordnungs- oder verteilungspolitischer Art. Die optimale Allokation einer Volkswirtschaft schließt damit logisch ein, daß der Effizienzbegriff immer auf sozial eingebettete Marktprozesse zu beziehen ist. Dann kann es – empirisch, wiederum nicht aprioristisch – durchaus zu Zielkonflikten zwischen konsumniveau-maximierender Wachstumspolitik einerseits und sozialer Gestaltungspolitik andererseits kommen; aber man wird Allokationseffizienz insgesamt nicht (mehr) im quasi-naturegebenen „trade-off“ zur Politik sozialer Gestaltung modellieren können.

Diese Revision der „reinen“ Allokationstheorie ist in einer Gruppe von verschiedenen Arbeiten begründet worden (vgl. u. a. *Goodin*, 1988, *Hindess*, 1987, *Bromley*, 1989). Die Bildung institutioneller Arrangements ist demnach nicht nur (vertragstheoretisch gesehen) sequenziell der Möglichkeit der Bestimmung von Allokationsoptima vorgängig, sondern geht wie die Ausgangsverteilung in die Geometrie des Möglichkeitsraumes von Allokationsoptima konstitutiv ein. In einer zweiten Gruppe von Arbeiten (u. a. *Stone*, 1988, *Frazer*, 1989) wird die politische Theorie der gesellschaftlichen Entscheidung als Diskurs behandelt.

Ein neuer (konstruktivistischer) Grundsatz der Wohlfahrtsökonomie müßte daher lauten: Es gibt nicht nur so viele (Pareto-)Optima, wie es Ausgangsverteilungen (in der konstitutionellen Phase des Gesellschaftsvertrages) gibt, sondern es gibt (vielmehr) so viele (Pareto-)Optima, wie es präferenzfundierte institutionelle Arrangements gibt. Zweiter Grundsatz einer konstruktivistischen Wohlfahrtsökonomie wäre die Schlußfolgerung: Diese (allokativen Pareto-)Optima unterscheiden sich möglicherweise in ihrer ökonomischen Performanz, stellen aber unterschiedliche Sozialmodelle je eigener Wertigkeit dar. Dies liegt – institutionentheoretisch gesprochen – darin begründet, daß Institutionen nicht nur Restriktionen rationaler Wahlhandlungsrationalität (im Marktgeschehen) darstellen, sondern identitätsstiftende Normierungen und sinnhafte Kontexte, die konstitutiv für die Optima selbst sind.

Es kommt einem „essentialism“ (*Hindess*, 1987, aber bereits *Myrdal*, 1963) des Marktes gleich, d. h., der Markt würde implizit ontologisiert, würde ihm die Eigenschaft zugeschrieben, aus sich selbst heraus auch bereits die relevanten Fragen der gesellschaftspolitisch gewünschten Sozialordnungen und Sozialstrukturen zu generieren. In der Perspektive der „reinen“ Theorie der Marktallokation erscheint Politik, insgesamt die nationale Rechtskultur und die geschichtlich gewachsenen Institutionenlandschaften als Restriktionen optimaler Allokation, als „Verschmutzung“ der Ökonomie. Nur so ist das Okun'sche Theorem denkbar.

In Wahrheit ist der empirische Zusammenhang zwischen der „economic performance“ einer Volkswirtschaft einerseits und seinen „institutional settings“, einschließlich der politischen Regimetypen („polity“ und „politics“), der Sozialpolitik und Regulierung („policies“) andererseits komplexer, von Wechselwirkungen

geprägt und auch für verschiedene Entwicklungsphasen von Volkswirtschaften unterschiedlich. Jüngst hat nochmals *Sen*, (2000) in genau dieser Weise argumentiert. Eine Reihe von Evaluierungsversuchen zur „economic and social welfare“-Bilanz westlicher Wohlfahrtsstaaten haben auch den positiven Netto-Nutzen konstatiert.

Diese empirische Wende des Problems des „trade-offs“ und die theoretische Revision der Achsen des Trade-off-Raumes (von ‚Effizienz-versus-Soziales‘ zu ‚Performanzindikatoren-versus-Soziales‘ auf der Grundlage zweier logischer Klassen von Präferenzen) macht deutlich, daß etwa relative Wachstumsverluste infolge sozial erwünschter institutioneller Arrangements und sozialer Politik nicht als Ineffizienz schlechthin formuliert werden können. Gänzlich in diesem Sinne hatte *Weisser* bereits 1953 (*Weisser*, 1978) in seinem Aufsatz „Über die Unbestimmtheit des Postulates der Maximierung des Sozialprodukts“ die „Unmöglichkeit des sogenannten „rein ökonomischen Standpunktes““ demonstriert.

All diese Überlegungen betreffen auch die Allokation am Arbeitsmarkt. Markträumung als alleiniges Effizienzkriterium anzunehmen, verkennt die Relevanz der zweiten Klasse von Präferenzen, nämlich das „gesellschaftlich Gewollte“ (*Weisser*, 1978) hinsichtlich der Bedingungen, unter denen die Güter produziert werden. Es geht demnach um die Stellung des Menschen im Produktionsprozeß. Auch in diesem Punkt besteht eine Argumentationsähnlichkeit zu *Sen* (2000). Aus all dem folgt, daß die Beschäftigung, die aus der Arbeitsmarktallokation resultiert, ebenso Qualitätsstandards genügen muß, wie es aus anderen Gütermärkten – etwa Märkte personenbezogener sozialer Dienstleistungen (Gesundheit und Pflege) – bekannt ist. Hier liegt eine Argumentationsparallele zu *J. Robinsons* These von der „zweiten Krise der ökonomischen Theorie“ vor (*Robinson*, 1977). Zentrale Dimensionen dieser Qualitätsstandardsicherung sind u. a. die organisatorischen und technisch-dinglichen Arbeitsbedingungen, die sozialen Rechte am Arbeitsplatz auf der Grundlage des Arbeitsverhältnisvertrages und Fragen der Sozialverfassung der Vertragsbildungsprozesse.

Das in der Sozialpolitikdiskussion, aber auch humankapitalpolitisch und ferner mit Blick auf Standortwettbewerb und internationaler Wettbewerbsfähigkeit meist bekannteste Beispiel für eine Qualitätsdiskussion in der Beschäftigungspolitik ist das Phänomen der „working poors“ in Verbindung mit der Ausdehnung eines Niedriglohnsektors. Ist der Markträumungseffekt hier wirklich der einzige oder gar dominante Effizienzindikator? Ist es kein impliziter (kryptischer) Normativismus des Marktes, wenn derartige Vollbeschäftigungstrends sozialstrukturbildend das Gesicht der ganzen Gesellschaft verändern, wenn also eine moderne Demokratie in der sozialstrukturbildenden Arbeitswelt wieder ein duales Muster von „Eliten und Heloten“ (*Kistler* und *Schönwälder*, 1998) – von „Dienen und Herrschen“ – generiert?

Ein Teil der Probleme läßt sich wohlfahrtsökonomisch unter der Theorierubrik „Externalitäten“ abhandeln, so etwa die sozialen Kosten gesteigerter regionaler

Mobilität der Arbeit mit Blick auf die dadurch induzierte Erosion sozialer Netzwerke angesichts einer demographisch alternden Gesellschaft. Dadurch wurde theoretisch ja bewußt, daß das Marktgleichgewicht kein soziales Optimum sein muß. Marktprozesse sind immer auch im Lichte sozialer, inter-personeller Wohlstandsinterdependenzen, eben auch als Zielkonflikte zwischen „private issue“-bezogenen und „social issue“-bezogenen Präferenzklassen zu bewerten. Völliges Unverständnis dieser tiefen Grammatik einer Gesellschaft zeigt ein Ausspruch von *Hayek* (1979, S. 16): „Klar ist nur, dass eine soziale Marktwirtschaft keine Marktwirtschaft ist, ein sozialer Rechtsstaat kein Rechtsstaat, ein soziales Gewissen kein Gewissen, soziale Gerechtigkeit keine Gerechtigkeit und eine soziale Demokratie keine Demokratie“.

Literatur

- Bromley*, D. W. (1989), *Economic interests and institutions*, Oxford.
- Frazer*, N. (1989), *Unruly practices*, Cambridge-Oxford.
- Goodin*, R. E. (1988), *Reasons for welfare*, Princeton, N.J.
- Hayek*, F. von (1979), *Wissenschaft und Sozialismus*, Tübingen.
- Hindess*, B. (1987), *Freedom, equality, and the markets*, London.
- Katterle*, S. et al. (1978), *Beiträge zur Gesellschaftspolitik*, Göttingen.
- Kistler*, E./*Schönwälder*, Th. (1998), *Eliten und Heloten, herrschen und dienen. Soziale Sicherheit*, S. 121 – 133.
- Myrdal*, G. (1963), *Das politische Element in der nationalökonomischen Doktrinenbildung* Hannover.
- Okun*, A. M. (1975), *Equality and efficiency. The big tradeoff*, Washington, D.C.
- Pioch*, R. (2000), *Soziale Gerechtigkeit in der Politik. Orientierung von Politikern in Deutschland und in den Niederlanden*, Frankfurt am Main.
- Robbins*, L. (1932), *An essay on the nature and significance of economic science*. London-Basingstoke.
- Robinson*, J. (1977), *Die zweite Krise der ökonomischen Theorie*, in: W. Vogt (Hrsg.) *Seminar: Politische Ökonomie*, Frankfurt am Main.
- Schulz-Nieswandt*, F. (1992), *Bedarfsorientierte Gesundheitspolitik*, Regensburg.
- (1995), *Politik als Gestaltung*, 2. überarb. Aufl. Weiden-Regensburg.
- Sen*, A. (2000), *Ökonomie für den Menschen. Wege zu Gerechtigkeit und Solidarität in der Marktwirtschaft*, München.
- Stone*, D. A. (1988), *Policy paradox and political reason*, Brandeis (USA).

- Thurow, L. C.* (1973), Towards a definition of economic justice, *Public Interest*, Vol., S. 56–80.
- Ullrich, C. G.* (2000), *Solidarität im Sozialversicherungsstaat*. Frankfurt am Main.
- Vogt, W.* (1977), *Seminar: Politische Ökonomie*, Frankfurt am Main.
- Weisser, G.* (1978), Über die Unbestimmtheit des Postulates der Maximierung des Sozialprodukts, in: S. Katterle et al. (Hrsg.), *Beiträge zur Gesellschaftspolitik*, Göttingen.

Arbeitslosenversicherung und Dauer der Arbeitslosigkeit

Von *Joachim Genosko* und *Reinhard Weber*, Ingolstadt

A. Einführung

In jüngster Zeit ist die Arbeitslosenversicherung, auch in Deutschland, verstärkt in die Diskussion geraten. Zwei Sachverhalte sind dabei von elementarer Bedeutung. Zum einen geht es um die Frage, ob die Arbeitslosenversicherung so gestaltet werden kann, daß sie Arbeitgeber davon abhält, Schwankungen in der Güternachfrage zu Lasten der Arbeitslosenversicherung aufzufangen (*Atkinson* und *Micklewright* 1991, S. 1684). In diesem Fall geht es um das sog. „experience rating“ in der Arbeitslosenversicherung. Eine Simulationsstudie für die Bundesrepublik Deutschland kommt dabei zu dem Ergebnis, daß durch das „experience rating“ ein positiver Beschäftigungseffekt generiert würde, der, je nach unterstellter Substitutionselastizität, mehrere zehntausend bis mehrere hunderttausend zusätzliche Beschäftigungsverhältnisse umfaßt (*Genosko, Hirte* und *Weber*, 1999, S. 2079, und die dort zitierte Literatur).

Zum zweiten – und dies ist das eigentliche Thema der vorliegenden Arbeit – wird in der einschlägigen Literatur sehr kontrovers darüber diskutiert, ob die Höhe und Dauer von Arbeitslosenversicherungsleistungen Einfluß auf die Höhe und Dauer der nationalen Arbeitslosigkeit haben. *Burtless* (1987) beispielsweise zeigt, daß Veränderungen in den Systemen der Arbeitslosenversicherung in Europa seit 1960 zu keinem signifikanten Anstieg der europäischen Arbeitslosigkeit geführt haben. Er begründet seine These damit, daß Europa bereits in Zeiten niedriger Arbeitslosigkeit gut ausgestaltete Systeme hatte und trotzdem die US-amerikanischen Arbeitslosenraten höher waren als die europäischen, obwohl die US-amerikanische Arbeitslosenversicherung von vergleichsweise rudimentärer Natur ist.

Die Gegenposition wird im wesentlichen von *Layard* et al. (1995, S. 92) sowie von *Nickell* (1998, S. 810 ff.) bezogen, die aus ihren empirischen (Querschnitts-) Untersuchungen für die OECD-Länder den Schluß ziehen, die zentralen Größen für das Niveau der nationalen Arbeitslosigkeit seien der Leistungsumfang und die Leistungsdauer der nationalen Arbeitslosenversicherung. Sie argumentieren, die lange Dauer und das hohe Niveau der Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung führen zu einem starken Anstieg der Dauer der individuellen Arbeitslosigkeit.

Wenn man darüber hinaus davon ausgeht, daß mit der Dauer der Arbeitslosigkeit Humankapital entwertet wird, so tragen die Leistungen der Arbeitslosenversicherung zur Hysterese am Arbeitsmarkt bei und generieren Langzeitarbeitslosigkeit. In diesem Kontext ist der Hinweis notwendig, daß z. B. *Nickell* (1988) nahezu ausschließlich die Ursachen hoher Arbeitslosigkeit in der Arbeitslosenversicherung sieht. Zwar mißt er dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad eine hohe Signifikanz für die Arbeitslosigkeit bei, betont aber zugleich, daß dessen Effekt durch eine relativ koordinierte bzw. zentralisierte Form der Tarifverhandlungen bei den Tarifparteien mehr als ausgeglichen wird.

Atkinson und *Micklewright* (1991, S. 1679 ff.) kritisieren diese Argumentation vehement, indem sie betonen, eine empirische Untersuchung könne nicht allein auf der Beschäftigung – Arbeitslosigkeit – Dichotomie basieren, sondern müsse einen dritten Zustand des Erwerbsverhaltens, nämlich denjenigen „out of labour force“ berücksichtigen.

Für Deutschland gibt es zur eben skizzierten Kontroverse nur wenige empirische Arbeiten: *Galler* und *Pötter* (1987), die sich auf Männer beschränken, sowie *Wurzel* (1990) können keinen Effekt des Arbeitslosengeldes (ALG) oder der Arbeitslosenhilfe (ALH) auf die Arbeitslosigkeit in Deutschland feststellen. *Hujer* et al. (1990) finden zwar ein positives Vorzeichen für den ALG-Empfang, der aber nicht signifikant ist, und einen negativen, signifikanten Koeffizienten für den Bezug von ALH. „The conclusion to be drawn from previous work is that recipients of ALG and ALH differ from each other and from nonrecipients in ways difficult to control for ... In particular, ALG recipients have positive unobserved qualities and thus tend to leave unemployment more quickly. Hence a more sophisticated approach is needed“ (*Hunt*, 1995, S. 95).

Hunt (1995), S. 117 ff. findet in ihrer eigenen Untersuchung disincentive-Effekte der Arbeitslosenversicherung, jedoch in einer „moderaten“ Form. Ergebnisse, die im Kern von der Studie von *Steiner* (1997) nachvollzogen werden. Allerdings sind in der Studie von *Hunt* die meisten Dummy-Variablen der Arbeitslosenunterstützung insignifikant bzw. weist ein Koeffizient (Kohorte der 49–53 jährigen Männer) sogar einen signifikant positiven Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, die Arbeitslosigkeit zu verlassen, auf. Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß die betrachteten Untersuchungen die Aussage von *Burtless* (1987) bestätigen: Einerseits wird durch das Arbeitslosenversicherungssystem die Dauer der Arbeitslosigkeit verlängert, andererseits gibt es aber viele andere (sozusagen „gleichberechtigte“) Ursachen, die auf die Dauer der Arbeitslosigkeit einwirken. Im Gegensatz zu *Layard* et al. (1995) und *Nickell* (1998) ist die Arbeitslosenversicherung nur eine unter vielen anderen Gründen, die für die Dauer der Arbeitslosigkeit verantwortlich sind.

Wir nehmen in unserem Papier die letzten Feststellungen als Ausgangspunkt und präsentieren eine Analyse der Determinanten der Arbeitslosigkeitsdauer und damit der Höhe der Arbeitslosigkeit für Deutschland. Wir konzentrieren uns dabei

auf die Wirkungen einer veränderten Dauer der Versicherungsleistungen auf die Dauer der Arbeitslosigkeit und die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit. Ähnlich wie die o.g. Studien für Deutschland arbeiten wir mit „hazard rates“, d. h. mit Wahrscheinlichkeiten, den „Pool“ der Arbeitslosen zu verlassen, in Abhängigkeit von der Dauer der Arbeitslosigkeit (*Franz*, 1987, S. 95). Die substantielle Modifikation der Leistungsdauer des ALG für bestimmte Altersgruppen, die in den 80er Jahren vorgenommen worden ist, bildet wie bei *Hunt* (1995) die methodische Basis unserer Untersuchungen. Im Gegensatz zu den Studien von *Galler* und *Pötter* (1987), *Steiner* (1997) sowie *Hunt* (1995), die sich auf Daten aus dem Sozioökonomischen Panel stützen, benutzen wir die „IAB-Beschäftigungsstichprobe“ für die Jahre 1975 – 1995, die ca. 420000 Beschäftigte umfaßt (*Bender et al.*, 1996).

B. Die Arbeitslosenversicherung in der Bundesrepublik Deutschland

I. Institutionelle Merkmale

Bevor wir uns der theoretischen und empirischen Analyse zuwenden, sollen im folgenden die institutionellen Merkmale der Arbeitslosenversicherung in Deutschland skizziert werden (Eine ausführliche Darstellung des deutschen Systems findet sich bei *Lampert* (1998) und *Kuhn* (1996)). Die wichtigsten monetären Leistungen der Arbeitslosenversicherung – und die hier vor allem interessierenden – sind das Arbeitslosengeld (ALG) und die Arbeitslosenhilfe (ALH). Ein Arbeitsloser erhält ALG dann, wenn er wenigstens 12 Monate in einer versicherungspflichtigen Beschäftigung gestanden hat. In Abhängigkeit vom Alter des Arbeitslosen und von der Dauer der vorangegangenen versicherungspflichtigen Beschäftigung variiert der Leistungsbezug von ALG zwischen 6 und 32 Monaten (§ 106, Abs. 1 AFG). Um für 156 (Arbeits-) Tage (minimale Dauer) ALG zu erhalten, muß der Arbeitnehmer in einer dreijährigen Basisperiode mindestens 360 Kalendertage gearbeitet haben. Die maximale Bezugsdauer von ALG beläuft sich für einen bis 43jährigen Arbeitnehmer auf 312 (Arbeits-) Tage. Die Anwartschaft für die maximale Bezugsdauer ist dann erfüllt, wenn der Arbeitslose während einer siebenjährigen Basisperiode 720 Kalendertage versicherungspflichtig erwerbstätig war. Wie bereits erwähnt, sind in den 80er Jahren die Bedingungen für den Bezug von ALG beträchtlich modifiziert worden. Im nächsten Abschnitt wird darauf detailliert eingegangen.

Die Höhe der geldlichen Leistungen der Arbeitslosenversicherung hängt entweder vom zuletzt bezogenen Nettolohn des Arbeitslosen oder von einem in der Zukunft zu erwartenden Lohn des Arbeitslosen ab. In der Regel erhält ein Arbeitsloser ohne Kind 63 %, ein Arbeitsloser mit Kind 68 % des letzten Nettolohns.

Ist der Anspruch auf Arbeitslosengeld erloschen, dann bekommt der arbeitslose Arbeitnehmer ALH. ALH wird aber nur nach einer Bedürftigkeitsprüfung gewährt.

Bedürftig ist eine Person dann, wenn sie ohne Unterstützung sich und/oder ihre Familie nicht angemessen unterhalten kann. (§ 137, Abs. 1 AFG). In die Bedürftigkeitsprüfung werden *cum grano salis* das eigene Einkommen und Vermögen des Arbeitslosen sowie seiner Familienangehörigen einbezogen. Sind Anspruchsberechtigung und Bedürftigkeit gegeben, so wird ALH faktisch ohne zeitliche Begrenzung bezahlt. Sie beträgt 56% (ohne Kind) bzw. 58% (mit Kind) des letzten Nettolohns.

Nach dieser Skizze des Systems könnte man einem „einfachen“ Verlauf der Arbeitslosigkeit erwarten, an deren Anfang der Bezug von ALG steht, dem der Bezug von ALH folgt und deren Ende durch die Aufnahme von Arbeit oder durch den Übergang in den Zustand „out of labor force“ bestimmt wird. In der Realität stellt sich der Verlauf von Arbeitslosigkeit sehr viel komplexer dar. So gibt es Zeiten der Arbeitslosigkeit, die aufgrund von „Sperrzeiten“, „Säumnisfristen“ und dgl. ohne den Bezug von ALG oder ALH beginnen. Auch das Ende der Arbeitslosigkeit ist nicht immer eindeutig zu bestimmen. So können, bedingt durch eine ausbleibende Rückmeldung, in der amtlichen Statistik Personen aus dem Arbeitslosenregister gestrichen werden, obwohl sie noch aktiv nach einem Arbeitsplatz suchen. In diesem Fall läuft ökonomisch-faktisch die Zeit der Arbeitslosigkeit noch weiter. Umgekehrt gibt es Arbeitslose, die zwar noch Arbeitslosigkeits-Kompensationen erhalten, die Suche nach einer neuen Beschäftigung aus den verschiedensten Gründen aber längst beendet haben. Aus einem ökonomischen Blickwinkel sind diese Personen eigentlich „out of labor force“, obgleich sie noch im Arbeitslosenregister geführt werden.

Die geschilderte Komplexität der Arbeitslosenversicherung in Deutschland ist ein charakteristisches Merkmal praktisch jeder real existierenden Arbeitslosenversicherung. Damit wird nicht nur die Bestimmung der individuellen Arbeitslosigkeitsdauer schwierig, sondern es wird auch der Vergleich der Dauer der Arbeitslosigkeit für unterschiedliche Länder erschwert. Vergleicht man die „spells“ über verschiedene Länder hinweg, so läßt sich häufig eine hohe Korrelation zwischen den Zeiten der Arbeitslosigkeit und der maximalen Dauer der Unterstützungszahlungen feststellen (OECD (1990); *Layard* und *Nickell*, 1995, S. 61). Diese Ergebnisse müssen jedoch mit Vorsicht genossen werden, weil gegen sie sowohl theoretische wie empirische Einwände vorzubringen sind. Während die theoretischen Einwände später nochmals aufgegriffen werden, sei an dieser Stelle lediglich auf den empirischen Einwand hingewiesen, der da lautet: Nur eine adäquate (und letztlich nicht durchführbare) Berücksichtigung der „versteckten“ Arbeitslosigkeit bzw. der „fälschlicherweise gemessenen“ Arbeitslosigkeit könnte die Ländervergleiche aussagefähig gestalten.

II. Veränderungen beim ALG-Bezug

Seit Januar 1985 ist, wie oben angedeutet, die maximale Bezugsdauer von ALG kontinuierlich ausgeweitet worden. Wie Tabelle 1 verdeutlicht, erhöhte sich diese Zeitspanne für bestimmte Arbeitslose z. T. beträchtlich (insbesondere für 49jährige und ältere). Ein 54jähriger Beschäftigter, der in der Basisperiode mindestens 60 Monate gearbeitet hatte, besaß in 1987 ein Anrecht auf eine maximale Bezugsdauer des ALG von 32 Monate. 1984 hatte die maximale Bezugsdauer noch bei 12 Monaten gelegen. Die Reformen im einzelnen lassen sich der folgenden Zusammenstellung entnehmen.

Für unsere Berechnungen können somit 5 Alterskohorten identifiziert werden: Kohorte 1 umfaßt alle Beschäftigten bis 42 Jahre, Kohorte 2 alle 42- und 43jährigen, Kohorte 3 die Arbeitnehmer von 44–49 Jahren, Kohorte 4 alle Beschäftigten von 49–54 Jahren und Kohorte 5 alle Arbeitnehmer, die ein Alter von mehr als 54 Jahren aufweisen.

Tabelle 1
Zur Reform der Arbeitslosenversicherung in Deutschland

Monate in Basisperiode	- Dez. 1984	Jan. 1985- Dez. 1985	Jan. 1986- Juni 1987	Juli 1987
12	4	4	4	6
16	4	4	4	8
18	6	6	6	8
20	6	6	6	10
24	8	8	8	12
28	8	8	8	14(≥ 42)
30	10	10	10	14(≥ 42)
32	10	10	10	16(≥ 42)
36	12	12	12	18(≥ 42)
40	12	12	12	20(≥ 44)
42	12	14(≥ 49)	14(≥ 44)	20(≥ 44)
44	12	14(≥ 49)	14(≥ 44)	22(≥ 49)
48	12	16(≥ 49)	16(≥ 44)	24(≥ 49)
52	12	16(≥ 49)	16(≥ 44)	26(≥ 49)
54	12	18(≥ 49)	18(≥ 49)	26(≥ 49)
56	12	18(≥ 49)	18(≥ 49)	28(≥ 54)
60	12	18(≥ 49)	20(≥ 49)	30(≥ 54)
64	12	18(≥ 49)	20(≥ 49)	32(≥ 54)
66	12	18(≥ 49)	22(≥ 54)	32(≥ 54)
72	12	18(≥ 49)	24(≥ 54)	32(≥ 54)

Quelle: Hunt (1995), S. 94.

C. Eine theoretische Begründung für den negativen Beschäftigungseffekt der Arbeitslosenunterstützung

Das „Standardmodell“ der Arbeitsplatzsuche ist sequentieller Natur. Die Verteilung der Lohnangebote ist exogen bestimmt, und die strategische Größe ist der sogenannte Reservations- oder Anspruchslohn (*Atkinson* und *Micklewright* 1991, S. 1697). Es wird unterstellt, daß der Arbeitslose in jeder Zeitperiode eine Firma kontaktiert, also ein Lohnangebot erhält. Nach jedem Suchschritt vergleicht der Arbeitslose die Lohnofferte w mit seinem Reservationslohn w^R . Gilt $w \geq w^R$, dann wird das Angebot akzeptiert, gilt $w < w^R$, dann wird weitergesucht.

Eine Arbeitslosenunterstützung erhöht nun den Reservationslohn des Arbeitslosen. Der Grund hierfür liegt darin, daß eine Arbeitslosenunterstützung die Opportunitätskosten der Ablehnung eines Arbeitsplatz-Angebotes vermindert (*Franz*, 1991, S. 206 ff.). Daraus läßt sich folgern, eine erhöhte monetäre Leistung der Arbeitslosenversicherung bzw. deren Verlängerung reduziert die Wahrscheinlichkeit des Übergangs von der Arbeitslosigkeit in die Beschäftigung.

Diese, zugegebenermaßen simplifizierte Version des Modells der Arbeitsplatzsuche wird von *Atkinson* und *Micklewright* (1991) in mehrfacher Hinsicht kritisiert. Auf einen Kritikpunkt ist bereits eingegangen worden: Das Ausscheiden aus dem Arbeitslosigkeits-“Pool“ muß keinesfalls den Übergang in Beschäftigung bedeuten, sondern kann auch den Übergang des suchenden Arbeitslosen in den Zustand „out of labour force“ bedeuten. Letzterer Zustand stellt sich ein, wenn der Arbeitslose aus dem Arbeitsmarkt ausscheidet, weil er krank oder arbeitsunfähig ist, Kinder versorgt und / oder Angehörige pflegt, ehrenamtlich tätig wird, in Rente geht, seinen Militär- oder Zivildienst absolviert sowie in Maßnahmen der Aus- und Weiterbildung eintritt bzw. durch die Arbeitsverwaltung übergeleitet wird (*ebenda*, S. 1684).

Ein weiterer Kritikpunkt von *Atkinson* und *Micklewright* (1991, S. 1688 ff.) erstreckt sich darauf, daß im Standardmodell der Arbeitsplatzsuche von einem „hypothetischen“ System der Arbeitslosenunterstützung ausgegangen wird, welches mit realen Systemen wenig gemein hat. Wegen dieser Unterstellung ist es auch möglich, die Arbeitslosigkeits-Kompensation so zu behandeln, „as if it were simply the wage of the unemployed . . .“. Zur Illustration ihrer Aussage verweisen *Atkinson* und *Micklewright* (1991) auf eine Arbeit von *Oswald* (1986, S. 369), der annimmt „the wage income when working is w , and is b when not working“.

Zentral für unsere weitere Überlegung ist der erste Kritikpunkt, der die bereits früher erwähnte Arbeitslosigkeit-Beschäftigung-Dichotomie angreift. Führt man nämlich die Kategorie „not in the labour force“ als weiteren möglichen Zustand ein, dann wird die These, eine Arbeitslosenversicherung fördere die Arbeitslosigkeit bzw. behindere die Beschäftigung zumindest „brüchig“. Zeiten des Bezugs

von ALG und ALH können nämlich beispielsweise eine „Brücke“ sein, um in den (sozial akzeptierteren) Zustand „out of labour force“ zu gelangen.

D. Die Datenbasis

Wie eingangs ausgeführt, verwenden wir die IAB-Beschäftigungsstichprobe, die den Zeitraum 1975–1995 umfaßt und im Längsschnitt eine Gesamtheit von 420000 Personen registriert. Allerdings kann die Berechnung der Zeiten der Arbeitslosigkeit („spells“) erst ab 1979 erfolgen, da vor diesem Zeitpunkt die Registrierung der Arbeitslosen unzureichend ist (*Bender et al., 1996, S. 27*). Um zudem die Zahl der rechtszensierten spells zu reduzieren, werden die spells ab 1994 nicht mehr in die Untersuchung mit einbezogen. Aus der Gesamtheit der spells werden 50000 Beobachtungen durch eine Zufallswahl für die empirische Analyse verwendet.

Gegenüber dem Soziökonomischen Panel hat unsere Datenbasis zwei große Vorteile: Wir können die Probleme, die mit einer unzureichenden Zahl von Beobachtungen verbunden sind (*Hunt, 1995, S. 106*), vernachlässigen. Zweitens können wir Beobachtungen verwenden, die nicht aus freiwilligen Angaben resultieren, sondern aus einer Pflichtmitteilung der Arbeitgeber, was exaktere Daten erwarten läßt. Der wesentliche Nachteil der IAB-Beschäftigungsstichprobe gegenüber dem Soziökonomischen Panel ist die relativ geringe Zahl der personenbezogenen Variablen.

E. Eine empirische Analyse der Dauer der Arbeitslosigkeit

I. Survivalfunktionen und Hazard Rates

Wir bezeichnen die Länge der spells mit T . T besitze eine Dichtefunktion $f(t)$ mit t als Realisierung von T (zu den statistischen Implikationen der Ereignisanalyse vgl. z. B. *Kiefer, 1988*).

Die Verteilungsfunktion hat somit folgende Form:

$$F(t) = \int_0^t f(s) ds = \Pr(T \leq t)$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß ein spell wenigstens die Länge t besitzt, wird durch die Survivalfunktion $S(t)$ gegeben:

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T > t)$$

Die zugehörige Hazardfunktion lautet dann:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

Sie gibt die Wahrscheinlichkeit an, daß ein spell zum Zeitpunkt t beendet wird, wenn die Periode der Arbeitslosigkeit mindestens bis zum Zeitpunkt t andauert. Hazard Rate und Survivalfunktion stehen miteinander in Beziehung. Es gilt:

$$\lambda(t) = \frac{d \ln S}{dt}$$

Für eine Weibull-Verteilung erhält man folgende Hazard Rate

$$\lambda(t) = \lambda p (\lambda t)^{p-1}$$

mit den Parametern p , $\lambda > 0$ und p als dem „shape“-Parameter der Weibull-Verteilung.

Die Erweiterung des Weibull-Modells um zusätzliche exogene Variablen erfolgt über

$$\lambda_i = e^{-\beta' x_i},$$

wobei in x_i alle Variablen enthalten sind, die einen möglichen Einfluß auf die Hazard Rate ausüben können. Dieser Einfluß ist somit sehr einfach nachzuvollziehen, da

$$\ln \lambda = \ln \left(e^{-\beta' x_i} \right) = -\beta' x_i$$

bzw.

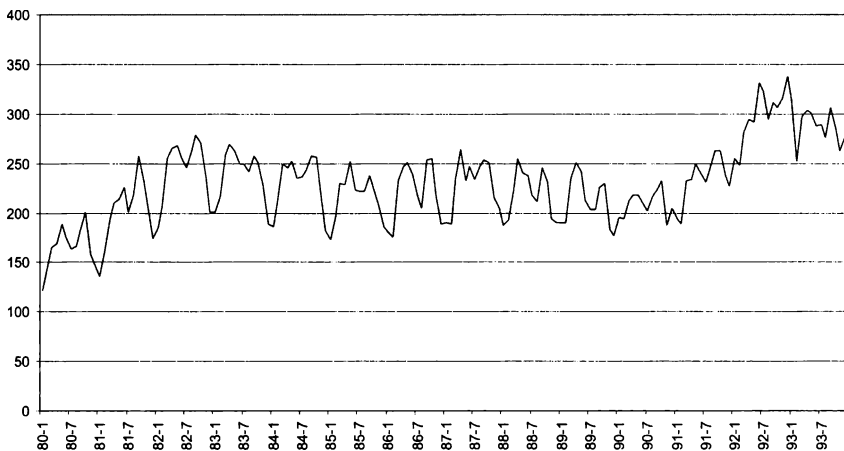
$$-\ln \lambda = \beta' x_i .$$

II. Kaplan-Meier-Schätzer der Survivalfunktion und der Hazard Rate

Wir berechnen die spells, indem wir für jede Person, die eine Beschäftigung beendet und in der Folge entweder ALG oder ALH bezieht, die Dauer der Nichtbeschäftigung ab dem letzten Tag der Beschäftigung – der nicht notwendigerweise der erste Tag des Bezugs von ALG oder ALH sein muß – bis zum letzten Tag der Nichtbeschäftigung ermitteln. Wandert jemand in den Zustand „out of labour force“ ab, dann wird statt des letzten Tages der Nichtbeschäftigung der letzte Tag

des Bezugs von ALG oder ALH herangezogen. Treten während der Periode der Nichtbeschäftigung Unterbrechungen der Unterstützungszahlungen auf, so werden diese Zeiten zum spell addiert, es sei denn, die Unterbrechung dauert länger als 300 Tage. Der erste Tag der Beschäftigung bezeichnet das Ende der spells derjenigen Personen, die in eine Beschäftigung wechseln.

Einen ersten Überblick über die zeitliche Entwicklung der spells vermittelt Abbildung 1, in der die durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit in Abhängigkeit vom Beginn der individuellen Arbeitslosigkeit abgetragen wird. Die spells folgen meist einem zyklischen Muster, d. h. im Durchschnitt ist zu erwarten, daß die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer von dem jeweiligen Eintrittsdatum mitbestimmt wird: Saisonale Arbeitslosigkeit führt dazu, daß spells, die im Winter beginnen, einen tendenziell kürzeren Verlauf nehmen. Würde man in Abbildung 1 zusätzlich die Zahl der Neueintritte in die Arbeitslosigkeit in Abhängigkeit vom Eintrittsdatum abbilden, so ließe sich ein „spiegelbildlicher“ Verlauf von Eintrittszahl und Dauer der Arbeitslosigkeit feststellen, d. h. eine hohe Zahl von Neueintritten in die Arbeitslosigkeit bei gleichzeitig relativ kurzen Arbeitslosigkeitszeiten in den Wintermonaten. Die zwei Rezessionen im Beobachtungszeitraum (1981, 1992) führen ganz offensichtlich zu einer Zunahme der Zeiten der Arbeitslosigkeit.



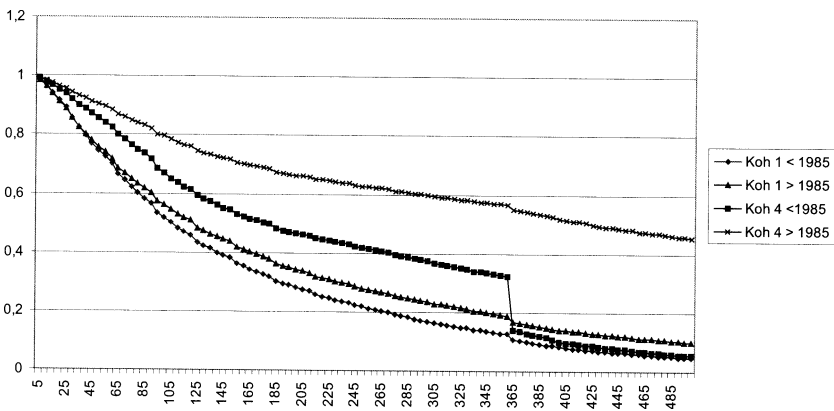
Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 1: Durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit

Der Kaplan-Meier-Schätzer der Survivalfunktion $\hat{S}(t)$ der spells kann über

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j (n_i - h_i) / n_i = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{\lambda}_i)$$

hergeleitet werden, wobei n_i die Zahl der zum Zeitpunkt i abgeschlossenen spells und h_i die Zahl der zensierten spells bezeichnen. Die errechneten Survival- und Hazardfunktionen werden in den Abbildungen 2 und 3 dargestellt und vermitteln einen Einblick in die Eigenschaften der Zeiten der Arbeitslosigkeit. Aus Gründen der Vereinfachung verwenden wir im folgenden ausschließlich Daten der Referenzkohorte 1 (alle Personen, die zum Zeitpunkt des Eintritts in die Arbeitslosigkeit 42 Jahre und jünger sind) und der Kohorten der älteren Arbeitnehmer 4 und 5 (Personen, die zum Zeitpunkt des Eintritts in die Arbeitslosigkeit 49 Jahre und älter sind).

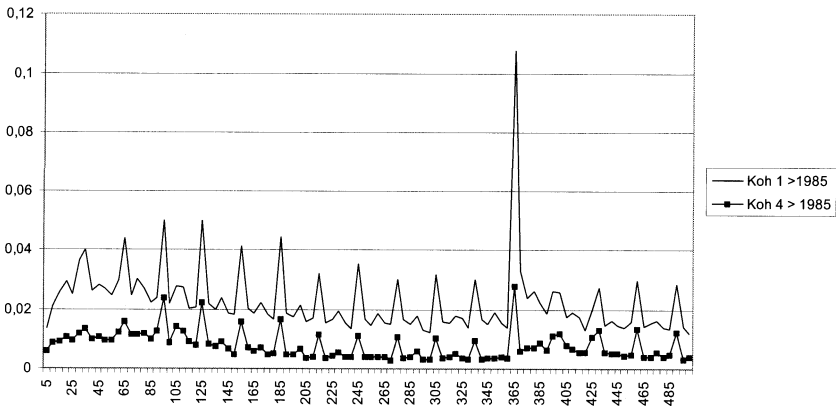


Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 2: Survivalfunktionen

Die Survivalfunktionen der älteren Arbeitnehmer (Kohorte 4/5) liegen durchgängig über den Survivalfunktionen der jüngeren (Kohorte 1). Zudem ist der sogenannte „spike“-Effekt für die Kohorten 4/5 in den Jahren vor 1985 sehr stark ausgeprägt. Ist die maximale Bezugsdauer von ALG erreicht, beenden offensichtlich sehr viele Arbeitslose ihr Verweilen im „Pool“ der (registrierten) Arbeitslosen. Untersucht man die zu diesem Zeitpunkt ausscheidenden Personen etwas genauer, so läßt sich festhalten, daß der Anteil der in Beschäftigung überwechselnden Personen sich in der Umgebung der „spikes“ nicht signifikant verändert. Der „spike“-Effekt kann daher nahezu ausschließlich auf den Ablauf der Bezugsberechtigung für ALG (und selbstredend auf die fehlende Voraussetzung zum Bezug von ALH) zurückgeführt werden. Notwendigerweise bestätigt der Verlauf der Hazardfunktionen die eben geschilderten Ergebnisse. Die Wahrscheinlichkeit, aus der Arbeitslosigkeit auszuschneiden, wenn die Arbeitslosigkeit eine bestimmte Dauer erreicht hat, ist für die Vergleichskohorte für die Zeit bis 1985 also bis zum „spike“-Effekt, höher. Zusätzlich verdeutlichen die Hazardfunktionen besser, daß auch für die Ver-

gleichskohorte ein „spike“-Effekt festzustellen ist, der allerdings im Vergleich zu den Kohorte 4/5 deutlich weniger ausgeprägt ist. Entsprechen sich darüber hinaus vor dem Einführen der Modifikation des Arbeitslosenversicherungssystems die Hazard Raten ab dem „spike“, so liegt nach der Reform die Hazard Rate der älteren Kohorten durchgängig unter der Hazard Rate der Referenzkohorte.



Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 3: Hazardfunktionen

F. Parametrische Hazard Raten-Analyse

Die Ergebnisse der Kaplan-Meier-Schätzer vermitteln einen ersten Eindruck, welche Wirkungen eine Modifikation des Systems der Arbeitslosenversicherung hat: Der „spike“-Effekt verschwindet – Arbeitslose, die vor der Reform „out of labour force“ waren, werden jetzt weiterhin als offiziell registrierte Arbeitslose geführt. Insoweit ist in der Tat ein eindeutiger Effekt auf die offiziell ermittelte Arbeitslosenquote abzuleiten. Zugleich zeigt allerdings diese Analyse genau die Probleme auf, die dann entstehen können, wenn ein Ländervergleich verwendet wird, um den Effekt der Dauer der Arbeitslosenunterstützung auf Arbeitslosigkeit (und Beschäftigung) abzuschätzen. Letzteres gilt jedenfalls dann, wenn man, wie *Nickel* (1998), die offizielle Arbeitslosenquote (nach OECD-Definition) verwendet. Die Arbeitslosenquote erhöht sich nämlich auch, weil zusätzliche Transferempfänger durch die verlängerte Bezugsdauer registriert bleiben. Für den disincentive-Effekt der Arbeitslosenversicherung ist dieser Sachverhalt unserer Ansicht nach bestenfalls von nachgeordneter Bedeutung. Denn die eigentliche zentrale Frage lautet, ob durch eine zeitliche Ausweitung und durch eine Erhöhung der Unterstützungszahlungen die Effizienz des Arbeitsmarktes beeinträchtigt wird. Die Antwort auf diese Frage hängt ab von der Beantwortung zweier Teilfragen:

Wird durch das Transfersystem die Arbeitslosigkeitsdauer derjenigen Personen, die nach einer Periode der Arbeitslosigkeit wieder in Beschäftigung eintreten, verlängert?

Wird durch das Transfersystem die Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung negativ beeinträchtigt?

Statistisch-ökonomisch formuliert, interessiert hier die Signifikanz und die Größe der Parameter der Dauer der Unterstützungszahlung in einer Regressions-schätzung, die sowohl die Dauer der Arbeitslosigkeit wie die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit als Erklärungsvariable enthält.

Bei der Analyse dieser Problemstellung gehen wir wie folgt vor: Zunächst werden in einer allgemeinen Hazard-Analyse die Determinanten der spell-Länge für alle Arbeitnehmer bestimmt. Anschließend wird diese Analyse für alle Kohorten separat durchgeführt. Dann unterscheiden wir in einem competing risk-Ansatz die Zustände, die nach einer Beendigung der Arbeitslosigkeit auftreten: Abgang in die Beschäftigung und out of labour force.

In einer Probit-Schätzung wird schließlich die Wirkung einer verlängerten Transferzahlungsdauer auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit betrachtet.

Als exogene Kovariable werden in diesem Ansatz verwendet:

- AGE: Alter des Arbeitslosen
- ALQ: Höhe der gesamtwirtschaftlichen Arbeitslosenquote bei Eintritt in die Arbeitslosigkeit
- FOREIGN: Ausländische Staatsbürgerschaft (1 Ausländer, 0 Deutscher)
- FAMST: Familienstand (1 Verheiratet, 0 Ledig)
- SEX: Geschlecht (1 männlich, 0 weiblich)
- CHILD: Zahl der Kinder
- TIME: Zeitindex (Tage ab 1. 1. 1979, geteilt durch 365)
- TIMESQR: Quadrierter Zeitindex
- ENTGELT: Höhe des Einkommens in der letzten Beschäftigung
- SAISON1, SAISON2, SAISON3: Saisonvariablen (Beginn der Arbeitslosigkeit im 1., 2., bzw. 3. Quartal)
- BENEFIT: Maximale Dauer der Zahlung von Arbeitslosengeld (in Monaten)

Ausgangspunkt der Hazard-Rate-Analyse ist eine modifizierte Hazard Rate der Weibull-Verteilung, in der time varying-Koeffizienten explizit berücksichtigt werden. Bereits 1985 haben *Atkinson* und *Micklewright* (1985) argumentiert, daß eine adäquate statistische Behandlung des Hazard Rate-Problems die mögliche Variation einer (oder mehrerer) erklärender Variablen während des Beobachtungszeit-

raums der jeweiligen endogenen Variablen zu beachten hat – ein Argument, das von vielen nachfolgenden Studien vernachlässigt worden ist.

Unter Berücksichtigung der Dauer der Transferzahlungen als time-varying-Variable erfolgt die Schätzung des parametrisierten competing risk Hazard Rates-Modells mit Kovariaten mittels folgender Likelihood-Funktion (vgl. z. B. Blossfeld et al. (1986), S. 91):

$$L = \prod_{i=1}^n \lambda_i(t_i|x_i)^{\delta_{ij}} S_i(t_i|x_i) = \prod_{i=1}^n \lambda_i(t_i|x_i)^{\delta_{ij}} \exp\left(-\int_0^{t_i} \lambda(u|x_i(u)du)\right)$$

t_i ist dabei die Dauer der individuellen spells i , δ_{ij} die Zensorvariable (1 wenn Individuum i zum Zeitpunkt t_i in den Zustand j übergeht) und x_i der Kovariatenvektor. Zur Maximierung der Likelihood-Funktion muß also die Survivorfunktion zusätzlich über die zeitabhängigen Variablen (hier: Entwicklung der maximalen Dauer der Transferzahlung) integriert werden.

Tabelle 2 zeigt zunächst die Ergebnisse der Schätzungen für alle Beobachtungen (einschließlich Kohorte 1). Die Resultate dieser Schätzungen können dann als Referenzwerte für die detailliertere Gliederung nach Kohorten verwendet werden. Darüber hinaus gibt Tabelle 2 die Schätzergebnisse für alle Beobachtungen der für unsere Studie relevanten Kohorten 2–5 wieder. In Tabelle 3 bzw. Tabelle 4 folgen die Parameterschätzwerte für die jeweiligen Alterskohorten, untergliedert nach dem Erwerbsstatus nach Beendigung der individuellen Arbeitsloskeitsperiode (Beschäftigung oder *out of labour force*).

Die Schätzergebnisse bestätigen zunächst einmal die Vermutung, daß die Dauer der Arbeitslosigkeit von einer Vielzahl exogener Variablen determiniert wird. Wenn wir in Spalte 1 (Tabelle 2) die Ergebnisse für das gesamte Sample betrachten, können wir feststellen, daß mit steigendem Alter der Individuen die Länge der spells zunimmt. Wenn im folgendem die Schätzungen nach Alterskohorten getrennt vorgenommen werden, muß auf diese Variable allerdings verzichtet werden.

Die Saisonvariablen sind meist signifikant und weisen die erwarteten Vorzeichen auf: Da wir als Referenzquartal die Zeit von Oktober bis Dezember eines Jahres wählen, war das signifikant positive Vorzeichen der Saisonvariablen *Saison 2* und *Saison 3* zu erwarten. Das Vorzeichen des ersten Quartals ist meist signifikant negativ bzw. insignifikant. Interessanterweise ist die Zeitvariable ausschließlich signifikant negativ, es kann also kein positiver Zeittrend bezüglich der spell-Länge nachgewiesen werden. Von einer in jedem Fall signifikant längeren Arbeitsloskeitsdauer ist darüber hinaus auszugehen, wenn der Arbeitslose keine deutsche Staatsbürgerschaft besitzt. Ebenso weist ein verheirateter Arbeitsloser eine tendenziell kürzere Arbeitsloskeitsdauer auf. Mit zunehmender Kinderzahl wird die Dauer der Arbeitslosigkeit kürzer sein. Diese Resultate können für fast alle Subsamples bestätigt werden (für das Subsample *out of labour force* sind lediglich die Parameter der Variable *child* insignifikant).

Tabelle 2
Alle Beobachtungen

	Alle Kohorten	Kohorte 2	Kohorte 3	Kohorte 4	Kohorte 5
intercept	4.3306 (0.0000)	5.0511 (0.0000)	5.3578 (0.0000)	5.5600 (0.0000)	6.0459 (0.0000)
age	0.0374 (0.0000)				
alq	0.0516 (0.0000)	0.0881 (0.0000)	0.1092 (0.0000)	0.1162 (0.0000)	0.0163 (0.0195)
foreign	0.2399 (0.0000)	0.3159 (0.0000)	0.3400 (0.0000)	0.4163 (0.0000)	0.2385 (0.0000)
famst	-0.1616 (0.0000)	-0.3061 (0.0000)	-0.2799 (0.0000)	-0.2689 (0.0000)	-0.1169 (0.0000)
sex	-0.0771 (0.0000)	0.0105 (0.6896)	0.0603 (0.0122)	-0.1089 (0.0000)	-0.0705 (0.0000)
child	-0.0118 (0.1705)	-0.0407 (0.0029)	-0.0889 (0.0000)	-0.0647 (0.0000)	-0.1849 (0.0000)
time	-0.1576 (0.0000)	-0.0795 (0.0177)	-0.2780 (0.0000)	-0.4203 (0.0000)	-0.2199 (0.0000)
timesqr	0.0124 (0.0000)	0.0051 (0.0130)	0.0174 (0.0000)	0.0242 (0.0000)	0.0139 (0.0000)
income	-0.0140 (0.0000)	-0.0195 (0.0000)	-0.0206 (0.0000)	-0.0184 (0.0000)	0.0049 (0.0000)
saison1	-0.0720 (0.0000)	-0.1394 (0.0000)	-0.1798 (0.0000)	-0.0755 (0.0026)	0.0022 (0.8919)
saison2	0.1340 (0.0000)	0.1058 (0.0018)	0.1283 (0.0000)	0.2548 (0.0000)	0.2723 (0.0000)
saison3	0.1323 (0.0000)	0.1566 (0.0000)	0.2625 (0.0000)	0.2974 (0.0000)	0.2711 (0.0000)
benefit		0.0291 (0.0013)	0.0401 (0.0000)	0.0551 (0.0000)	0.0376 (0.0000)
Shape	0.9498 (0.0000)	0.9978 (0.0000)	0.9993 (0.0000)	0.9802 (0.0000)	1.1806 (0.0000)
	Beobachtun- gen: 49941 Log- Likelihood: -310705.5	Beobachtun- gen: 7671 Log- Likelihood: -48155.7	Beobachtun- gen: 9634 Log- Likelihood: -60410.8	Beobachtun- gen: 11409 Log- Likelihood: -71948.39	Beobachtun- gen: 21234 Log- Likelihood: -127344.3

Tabelle 3
Wiederbeschäftigung

	Kohorte 2	Kohorte 3	Kohorte 4	Kohorte 5
intercept	5.1430 (0.0000)	5.2359 (0.0000)	5.2888 (0.0000)	5.3506 (0.0000)
alq	0.0703 (0.0000)	0.0980 (0.0000)	0.1267 (0.0000)	0.0948 (0.0000)
foreign	0.2457 (0.0000)	0.2196 (0.0000)	0.2328 (0.0000)	0.1561 (0.0000)
famst	-0.2406 (0.0000)	-0.2435 (0.0000)	-0.2742 (0.0000)	-0.2441 (0.0000)
sex	0.0242 (0.3611)	0.0581 (0.0174)	-0.0995 (0.0000)	-0.0541 (0.0055)
child	-0.0701 (0.0000)	-0.1007 (0.0000)	-0.0606 (0.0000)	-0.0676 (0.0000)
time	-0.0309 (0.3581)	-0.1909 (0.0000)	-0.3815 (0.0000)	-0.2634 (0.0000)
timesqr	0.0004 (0.8469)	0.0103 (0.0000)	0.0197 (0.0000)	0.0138 (0.0000)
income	-0.0206 (0.0000)	-0.0179 (0.0000)	-0.0140 (0.0000)	-0.0170 (0.0000)
saison1	-0.1655 (0.0000)	-0.1848 (0.0000)	-0.0928 (0.0002)	-0.1573 (0.0000)
saison2	0.0954 (0.0047)	0.0963 (0.0020)	0.2548 (0.0000)	0.2889 (0.0000)
saison3	0.1690 (0.0000)	0.2297 (0.0000)	0.2768 (0.0000)	0.3644 (0.0000)
benefit	0.0185 (0.0405)	0.0297 (0.0000)	0.0514 (0.0000)	0.0345 (0.0000)
Shape	1.0547 (0.0000)	1.0590 (0.0000)	1.0561 (0.0000)	1.3479 (0.0000)
	Beobachtungen: 7671	Beobachtungen: 9634	Beobachtungen: 11409	Beobachtungen: 21234
	Out of labour: 857	Out of labour: 1298	Out of labour: 1999	Out of labour: 12895
	censored: 346	Censored: 571	censored: 769	censored: 4178
	Log-Likelihood: -47591.7	Log-Likelihood: -59557.4	Log-Likelihood: -70701.1	Log-Likelihood: -122352.3

Etwas uneinheitlicher sind die Resultate bezüglich der Variablen *alq* und *sex*. Der in Abbildung 1 sichtbare Anstieg der *spell*-Länge in den beiden Rezessionen zu Beginn der 80er bzw. 90er Jahre soll in unserem Schätzansatz durch die Höhe der gesamtwirtschaftlichen Arbeitslosigkeit nachgebildet werden. Eine hohe gesamtwirtschaftliche Arbeitslosigkeit könnte somit einen Anstieg der zu erwartenden Dauer der individuellen spells verursachen. Wir sehen folglich die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote als Indikator des gesamtwirtschaftlichen Einflusses auf die individuelle Dauer der Arbeitslosigkeit. In der Tat ist ein signifikanter Einfluß dieser Variablen für alle Beobachtungen (insgesamt und Kohorten 2–5) und

Tabelle 4
Out of labour force

	Kohorte 2	Kohorte 3	Kohorte 4	Kohorte 5
intercept	7.9156 (0.0000)	9.4265 (0.0000)	9.1552 (0.0000)	8.7113 (0.0000)
alq	-0.0830 (0.0728)	-0.1964 (0.0000)	-0.1496 (0.0000)	-0.1293 (0.0000)
foreign	-0.0073 (0.9353)	0.0059 (0.9374)	0.0980 (0.1383)	0.1517 (0.0000)
famst	-0.3725 (0.0000)	-0.3020 (0.0000)	-0.2729 (0.0000)	-0.1358 (0.0000)
sex	0.2484 (0.0017)	0.2746 (0.0000)	0.1720 (0.0014)	0.0125 (0.4964)
child	-0.0542 (0.4889)	-0.0543 (0.4029)	-0.0435 (0.4659)	-0.0521 (0.0502)
time	-0.5855 (0.0000)	-0.5106 (0.0000)	-0.4959 (0.0000)	-0.3677 (0.0000)
timesqr	0.0335 (0.0000)	0.0294 (0.0000)	0.0275 (0.0000)	0.0215 (0.0000)
income	-0.0140 (0.0372)	-0.0142 (0.0126)	-0.0022 (0.6408)	-0.0097 (0.0000)
saison1	-0.0463 (0.6501)	0.0094 (0.9134)	0.0038 (0.9561)	0.0798 (0.0002)
saison2	0.0055 (0.9590)	0.0430 (0.6095)	-0.0141 (0.8359)	0.0754 (0.0006)
saison3	-0.0420 (0.6823)	0.1886 (0.0237)	0.0239 (0.7235)	0.0728 (0.0008)
benefit	0.1150 (0.0000)	0.0484 (0.0010)	0.0375 (0.0004)	0.0259 (0.0000)
Shape	1.0547 (0.0000)	1.0590 (0.0000)	1.0561 (0.0000)	1.3479 (0.0000)
	Beobachtungen: 7671	Beobachtungen: 9634	Beobachtungen: 11409	Beobachtungen: 21234
	Out of labour: 857	Out of labour: 1298	Out of labour: 1999	Out of labour: 12895
	censored: 346	censored: 571	censored: 769	censored: 4178
	Log-Likelihood: -47591.7	Log-Likelihood: -59557.4	Log-Likelihood: -70701.1	Log-Likelihood: -122352.3

für die „Wiederbeschäftigungskohorten“ nachzuweisen. Etwas überraschend sind die signifikant negativen Vorzeichen dieser Variablen in den Subsamples *out of labour force*. Offensichtlich lassen sich die *spell*-Längen dieses Samples durch einfache makroökonomische Zeitreihen nicht nachbilden (wenn wir die Variable „gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote“ durch Variablen wie z. B. „Veränderung der gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote“ oder „Wachstum des BIP“ ersetzen, wird der Erklärungsgehalt nicht verbessert). Ebenso ist der Parameter *sex* nicht eindeutig interpretierbar. Es ist nicht in jedem Fall davon auszugehen, daß Männer eine grundsätzlich kürzere Arbeitslosigkeitsdauer aufweisen. Auffallend ist hier der meist signifikant positive Wert dieses Parameters im Sample *out of labour force*: Hier könnte die festgestellte längere Arbeitslosigkeitsdauer der männlichen

Arbeitslosen durch eine längere Bezugsberechtigung dieser Berechtigten Gruppe verursacht sein.

Die Höhe des Einkommens der letzten Beschäftigung soll als Approximation der beruflichen Stellung des Arbeitslosen dienen. Die Verwendung dieses Indikators erscheint vielversprechender als die in diesem Kontext übliche Variable Ausbildung (und in der Tat zeigen Schätzansätze mit dieser Variablen sehr uneinheitliche, meist insignifikante Ergebnisse). Es kann erwartet werden, daß ein höheres Einkommen vor Eintritt in die Arbeitslosigkeit zu tendenziell kürzeren spells führt. Die Ergebnisse unserer Schätzung bestätigen dann auch diese Erwartung. Mit einer Ausnahme (Kohorte 4 des Subsamples *out of labour force*) sind alle Schätzergebnisse signifikant negativ.

Von besonderem Interesse ist der Wert des *shape*-Parameters der Weibull-Verteilung: Für einen Wert kleiner 1 ist die Hazardfunktion abnehmend, d. h. mit zunehmender spell-Länge nimmt die Wahrscheinlichkeit, aus dem *spell* auszusteigen, ab. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein *spell* endet, nimmt mit steigender Dauer des *spells* zu, wenn der *shape*-Parameter signifikant größer als 1 ist. Wir können feststellen, daß der Parameter für das Sample „alle Beobachtungen“ und das Sample „Wiederbeschäftigung“ sehr nahe an dem Wert 1 liegt. Daraus kann gefolgert werden, daß sich die Weibull-Funktion an eine „gedächtnislose“ Hazard-Rate der Exponentialfunktion annähert. Der Wert dieses Parameters steigt jedoch stark an, wenn wir das Sample *out of labour force* isoliert betrachten würden. Darüber hinaus nimmt der Parameterwert mit steigender Alterskohorte zu. Auch dies ist nachvollziehbar, da erwartet werden kann, daß Arbeitslose, die in *out of labour force* überwechseln, die Möglichkeiten der Arbeitslosengeld- / hilferegelungen ausschöpfen werden und somit tendenziell später aus der beobachteten Arbeitslosigkeit austreten.

Die für unsere Diskussion wichtigste exogene Variable ist die Dauer der Zahlungen von Arbeitslosengeld. Da wir natürlich nicht für jedes Individuum die korrekte Anspruchsdauer kennen, wird als unabhängige Variable die (Veränderung der) *maximalen* Dauer des Anspruches eingeführt. Grob gesprochen können wir mit dieser Vorgehensweise die „durchschnittliche“ Auswirkung einer Erhöhung der Zahlungsdauer ermitteln. Wie unmittelbar aus den Schätzergebnissen abgeleitet werden kann, sind die Koeffizienten dieser Variablen in fast allen Subsamples signifikant positiv. Dies bedeutet, daß die Verlängerung der Zahlungsdauer in jedem Fall zu einer meßbaren Erhöhung der individuellen Arbeitslosigkeitsdauer führen wird. Dennoch sind große Unterschiede in der Wirkung dieser Variablen für die einzelnen Subsamples festzustellen. Die absoluten Werte der Parameter sind hier zunächst nur bedingt aussagefähig, beziehen sie sich doch auf eine unterschiedliche Dauer der spells für die einzelnen Kohorten. Außerdem können wir feststellen, daß der Parameterwert für die Kohorte 2 („Wiederbeschäftigung“) bestenfalls als schwach signifikant bezeichnet werden kann. Wenn wir dennoch diesen Wert als Referenzwert für die Erhöhung der maximalen Bezugsdauer verwenden, so können wir feststellen, daß die Erhöhung der Bezugsdauer z. B. um einen Monat eine

durchschnittliche Verlängerung der Medians der *spell*-Länge um ca. 2,5 (Wochen-) Tage erbringt. Betrachten wir dagegen z. B. Kohorte 5, so kann für Arbeitslose, die nach Beendigung sich im *out of labour force* Status wiederfinden, mit 20,5 (Wochen-)Tagen eine deutliche Erhöhung der durchschnittlichen Arbeitslosigkeit festgestellt werden. Betrachtet man in dieser Kohorte allerdings lediglich das Sample der nach dem Ende der Arbeitslosigkeit Wiederbeschäftigten so beträgt die durchschnittliche Verlängerung der individuellen Arbeitslosigkeit nur ca. 5 Tage.

G. Auswirkung auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit

Bisher wurde festgestellt, daß durch die Modifikation der Arbeitslosenunterstützung zum Teil eine signifikante Verlängerung der Arbeitslosigkeitsdauer für bestimmte Alterskohorten beobachtet werden kann. Die Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung könnte jedoch auch die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit der Arbeitsanbieter beeinflussen. Die Auswirkung der Dauer der Arbeitslosigkeit auf das Humankapital ist Gegenstand zahlreicher Abhandlungen. So ist vorstellbar, daß sich durch eine lange individuelle Arbeitslosigkeitsdauer das Humankapital der arbeitslosen Individuen verringert und die Arbeitsanbieter jedenfalls dann nicht mehr wiederbeschäftigt werden, wenn der Reservationslohn dieser Arbeitsanbieter sich nicht an das gesunkene Humankapital angleicht. Eine Argumentation die allerdings nicht nur von z. B. *Bean* (1994, S. 608) angezweifelt wird. Die Dauer der Arbeitslosigkeit kann sich aber auch dann ungünstig auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit auswirken, wenn die Dauer der Arbeitslosigkeit von den Arbeitsnachfragern als Signal für eine nicht direkt beobachtbare Humankapitalverringerung aufgefaßt wird. Die Arbeitsnachfrager führen somit ein „Ranking“ der Arbeitslosen durch und stellen tendenziell diejenigen Arbeitslosen ein, die eine kürzere Arbeitslosigkeitsdauer aufweisen (*Blanchard* und *Diamond*, 1994). In beiden Fällen wird nach dieser Argumentation die Wiederbeschäftigung der Individuen durch eine längere Dauer der Arbeitslosigkeitsphase gefährdet. Ebenso ist denkbar, daß ältere Arbeitnehmer durch eine extreme Verlängerung ihrer Bezugszeiten auf eine Wiederaufnahme der Beschäftigung verzichten und sofort in den Ruhestand überwechseln. Wir versuchen diese Aspekte durch eine Probit-Analyse der Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit zu erfassen.

Es sei Y_i der Erwerbsstatus des Individuums nach Beendigung der gemessenen Arbeitslosigkeit ($Y_i = 1$: Wiederbeschäftigung, $Y_i = 0$: Out of Labour Force). Die Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung des Individuums ist somit

$$\Pr(Y = 1) = \int_{-\infty}^{\beta'x} \varphi(t) dt = \Phi(\beta'x)$$

Für die Berechnung des absoluten Parameterwertes einer exogenen Variablen gilt

$$\frac{\partial E(Y)}{\partial x} = \varphi(\beta'x)\beta$$

Schließlich lautet die Likelihoodfunktion einer Probitschätzung

$$L = \prod_i [F(\beta'x_i)]^{Y_i} [1 - F(\beta'x_i)]^{1-Y_i}$$

In Tabelle 5 beziehen sich sämtliche Koeffizienten auf die Wahrscheinlichkeit, eine Beschäftigung nach Ende der Arbeitslosigkeit wieder aufzunehmen. Wir können feststellen, daß viele Variablen, die für eine Verlängerung der spells verantwortlich sind, auch für die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit eine signifikant negative Auswirkung zeigen. So erhöht ein zunehmendes Lebensalter der Arbeitslosen signifikant die Dauer der Arbeitslosigkeit. Ähnliche Effekte generieren die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote, der Ausländer-Dummy und der Familienstand. Die Auswirkung der Variable *sex* ist, im Gegensatz zur Hazard Raten-Analyse eindeutig: Die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit der männlichen Arbeitslosen ist höher, nicht eindeutig allerdings ist die Auswirkung der Einkommensvariablen. Darüber hinaus weisen die Variablen *Saison 2* und *Saison 3* die erwarteten Vorzeichen auf: Die Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung ist geringer, wenn im zweiten oder dritten Quartal die Arbeitslosigkeit begonnen wird.

Den Kern unserer Analyse bildet aber wiederum die Untersuchung des Einflusses der Veränderung der Arbeitslosenunterstützung auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit. Wir können feststellen, daß das Vorzeichen dieses Parameters für die Kohorten 2 bis 5 insgesamt negativ ist, aber innerhalb der Kohorten eine deutliche Unterscheidung vorgenommen werden kann. Von besonderer Bedeutung scheint uns die Insignifikanz des Parameters der Kohorte 2 zu sein, da die maximale Dauer der Arbeitslosengeldzahlung für diese Kohorte immerhin von 12 auf 18 Monaten ausgedehnt worden ist. Betrachten wir allerdings die Werte der Kohorten 3 bis 5 so sind die Wirkungen der Veränderung der Arbeitslosenunterstützung nicht zu vernachlässigen. Die Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung bei einer Veränderung des Parameters *benefit* verringert sich von 1,4% für die Kohorte 2 bis auf 3,1% für die Kohorte 5.

H. Abschließende Bemerkungen

Die Auswirkungen des Arbeitslosensicherungssystems auf die Arbeitslosigkeitsdauer müssen sehr differenziert betrachtet werden: Grundsätzlich unterscheiden sich die Resultate je nach dem Erwerbsstatus am Ende der Arbeitslosigkeit.

Tabelle 5
Probit Schätzung

	Kohorte 2–5	Kohorte 2	Kohorte 3	Kohorte 4	Kohorte 5
intercept	7.7826 (0.0000)	3.0578 (0.0000)	2.9120 (0.0000)	2.2057 (0.0000)	1.9764 (0.0000)
age	-0.1063 (0.0000)				
alq	-0.1210 (0.0000)	-0.1368 (0.0000)	-0.1973 (0.0000)	-0.1444 (0.0000)	-0.1239 (0.0000)
foreign	-0.4851 (0.0000)	-0.5140 (0.0000)	-0.5779 (0.0000)	-0.6196 (0.0000)	-0.1472 (0.0001)
famst	-0.0381 (0.0076)	0.1010 (0.0157)	0.0373 (0.2972)	-0.0758 (0.0131)	-0.1485 (0.0000)
sex	0.2560 (0.0000)	0.2367 (0.0000)	0.1744 (0.0000)	0.2746 (0.0000)	0.2310 (0.0000)
child	-0.0208 (0.0788)	-0.0824 (0.0005)	-0.0490 (0.0320)	0.0074 (0.7545)	0.2144 (0.0000)
time	0.1333 (0.0000)	-0.0769 (0.1727)	0.4067 (0.0000)	0.4636 (0.0000)	0.3781 (0.0000)
timesqr	-0.0107 (0.0000)	0.0002 (0.9453)	-0.0257 (0.0000)	-0.0282 (0.0000)	-0.0197 (0.0000)
income	-0.0133 (0.0000)	0.0049 (0.2378)	0.0164 (0.0000)	0.0209 (0.0000)	-0.0425 (0.0000)
saison1	-0.0204 (0.2459)	-0.0528 (0.3175)	0.0259 (0.5755)	-0.0380 (0.3278)	-0.0358 (0.1286)
saison2	-0.3316 (0.0000)	-0.1357 (0.0151)	-0.2018 (0.0000)	-0.2498 (0.0000)	-0.4259 (0.0000)
saison3	-0.3143 (0.0000)	-0.1523 (0.0053)	-0.2164 (0.0000)	-0.2779 (0.0000)	-0.3787 (0.0000)
benefit	-0.0376 (0.0000)	-0.0142 (0.3291)	-0.0920 (0.0000)	-0.0848 (0.0000)	-0.0830 (0.0000)
	Beobachtungen: 49948 Beschäftigung: 32899 Out-of-labour-force: 17049 Log-Likelihood: 22703.3	Beobachtungen: 7671 Beschäftigung: 6814 Out-of-labour-force: 857 Log-Likelihood: 2509.11	Beobachtungen: 9634 Beschäftigung: 8336 Out-of-labour-force: 1298 Log-Likelihood: 3461.22	Beobachtungen: 11409 Beschäftigung: 9410 Out-of-labour-force: 1999 Log-Likelihood: 4797.12	Beobachtungen: 21234 Beschäftigung: 8339 Out-of-labour-force: 12895 Log-Likelihood: 25625.39

Arbeitslose, die in *out of labour force* überwechseln, verlängern die spells im Vergleich zu Arbeitnehmern, die die Arbeitslosigkeit mit einer Neuaufnahme der Beschäftigung beenden, wesentlich stärker. Ältere Arbeitnehmer reagieren auf die drastische Erhöhung der Dauer der Zahlung von Arbeitslosengeld sowohl mit einer Ausweitung der individuellen Arbeitslosigkeitsdauer als auch mit einer Verringerung der Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit. Doch können diese Ergebnisse nicht verallgemeinert werden: Für die jüngste betrachtete Alterskohorte sind kaum Reaktionen hinsichtlich der Dauer der Arbeitslosigkeit bzw. kein Effekt bezüglich der Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit festgestellt worden. Diese unterschiedlichen Resultate geben wichtige Hinweise zur Abschätzung der *disincentive* Wirkungen des Arbeitslosenunterstützungssystems. Die Erhöhung der maximalen Bezugszeit von 12 auf 32 Monate führte offensichtlich dazu, daß zumindest ein Teil der betroffenen älteren Arbeitnehmer die verlängerten Zahlungsdauer nutzt, um nach einer längeren Phase der Arbeitslosigkeit in den *out of labour force*-Zustand bzw. den Ruhestand überzuwechseln. In der Tat scheinen daher die Regelungen der Arbeitslosenunterstützung zu einer geringeren Effizienz des Arbeitsmarktes nur für diese älteren Kohorten zu führen.

Literatur

- Atkinson, A./Micklewright, J. (1985), Unemployment benefits and unemployment duration, STICERD Occasional Paper No. 5, London School of Economics, London.
- (1991), Unemployment Compensation and Labour Market Transition: A Critical Review, *Journal of Economic Literature* 29, S. 1679–1727.
- Bean, Ch. R. (1994), European Unemployment: A Survey, *Journal of Economic Literature* 32, S. 573–619.
- Bender, S./Hilzendegen, J./Rohwer, G./Rudolph, H. (1996), Die IAB-Beschäftigungsstichprobe 1975–1990, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 197, Nürnberg.
- Blanchard, O. J./Diamond, P. (1994), Ranking, Unemployment Duration, and Wages, *Review of Economic Studies* 61, S. 417–434.
- Blossfeld, H.-P./Hamerle, A./Mayer, K. U. (1986), Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Frankfurt.
- Burtless, G. (1987), Jobless Pay and High European Unemployment, in: Lawrence, R. und Schultze, C.L. (Hrsg.), *Barriers to Economic Growth*, Brookings Institution, Washington DC, S. 105–162.
- Franz, W. (1987), Hysteresis, Persistence, and the NAIRU: An Empirical Analysis for the Federal Republic of Germany, in: Layard, R. und Calmfors, L. (Hrsg.), *The Fight against Unemployment*, Cambridge, S. 91–122.
- (1991), *Arbeitsmarktökonomik*, Berlin.

- Galler, H./Pötter, U.* (1987), Unobserved Heterogeneity in Models of Unemployment Duration, Materialien aus der Bildungsforschung, Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, Berlin.
- Genosko, J.* (1998), Das Arbeitsförderungs-Reformgesetz: Eine sozial- und arbeitsmarktpolitische Betrachtung ausgewählter Aspekte, in: Hauser, R. (Hrsg.), Reform des Sozialstaats II. Theoretische, institutionelle und empirische Aspekte, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Berlin, S. 159–181.
- Genosko, J./Hirte, G./Weber, R.* (1998), Cross-Subsidization and Experience Rating. A Case Study for German Unemployment Insurance System, in: Dahiya, S. B. (Hrsg.), The Current State of Economic Science, Vol. 4, Rohtak, S. 2065–2084.
- Hujer, R./Löwenbein, O./Schneider, H.* (1990), Wages and Unemployment: A Microeconomic Analysis for the FRG, in: König, H. (Hrsg.), The Economics of Wage Determination, New York, S. 299–329.
- Hunt, J.* (1995), The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany, Journal of Labor Economics 13, S. 88–120.
- Kiefer, N.* (1988), Economic Duration Data and Hazard Functions, Journal of Economic Literature 26, S. 646–679.
- Kuhn, R.* (1996): Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe, Saarbrücken.
- Lampert, H.* (1998), Lehrbuch der Sozialpolitik, Berlin.
- Layard, R./Nickell, S./Jackman, R.* (1995), The Unemployment Crisis, Oxford.
- Nickell, S.* (1988), The NAIRU: some theory and statistical facts', in: Cross, R. (ed.), Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis, Oxford S. 378–385.
- (1998), Unemployment: Questions and some Answers, The Economic Journal 108, S. 802–816.
- OECD (1988), Employment Outlook, vol. 6., Paris.
- Oswald, A.* (1986), Unemployment Insurance and Labor Contracts under Asymmetric Information, American Economic Review 76, S. 365–377.
- Steiner, V.* (1997), Extended Benefit-Entitlement Periods and the Duration of Unemployment in West Germany, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung Mannheim, Diskussionspapier 97–14, Mannheim.
- Wurzel, E.* (1993): An Econometric Analysis of Individual Unemployment Duration in West Germany. Heidelberg.
- (1990), Staggered Entry and Unemployment Durations: An Application to German Data, in: Hartog, J., Ridder G. und Theeuwes, J. (Hrsg.), Panel Data and Labor Market Studies, North-Holland, Amsterdam, S. 119–134.

Koreferat zu Joachim Genosko und Reinhard Weber

Arbeitslosenversicherung und Dauer der Arbeitslosigkeit

Von *Friedrich Buttler*, Genf

Ob und in welcher Weise Höhe und Dauer der Leistungen aus der Versicherung gegen Arbeitslosigkeit das gesamtwirtschaftliche Niveau und die Struktur der Arbeitslosigkeit beeinflussen, ist ein wichtiges Thema, wird in der Literatur ebenso wie im politischen Diskurs kontrovers erörtert und verdient mithin weitere wissenschaftliche Untersuchung. Den Autoren ist zu danken, daß sie sich dieser Aufgabe gestellt haben.

Dabei ist die Diskussion auch auf der wissenschaftlichen Ebene nicht frei von Plattheiten. Zu diesen gehört die von Genosko und Weber zitierte Begründung der Burtless-These, wonach Veränderungen in europäischen Arbeitslosigkeitsversicherungssystemen zu keinem signifikanten Anstieg der Arbeitslosigkeit geführt hätten, da ja Europa bereits zu Zeiten niedriger Arbeitslosigkeit über gut ausgebaute entsprechende Systeme verfügt hätte. Das kann nicht überzeugen, weil gleiche Systeme in unterschiedlichen Umgebungen durchaus verschieden wirken können – und es unterliegt keinem Zweifel, daß sich die gesamtwirtschaftlichen Umgebungszustände in den letzten Jahrzehnten stark verändert haben. Nur am Rande sei zudem vermerkt, daß sich die empirisch arbeitenden Ökonomen hüten müssen, varianzanalytische Ergebnisse durch ihre Wortwahl wie „verursacht“ oder „geführt haben“ kausal umzudeuten. Wir wissen ja, daß unsere Kunst soweit nicht reicht.

Auch die Burtlett gegenübergestellte These von Nickell, wonach die Ursache (!) hoher Arbeitslosigkeit ausschließlich in der Arbeitslosenversicherung zu sehen sei, kann schon auf den ersten Blick nicht überzeugen. Die Kontroverse zwischen denen, die argumentieren, die Arbeitslosenversicherung schaffe sich einen Teil ihrer Unterstützungsempfänger selbst, veranlasse die Menschen, angebotene Arbeit abzulehnen, weil sie den Akzeptanzlohn in die Höhe treibe und trage deshalb zur Ineffizienz des Arbeitsmarktes bei, sowie denjenigen, die unter Arbeitmarkteffizienz auch verstehen, daß soziale Sicherheit einen Beitrag zu nachhaltiger Produktivität leistet, ist ernsthafter. Man braucht indes dafür die von den Autoren aufgebauten argumentativen Pappkameraden nicht.

Veränderungen der Leistungsgewährung bieten jenseits davon unter ganz präzise zu beschreibenden Bedingungen die Chance für die Untersuchung der Veränderung von Anreizwirkungen der Arbeitslosenversicherung auf das Übergangsverhalten aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung bzw. in Nichterwerbstätigkeit. So erscheint

es z. B. plausibel zu vermuten, daß ältere Arbeitslose die Verlängerung des Leistungsbezugs nutzen, um die Zeit bis zum möglichen Bezug von Renten- oder rentenähnlichen Leistungen zu überbrücken. Es läßt sich dann weiter diskutieren, ob die dadurch verlängerte individuelle Arbeitslosigkeit ein Indiz für verschlechterte Arbeitsmarkteffizienz ist oder ob dies ein gewollter Effekt ist, um den Arbeitsmarkt angebotsseitig zu entlasten. Dabei wären auf der anderen Seite crowding-out-Effekte der zusätzlichen Finanzierung mit ihren Wirkungen auf das Niveau der Arbeitslosigkeit gegen zu rechnen.

Die Autoren haben die seit 1985 in der Bundesrepublik vollzogenen Veränderungen der Leistungsgewährung dankenswerterweise zum Anlaß genommen, mit Hilfe der IAB-Beschäftigungsstichprobe eine auch nach Leistungsempfängergruppen klar abgrenzbare Fragestellung zu verfolgen. Dabei haben sie sich auf die Wirkungen auf das Übergangsverhalten konzentriert. Auch die Wahl der Datenbasis ist richtig. Bekanntlich bietet die Beschäftigungsstichprobe für solche Fragen eine hohe Fallzahl bei guter Datenqualität, freilich im Vergleich zum SOEP, das die Fallzahl nicht bieten kann und das mit Befragungsdaten arbeitet, bei begrenzter Zahl der zu kontrollierenden Variablen.

Dabei ist ihnen allerdings ein für den Zweck ihrer Analyse des Übergangsverhaltens folgenschwerer Irrtum unterlaufen. Ob jemand vom Status der Arbeitslosigkeit in den Status der Nichterwerbstätigkeit (bei Genosko und Weber: „out of the labour force“) wechselt, ist zwar für die Interpretation zweifellos wichtig. Dazu schreiben aber die Autoren: „Auch das Ende der Arbeitslosigkeit ist nicht immer eindeutig zu bestimmen. So werden in der amtlichen Statistik Personen aus dem Arbeitslosenregister gestrichen, weil sie keine Leistungen mehr erhalten, obwohl sie noch aktiv nach einem Arbeitsplatz suchen“. Das ist unzutreffend. Vielmehr gibt es auch dann, wenn die Leistung aus Arbeitslosengeld erschöpft ist und keine Bedürftigkeit für die Arbeitslosenhilfe vorliegt, viele Personen, die ohne Leistungsbezug in der registrierten Arbeitslosigkeit bleiben. Solche Fälle von Phasen bei vormaligen Leistungsempfängern oder von Personen, die von Anfang an keine Leistungen beziehen, enthält die von den Autoren verwendete Stichprobe freilich nicht. Die Autoren müßten bei der weiteren Arbeit neben den Aggregatzuständen „leistungsbeziehend arbeitslos“ und „out of the labour force“ noch „ohne Leistungsbezug arbeitslos registriert“ unterscheiden. Damit ließen sich für die Gruppe derer, die ohne Leistungsbezug registriert bleiben, andere Interpretationsergebnisse erzielen.

Insofern konnten Genosko und Weber mit der benutzten Datenbasis nur unterschiedliche Zeiten des Leistungsbezugs vor und nach den betrachteten Änderungen der einschlägigen Regulierungen beobachten, aber nicht die Dauer von Arbeitslosigkeit. Und auf letztere kommt es ja bei der Diskussion um die Regulierungseffizienz an. Hier besteht also noch eine Baustelle. Next Paper? Übrigens: Auch dafür gibt es eine geeignete IAB-Stichprobe.

Markteinkommen, öffentliche Transfers und Umverteilung

Zur Leistungsfähigkeit verschiedener Zuwanderungsgruppen in Deutschland

Von *Felix Büchel* und *Joachim R. Frick*, Berlin

A. Einleitung

Die Einwanderungspolitik der Bundesrepublik Deutschland steht seit längerem im Zentrum der innenpolitischen Diskussion. Dabei ging es stets um die Frage, ob Umfang und Struktur der Zuwanderung zielgerichteter gesteuert werden sollen, und wenn ja, nach welchen Kriterien. Die Politik der früheren Regierung Kohl war in diesem Zusammenhang durch eine eher passive Grundhaltung gekennzeichnet. Ungeachtet gegenteiliger empirischer Evidenz wurde – sicher auch unter Rücksichtnahme auf diffuse Überfremdungsängste eines Großteils der Bevölkerung – an der Sprachregelung festgehalten, Deutschland sei kein Einwanderungsland (*Bundesregierung der BRD*, 1996, S. 2). Konsequenterweise entstand der Eindruck, grundlegendes Bestreben der Einwanderungspolitik sei im wesentlichen die Eindämmung der Zuwanderung nach Deutschland, oder zumindest die Reduktion bestimmter Zuwanderergruppen, denen in Deutschland hohe Bedeutung zukommt (nämlich Asylbewerber, nachziehende Familienangehörige der ersten Gastarbeitergeneration und Aussiedler¹ vgl. *Rotte*, 1998). Charakteristisch für diese Periode ist eine rechtswissenschaftliche Studie, deren Autoren sich offenbar genötigt sahen, ihren im Titel angesprochenen Regelungsbedarf für eine Einwanderungsgesetzgebung noch zurückhaltend mit einem Fragezeichen zu versehen (*Göbel-Zimmermann* und *Masuch*, 1998).

Nach dem Regierungswechsel im Jahr 1998 kam eine starke Dynamik in die Einwanderungsdiskussion. Dies mag zunächst auf unterschiedliche Parteiprogramme von Regierung und Opposition zurückgeführt werden. Nicht unwesentlich

¹ Als (Spät-)Aussiedler werden deutschstämmige Personen aus Osteuropa und dem Gebiet der ehemaligen Sowjetunion bezeichnet, die – oft nach Generationen – nach Deutschland zurückkehren. Diese – und ihre Familienangehörigen, wobei der Familienbegriff sehr weit gefaßt wird – erhalten, sofern sie Grundkenntnisse der deutschen Sprache und eine Beziehung zu deutschem „Brauchtum“ belegen können, bei der Einreise die deutsche Staatsangehörigkeit. Für Einzelheiten zu dieser spezifisch deutschen Regelung vgl. z. B. *Zimmermann* (1999).

stimuliert wurde die Debatte allerdings durch die sich rapide verschlechternde demographische Struktur Deutschlands, die die Funktionsfähigkeit der sozialen Sicherungssysteme schon bald in Frage stellt (*Börsch-Supan*, 1994, *Rürup* und *Sesselmeier*, 1994, *Schmähl*, 1994, 1995, *Ulrich*, 1994 und *Sinn*, 1997). Dass Zuwanderung dieses Problem zwar nicht lösen, aber doch deutlich mildern könnte, belegte eine auf große öffentliche Aufmerksamkeit gestoßene UN-Studie (*UNPD*, 2000). Starke Angebotsengpässe am Arbeitsmarkt, insbesondere bei hochqualifizierten Arbeitskräften in der IT-Branche, denen mit der sogenannten „Greencard“-Initiative² nur halbherzig begegnet wurde, gaben der Einwanderungsdiskussion zusätzliche Impulse. Das Bemühen, die Einwanderungspolitik in Zukunft wesentlich aktiver zu gestalten, wird sichtbar durch das Einberufen einer politisch und disziplinar breit zusammengesetzten Einwanderungs-Kommission, die Empfehlungen für die Konkretisierung einer veränderten Politik abgeben soll. Die Frage lautet nun nicht mehr, ob, sondern wie die Zuwanderung aktiv gesteuert werden soll.

Starke Migrationsströme, wie sie beispielsweise Deutschland erlebt³, sind unter vielfältigen Gesichtspunkten zu bewerten. Eine zentrale Frage, die auch die Wahrnehmung der Immigration durch die länger ansässige Bevölkerung stark beeinflusst, ist diejenige nach den ökonomischen Konsequenzen. Ein wichtiger Teilaspekt dieses Komplexes – die Frage, ob die bisher erfolgte Zuwanderung die ansässige Bevölkerung ökonomisch eher belastet oder entlastet – ist Gegenstand des vorliegenden Beitrages.

B. Problemstellung

Die schlichteste Form eines auf Zuwanderer bezogenen ökonomischen Untersuchungsdesigns besteht darin, in stochastischen Modellen eine Kovariate „Zuwanderer: ja/nein“ einzubeziehen. In aller Regel belegt der für eine solche Variable geschätzte Parameter eine ungünstigere sozioökonomische Position der Zuwanderer. Die Gruppe der Zuwanderer ist jedoch zu heterogen, um aus einem solchen Ergebnis weitreichende Schlussfolgerungen ziehen zu können.

Die ökonomische Literatur, die sich der Frage nach Kosten und Nutzen der Zuwanderung differenzierter stellt, lässt sich in wenige Themenfelder fassen (vgl. für

² Diese Regelung ermöglicht Arbeitgebern der IT-Branche, hochqualifizierte ausländische Spezialisten anzuwerben, allerdings nur mit auf fünf Jahre befristeter Aufenthaltserlaubnis und ohne die Möglichkeit eines Familiennachzugs. Voraussetzung ist ein Hochschulabschluss oder ein angebotenes Jahresgehalt von mindestens DM 100.000,- (Quelle: *Bundesministerium für Arbeit*).

³ Die Zuwanderung nach Deutschland betrug im Jahr 1998 rund 800.000 Personen; allerdings war die Wanderungsbilanz aufgrund der anhaltend hohen starken Rückwanderung in diesem Jahr erstmals nahezu ausgeglichen (*Lederer et al.*, 1999). Im Jahre 1999 ergab sich, insbesondere aufgrund weiter rückläufiger Aussiedler- und Aylsbewerberzahlen, erstmals seit längerer Zeit wieder ein negativer Wanderungssaldo.

einen Überblick *Schultz*, 1998). Zunächst sind es Studien, die die soziale Integration der Zuwanderer beleuchten. Dabei geht es um Assimilierung hinsichtlich verschiedener Dimensionen wie beispielsweise Schulbesuch, Spracherwerb, und ähnliches (vgl. z. B. *Dustmann*, 1996 und 1999, *Büchel und Wagner*, 1996, *Haisken-DeNew et al.*, 1997, *Reitz*, 1998). Ein anderes Gebiet befasst sich mit der Frage nach dem Erfolg der angestrebten Arbeitsmarktintegration (vgl. z. B. *Licht und Steiner*, 1994, *Velling*, 1995, *Koller*, 1997, *Schmidt*, 1997, *Bauer*, 1998). Davon abzugrenzen sind Studien, die die Effekte der Zuwanderung auf lokale und nationale Arbeitsmärkte untersuchen; im Mittelpunkt des Interesses stehen dabei Effekte auf Lohnstruktur, Arbeitslosenquote und gesamte Einkommensverteilung (vgl. z. B. *LaLonde und Topel*, 1991, *Gang und Rivera-Batiz*, 1994, *Haisken-DeNew*, 1996, *Frick et al.*, 1997, *Pischke und Velling*, 1997, *Grabka et al.*, 1999). Zu einem eigenständigen und stark prosperierenden Forschungszweig hat sich die Untersuchung des Bezugs von staatlichen Transferleistungen, insbesondere von Sozialhilfe, entwickelt (vgl. z. B. *Maani*, 1993, *Khoo*, 1994, *Baker und Benjamin*, 1995, *Borjas und Trejo*, 1991 und 1995, *Borjas und Hilton*, 1996, *Büchel et al.*, 1997, *Zavadny*, 1997, *Gustmann und Steinmeier*, 1998, *Hu*, 1998, *Jensen* 1998, *Riphahn*, 1998, *Voges et al.*, 1998, *Castranova et al.*, 2001).

Eine noch wenig bearbeitete, aber stark an Interesse gewinnende Forschungsrichtung schließlich beschäftigt sich explizit mit Kosten-/Nutzenanalysen im Kontext von Zuwanderung. *Borjas* (1995b), S. 279 schreibt: „(The) cost-benefit calculation will surely be a key component of the immigration debate that is likely to dominate domestic public policy in the next decade“. Dabei wird allgemein kritisiert, dass häufig allein die Belastungsseite, d. h. der Bezug von staatlichen Transfers, betrachtet wird, und damit der Leistungsaspekt, d. h. der Beitrag der Zuwanderer zum staatlichen System von Steuern und Sozialabgaben, vernachlässigt wird: „An overall judgment on the effects of immigrants on future government expenditures should take into account the tax contributions of immigrants and natives as well as the expenditures for them. However, no recent study provides data on household incomes of natives and immigrants; hence there is no solid basis for estimating the taxes paid by the two groups.“ (*Simon*, 1996, S. 107). Die entscheidende Frage lautet: „Do (immigrants) consume more services from the public sector than they pay for in taxes?“ (*Schultz*, 1998, S. 245), oder, noch spezifischer: „Who’s financing whom? Do immigrants subsidize the native population or vice versa? Is immigration a cost factor or a net benefit for the public transfer system?“ (*Weber und Straubhaar*, 1996, S. 350).

Unter den wenigen bislang existierenden Studien auf diesem Gebiet kommen *LaLonde und Topel* (1991) zu dem Ergebnis, dass US-Einwanderer zwar geringere Einkommen beziehen als die länger ansässige Bevölkerung, jedoch dadurch letztere nicht belasten, da sie gleichzeitig geringere Transferbezüge aufweisen. Dies wird von *Simon* (1996) für die 70er-Jahre bestätigt; die neuere Entwicklung scheint diesbezüglich wiederum weniger Klarheit zu bieten. *Rürup und Sesselmeier* (1994) belegen, dass Zuwanderer nach Deutschland Nettozahler in Bezug auf Arbeitslo-

sen- und Krankenversicherung sind; hinsichtlich der Rentenversicherung kann kein eindeutiger Schluss gezogen werden, da hier zu viele Einflussfaktoren unkontrolliert bleiben müssen⁴. Für die Schweiz ermitteln *Weber und Straubhaar* (1996) einen Nettozahler-Effekt der Zuwanderung beim Steuer- und Abgabensystem. Die vorliegende empirische Studie für Deutschland versteht sich als weiterer Beitrag zu dem von diesen Arbeiten begründeten innovativen Forschungszweig.

C. Untersuchungsansatz

I. Daten und Untersuchungszeitraum

Die hier vorgelegte empirische Analyse basiert auf Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Dieser Datensatz enthält für Deutschland repräsentative Informationen auf Haushalts- und Personenebene. Die Untersuchungseinheiten werden in Jahresabständen wiederbefragt (für Einzelheiten vgl. Projektgruppe SOEP 1995). Erhoben werden unter anderem detaillierte Informationen zu Einkommensbestandteilen und ethnischer Struktur der Haushalte. Erstere wurden für den deutschen Teil des PSID-GSOEP-Equivalent File (*Burkhauser et al.*, 2000) als Brutto-Jahreseinkommen auf Haushaltsebene aufbereitet und mit Hilfe eines von *Schwarze* (1995) entwickelten Steuer- und Abgabemoduls – unter Berücksichtigung relevanter Größen wie Steuerklasse, pauschaler Freibeträge, Progression, Beitragsbemessungsgrenzen, etc. – in Netto-Einkommen umgerechnet. Zur besseren Differenzierung verschiedener Zuwanderergruppen beziehen wir die in den Jahren 1994/95 erstmals realisierte Immigranten-Unter Stichprobe des SOEP ein; der im folgenden verwendete Analysezeitraum erstreckt sich über die SOEP-Befragungsjahre 1995–1997, wobei sich die Einkommen jeweils auf das Vorjahr beziehen. Wir beschränken die Analyse auf Personen, die in einem Haushalt mit einem Vorstand⁵ in erwerbsfähigem Alter (hier: bis 60 Jahre) leben⁶. Dies impliziert, dass wir uns – der aktuellen gesellschaftlichen Diskussion entsprechend – in erster Linie für die ökonomische Integrationsfähigkeit von Zuwanderern interessieren. Für den Drei-Jahreszeitraum stehen uns insgesamt über 45.000 Beobachtungen mit validen Einkommensangaben von rund 16.000 Personen in rund 7.000 Haushalten zur Verfügung. Dabei ist zu beachten, dass Zuwanderer im SOEP aufgrund des

⁴ So bezogen beispielsweise im Jahr 1996 rund 30.000 in ihr Heimatland zurückgekehrte ehemalige türkische Gastarbeiter Leistungen aus der Gesetzlichen Rentenversicherung (Quelle: *Bundesministerium für Arbeit*).

⁵ Als Haushaltsvorstand verstehen wir in dieser Untersuchung diejenige Person im Haushalt, die über das höchste individuelle Einkommen verfügt (bei gleich hohem Einkommen von Partnern gilt die von der SOEP-Administration benannte Bezugsperson als Haushaltsvorstand).

⁶ Für eine Untersuchung, die in einer separaten Analyse die Gesamtheit aller Haushalte unabhängig von einer Altersselektion betrachtet („Gesamtgesellschaftliche Belastungs-Betrachtung“), vgl. *Büchel und Frick* (2000).

Stichprobenziehungsdesigns überrepräsentiert sind. Eventuelle Verzerrungen, die durch dieses Oversampling oder durch systematisches Ausscheiden aus dem Panel (Panel-Mortalität) bedingt sind, werden im Rahmen der deskriptiven Auswertungen durch adäquate Gewichtungsfaktoren korrigiert.

II. Untersuchungsebene und Abgrenzung von ethnischen Gruppen

Als Untersuchungsebene dient die Person in ihrem jeweiligen Haushaltskontext. Die ethnische Zugehörigkeit aller Haushaltsmitglieder über 16 Jahren bestimmt die Zuordnung des Haushalts in bestimmte Gruppen (vgl. unten). Nach Durchführung der Kategorisierung werden alle Haushaltsmitglieder als Mitglieder der entsprechenden Ethnie betrachtet, ungeachtet ihrer tatsächlichen Nationalität.

Unsere Kategorisierung der Zuwanderergruppen enthält ein innovatives Element, indem der Grad der Assimilierung nicht – wie allgemein üblich – über die bisherige Aufenthaltsdauer in Deutschland operationalisiert wird, sondern über eine soziale Integration in Form eines Zusammenlebens von Zuwanderern mit der einheimischen Bevölkerung⁷. Für Westdeutschland unterscheiden wir folgende Gruppen: i) Einheimische Bevölkerung (Referenzgruppe); ii) „Reine“ Aussiedler-Haushalte (alle erwachsenen Haushaltsmitglieder sind Aussiedler); iii) „Gemischte“ Aussiedler-Haushalte (Haushaltsvorstand ist Aussiedler; mindestens ein erwachsenes Haushaltsmitglied ist einheimischer Deutscher); iv) „Reine“ Ausländer-Haushalte (alle erwachsenen Haushaltsmitglieder sind Ausländer); v) „Gemischte“ Ausländer-Haushalte (Haushaltsvorstand ist Ausländer; mindestens ein erwachsenes Haushaltsmitglieder ist einheimischer Deutscher). Asylbewerber schließen wir aus der Untersuchung aus, da es uns nicht legitim erscheint, diese qua Aufenthaltsstatus vom Arbeitsmarkt ausgeschlossene Personengruppe in eine Leistungsfähigkeits-Evaluation einzubeziehen⁸. Aufgrund der noch immer starken Unterschiede in den Einkommensstrukturen zwischen West- und Ostdeutschland führen wir schließlich noch die Kategorie vi) Ostdeutsche ein⁹.

⁷ Als „einheimische Bevölkerung“ bezeichnen wir im folgenden länger in (West-) Deutschland ansässige Personen deutscher Nationalität.

⁸ Für eine Analyse, die die Gruppe der Asylbewerber in privaten Haushalten einschließt, vgl. *Büchel und Frick (2000)*.

⁹ Diese Kategorie enthält einige wenige Ausländer. Wenn wir im folgenden weiterhin von verschiedenen ethnischen Gruppen sprechen, so dies im Sinne einer einfacheren Sprachregelung und nicht in der Absicht, Bürger in West- und Ostdeutschland als Mitglieder unterschiedlicher Ethnien zu charakterisieren.

III. Einkommenskomponenten, relative Einkommensposition und Umverteilung

Obwohl wir das Einkommen auf Personenebene untersuchen, werden die Einkommensinformationen auf Haushaltsebene errechnet. Diese Vorgehensweise ergibt sich aus der Annahme, dass Haushaltsmitglieder ihre Ressourcen teilen und jeweils einen gleichen Nutzen aus einem gegebenen Haushaltseinkommen beziehen. Wir weisen entsprechend allen Mitgliedern eines bestimmten Haushaltes das gleiche Äquivalenzeinkommen bzw. äquivalenzgewichtete Einkommenskomponenten zu. In Approximation der modifizierten OECD-Skala verwenden wir eine Äquivalenzskala mit einer Elastizität von $\epsilon = 0,5$. Alle Einkommenskomponenten werden deflationiert (1995 = 100) und um Kaufkraftunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland bereinigt (ca. 7% p.a.). Um den Einfluss von Ausreißern und Messfehlern zu reduzieren, werden die untersten und obersten 0,5% der Einkommensverteilung ausgeschlossen. Die Angaben aus den drei Beobachtungsjahren werden gepoolt ausgewertet, so dass sich für die deskriptiven Analysen der Mittelwert der Jahre 1995–1997 ergibt. In den multivariaten Analysen (vgl. unten) werden Modelltypen eingesetzt, die für unbeobachtete Heterogenität kontrollieren.

Entsprechend unseres Untersuchungsinteresses, Strukturunterschiede zwischen den Einkommen verschiedener ethnischer Gruppen zu bestimmen, werden für jede dieser Gruppen folgende Einkommenskomponenten separat dargestellt: i) Erwerbseinkommen; ii) Kapitaleinkommen (einschliesslich eines fiktiven Mietwertes für selbstgenutztes Wohneigentum¹⁰); iii) Private Transfers¹¹. Diese drei Einkommenskomponenten bilden das Markteinkommen. Nach Addierung von iv) (Alters-) Renten und Pensionen sowie v) Öffentlichen Transfers, sowie nach Subtraktion von vi) Steuern und Sozialabgaben erhalten wir das verfügbare Nettoeinkommen.

Basis unserer Einkommensanalysen sind die individuellen, relativen Einkommenspositionen: Dazu werden alle Einkommensangaben in Beziehung gesetzt zu den Mittelwerten, die aus der gesamtdeutschen Verteilung der jeweiligen Einkommenskomponenten gewonnen werden (Mittelwert = 100%). Der Effekt der Umverteilung wird über eine binäre Variable erfasst, die Gewinner und Verlierer des Umverteilungsprozesses benennt. Als Gewinner werden diejenigen Personen betrachtet, deren auf das Nettoeinkommen bezogene relative Einkommensposition höher liegt als die auf das Markt-Einkommen bezogene¹², und vice versa.

¹⁰ Für eine ausführliche Analyse zu Problemen bei der Operationalisierung dieser sog. Imputed Rent-Werte sowie zu deren Einfluß auf die personelle Einkommensverteilung vgl. Frick und Grabka (2001).

¹¹ In Anlehnung an Schwarze (1998) beinhaltet diese Komponente Betriebsrenten, die nicht dem (staatlichen) System der Rentenversicherung zuzuordnen sind.

¹² Dabei ist zu beachten, daß so bezeichnete „Gewinner“ nicht mit Personen gleichgesetzt werden dürfen, deren Bezug von öffentlichen Transfers den in Form von Steuern und Sozialabgaben an den Staat abgeführten Betrag übersteigt – es handelt sich bei unserem Ansatz um ein relatives, nicht um ein absolutes Konzept.

IV. Untersuchungsschritte

In einem ersten deskriptiven Schritt werden zunächst die Mittelwerte der relativen Einkommenspositionen pro ethnischer Gruppe bezüglich aller betrachteten Einkommenskomponenten ausgewiesen. Die Einzelkomponenten von Markt-Einkommen und Transfer-Einkommen werden zusätzlich aggregiert dargestellt (Tabelle 1). Danach werden für jede ethnische Gruppe ermittelt: i) der Anteil der Personen, die die jeweilige Einkommenskomponente beziehen bzw. leisten; ii) die jeweils wichtigste Einkommenskomponente; iii) die jeweiligen Einkommenskomponenten als Anteil am verfügbaren Nettoeinkommen („Portfolio-Struktur“). Basis dieses Auswertungsschrittes sind die Informationen sämtlicher Personen (Tabelle 2).

In einem zweiten Schritt tragen wir der vermuteten starken sozioökonomischen Heterogenität zwischen den unterschiedenen ethnischen Gruppen Rechnung. Die entsprechende multivariate Analyse beschränkt sich nunmehr auf die Haushaltsvorstände, um das Problem unbeobachteter Heterogenität auf Haushaltsebene zu vermeiden. Wir kontrollieren für wichtige Hintergrundvariablen auf Personen- und Haushaltsebene. Ein besonderer Akzent liegt dabei auf Interaktionstermen, die sich auf Zuwanderer beziehen. Dies sind zunächst die vier bereits in den deskriptiven Analysen verwendeten Gruppen („reine“ bzw. „gemischte“ Aussiedler- bzw. Ausländer-Haushalte). Zusätzlich kontrollieren wir für Aussiedler und Ausländer separat die bisherige Aufenthaltsdauer in Deutschland, wobei ein quadriertes Term der vermuteten Nicht-Linearität des Einflusses Rechnung trägt¹³. Sodann unterscheiden wir bei den ausländischen Zuwanderern drei Herkunftsregionen: EU-Staaten, europäische Nicht-EU-Staaten, und sonstige Staaten; es ist zu erwarten, dass der Grad von Assimilierungsfähigkeit bzw. -neigung und ökonomische Leistungsfähigkeit stark von kulturellen und institutionellen Unterschieden, bspw. bezüglich des im Heimatland bestehenden Schulsystems, bestimmt wird. Mittels Random-Effects-GLS und entsprechenden Probit-Modellen, die für unbeobachtete Heterogenität auf Personenebene über die Zeit hinweg kontrollieren, werden zum einen als abhängige Variablen die relativen Einkommenspositionen bezüglich Markt-Einkommen und verfügbarem Netto-Einkommen untersucht, zum anderen die Information, ob ein Haushalt seine relative Einkommensposition im Zuge des Umverteilungsprozesses verbessert oder nicht (Tabelle 3).

¹³ Für in Deutschland geborene Ausländer wird hier das Lebensalter eingesetzt.

D. Empirische Ergebnisse

I. Deskriptive Ergebnisse

1. Relative Positionen für verschiedene Einkommenskomponenten

Tabelle 1 belegt zunächst die wenig überraschende Tatsache, dass die einheimische (deutsche) Bevölkerung in Westdeutschland – gemessen am gesamtdeutschen Mittel – überdurchschnittlich hohe Markt-Einkommen erzielt (plus 10%). Höchst bemerkenswert dagegen erscheint, dass in „gemischten“ Aussiedler- und Ausländer-Haushalten – trotz der Fokussierung auf Haushalte mit Vorständen im erwerbsfähigen Alter – sogar noch leicht höhere Werte zu beobachten sind. Die erfolgreiche Assimilierung von Aussiedlern und Ausländern (hier operationalisiert mit der Wahl eines einheimischen, d. h. länger ansässigen deutschen Partners) geht somit einher mit einer vollständigen ökonomischen Integration.¹⁴ Demgegenüber zeigen „reine“ Aussiedler- und Ausländer-Haushalte eine deutlich schwächere Marktposition (ca. minus 30%). Dieses Ergebnis belegt schon sehr deutlich die heterogene Struktur von Zuwanderern in Deutschland, die pauschale Wertungen verbietet. Ostdeutsche Haushalte beziehen Markt-Einkommen, die nur wenig über denen der „reinen“ Zuwanderer-Haushalte liegen.

Die Aufschlüsselung der Markt-Einkommen in die einzelnen Komponenten zeigt den dominierenden Einfluss der Erwerbseinkommen. Kapitaleinkommen spielen eine deutlich untergeordnete Rolle. Hier ergeben sich analoge gruppenspezifische Unterschiede wie beim gesamten Markt-Einkommen, allerdings noch verstärkt. Die mittleren Kapitaleinkommen der einheimischen westdeutschen Bevölkerung und der „gemischten“ Zuwanderer-Haushalte in Westdeutschland liegen 20–30% über dem gesamtdeutschen Mittel, diejenigen der Ostdeutschen rund 50% darunter. Sehr ungünstige Werte ergeben sich für die „reinen“ Zuwanderer-Haushalte, mit einem Minimum für „reine“ Ausländer-Haushalte (minus 75%). Diese Ergebnisse könnten die mit steigender Aufenthaltsdauer verbesserten Möglichkeiten der Vermögensakkumulation widerspiegeln; teilweise dürften jedoch Effekte einer positiven sozialen Selektion dahinterstehen. Zudem berücksichtigt die hier verwendete Operationalisierung der Kapitaleinkommen den Besitz von selbstgenutztem Wohneigentum, welches in der Gruppe der Zuwanderer und Ausländer aufgrund ihrer regionalen Verteilung eher seltener gegeben ist¹⁵. Private Transfers konzentrieren sich auf die einheimische westdeutsche Bevölkerung; die niedrigsten Werte ergeben sich für Ostdeutsche.

¹⁴ Ob dieses Ergebnis lediglich ein Reflex auf unterschiedliche lange Aufenthaltsdauer ist, oder ob dieser Assimilierungsindikator einen eigenständigen Effekt darstellt, ist auch Gegenstand der multivariaten Analyse.

¹⁵ Zuwanderer leben überproportional oft in Gebieten mit hoher Siedlungsdichte und entsprechend geringerer Eigentümerquote.

Tabelle 1: Relative Einkommenspositionen in Deutschland nach Zuwanderungsstatus, 1995 – 1997¹⁾
 Personen in privaten Haushalten mit Vorstand in erwerbsfähigem Alter

Einkommensart	Westdeutschland						Ostdeutsch- land	Deutschland Insgesamt
	Ein- heimische	Zuwanderer und Ausländer				Insgesamt		
		Insgesamt	„Reine“ Ausiedler	„Gemischte“ Ausiedler	„Reine“ Ausländer		„Gemischte“ Ausländer	
<i>Markt-Einkommen</i>	110	86	69	114	73	113	81	100
• <i>Erwerbseinkommen</i>	108	89	73	112	79	113	84	100
• <i>Kapitaleinkommen</i>	125	60	37	131	25	118	53	100
• <i>Private Transfers</i>	121	77	86	88	78	57	53	100
<i>Transfer-Einkommen</i>	89	97	120	111	91	78	140	100
• <i>Renten/Pensionen</i>	107	75	77	136	61	63	99	100
• <i>Öffentl. Transfers</i>	77	111	147	94	110	87	165	100
<i>Steuern und Sozialversicherungsabgaben</i>	110	87	70	115	76	112	79	100
<i>Verfügbares Einkommen</i>	107	87	74	114	74	110	88	100

¹⁾ Durchschnitt der Einkommensjahre 1994 – 1996.
 Quelle: SOEP, Cross-National Equivalent Data File; eigene Berechnungen.

Bei den Transfer-Einkommen liegen Zuwanderer in ihrer Gesamtheit nahe am gesamtdeutschen Mittelwert; die einheimische westdeutsche Bevölkerung bei rund minus 10%. Die höchsten Bezüge unter allen Zuwanderern zeigen sich bei den „reinen“ Aussiedler-Haushalten (plus 20%); diese liegen jedoch noch immer deutlich unter denjenigen der Ostdeutschen (plus 40%). Bemerkenswert erscheint bei der Betrachtung der Transfer-Einkommen die Disaggregation nach unterschiedlichen Einkommenskomponenten: Während die einheimische westdeutsche Bevölkerung und Ostdeutsche bei Renten und Pensionen ähnliche Werte aufweisen, liegt die Gesamtgruppe der Zuwanderer bei minus 25%. Ganz anders bei öffentlichen Transferleistungen: Hier realisiert die westdeutsche Referenz-Bevölkerung ein Minimum (minus 23%), und die Gesamtgruppe der Zuwanderer weist leicht überdurchschnittliche Bezüge auf (plus 11%). Wieder zeigt sich jedoch die starke Heterogenität der Zuwanderer: „Reine“ Aussiedler-Haushalte weisen ein Plus von rund 50% auf, dagegen haben die „gemischten“ Zuwanderer-Haushalte eine eher unterdurchschnittliche Position beim Bezug öffentlicher Transfers. Spitzenreiter sind jedoch erneut ostdeutsche Haushalte (plus 65%).

Die gruppenspezifische Struktur der abgeführten Steuern und Sozialabgaben schließlich spiegelt recht genau die für das Markt-Einkommen beobachtete Verteilung wider. Dies könnte dahingehend interpretiert werden, dass Deutschland über ein „gerechtes“ Steuer- und Abgabensystem verfügt; allerdings könnte sich dabei auch ein teilweise artifizieller Effekt aus dem verwendeten Steuer- und Abgabemodul (vgl. Abschnitt C.I) einstellen.¹⁶

2. Bezugs- und Portfolio-Struktur für verschiedene Einkommenskomponenten

Das obere Drittel von Tabelle 2 zeigt, dass nahezu alle Haushalte in Deutschland – ungeachtet ihrer ethnischen Zusammensetzung – über eigenes Markt-Einkommen verfügen. Immerhin ist dies jedoch in 4% der „reinen“ Zuwanderer-Haushalte nicht der Fall. Erwerbseinkommen wird von Einheimischen in Westdeutschland, Zuwanderern in ihrer Gesamtheit und Ostdeutschen gleich häufig bezogen (94%). Wiederum liegen die Werte für „reine“ Zuwanderer-Haushalte leicht darunter. Private Transfers sind selten und erreichen in jeder ethnischen Gruppe deutlich weniger als 10% der beobachteten Haushalte. Auch hier sind die geringsten Werte für die „reinen“ Zuwanderer-Haushalte zu verzeichnen, die offensichtlich seltener auf Unterstützung innerhalb ihrer Netzwerke zurückgreifen können, aber auch seltener Betriebsrenten beziehen, die in dieser Einkommenskomponente enthalten sind.

¹⁶ Das genannte Modul kann lediglich auf den faktisch im SOEP erhobenen Informationen basieren, die jedoch keinen Rückschluß auf individuelle Abschreibungsmöglichkeiten zulassen, welche über die pauschalen Freibetragsgrenzen hinausgehen. Aufgrund der im allgemeinen positiven Korrelation von Markteinkommen und Abschreibungsmöglichkeiten scheint es plausibel, dass diese Einschränkung tendenziell zu hier überhöht ausgewiesenen Steuern und Sozialabgaben und damit zu entsprechend niedrigeren verfügbaren Einkommen führt.

Tabelle 2: Struktur der äquivalenzgewichteten verfügbaren Einkommen in Deutschland nach Zuwanderungsstatus, 1995 – 1997¹⁾
 Personen in privaten Haushalten mit Vorstand in erwerbsfähigem Alter

Einkommensart	Westdeutschland					Ostdeutsch-land	Deutschland
	Ein-heimische	Zuwanderer und Ausländer					
		Insgesamt	„Reine“ Ausiedler	„Gemischte“ Ausiedler	„Reine“ Ausländer	„Gemischte“ Ausländer	Insgesamt
<i>Anteil der Personen mit Bezug von ... (in %)</i>							
<i>Markt-Einkommen</i>	99	97	96	100	96	100	98
• Erwerbseinkommen	94	94	92	98	93	98	94
• Kapitaleinkommen	91	78	74	93	71	90	89
• Private Transfers	6	4	2	5	3	7	6
<i>Transfer-Einkommen</i>	71	83	86	87	81	81	76
• Renten/Pensionen	12	12	12	16	13	10	12
• Öffentl. Transfers	64	78	82	79	77	75	70
<i>Steuern und Sozialvers.-Abgaben</i>	93	93	90	98	92	95	93
<i>Wichtigste einzelne Einkommenskomponente (in %)</i>							
<i>Markt-Einkommen</i>	92	91	87	93	90	96	91
• Erwerbseinkommen	88	89	84	92	89	95	88
• Kapitaleinkommen	3	1	2	1	0	1	2
• Private Transfers	1	1	1	0	1	0	1
<i>Transfer-Einkommen</i>	8	9	13	7	10	4	9
• Renten/Pensionen	3	3	3	4	2	2	3
• Öffentl. Transfers	5	6	10	3	8	2	6
<i>Insgesamt</i>	100	100	100	100	100	100	100

Fortsetzung Tabelle 2

Einkommensart	Westdeutschland						Ostdeutsch- land Insgesamt	Deutschland Insgesamt
	Ein- heimische	Zuwanderer und Ausländer				„Gemischte“ Ausländer		
		Insgesamt	„Reine“ Ausiedler	„Gemischte“ Ausiedler	„Reine“ Ausländer			
<i>Einkommenskomponente in % des verfügbaren Einkommens²⁾</i>								
<i>Markt-Einkommen</i>	122	116	106	122	115	123	108	118
• Erwerbseinkommen	106	108	99	107	110	110	101	106
• Kapitaleinkommen	15	7	6	14	3	12	7	11
• Private Transfers	1	1	1	1	1	1	1	1
<i>Transfer-Einkommen</i>	13	18	24	14	19	12	22	16
• Renten / Pensionen	5	4	5	6	4	3	5	5
• Öffentl. Transfers	8	14	19	8	15	9	17	11
<i>Steuern und Sozialvers.-Abgaben</i>	-35	-34	-31	-36	-34	-35	-30	-34
<i>Insgesamt</i>	100	100	100	100	100	100	100	100

¹⁾ Durchschnitt der Einkommensjahre 1994 – 1996. ²⁾ Eventuelle Abweichung von 100 bedingt durch Rundung.

Quelle: SOEP, Cross-National Equivalent Data File; eigene Berechnungen.

Transfer-Einkommen werden seltener von der einheimischen Bevölkerung in Westdeutschland bezogen (minus 29%), am häufigsten dagegen von Aussiedler-Haushalten und Ostdeutschen (85–87%). Bemerkenswert dabei erscheint, dass hier auch „gemischte“ Aussiedler-Haushalte mit ansonsten guter Markt-Position begünstigt werden. Die Transfer-Einkommen bestehen – bedingt durch die Beschränkung der Untersuchung auf Haushalte mit Vorständen in erwerbsfähigem Alter – nur selten aus Renten und Pensionen, sondern aus öffentlichen Transfers. Solche erreichen nur 64% der einheimischen Westdeutschen, dagegen 78% der Zuwanderer insgesamt und 80% der Ostdeutschen.¹⁷ Alle Gruppen zahlen zu mindestens 90% Steuern und Sozialabgaben; den niedrigsten Wert weisen hier die „reinen“ Aussiedler-Haushalte auf.

Aus dem mittleren Drittel von Tabelle 2 wird deutlich, dass das Erwerbseinkommen – wenig überraschend – in der Regel die wichtigste einzelne Einkommenskomponente eines Haushaltes darstellt. Hier ergeben sich für die Referenzgruppe der einheimischen Westdeutschen, Zuwanderer insgesamt und Ostdeutsche erstmals annähernd gleiche Werte (86 bis 89%). Allerdings erweisen sich auch hinsichtlich dieses Indikators die Zuwanderer als überaus heterogen. Die weitaus höchsten Werte zeigen sich für die „gemischten“ Zuwanderer-Haushalte, die niedrigsten dagegen bei „reinen“, insbesondere bei „reinen“ Aussiedler-Haushalten. Kapitaleinkommen und private Transfers sind in verschwindend geringen Fällen die wichtigste Einkommenskomponente eines Haushaltes, unabhängig von seiner ethnischen Struktur. Das gleiche gilt – wiederum bedingt durch die Altersselektion für Haushaltsvorstände – für Renten und Pensionen. Bemerkenswert erscheint jedoch, dass öffentliche Transfers für „nur“ 5% der Referenzgruppe die wichtigste Einkommensquelle darstellen, jedoch für 9% der Ostdeutschen, 8% der „reinen“ Ausländer-Haushalte, und gar 10% der „reinen“ Aussiedler-Haushalte. Dies ist nur für 2% bzw. 3% der „gemischten“ Zuwanderer-Haushalte der Fall.

Die Betrachtung der Einkommensstruktur (unteres Drittel von Tabelle 2) belegt eindrucksvoll die schwache Marktposition von „reinen“ Aussiedler-Haushalten und ostdeutschen Haushalten. Während die Markt-Einkommen in Gesamtdeutschland im Mittel 118% des Einkommens-„Portfolios“ ausmachen, liegen die Werte für diese beiden Gruppen bei 106 bzw. 108%. Mit 122 bzw. 123% stehen „gemischte“ Zuwanderer-Haushalte und einheimische Haushalte am besten da. Die „reinen“ Ausländer-Haushalte liegen nur geringfügig unter dem gesamtdeutschen

¹⁷ Es ist davon auszugehen, dass die Heterogenität der verschiedenen Gruppen sich auch in der Zusammensetzung der bezogenen Transferleistungen (z. B. Kindergeld, Lohnersatzleistungen, Sozialhilfe) widerspiegelt. Ohne an dieser Stelle weiter darauf einzugehen, sei nur auf den deutlich höheren Anteil von Haushalten mit minderjährigen Kindern innerhalb der Zuwandererpopulation, aber auch auf deren höhere Betroffenheit von Arbeitslosigkeit, hingewiesen. Letzteres gilt in besonderem Maße auch für Ostdeutschland. Die simultane Kontrolle dieser Einflussfaktoren für eine erhöhte Wahrscheinlichkeit des Bezugs von Transferleistungen als wichtigem Bestandteil der verfügbaren Einkommen ist ebenfalls Gegenstand der nachfolgend durchgeführten multivariaten Analyse.

Mittelwert (115%). Bemerkenswert dabei ist, dass diese Gruppe nur über sehr geringe Kapitaleinkünfte verfügt (3% des Portfolios). Diesbezüglich stehen die „gemischten“ Zuwanderer-Haushalte und die westdeutsche Vergleichsgruppe wesentlich günstiger da (12 bis 15%). Private Transfers liefern in allen Untersuchungsgruppen keinen wesentlichen Beitrag zum Gesamteinkommen (jeweils 1%).

Hinsichtlich der Höhe des Anteils des Transfer-Einkommen am verfügbaren Netto-Einkommen lassen sich drei Gruppen unterscheiden. Eine nennenswerte Bedeutung besitzt dieser Einkommensbestandteil bei „reinen“ Aussiedler-Haushalten und Ostdeutschen (24 bzw. 22%). Eine mittlere Position nehmen „reine“ Ausländer-Haushalte ein (19%). Bei „gemischten“ Zuwanderer-Haushalten und länger ansässigen Westdeutschen liegt der Anteil deutlich niedriger (12 bis 14%). Aufgrund der Altersselektion spielen dabei Renten und Pensionen eine untergeordnete Rolle (5% und weniger); die Struktur wird bestimmt durch öffentliche Transferleistungen.

Die Belastung durch Steuern und Sozialabgaben schließlich reflektiert die unterschiedliche Bedeutung der Markt-Einkommen bei den verschiedenen Gruppen; allerdings ist die Struktur etwas nivellierter. Auffällig bleibt allein die deutlich geringere Belastung bei „reinen“ Aussiedler-Haushalten und Ostdeutschen (rund 30%); die übrigen Gruppen liegen nahe beim gesamtdeutschen Mittelwert von 34%.

II. Multivariate Ergebnisse

Die Analyse der relativen Einkommensposition bezogen auf das Markt-Einkommen (1. Spalte von Tabelle 3) zeigt zunächst hinsichtlich der Kontrollvariablen die erwarteten Ergebnisse. Die höchsten Positionen erreichen kinderlose Paare. Mit zunehmendem Alter des Haushaltsvorstandes wird eine höhere Position erreicht; der Effekt nimmt mit zunehmendem Alter ab. Höhere Bildungsniveaus gehen einher mit höheren Einkommenspositionen. Eine gesundheitliche Einschränkung des Haushaltsvorstandes (und Haupteinkommensbeziehers im Haushalt) sowie eine Betroffenheit von Arbeitslosigkeit wirken sich negativ aus. In Großstädten liegt der Anteil an Haushalten mit geringen Einkommen höher als in weniger dicht besiedelten Regionen. Von 1995 bis 1997 (dem Referenzjahr) haben sich die Markt-Einkommen im Zuge gestiegener Arbeitslosigkeit und gesunkener Reallöhne verschlechtert¹⁸.

Hinsichtlich der auf die ethnischen Gruppen bezogenen Merkmale relativieren allerdings die multivariaten Ergebnisse die deskriptiv ermittelten zum Teil und legen damit die Notwendigkeit, vor einer abschließenden Bewertung die Sozialstruktur innerhalb der verschiedenen ethnischen Gruppen zu berücksichtigen.

¹⁸ Die auf abhängige zivile Arbeitnehmer bezogene Arbeitslosenquote in Deutschland stieg von 10,4% im Jahr 1995 auf 12,7% im Jahr 1997 (Quelle: *Bundesanstalt für Arbeit*). Der Reallohn-Index der westdeutschen Arbeiter im Produzierenden Gewerbe (Oktober 1995=100) sank im selben Zeitraum von 99,0 auf 98,0 (Quelle: *Statistisches Bundesamt*).

Tabelle 3
Relative Einkommensposition und Umverteilungseffekte in Deutschland, 1995 – 1997: Ergebnisse von Random-Effects-Schätzungen
 – Private Haushalte mit Vorstand in erwerbsfähigem Alter –

Variable	Relative Einkommens-Position: Basis Markteinkommen	Relative Einkommens-Position: Basis Verfügbares Einkommen	Positive Veränderung der Relativen Einkommens-Position aufgrund von Umverteilung (Ja = 1)	Mittelwert (Standard-Abweichung)
„Reine“ <i>Aussiedler</i> -Haushalte	-69.477** (7.187)	-50.642** (4.927)	1.465** (.367)	.039 (.193)
„Gemischte“ <i>Aussiedler</i> -Haushalte	-52.728** (9.598)	-32.909** (6.583)	1.164* (.533)	.015 (.125)
„Reine“ Ausländer-Haushalte	-25.915** (6.713)	-18.349** (4.602)	.018 (.369)	.143 (.350)
„Gemischte“ Ausländer-Haushalte	-10.742+ (6.258)	-3.701 (4.290)	.538 (.341)	.039 (.195)
<i>Aussiedler</i> : Aufenthaltsdauer in Jahren	4.968** (902)	3.115** (619)	-.165** (.048)	.807 (4.377)
<i>Aussiedler</i> : (Aufenthaltsdauer in Jahren**2) / 100	-9.373** (1.939)	-5.534** (1.330)	.366** (.103)	.198 (1.523)
Ausländer: Aufenthaltsdauer in Jahren	.785 (.540)	.231 (.370)	-.051+ (.029)	4.214 (9.670)
Ausländer: (Aufenthaltsdauer in Jahren**2) / 100	-1.156 (1.216)	-.545 (.834)	.081 (.066)	1.112 (2.886)
Herkunftsregion: EU	2.838 (3.947)	1.026 (2.708)	-.144 (.244)	.062 (.241)

Fortsetzung Tabelle 3

Variable	Relative Einkommens-Position: Basis Markteinkommen	Relative Einkommens-Position: Basis Verfügbares Einkommen	Positive Veränderung der Relativen Einkommens-Position aufgrund von Umverteilung (Ja = 1)	Mittelwert (Standard-Abweichung)
Herkunftsregion: Europa ohne EU	-5.272 (3.660)	-4.931* (2.513)	.180 (.242)	.088 (.283)
Herkunftsregion: ausserhalb Europas	-11.750* (5.699)	-8.617* (3.911)	.794* (.313)	.008 (.089)
Ostdeutschland	-26.391** (1.543)	-17.300** (1.056)	.566** (.078)	.266 (.442)
Ein-Personen-Haushalt	-15.069** (1.527)	-14.496** (1.048)	.159 (.099)	.150 (.357)
Paar, 1 Kind bis 16 Jahre	-27.491** (1.357)	-12.345** (.932)	.687** (.091)	.204 (.403)
Paar, 2 Kinder	-41.976** (1.651)	-20.948** (1.133)	1.239** (.104)	.158 (.365)
Paar, 3 und mehr Kinder	-53.988** (2.472)	-26.373** (1.696)	2.463** (.151)	.054 (.226)
Alleinerziehend	-33.669** (2.019)	-18.409** (1.385)	1.663** (.121)	.067 (.250)
Sonstiger Haushaltstyp	-7.697** (1.448)	2.818** (.994)	.786** (.093)	.150 (.357)
Alter (Haushalts-Vorstand)	10.428** (.473)	4.742** (.324)	-.408** (.026)	39.931 (10.840)

Fortsetzung Tabelle 3

Variable	Relative Einkommens-Position: Basis Markteinkommen	Relative Einkommens-Position: Basis Verfügbares Einkommen	Positive Veränderung der Relativen Einkommens-Position aufgrund von Umverteilung ($\lambda = 1$)	Mittelwert (Standard-Abweichung)
(Alter**2) / 100 (Haushalts-Vorstand)	-11.933** (.577)	-4.783** (.395)	.505** (.032)	17.120 (8.973)
Bildungsjahre 9 – 11 (Haushalts-Vorstand)	17.553** (2.091)	9.674** (1.432)	-.663** (.101)	.532 (.498)
Bildungsjahre 12 – 14 (Haushalts-Vorstand)	29.074** (2.375)	18.446** (1.626)	-.759** (.116)	.201 (.401)
Bildungsjahre 15 – 17 (Haushalts-Vorstand)	52.333** (3.218)	31.446** (2.204)	-1.419** (.172)	.061 (.239)
Bildungsjahre 18 und mehr (Haushalts-Vorstand)	73.934** (3.082)	48.772** (2.110)	-1.600** (.165)	.082 (.275)
Gesundh. Einschränkungen (Haushalts-Vorstand)	-5.322** (.754)	-2.837** (.518)	.291** (.055)	.274 (.446)
Arbeitslosigkeitsindex < 30% (niedrige Betroffenheit)	-12.072** (.806)	-4.152** (.554)	.876** (.058)	.198 (.398)
Arbeitslosigkeits-Index > 30% (hohe Betroffenheit)	-37.066** (1.074)	-12.238** (.738)	2.822** (.088)	.136 (.342)
Gemeindegröße < 20.000 Einwohner	.105 (1.361)	1.898* (.933)	.017 (.076)	.419 (.493)
Gemeindegröße > 500.000 Einwohner	-5.516** (1.525)	-4.444** (1.045)	-.032 (.082)	.321 (.467)

Fortsetzung Tabelle 3

Variable	Relative Einkommens-Position: Basis Markteinkommen	Relative Einkommens-Position: Basis Verfügbares Einkommen	Positive Veränderung der Relativen Einkommens-Position aufgrund von Umverteilung (Ja = 1)	Mittelwert (Standard-Abweichung)
Beobachtungsjahr: 1995	1.399* (.542)	.739* (.373)	-.266** (.046)	.338 (.473)
Beobachtungsjahr: 1996	-.560 (.519)	.029 (.357)	-.057 (.044)	.333 (.471)
(Konstante)	-83.894** (9.140)	-2.841 (6.263)	5.805** (.494)	–
Zahl der Beobachtungen / der Haushalts-Vorstände	16172 / 7025			–
Mittelw. (Std. Abw.) der abh. Variable (ungewichtet)	111.472 (71.23)	97.511 (47.36)	.3064 (.4610)	–
Overall R^2 McKelvey-Zavoina R^2	0.3555	0.3307	.6855	–
Wald χ^2 (Log Likelihood)	4718.13**	3526.26**	1447.41** (-6505.26)	–

** $p < 0.01$ * $p < 0.05$ + $p < 0.10$. Spalte, I-II: Random-Effects GLS Regression; Spalte, III: Random Effects Probit.

Ref. Kategorie: Einheimischer Haushalt in Westdeutschland; Paar ohne Kinder; Haushalts-Vorstand mit weniger als 9 Bildungsjahren; Haushalt ohne Betroffenheit von Arbeitslosigkeit im Vorjahr; Gemeindegröße 20.000 – 500.000 Einwohner; Beobachtungsjahr = 1997.

Quelle: SOEP, Cross-National Equivalent Data File; eigene Berechnungen.

Unverändert bleibt der Befund, wonach die „reinen“ Zuwanderer-Haushalte und ostdeutsche Haushalte gegenüber der Referenzgruppe der einheimischen Haushalte in Westdeutschland deutlich geringere Markteinkommens-Positionen erreichen. Im Gegensatz zu den oben skizzierten bivariaten Ergebnissen zeigen sich jedoch – zumindest *prima facie* – auch die „gemischten“ Zuwanderer-Haushalte als einkommensschwächer. Sie stehen jedoch gegenüber ihren „reinen“ Pendanten deutlich besser da; besonders stark ausgeprägt ist dieser Unterschied bei Ausländern (hier ist zudem der negative Effekt für die „gemischten“ Ausländer-Haushalte nur auf .10%-Niveau signifikant). Diese Ergebnisse sind jedoch in Kombination mit den gruppenspezifischen Parametern, die für die bisherige Aufenthaltsdauer geschätzt wurden, zu interpretieren. Hier zeigen sich klare Unterschiede zwischen Aussiedlern und Ausländern: Mit zunehmender Aufenthaltsdauer in Deutschland verbessert sich die Einkommensposition der Aussiedler markant, während ein entsprechender Effekt bei Ausländer-Haushalten nicht zu beobachten ist. Ausländische Zuwanderer aus europäischen Ländern unterscheiden sich ansonsten nicht signifikant von Westdeutschen; dagegen sind für Zuwanderer aus außereuropäischen Ländern *c.p.* signifikant ungünstigere Einkommenspositionen zu beobachten.

Eine weitgehend analoge Struktur ergibt sich bei der Betrachtung der auf die Nettoeinkommen bezogenen relativen Einkommensposition (2. Spalte von Tabelle 3). Tendenziell schwächen sich die Einflussfaktoren dabei deutlich ab; die geschätzten Parameter liegen durchweg niedriger als vorher. Der bereits beim Markteinkommen für „gemischte“ Ausländer-Haushalte nur schwach signifikant ausgeprägte negative Effekt ist nun nicht mehr signifikant. Neu zeigt sich ein Einkommensnachteil für ausländische Zuwanderer aus europäischen Nicht-EU-Ländern (im wesentlichen Türken und Ex-Jugoslawen). Es ist denkbar, dass diese Gruppen einen erschwerten Zugang zu öffentlichen Transfers besitzen (vgl. *Castranova et al.*, 2001).

Die Untersuchung der Frage schließlich, welche ethnischen Gruppen von der Umverteilung überproportional häufig profitieren (3. Spalte von Tabelle 3), ergibt folgendes Bild.

Aussiedler-Haushalte – unabhängig davon, ob „rein“ oder „gemischt“ – sowie ostdeutsche Haushalte werden in unserer Operationalisierung signifikant häufiger als Gewinner des Umverteilungsprozesses identifiziert als einheimische Haushalte in Westdeutschland. Allerdings zeigt sich bei den Aussiedlern erneut eine starke Abhängigkeit der bisher in Deutschland verbrachten Zeit: Mit zunehmender Aufenthaltsdauer sinkt die Wahrscheinlichkeit, durch den Umverteilungsprozess begünstigt zu werden, deutlich ab. Hier zeigt sich der erwartete (und erhoffte) Integrationseffekt.

Insgesamt unterscheiden sich Ausländer-Haushalte – wiederum unabhängig von einer eventuellen „Misch“-Struktur – entgegen häufig geäußerter Meinung nicht signifikant von der Referenzgruppe der „einheimischen“ westdeutschen Bevölkerung. Mit zunehmender Aufenthaltsdauer sinkt zudem ebenfalls – wenn auch wie-

derum nur schwach signifikant – die Wahrscheinlichkeit, von der Umverteilung zu profitieren; der Effekt ist jedoch verglichen mit dem für die Aussiedler ermittelten nur marginal. Zuwanderer aus europäischen Ländern werden durch das Steuer- und Abgabensystem nicht systematisch häufiger begünstigt als die länger ansässige westdeutsche Referenz-Bevölkerung; dies gilt auch für Nicht-EU-Herkunftsländer. Demgegenüber sind unter den Zuwanderern aus außereuropäischen Ländern überzufällig häufig solche vertreten, die durch den Umverteilungsprozess begünstigt werden. Die Erkenntnis, dass die Herkunftsregion von Zuwanderern und deren ökonomische Leistungsfähigkeit korrelieren, ist nicht neu (vgl. z. B. *Borjas und Trejo*, 1993). Dies könnte bei der Ausgestaltung eines – wie auch immer gearteten – Einwanderungsgesetzes von Bedeutung sein.

E. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Unsere Untersuchung belegt im deskriptiven Bereich zunächst eine ungünstige Einkommensposition für gering assimilierte Zuwanderer; eine unzureichende Assimilierung operationalisieren wir dabei über die Tatsache, dass (noch) keine „Vermischung“ in Form des Zusammenlebens von Angehörigen dieser Population mit Angehörigen der länger ansässigen („einheimischen“) westdeutschen Bevölkerung stattgefunden hat. Die ungünstige Einkommensposition bezieht sich dabei sowohl auf das Markt-Einkommen als auch auf das verfügbare Netto-Einkommen. Allerdings liegt die mittlere Einkommensposition ostdeutscher Haushalte nur geringfügig höher. Demgegenüber zeigen sich bei Zuwanderern, die – nach unserer Definition – bereits in die Gesellschaft integriert sind, keine wesentlichen Unterschiede mehr zur einheimischen, westdeutschen Bevölkerung. Hinsichtlich öffentlicher Transferleistungen weisen Zuwanderer – insbesondere nicht-assimilierte Aussiedler – zwar überdurchschnittliche Bezüge auf; diese liegen jedoch noch deutlich unter jenen ostdeutscher Haushalte.

Die weiterführende multivariate Analyse zur simultanen Kontrolle von ethnischer Gruppenzugehörigkeit und Sozialstruktur bestätigt tendenziell die sehr ungünstige Einkommenssituation der Aussiedler, insbesondere der nicht-assimilierten. Allerdings verbessert sich deren Situation mit fortschreitender Aufenthaltsdauer erheblich. Nicht-assimilierte Ausländer nehmen in diesem Zusammenhang eine den Ostdeutschen vergleichbare Position ein. Diese verbessert sich – anders als bei Aussiedlern – nicht allein mit zunehmender Aufenthaltsdauer, sondern erst bei einer Assimilierung in Form eines Übergangs von einem „reinen“ zu einem „gemischten“ Ausländer-Haushalt. Die Zuwanderung aus einem außereuropäischen Land stellt einen zusätzlichen Risikofaktor dar; beim Nettoeinkommen gilt dies auch für Zuwanderer aus europäischen Nicht-EU-Ländern.

Aussiedler profitieren – ebenso wie Ostdeutsche – von dem durch Steuern und Transferleistungen getragenen Umverteilungsprozess erheblich. Mit zunehmender

Aufenthaltsdauer in Deutschland schwächt sich jedoch die Wahrscheinlichkeit der Aussiedler, vom System unterstützt werden zu müssen, deutlich ab. Für Ausländer dagegen, selbst wenn sie – nach unserer Definition – als nicht-assimiliert gelten, lassen sich diesbezüglich keine signifikanten Unterschiede zur wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit der einheimischen westdeutschen Bevölkerung beobachten. Im Gegenteil ergibt sich sogar eine leichte Tendenz zu Umverteilungsverlusten bei fortschreitender Aufenthaltsdauer. Allerdings erweisen sich ausländische Zuwanderer aus außereuropäischen Ländern überzufällig häufig als Begünstigte des Umverteilungsprozesses.

Aus unseren Ergebnissen lassen sich verschiedene Schlüsse ziehen. Bei Aussiedlern zeigt sich – wie von den politischen Akteuren erhofft – eine starke Zeitabhängigkeit der Assimilierung. Damit ergeben sich – unter der Voraussetzung, dass sich die soziale Struktur der eingewanderten Aussiedler über den beobachteten Zeitraum hinweg nicht verschlechtert hat¹⁹ – günstige längerfristige Prognosen für diese ethnische Gruppe. Bei den ausländischen Zuwanderern spielt die Assimilierung über eine Partnerschaft mit einem Angehörigen der länger ansässigen Bevölkerung eine stärkere Rolle als die in Deutschland verbrachte Zeit. In diesem Zusammenhang sind auch die mit einer Zuwanderung aus einem Nicht-EU-Land verbundenen negativen Effekte zu berücksichtigen. Dies wirft die Frage nach der Prognostizierbarkeit der Integrationsfähigkeit einzelner Bevölkerungsgruppen auf. Dieses Problem scheint sich nicht von selbst im Lauf der Zeit zu lösen. Neben den auf die Ethnie der Zuwanderer bezogenen Effekte sind auch die fast durchweg hochsignifikanten allgemeinen sozioökonomischen Einflussfaktoren zu bedenken. Diese sowohl bei Zuwanderern als auch bei länger Ansässigen wirksamen Determinanten des wirtschaftlichen Erfolges könnten bei der eventuell gewünschten gezielteren Steuerung der Einwanderung nach ökonomischen Kriterien – beispielsweise nach Bildungsniveau, Familienstruktur oder Vermögen – als relevante Informationen berücksichtigt werden.

Die vorliegende Untersuchung versteht sich als ein erster Schritt, Kosten und Nutzen der Zuwanderung nach Deutschland mikro-ökonomisch zu quantifizieren. Es ist uns wichtig, darauf hinzuweisen, dass bei unserem statischen Ansatz viele Aspekte ausgeblendet werden mussten. Wünschenswert wäre eine dynamische Analyse, die einen längeren Zeitraum umfassen würde: „Immigration has a far-reaching and long-lasting impact“ (Borjas, 1994, S. 1713). So ist beispielsweise die im Untersuchungskontext ökonomisch überaus relevante demographische Entwicklung, insbesondere hinsichtlich Fertilität und Rückkehrverhalten der Zuwanderer, kaum prognostizierbar. Intergenerationale Aspekte wie bspw. das Bildungsverhalten sind noch zu gering erforscht (vgl. z. B. Chiswick und Miller, 1994, Fielding, 1995, Büchel und Wagner, 1996, Gang und Zimmermann, 1999, Büchel et al., 2000). Zudem blieben im Zusammenhang mit Immigration getätigte öffentliche

¹⁹ Vgl. zu den methodologischen Problemen, die sich aufgrund von sozialen Veränderungen zwischen Einwanderungskohorten ergeben können, z. B. Borjas (1995a).

Ausgaben, die sich nicht einzelnen Privat-Haushalten zuordnen lassen, unberücksichtigt. Die Einbeziehung dieser Aspekte muss Folgestudien vorbehalten bleiben. Ungeachtet dieser Einschränkungen sind wir der Ansicht, Anhaltspunkte gegen das noch immer verbreitete Vorurteil geliefert zu haben, dass die Zuwanderung von Ausländern die einheimische Bevölkerung ökonomisch belastet. Dies ist nach unseren Ergebnissen auch nicht für die wenig kontrollierte Zuwanderung der Vergangenheit zu beobachten. Es besteht die Chance, dass die Bilanz im Gegenteil deutlich positiv ausfällt, wenn die Immigration politisch gezielter gesteuert wird.

Literatur

- Baker, Michael / Benjamin, Dwayne* (1995), The receipt of transfer payments by immigrants to Canada, *Journal of Human Resources* 30 (4), S. 650–676.
- Bauer, Thomas K.* (1998), Arbeitsmarkteffekte der Migration und Einwanderungspolitik. Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland, Heidelberg.
- Börsch-Supan, Axel H.* (1994), Migration, social security systems, and public finance, in: Siebert, Horst (Hrsg.), *Migration: A challenge for Europe*. Symposium 1993, Tübingen, S. 119–142.
- Borjas, George Jesus* (1994), The economics of immigration, *Journal of Economic Literature* 32 (4), S. 1667–1717.
- (1995a), Assimilation and changes in cohort quality revisited. What happened to immigrant earnings in the 1980s?, *Journal of Labor Economics* 13 (2), S. 201–245.
 - (1995b), Immigration and welfare: 1970–1990, *Research in Labor Economics* 14, S. 253–282.
- Borjas, George Jesus / Hilton, Lynette* (1996), Immigration and the welfare state. Immigrant participation in means-tested entitlement programs, *The Quarterly Journal of Economics* 111 (2), S. 575–604.
- Borjas, George Jesus / Trejo, Stephen J.* (1991), Immigrant participation in the welfare system, *Industrial & Labor Relations Review* 44 (2), S. 195–211.
- (1993), National origin and immigrant welfare reciprocity, *Journal of Public Economics* 50 (3), S. 325–344.
- Büchel, Felix / Frick, Joachim* (2000), The Income Portfolio of Immigrants in Germany: Does Ethnic Origin Matter? Or: Who Gains from Income Re-Distribution?, IZA Discussion Paper No. 125, Bonn.
- Büchel, Felix / Frick, Joachim R. / Voges, Wolfgang* (1997), Der Sozialhilfebezug von Zuwanderern in Westdeutschland, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49 (2), S. 272–290.
- Büchel, Felix / Wagner, Gert* (1996), Soziale Differenzen der Bildungschancen in Westdeutschland – Unter besonderer Berücksichtigung von Zuwandererkindern, in: Zapf et al. (1996), S. 80–96.

- Büchel, Felix / Frick, Joachim R. / Krause, Peter / Wagner, Gert G.* (2000), The Impact of Poverty on Children's School Attendance – Evidence from West Germany, erscheint in: Vleminckx, Koen und Smeeding Timothy (Hrsg.), Child well-being, child poverty and child policy in modern nations – What do we know?, Policy Press, Bristol UK.
- Bundesregierung der BRD (1996), Situation der Bundesrepublik Deutschland als Einwanderungsland. Antwort der Bundesregierung auf die Große Anfrage, in: Verhandlungen des Deutschen Bundestages, Drucksache 13 / 2990, Bonn, S. 1 – 67.
- Burkhauser, Richard V. / Butrica, Barbara A. / Daly, Mary C.* (2000), The PSID-GSOEP Equivalent File: A Product of Cross-National Research, in: Voges, Wolfgang (Hrsg.), Dynamic Approaches to Comparative Social Research: Recent Developments and Applications, Aldershot, UK, S. 53–66 (in Druck).
- Castranova, Eduard J. / Frick, Joachim R. / Kayser, Hilke / Wagner, Gert G.* (2001), Immigrants, Natives, and Social Assistance: Comparable Take-Up Under Comparable Circumstances, *International Migration Review* 35 (3) (im Erscheinen).
- Chiswick, Barry R. / Miller, Paul W.* (1994), The determinants of post-immigration investments in education, *Economics of Education Review* 13 (2), S. 163–177.
- Dustmann, Christian* (1996), The social assimilation of immigrants, *Journal of Population Economics* 9 (1), S. 37–54.
- (1999), Temporary Migration, Human Capital, and Language Fluency of Migrants, *Scandinavian Journal of Economics* 101 (2), S. 297–314.
- Fielding, Anthony J.* (1995), Migration and social change: A longitudinal study of the social mobility of 'immigrants' in England and Wales, *European Journal of Population* 11 (2), S. 107–121.
- Frick, Joachim R. / Büchel, Felix / Krause, Peter / Wagner, Gert G.* (1997), Immigration has Increased Income Inequality and Poverty in Germany Slightly, *Economic Bulletin* 34(2), S. 25–32.
- Frick, Joachim R. / Grabka, Markus M.* (2001), Der Einfluß von Imputed Rent auf die persönliche Einkommensverteilung, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 221 (3), S. 285–308.
- Gang, Ira N. / Rivera-Batiz, Francisco L.* (1994), Labor market effects of immigration in the United States and Europe: substitution vs. complementarity, *Journal of Population Economics* 7 (2), S. 157–175.
- Gang, Ira N. / Zimmermann, Klaus F.* (1999), Is Child like Parent? Educational Attainment und Ethnic Origin, IZA Discussion Paper No. 57, Bonn.
- Göbel-Zimmermann, Ralph / Masuch, Thorsten* (1998), Regelungsbedarf für eine Einwanderungsgesetzgebung?, *Zeitschrift für Rechtspolitik* 31 (11), S. 435–441.
- Grabka, Markus M. / Schwarze, Johannes / Wagner, Gert G.* (1999), How unification and immigration affected the German income distribution, *European Economic Review* 43, S. 867–878.
- Gustman, Alan L. / Steinmeier, Thomas Lee* (1998), Social security benefits of immigrants and US born, MA, NBER Working Paper 6478, Cambridge.

- Gusy, Christoph / Ziegler, Katja* (1997), Regelungsmöglichkeiten für eine europäische Einwanderungsgesetzgebung, in: Weber, Albrecht (Hrsg.), *Einwanderungsland Bundesrepublik Deutschland in der Europäischen Union: Gestaltungsauftrag und Regelungsmöglichkeiten?*, Osnabrück, S. 331 – 344.
- Haisken-DeNew, John P.* (1996), *Migration and the Inter-Industry Wage Structure in Germany*, Heidelberg.
- Haisken-DeNew, John P. / Büchel, Felix / Wagner, G. Gert* (1997), Assimilation and other determinants of school attainment in Germany – Do immigrant children perform as well as Germans?, in: Dunn, Thomas A. und Schwarze, Johannes (Hrsg.), *Proceedings of the 1996 Second International Conference of the German Socio-Economic Panels Study Users, Special Issue of Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 66 (1), S. 169 – 179.
- Hu, Wei-yin* (1998), Elderly immigrants on welfare, *Journal of Human Resources* 33 (3), S. 711 – 741.
- Jensen, Leif I.* (1988), Patterns of immigration and public assistance utilization, 1970 – 1980, *International Migration Review* 22 (1), S. 51–83.
- Khoo, Siew-ean* (1994), Correlates of welfare dependency among immigrants in Australia, *International Migration Review* 28 (1), S. 68 – 92.
- Koller, Barbara* (1997), Aussiedler der großen Zuwanderungswellen, was ist aus ihnen geworden? Die Eingliederungssituation von Aussiedlerinnen und Aussiedlern auf dem Arbeitsmarkt in Deutschland, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 30 (4), S. 766 – 789.
- Lederer, Harald W. / Rau, Roland / Rühl, Stefan* (1999), *Migrationsbericht 1999. Zu- und Abwanderung nach und aus Deutschland. (Im Auftrag der Beauftragten der Bundesregierung für Ausländerfragen)*, Bonn.
- LaLonde, Robert J. / Topel, Robert H.* (1991), Immigrants in the American labor market – Quality, assimilation, and distributional effects, *American Economic Review* 81 (2), S. 297–302.
- Licht, Georg / Steiner, Viktor* (1994), Assimilation, labour market experience and earnings profiles of temporary and permanent immigrant workers in Germany, *International Review of Applied Economics* 8 (2), S. 130–156.
- Maani, Sholeh A.* (1993), Immigrants and the use of government transfer payments, *The Australian Economic Review* 104, S. 65 – 76.
- Pischke, Jörn-Steffen / Velling, Johannes* (1997), Employment effects of immigration to Germany – An analysis based on local labor markets, *Review of Economics and Statistics* 79 (4), S. 594–604.
- Projektgruppe SOEP (1995), *Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) im Jahre 1994*, DIW-Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 64 (1), S. 5 – 15.
- Reitz, Jeffrey G.* (1998), Warmth of the welcome – The social causes of economic success for immigrants in different nations and cities, Boulder, Colorado.
- Reitz, Jeffrey G. / Frick, Joachim R. / Calabrese, Tony / Wagner, Gert G.* (1999), The Institutional Framework of Ethnic Employment Disadvantage, A Comparison of Germany and Canada, *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 25 (3), S. 397 – 444.

- Riphahn, Regina T.* (1998), Immigrant participation in the German welfare program, *Finanzarchiv* 55 (2), S. 163 – 185.
- Rotte, Ralph* (1998), Sorties from the fortress – The current system of anti-immigration policies in Germany, IZA Discussion Paper No. 13, Bonn.
- Rürup, Bert / Sesselmeier, Werner* (1994), Zu den wichtigsten Auswirkungen von Einwanderung auf Arbeitsmarkt und Sozialversicherungen, in: Klose, Hans-Ulrich (Hrsg.), *Zuwanderung: Möglichkeiten und Grenzen. Series Forum Demographie und Politik, Band 5*, S. 64 – 89.
- Schmähl, Winfried* (1994): Wird das Sozialsystem eines alternden Deutschlands Einwanderer brauchen?, in: Kuhn, Barbara E. (Hrsg.), *Einwanderung und Wohlstand*, München, S. 80 – 87.
- (1995), Alterung der Bevölkerung, Mortalität, Morbidität, Zuwanderung und ihre Bedeutung für die gesetzliche Rentenversicherung – Auswirkungen, Handlungsbedarf und Handlungsmöglichkeiten, *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 84 (4), S. 617 – 646.
- Schmidt, Christoph Matthias* (1997), Immigrant performance in Germany – Labor earnings of ethnic German migrants and foreign guest-workers, *Quarterly Review of Economics and Finance (Special Issue)*, S. 379–397.
- Schultz, Theodore Paul* (1998), Immigrant quality and assimilation – A review of the US literature, *Journal of population economics* 11 (2), S. 239–252.
- Schwarze, Johannes* (1995), *Simulating German Income and Social Security Tax Payments Using the GSOEP*. Syracuse University, Syracuse, Cross-National Studies in Ageing Project Paper No. 19, New York.
- (1998), Der Einfluß alternativer Konzeptionen von Alterssicherungssystemen auf Sicherungsniveau, Altersarmut und Einkommensverteilung: Ein Vergleich zwischen Deutschland und den USA, in: Hauser, Richard (Hrsg.), *Alternative Konzeptionen der Sozialen Sicherung*. Schriften des Vereins für Socialpolitik, Berlin, S. 127 – 168.
- Simon, Julian L.* (1996), Public expenditures on immigrants to the United States, past and present, *Population and Development Review* 22 (1), S. 99 – 109.
- Sinn, Hans-Werner* (1997), The value of children and immigrants in a pay-as-you-go pension system – A proposal for a partial transition to a funded system, Cambridge, MA: NBER Working Paper No. 6229.
- Ulrich, Ralf E.* (1994), Foreigners and the social insurance system in Germany, in: Steinmann, Gunter und Ulrich, Ralf E. (Hrsg.), *The economic consequences of immigration to Germany*, Heidelberg, S. 61 – 80.
- United Nations Population Division (UNPD) (2000), Replacement Migration: Is it a Solution to Declining and Ageing Populations? <http://www.undp.org/popin/wdtrends/replamigration.htm>, accessed 25. January 2000.
- Velling, Johannes* (1995), *Immigration und Arbeitsmarkt. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland*, Baden-Baden.

- Voges, Wolfgang / Frick, Joachim R. / Büchel, Felix* (1998), The Integration of Immigrants into West German Society – The Impact of Social Assistance, in: Kurthen, Hermann, Fijalkowski, Jürgen und Wagner, Gert G. (Hrsg.), Immigration, Citizenship, and the Welfare State in Germany and the United States – Part A, Vol. 14 (A) of Immigrant Incorporation, Industrial Development and Social Fabric Series von JAI Press Inc., Stamford/Connecticut und London, S. 159 – 174.
- Weber, René / Straubhaar, Thomas* (1996), Immigration and the public transfer system – Some empirical evidence for Switzerland, *Weltwirtschaftliches Archiv* 132 (2), S. 330–355.
- Zapf, Wolfgang / Schupp, Jürgen / Habich, Roland* (Hrsg.) (1996), *Lebenslagen im Wandel*, Frankfurt/Main.
- Zavadny, Madeline* (1997), Welfare and the locational choices of new immigrants, *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Dallas) 2, S. 2 – 10.
- Zimmermann, Klaus F.* (1994), Immigration policies in Europe – An overview, in: Siebert, Horst (Hrsg.), *Migration – A challenge for Europe*. Symposium 1993, Tübingen, S. 227 – 258.
- (1999), *Ethnic Germans Migration Since 1989 – Results and Perspectives*, IZA Discussion Paper No. 50, Bonn.

Koreferat zu Felix Büchel und Joachim R. Frick

Markteinkommen, öffentliche Transfers und Umverteilung

Von *Johannes Schwarze*, Bamberg und Berlin

Der Vortrag von Felix Büchel basiert auf einem gemeinsamen Papier mit Joachim Frick (Büchel und Frick, 2000). Der diesem Koreferat zugrunde liegende Text ist in englischer Sprache verfasst, wobei der Titel „The Income Portfolio of Immigrants in Germany – Effects of Ethnic Origin and Assimilation“ das Anliegen deutlicher zum Ausdruck bringt als der Titel des deutschen Textes: Inwieweit unterscheiden sich Aussiedler und Einwanderer bezüglich der Struktur ihrer Haushaltseinkommen von der deutschen Population? Oder: Be- oder entlasten Aussiedler und Einwanderer den Wohlfahrtsstaat?

Damit behandelt das Papier ein – aufgrund der aktuellen Diskussion – sehr sensibles Thema. Schließlich hat sich erst jüngst die Kommission „Zuwanderung“ konstituiert. Das Thema ist von direkter sozialpolitischer Brisanz und das Papier dürfte die Arbeit des Ausschusses bereichern, da es einige ganz interessante Ergebnisse zu Tage fördert.

Auch wenn es fraglich erscheint, den Beitrag, den Zuwanderer insgesamt für eine Gesellschaft zu leisten vermögen, auf eine kurzfristige Kosten-Nutzenanalyse reduzieren zu wollen – weil beispielsweise die Zugewinne an kultureller Vielfalt oder die langfristigen demographischen Auswirkungen damit nicht erfasst werden können –, die aktuelle Diskussion befasst sich mit derartigen Fragen und die Wissenschaft sollte, wenn möglich, entsprechende Informationen bereitstellen. Die Ergebnisse einer solchen Studie werden in der sozial- und gesellschaftspolitischen Diskussion immer Gehör finden. Es ist deshalb ein besonderes Augenmerk auf die Methodik und die verwendeten Daten zu richten. Das Koreferat wird seinen Schwerpunkt darauf legen.

A. Überblick

Aufbauend auf einem kurzen, gleichwohl aber sehr informativen Literaturüberblick, zeigen die Autoren, in welchen Bereich der sehr umfangreichen Migrationsliteratur sie ihre Studie eingeordnet sehen möchten: Nehmen Zuwanderer und Aussiedler das öffentliche Budget stärker in Anspruch als sie Steuern und Sozialversi-

cherungsbeiträge zahlen? Oder anders formuliert: Wer zahlt an wen? Die Deutschen an die Zuwanderer oder umgekehrt? Die Perspektive der Studie ist allerdings kurzfristig und statisch, womit sich die aufgeworfenen Fragen nicht umfassend beantworten lassen. Auch Antworten auf die sozialpolitisch relevante Frage, ob Zuwanderung die demographisch bedingten langfristigen Probleme der Sozialversicherungssysteme mindern kann, können nicht erwartet werden. Dazu wäre eine langfristige wohlfahrtsökonomische Analyse notwendig.

Die Autoren nutzen das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) der Jahre 1995 bis 1997. Die drei Querschnittsdatensätze werden „gepoolt“, wobei der Grund dafür, zumindest was die deskriptive Analyse anbetrifft, nicht ganz ersichtlich wird. Untersuchungseinheiten sind Personen, wobei nicht ganz deutlich wird, ob auch die Kinder (unter 16 Jahren) berücksichtigt sind. Die Autoren unterteilen die Personen in folgende Gruppen:

- Westdeutsche (in Deutschland geborene Deutsche)
- Ostdeutsche (in Deutschland geborene Deutsche)
- Aussiedler und Zuwanderer (Ausländer)

Letztere werden jeweils danach unterschieden, ob sie in „reinen“ Aussiedler- bzw. Zuwandererhaushalten oder in „gemischten“ Haushalten leben, d. h. zusammen mit in Deutschland geborenen Deutschen.

B. Definition und Messung der Einkommensvariablen

Erfolg oder Mißerfolg der Zuwanderer und Aussiedler wird am Jahreseinkommen gemessen. Die Höhe des Markteinkommens soll dabei den Erfolg (besser wohl Integrationserfolg) in einem marktwirtschaftlichen System messen. Als Indikator für die individuelle Wohlfahrt wird das verfügbare Einkommen analysiert. Aus der Differenz zwischen Markteinkommen und verfügbaren Einkommen schließen die Autoren auf das Ausmaß der (interpersonellen) Umverteilung und führen damit einen weiteren Indikator ein, um Erfolg oder Misserfolg einzelner Bevölkerungsgruppen zu messen. Damit wird gleichzeitig die Frage aufgeworfen, inwieweit Zuwanderer und Aussiedler das staatliche System belasten oder zur Entlastung beitragen. Diese Frage kann nicht, wie schon angedeutet, im Sinne einer wohlfahrtsökonomischen Analyse beantwortet werden. Umso mehr Vorsicht ist beim Umgang mit den Definitionen der jeweiligen Einkommen und der Datenqualität geboten.

Markteinkommen sind im wesentlichen Erwerbs- und Kapitaleinkommen. Dabei sollte beachtet werden, dass die in den neuen Bundesländern erzielten Markteinkommen auch heute noch zum Teil beachtliche (versteckte) Transferanteile enthalten. Im Bezug auf das Markteinkommen hätten die Autoren zudem die Verwendung eines „Full-Income“ problematisieren können, da nicht auszuschließen ist,

dass sich Aussiedler und Zuwanderer von den anderen Bevölkerungsgruppen im Hinblick auf ihre Zeitallokation (insbesondere Erwerbsarbeit, Haushaltsproduktion und marktnahe Produktion) systematisch unterscheiden.

Das verfügbare Einkommen ist definiert als Markteinkommen abzüglich Einkommensteuern und Sozialversicherungsbeiträgen, zuzüglich staatlicher Transferzahlungen. Die Datenqualität dieser Komponenten ist zentral für die Ergebnisse der Studie. Zum Zustandekommen und zur Datenqualität, insbesondere der Transfereinkommen finden sich in dem Papier aber kaum Hinweise. Auch hätte diskutiert werden können, inwieweit Zahlungen der Gesetzlichen Rentenversicherung, in dem hier behandelten Kontext, den staatlichen Transfers zuzurechnen sind. Letztlich sind sie – mehr oder weniger – nur eine intertemporale Verlagerung von Markteinkommen. Ein hoher Anteil von Rentenzahlungen am Einkommen kann also nicht einfach als eine hohe Inanspruchnahme des Wohlfahrtsstaates interpretiert werden. Innerhalb einer Kohorte könnte es sogar umgekehrt sein, da hohe Rentenzahlungen auf ein hohes früheres Erwerbseinkommen hindeuten, die im Zuge der interpersonellen Umverteilung des GRV-Systems relativ stark belastet waren.

Steuern und Sozialversicherungsabgaben werden mit Hilfe eines Simulationsmodells ermittelt. Dieses Programm berücksichtigt aus verschiedenen Gründen nur Standard-Abzüge (vgl. Schwarze 1995). Es ist deshalb wahrscheinlich, daß die verfügbaren Einkommen der deutschen Bevölkerung im Vergleich zu Zuwanderern und Aussiedlern systematisch unterschätzt werden, da davon auszugehen ist, daß Deutsche – allein aufgrund ihrer besseren Sprachkenntnis – besser mit dem deutschen Einkommensteuerrecht und dessen vielfältigen Sonderregelungen vertraut sind.

Ein weiterer Punkt, der die Simulation der Abgaben betrifft, sind die Haushalte von Selbständigen. Die Einkommensangaben von Selbständigen im SOEP und damit auch die Ergebnisse einer Einkommensteuersimulation müssen als sehr zweifelhaft eingeschätzt werden. Dies sollte bei der Analyse berücksichtigt werden. Eventuell könnte das Merkmal „Selbständigkeit“ in den Schätzmodellen berücksichtigt werden.

Alle in dem Beitrag verwendeten Einkommen werden als sogenannte Äquivalenzeinkommen berechnet, wobei als equivalence scale elasticity ein Wert von 0.5 verwendet wird. Dies entspricht approximativ der OECD-Expertenskala. Elastizitäten, die auf Basis individueller Paneldaten ermittelt werden, sind eher geringer und sind zudem nicht unabhängig davon, ob und wie viele Kinder im Haushalt leben (vgl. Schwarze 2000). In Haushalten von Zuwanderern und Einwanderern leben aber systematisch mehr Personen, insbesondere mehr Kinder als in den Haushalten der Vergleichsgruppen. In diesem Fall sind die Äquivalenzeinkommen von Personen in diesen Haushalten c.p. systematisch höher. Die Sensitivität der Ergebnisse sollte deshalb im Hinblick auf unterschiedliche Elastizitäten der Äquivalenzskala getestet werden.

C. Relative Stellung in der Einkommensverteilung

Für die Analyse werden zwei unterschiedliche Methoden verwendet. Zunächst werden Populationsschätzer für die relative Stellung in der Einkommensverteilung, gemessen als das Verhältnis des individuellen Äquivalenzeinkommens zum Durchschnittsäquivalenzeinkommen der Gesamtpopulation, betrachtet. Anschließend werden die Ergebnisse von Regressionsanalysen vorgestellt.

Die relative Einkommensposition wird analysiert um herauszufinden, ob Zuwanderer und Aussiedler in der Gesamtbetrachtung relativ besser oder schlechter dastehen als die Vergleichspopulation, und wie sie sich verbessern oder verschlechtern, wenn die staatlichen Aktivitäten berücksichtigt werden. Die zum Teil bemerkenswerten Ergebnisse sollen hier nicht noch einmal referiert werden. Einige Hinweise seien jedoch erlaubt: Das SOEP berücksichtigt nicht die Zuwanderer, die (noch) in Heimen leben. Deren Berücksichtigung würde die Ergebnisse aber möglicherweise deutlich verändern. Dass sich Personen in „gemischten“ Haushalten deutlich besser stellen als die Personen aller anderen Gruppen, ist vermutlich auf einen systematischen Selektionsprozess zurückzuführen. Schließlich – und das betrifft auch andere Gruppen von Zuwanderern – leben Personen in „gemischten“ Haushalten möglicherweise systematisch länger in Deutschland, der Integrationsprozess ist also schon weiter fortgeschritten. Ganz allgemein scheint die Kontrolle von Kohorteneffekten, zumindest in der deskriptiven Analyse, ein Problem darzustellen.

Fraglich bleibt, warum die Autoren die relative Einkommensposition und deren Veränderung durch staatliche Aktivitäten betrachten. Dieses Maß mag in vielerlei Hinsicht interessant sein, ist aber für die vorliegende Fragestellung möglicherweise nur eingeschränkt geeignet. Von einer positiven oder negativen Veränderung der relativen Einkommensposition kann nämlich nur bedingt auf eine positive oder negative Veränderung der absoluten Einkommen und damit der individuellen Wohlfahrt geschlossen werden. Ein Beispiel: Werden alle Personen betrachtet, die in einem Haushalt leben, in dem der Haushaltsvorstand im erwerbsfähigen Alter ist, dann verbessern sich nach dem Konzept der Autoren, die „puren Aussiedler“, die „puren Zuwanderer“ und die „Ostdeutschen“. Das Ergebnis könnte beim Leser den Eindruck erwecken, dass diese drei Gruppen mehr staatliche Leistungen empfangen als sie an Abgaben entrichten. Dies ist jedoch für die hier analysierten Daten nicht der Fall. Tabelle 4a im Anhang des dem Koreferenten vorliegenden Papiers zeigt, dass alle Gruppen mehr zahlen als sie bekommen (die Tabelle findet sich bei Büchel und Frick, 2000). Eine ergänzende Analyse der absoluten Größen würde dem Papier zu mehr Transparenz verhelfen. Zumal es aus theoretischen Gesichtspunkten für potentielle Zuwanderer, wie für alle anderen Bevölkerungsgruppen, kein dominierender Anreiz sein dürfte ihre relative Einkommensposition zu verbessern; sie versprechen sich eher absolute Einkommensverbesserungen.

D. Kompositionseffekte oder originäre Effekte?

Die Verwendung der Regressionsanalysen wirft zunächst die Frage nach deren Zielen auf. Eigentlich würde man erwarten, dass Zuwanderer die Staatskassen übermäßig „belasten“, weil die Gruppe der Zuwanderer insgesamt eine ungünstige spezifische sozio-ökonomische Struktur aufweist, die zu einem nur geringen Arbeitsmarkterfolg führt, bzw. zu einer hohen Inanspruchnahme der entsprechenden Sozialsysteme (AFG, Sozialhilfe). Ferner könnte es sein, dass sie vergleichsweise viele Kinder haben und so in den Genuß von Leistungen des Familienlastenausgleichs gelangen. Im wesentlichen würde es sich also um Kompositionseffekte handeln. Die Autoren erheben den Anspruch alle wesentlichen Kompositionseffekte durch beobachtbare Strukturmerkmale als Kovariaten zu kontrollieren. Darüber hinaus sollen unbeobachtbare, über den betrachteten Zeitraum konstante, individuelle Merkmale durch einen Random-Effects Schätzer kontrolliert werden. Wenn die unterschiedliche Komposition der Gruppen damit vollständig erfasst wäre, dann sollten sich für die Dummy-Variablen, die eine Zugehörigkeit zu einer der Zuwanderergruppen angeben, keine signifikanten Effekte ergeben, es sei denn, es gäbe „originäre“ Effekte der Zuwanderung.

Die empirische Analyse der Autoren fördert signifikante Effekte der Zuwanderer-variablen zu Tage. Das kann u. a. folgende Gründe haben: Das Modell ist nicht vollständig spezifiziert (die Kompositionseffekte werden nur unvollständig erfasst), die Modellform ist falsch gewählt (statt Random-Effects z. B. Fixed-Effects), oder, es gibt tatsächlich einen originären Effekt der Zuwanderung. Träfe letzteres zu, dann wären die Ergebnisse politisch brisant. Die Autoren bieten dazu aber keinerlei Interpretation an. Beispiele für „originäre“ Effekte – die hier bewusst nicht diskutiert werden sollen – wären: Es gibt staatliche Programme, die nur für Zuwanderer gelten und diese c.p. besser stellen als andere Bevölkerungsgruppen in einer vergleichbaren Lage. Oder, Zuwanderer schöpfen die Möglichkeiten, die ihnen das staatliche System bietet konsequenter aus als die übrige Bevölkerung. Hier bedarf es noch weitergehender inhaltlicher Analysen. Methodisch könnte eine Dekompositionsanalyse – wie sie beispielsweise von Blau und Kahn (1996) vorgeschlagen wird – weitere Erkenntnisse bringen.

Abschließend einige methodische Anmerkungen zur Modellierung. Für die Verwendung der logarithmierten relativen Einkommensposition wird in dem Papier keine Motivation angeboten. Möglicherweise wollen die Autoren damit eine spezifische individuelle Wohlfahrtsfunktion modellieren. Besonders wegen der Verwendung relativer Größen sollte dies im Papier diskutiert werden.

Die Regressionsanalysen sollten nur auf den Haushalt (bzw. eine Person aus jedem Haushalt) und nicht auf alle Personen bezogen werden (in der aktuellen Fassung des Papiers wurde dieser Vorschlag aufgegriffen). Die Störterme, der zu einem Haushalt gehörenden Personen, sind formal nicht unabhängig voneinander, zumal die endogene Variable für alle Haushaltsmitglieder den gleichen Wert hat.

Alternativ könnte auch eine geeignete Modifikation der Varianz-Kovarianzmatrix erfolgen. In der derzeitigen Form werden die Standardfehler der Schätzer aber vermutlich deutlich unterschätzt, da die Autokorrelation der Störterme nicht berücksichtigt ist.

Die Erwerbstätigkeitsstruktur der Haushalte sollte in das Modell aufgenommen werden (z. B. in Form der Anzahl der Erwerbstätigen), da sie vermutlich eine wichtige exogene Größe ist.

Literatur

- Blau, Francine D. / Kahn, Lawrence M.* (1996), International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces, *Journal of Political Economy*, (104), S. 791 – 837.
- Büchel, Felix / Frick, Joachim* (2000), The Income Portfolio of Immigrants in Germany: Does Ethnic Origin Matter? Or: Who Gains from Income Re-Distribution? IZA Discussion Paper No. 125, Bonn.
- Schwarze, Johannes* (2000), Using Data on Income Satisfaction to Estimate the Equivalence Scale Elasticity. IZA Discussion Paper No. 224, Bonn.