

Schriften des Vereins für Socialpolitik

Band 294

Soziale Sicherung und Arbeitsmarkt

Von

**Felix Büchel, Bernd Fitzenberger, Alexander Haupt,
Gerhard Kleinhenz, Volker Meier, Wolfgang Peters, Anita B. Pfaff,
Regina T. Riphahn, Johannes Schwarze, Stefan Speckesser,
C. Katharina Spieß, Viktor Steiner und Gert G. Wagner**

Herausgegeben von

Winfried Schmähl



Duncker & Humblot · Berlin

Schriften des Vereins für Socialpolitik

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

Neue Folge Band 294

SCHRIFTEN DES VEREINS FÜR SOCIALPOLITIK

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

Neue Folge Band 294

Soziale Sicherung und Arbeitsmarkt



Duncker & Humblot · Berlin

Soziale Sicherung und Arbeitsmarkt

Von

Felix Büchel, Bernd Fitzenberger, Alexander Haupt,
Gerhard Kleinhenz, Volker Meier, Wolfgang Peters, Anita B. Pfaff,
Regina T. Riphahn, Johannes Schwarze, Stefan Speckesser,
C. Katharina Spieß, Viktor Steiner und Gert G. Wagner

Herausgegeben von
Winfried Schmähl



Duncker & Humblot · Berlin

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in
der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische
Daten sind im Internet über <<http://dnb.ddb.de>> abrufbar.

Alle Rechte, auch die des auszugsweisen Nachdrucks, der fotomechanischen
Wiedergabe und der Übersetzung, für sämtliche Beiträge vorbehalten
© 2003 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fremddatenübernahme und Druck:
Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0505-2777
ISBN 3-428-11074-9

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ⊗

Vorwort

Zu den zentralen Diskussionsthemen und Problemfeldern deutscher Wirtschafts-, Sozial- und Finanzpolitik gehören seit langem Fragen sozialer Sicherung wie auch die Situation und Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt. Zwischen beiden Bereichen bestehen vielfältige Beziehungen, die außerordentlich komplex sind und einer differenzierten, theoretisch und empirisch fundierten Analyse unter Beachtung institutioneller Regelungen bedürfen. Nachdem sich der Ausschuss für Sozialpolitik bereits im Jahr 2000 mit diesem Fragenkreis beschäftigt hatte¹, befasste er sich auch auf seiner in Berlin im Jahre 2001 durchgeführten Tagung mit einer Reihe weiterer politisch bedeutsamer Fragen zu diesem Themenbereich. Alle Beiträge, die hier in überarbeiteter Form veröffentlicht werden, beziehen sich auf die deutsche Situation, mehrere basieren auf der Anwendung mikroökonomischer Verfahren.

Die Erhebung lohnbezogener Sozialversicherungsbeiträge wird häufig als eine Ursache für negative Beschäftigungswirkungen angesehen, insbesondere bei Arbeitnehmern mit geringem Verdienst und/oder niedriger Qualifikation. Um dem zu begegnen, gibt es verschiedene Vorschläge zur Subventionierung von Sozialversicherungsbeiträgen, die entweder beim Arbeitnehmer (mit Blick auf das Arbeitsangebot) oder beim Arbeitgeber (zur Beeinflussung der Arbeitsnachfrage) ansetzen. Der Beitrag von *Viktor Steiner* widmet sich den möglichen Auswirkungen einer Subventionierung von Arbeitnehmerbeiträgen von Geringverdienstern. Dabei zeigt sich – auch im Vergleich seiner eigenen Simulationsstudie mit anderen –, welch große Bedeutung Details der Ausgestaltung von Maßnahmen für deren Wirkungen haben können. Bei der Auswertung ökonometrischer Schätzergebnisse ist zu prüfen, ob die den Schätzungen zugrunde liegenden Bedingungen vergangener Perioden auf die zur Analyse anstehenden Situationen übertragen werden können. *Steiner* kommt hinsichtlich der Effekte einer Beitragssubventionierung zu ernüchternden Ergebnissen: Es sei nur mit einem geringen Beschäftigungseffekt zu rechnen, aber mit hohen Mitnahmeeffekten und hohen fiskalischen Kosten. *Steiner* geht in seiner Simulationsstudie von einer Subventionierung solcher Arbeitnehmer aus, deren Stundenlöhne eine bestimmte Grenze unterschreiten. *Gert G. Wagner* weist in seinem Koreferat auf verschiedene Personengruppen hin, bei denen die Arbeitsangebotsentscheidung maßgebend von anderen Faktoren als dem Stundenlohn bestimmt sein dürfte, z. B. bei Alleinerziehungen von fehlenden Betreuungsmöglichkeiten. Deshalb präferiert er gruppenspezifisch ausgestaltete Subventionen.

¹ Veröffentlicht als Bd. 285 der Schriften des Vereins für Socialpolitik unter dem Titel „Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung“ (herausgegeben von Winfried Schmähl), Berlin 2001,

Bernd Fitzenberger und *Stefan Speckesser* analysieren die bisherige Evaluationsforschung zu Weiterbildungsmaßnahmen in Ostdeutschland. Auch ihr Ergebnis ist ernüchternd: In bisherigen Evaluationsstudien zeigten sich eher negative als positive Beschäftigungseffekte dieser Maßnahmen. Allerdings weisen sie darauf hin, dass diese Aussagen nur auf einer schwachen Datenbasis beruhen sowie erhebliche methodische Probleme aufwerfen, so dass daraus keine wirtschaftspolitischen Folgerungen abgeleitet werden könnten. Für kontinuierlich durchzuführende Evaluationsstudien, die von den Autoren für erforderlich gehalten werden, seien bessere Voraussetzungen zu schaffen, sollen sie für arbeitsmarktpolitische Überlegungen nutzbringend sein. In seinem Koreferat setzt sich *Gerhard Kleinhenz* mit dem Ansatz der mikroökonomischen Evaluationsforschung auseinander und weist insbesondere darauf hin, dass bei der Beurteilung des Erfolges oder Misserfolges z. B. von Weiterbildungsmaßnahmen die Komplexität von Zielen berücksichtigt werden sollte. Die Eingliederung in das Beschäftigungssystem sei dabei nur ein Aspekt.

C. Katharina Spieß und *Felix Büchel* befassen sich mit der empirisch noch wenig untersuchten Frage, wie die regionale Verfügbarkeit von Kinderbetreuungseinrichtungen auf das Arbeitsangebot von Müttern mit Kindern im Kindergartenalter wirke. Sie greifen damit ein Thema auf, das in der politischen Diskussion in Deutschland im Vergleich zu Maßnahmen des (monetären) Familienlastenausgleichs zunehmend in den Vordergrund gerückt wird – die Vereinbarkeit von Familien- und Erwerbsarbeit. Die Autoren sehen in einer bedarfsgerechten Versorgung mit Kindergartenplätzen positive Effekte für das Arbeitsangebot von Müttern. Institutionelle Kinderbetreuung stelle geradezu ein „Scharnier“ zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung dar, wobei soziale Sicherung auch eine bildungspolitische Dimension habe. Ob ein Ausbau von Kindergarteneinrichtungen aber tatsächlich zu einer Ausdehnung der Erwerbsarbeit von Müttern führt, hänge jedoch von weiteren Aspekten, wie der Arbeitsnachfrage ab. Offen bleibt bei *Spieß* und *Büchel*, (a) wer die Einrichtungen zur Verfügung stellen soll und (b) wie die Finanzierung familienorientierter Leistungen erfolgen soll, auch ob als Objekt- oder Subjektförderung (wobei letztere im Zweifel mehr an Wahlmöglichkeiten für Familien eröffnet). Um aber Auswirkungen auf die Erwerbstätigkeit erfassen zu können, muss festgestellt werden, ob z. B. die (Netto-)Einkommenslage überhaupt Wahlmöglichkeiten erlaubt. *Anita B. Pfaff* betont in ihrem Koreferat verschiedene positive Effekte von Kinderbetreuungseinrichtungen auch für Unternehmen und regt einige Verfeinerungen der von *Spieß* und *Büchel* vorgelegten Analyse an, die zu einer höheren Signifikanz der Untersuchungsergebnisse führen könnten.

Vielfach wird darauf hingewiesen, dass die Verteilung der Bruttoarbeitsentgelte in Deutschland im Zeitablauf recht stabil sei. *Regina Riphahn* geht dieser Frage empirisch mit Daten des sozioökonomischen Panel nach, und zwar für vollzeitbeschäftigte Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland sowie im privaten und öffentlich Sektor. Weiterhin wird nach Deutschen und Ausländern unterschieden. Für die letztgenannte Gruppe ermittelt sie für die Zeit nach 1990 eine zuneh-

mende Ungleichverteilung. Folglich sei – so die Autorin – die Lohnverteilung bei einer differenzierten Betrachtung doch nicht so stabil wie oft dargestellt. *Johannes Schwarze* weist in seinem Koreferat darauf hin, dass selbst dann, wenn sich die Analyse allein auf Vollzeitbeschäftigte beschränkt, möglicherweise eine erhebliche Variationsbreite von individuellen Arbeitszeiten bestände, was zum Teil die Veränderung der Arbeitsentgelte erklären könnte. Eine Analyse der Verteilung und Entwicklung von Stundenlöhnen und von Arbeitszeiten könnte zusätzliche Einsichten vermitteln.

Der letzte Beitrag dieses Bandes von *Alexander Haupt* und *Wolfgang Peters* behandelt modelltheoretisch Wechselwirkungen zwischen Zuwanderung und der umlagefinanzierten gesetzlichen Rentenversicherung, so beispielsweise wie durch rentenpolitische Entscheidungen auf internationale Mobilität von Arbeitskräften reagiert werden kann, abhängig von den jeweils dominierenden rentenpolitischen Zielen und der Alterszusammensetzung der Bevölkerung. Behandelt wird auch die Frage, wie sich die unterschiedliche Beitragszahllast auf Migrationsentscheidungen auswirken könnte. Allerdings wird eine realitätsbezogene Analyse dabei zu berücksichtigen haben, dass Migrationsentscheidungen nicht nur von Beitragssatzunterschieden abhängen – worauf *Volker Meier* in seinem Koreferat hinweist –, sondern auch davon, ob und in welchem Ausmaß durch Beitragszahlungen Ansprüche erworben werden. Im Hinblick auf Rentner wird eine realitätsbezogene Analyse zu berücksichtigen haben, dass z. B. auch Entscheidungen von „Rentnern“ über politisch zu unterstützende Maßnahmen nicht eindimensional nur von den jeweiligen Auswirkungen auf ihre Renten abhängen.

Auch die Beiträge dieses Bandes liefern Einblicke in die anwendungsorientierte Arbeitsmarkt- und Sozialpolitikforschung. Autoren und Herausgeber hoffen, dass damit zu einem besseren Verständnis der komplexen Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung beigetragen wird. Meiner Mitarbeiterin Marlene Schubert danke ich für die redaktionelle Betreuung dieses Bandes, des letzten von vier Bänden, die ich während meiner Tätigkeit als Vorsitzender des Sozialpolitischen Ausschusses herausgeben durfte. Der Abschluss dieser Tätigkeit gibt mir zugleich Gelegenheit, den Mitgliedern des Ausschusses für die in dieser Zeit gewährte Unterstützung und die kollegiale Zusammenarbeit zu danken.

Bremen, im Juni 2002

Winfried Schmäh'l

Inhaltsverzeichnis

| | |
|---|-----|
| Beschäftigungseffekte einer Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern | |
| Referat von <i>Viktor Steiner</i> | 11 |
| Koreferat von <i>Gert G. Wagner</i> | 45 |
| Weiterbildungsmaßnahmen in Ostdeutschland – Ein Misserfolg der Arbeitsmarktpolitik? | |
| Referat von <i>Bernd Fitzenberger</i> und <i>Stefan Speckesser</i> | 51 |
| Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik als „neuer“ Schwerpunkt der Arbeitsmarktforschung? | |
| Koreferat von <i>Gerhard Kleinhenz</i> | 83 |
| Effekte der regionalen Kindergarteninfrastruktur auf das Arbeitsangebot von Müttern | |
| Referat von <i>C. Katharina Spieß</i> und <i>Felix Büchel</i> | 95 |
| Koreferat von <i>Anita B. Pfaff</i> | 127 |
| Bruttoeinkommensverteilung in Deutschland 1984–1999 und Ungleichheit unter ausländischen Erwerbstätigen | |
| Referat von <i>Regina T. Riphahn</i> | 135 |
| Koreferat von <i>Johannes Schwarze</i> | 175 |
| Immigration und soziale Sicherung | |
| Referat von <i>Alexander Haupt</i> und <i>Wolfgang Peters</i> | 183 |
| Koreferat von <i>Volker Meier</i> | 209 |

Beschäftigungseffekte einer Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern

Von *Viktor Steiner**, Berlin

A. Einleitung

Die Beschäftigungssituation von Geringqualifizierten hat sich in den meisten OECD-Staaten in den letzten Jahrzehnten dramatisch verschlechtert. Zum einen wird ein wichtiger Faktor für die geringe Nachfrage der Unternehmen nach Geringqualifizierten in Deutschland und anderen europäischen Ländern in deren hohen Arbeitskosten gesehen, wofür häufig die Finanzierung des Sozialstaats durch hohe Sozialbeiträge verantwortlich gemacht wird. Zum anderen werden als weitere Ursache dafür zu geringe Anreize zur Aufnahme einer gering entlohten Beschäftigung aufgrund eines relativ hohen Sicherungsniveaus bei Arbeitslosigkeit ausgemacht. In den letzten Jahren wurden in Wissenschaft und Politik verschiedene Vorschläge zu Lohnsubventionen als ein Instrument zur Verbesserung der Beschäftigungsmöglichkeiten im Niedriglohnbereich verstärkt diskutiert (für einen Überblick vgl. *Buslei und Steiner* (1999), (2000)). Diese Vorschläge beziehen sich zum einen auf Lohnsubventionen an Arbeitnehmer in Form sogenannter „Kombilohn“-Modelle, die eine Subventionierung niedriger Erwerbseinkommen vorsehen. Dadurch sollen in Wohlfahrtsstaaten mit einem relativ hohen Sicherungsniveau bei Arbeitslosigkeit und hohen Transferentzugsraten die Arbeitsanreize für Geringqualifizierte verbessert werden: Die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit im Vergleich zu „Nichtstun“ soll sich auch finanziell wieder stärker lohnen (*Sinn* (2000)). Zum anderen werden Lohnsubventionen an Unternehmen mit dem Ziel einer Reduktion der Arbeitskosten von Geringqualifizierten vorgeschlagen. Insbesondere in Ländern mit einem hohen Niveau an Sozialabgaben erscheint die Subventionierung der Sozialbeiträge vielen als geeignetes arbeitsmarktpolitisches Instrument zur Verbesserung der Beschäftigungschancen von Geringqualifizierten.

In einigen EU-Staaten erfolgt bereits eine Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern. In Deutschland wird zwar schon seit längerem über eine

* Diese Arbeit entstand im Rahmen des von der Fritz Thyssen Stiftung finanziell geförderten Forschungsprojekts „Verteilungseffekte und fiskalische Kosten von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich“. Ich danke meinem Mitarbeiter Peter Jacobebbinghaus für seine Unterstützung bei der Durchführung der Simulationsstudie und dem Koreferenten Gert Wagner für hilfreiche Hinweise.

stärkere Steuerfinanzierung sogenannter „versicherungsfremder“ Leistungen in der Sozialversicherung diskutiert (vgl. dazu z. B. Schmähl (1998)) und mit der „ökologischen Steuerreform“ ist auch bereits ein Schritt in diese Richtung erfolgt. Abgesehen von einzelnen Umverteilungselementen in der Sozialversicherung und der partiellen Befreiung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse von der Sozialversicherungspflicht, erfolgt in Deutschland zur Zeit aber keine spezielle Subventionierung der Sozialbeiträge von *Geringverdienern*. Die beim Bündnis für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit angesiedelte sogenannte „Benchmarking“-Gruppe hat Vorschläge zur Erhöhung der Beschäftigung von Geringqualifizierten durch die Subventionierung niedriger Erwerbseinkommen in Form einer zeitlich unbefristeten, degressiv gestaffelten Bezuschussung der Sozialversicherungsbeiträge von Arbeitnehmern mit geringem Monatsentgelt vorgelegt (*Presse- und Informationsamt der Bundesregierung* (1999)).

Die potenziellen Beschäftigungseffekte unterschiedlicher Varianten dieses Vorschlags sind kürzlich in einigen Studien empirisch untersucht worden. Nach den Ergebnissen von *Bender et al.* (1999) und *Kaltenborn* (1999) sind nur geringe Beschäftigungseffekte zu erwarten. Hingegen kommen *Riphahn et al.* (1999) zu einer wesentlich günstigeren Bewertung einer spezifischen Variante dieses Vorschlags. Der Unterschied in den Ergebnissen zwischen diesen Studien resultiert vor allem aus der unterschiedlichen Modellierung der Angebotsseite des Arbeitsmarktes: Während *Bender et al.* (1999) und *Kaltenborn* (1999) von empirisch geschätzten Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots ausgehen, wird von *Riphahn et al.* (1999) ein vollkommen elastisches Arbeitsangebot im Niedriglohnbereich unterstellt. Dies wird von den Autoren mit der Existenz unfreiwilliger Arbeitslosigkeit in diesem Bereich begründet, die in der aktuellen wirtschaftspolitischen Diskussion hervorgehobenen negativen Effekte des Sozialsystems auf das Arbeitsangebot von Geringverdienern werden negiert.

Der vorliegende Beitrag analysiert die Beschäftigungseffekte einer Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern exemplarisch anhand des bekannten Modells der „Zukunftskommission“ der Friedrich-Ebert-Stiftung (FES-Modell). Dabei wird im Rahmen eines Partialmarktmodells auch die Angebotsseite im Haushaltszusammenhang auf der Basis empirisch geschätzter Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots berücksichtigt. Im nächsten Abschnitt werden Argumente für eine Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern, die Erfolgsaussichten dieses arbeitsmarktpolitischen Instruments und internationale Erfahrungen dazu zusammengefasst. In Abschnitt C wird kurz auf die Bedeutung geringfügiger sozialversicherungsfreier Beschäftigung in Deutschland eingegangen und das FES-Modell beschrieben. Dieses entspricht im Wesentlichen dem ursprünglichen Vorschlag der „Benchmarking“-Gruppe, der zwar politisch nicht umgesetzt wurde, aber zwei Modellprojekte („Mainzer Modell“ und „Saar Gemeinschaftsinitiative“) zur Folge hatte, über deren aktuellen Stand in Abschnitt C. III. kurz berichtet wird. In Abschnitt D werden die Ergebnisse der bisher durchgeföhrten empirischen Studien zu den potenziellen Beschäftigungseffekten alterna-

tiver Reformvorschläge zur Subventionierung von Sozialbeiträgen in Deutschland zusammengefasst. In Abschnitt E wird eine eigene Simulationsstudie zu den Beschäftigungseffekten des FES-Modells präsentiert. Das Hauptergebnis dieser Studie besteht darin, dass die Beschäftigungseffekte dieses Vorschlags gering ausfallen dürften, wenn man von empirisch plausiblen Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots ausgeht. Der Beschäftigungseffekt beträgt nach dieser Schätzung aufgrund sehr hoher Mitnahme- und Verdrängungseffekte nur ca. 1 Prozent der Anzahl der Subventionsbegünstigten. In Abschnitt F werden aus diesen Ergebnissen abschließend einige sozialpolitische Schlussfolgerungen gezogen.

B. Zur Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern

Die Arbeitsmarktentwicklung in Deutschland und den meisten anderen europäischen Staaten ist durch einen langfristigen Rückgang der Beschäftigung Geringqualifizierter gekennzeichnet (*OECD* (1996), *Nickell* und *Bell* (1996)). Dies wird in der Literatur auf den Rückgang der Arbeitsnachfrage der Unternehmen nach Geringqualifizierten aufgrund des technischen Fortschritts und / oder zunehmender „Globalisierung“ zurückgeführt. Während dieser Nachfragerückgang in den USA durch eine stärkere qualifikatorische Lohndifferenzierung kompensiert wurde, war dieser in Deutschland und den meisten anderen Ländern der Europäischen Union aufgrund relativ rigider Lohnstrukturen mit einem starken relativen Rückgang der Beschäftigung Geringqualifizierter verbunden (*OECD* (1996), für Deutschland vgl. z. B. *Steiner* und *Mohr* (2000)). Die Rigidität der Lohnstrukturen in den europäischen Ländern wird in der Literatur meist auf tarifliche und gesetzliche Mindestlöhne oder ein hohes soziales Sicherungsniveau bei Arbeitslosigkeit zurückgeführt. Verschärft wird das Problem aus dieser Sicht noch dadurch, dass die Arbeitskosten Geringqualifizierter in den meisten Wohlfahrtsstaaten mit hohen Steuern und Sozialabgaben belegt sind.¹

In der sozialpolitischen Diskussion in Deutschland werden sowohl die stark gestiegenen Sozialbeiträge als Kostenfaktor bei der Beschäftigung von Geringqualifizierten als auch die negativen Anreizeffekte der Arbeitslosen- und Sozialhilfe auf das Arbeitsangebot Geringqualifizierter für den starken Beschäftigungs rückgang und die hohe Arbeitslosigkeit dieser Gruppe verantwortlich gemacht (vgl. z. B. *Sinn* (2000)). Dabei wird zum einen unterstellt, dass Sozialbeiträge zumindest zum Teil auf die Unternehmen überwälzt werden, damit die Arbeitskosten erhöhen und die Arbeitsnachfrage der Unternehmen nach Geringqualifizierten

¹ So schreibt bspw. die *OECD* (1999a, S. 152): „Serious low-skilled unemployment problems in many countries appear to be related to relatively high wage floors on labour costs, related to high minimum wages and / or high pay-roll taxes imposed on low wages, that prevents workers with (perceived) low productivity from being hired.“

reduzieren.² Aus dieser Sicht ergibt sich der Beschäftigungsrückgang bei den Geringqualifizierten aus einer relativ elastischen Arbeitsnachfrage. Zum anderen wird argumentiert, dass ein hohes Sicherungsniveau bei Arbeitslosigkeit einen effektiven Mindestlohn bedingt, der häufig über dem durch die individuelle Produktivität gerechtfertigten Marktlohn liegt: Das „Lohnabstandsgebot“ ist insbesondere bei Alleinverdienern mit Familie häufig verletzt. Da zusätzliches Erwerbseinkommen weitgehend auf die Arbeitslosen- und Sozialhilfe angerechnet wird, bestehen keine finanziellen Anreize zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit: Die Geringverdiener befinden sich in der „Sozialhilfefalle“.

Als eine Möglichkeit zur Verbesserung der Beschäftigungschancen Geringqualifizierter bei gleichzeitiger Vermeidung einer stärkeren Lohndifferenzierung werden in der wissenschaftlichen und politischen Diskussion Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich vorgeschlagen (für einen Überblick vgl. *Buslei* und *Steiner* (1999)). Eine aktuell besonders populäre Form von Lohnsubventionen bezieht sich auf die Subventionierung von Sozialbeiträgen von Geringqualifizierten. Tabelle 1 zeigt, dass bereits in einer Reihe von OECD Ländern derartige Programme praktiziert werden.

Die in Tabelle 1 aufgelisteten Programme beziehen sich alle auf eine Subventionierung der *Arbeitgeberbeiträge* zur Sozialversicherung. Dies ergibt sich zum einen daraus, dass in einigen Ländern die Sozialbeiträge ausschließlich bei den Unternehmen erhoben werden. Zum anderen kann dies aber auch von der wirtschaftspolitischen Beurteilung der Problemlage bestimmt sein, die vor allem in einer direkten Kostenentlastung der Unternehmen als geeignete Maßnahme zur Erhöhung der Beschäftigung Geringqualifizierter liegt. Die existierenden Programme in den hier betrachteten Ländern unterscheiden sich hinsichtlich der Höhe der Subvention, der zeitlichen Befristung und der Zielgruppenorientierung. Beispielsweise ist in Belgien und in Frankreich die Subvention der Sozialbeiträge degressiv, d. h. sie nimmt prozentuell mit steigendem Erwerbseinkommen innerhalb bestimmter Einkommensgrenzen ab, während in anderen Ländern die Subvention als konstanter Betrag gewährt wird. In den meisten Ländern mit einer Subventionierung der Sozialbeiträge wird diese bei Unterschreitung der Einkommensgrenzen zeitlich unbefristet gewährt, in den Niederlanden und in Schweden besteht eine zeitliche Befristung der Subventionierung. In diesen beiden Ländern ist die Subvention auch auf (Langzeit-)Arbeitslose beschränkt, in den meisten Ländern sind für die sogenannten „Problemgruppen“ des Arbeitsmarktes (neben Langzeitarbeitslosen auch Ältere, Behinderte und Jugendliche) weitere, in der Regel zeitlich befristete Ermäßigungen der Sozialbeiträge vorgesehen.

Dass in den hier betrachteten Ländern nur die Sozialbeiträge der Unternehmen subventioniert werden, sagt natürlich noch nichts über die *Inzidenz* der Subvention aus. Bei flexiblen Löhnen sind die Beschäftigungseffekte bekanntlich unabhängig

² Zur Inzidenz der Sozialbeiträge in Deutschland vgl. *Schmähl* (1998) und *Steiner* (1996 und 1998), im internationalen Vergleich vgl. *Boockmann, Peters* und *Steiner* (2001).

Tabelle 1

Subventionierung der Sozialbeiträge in anderen Ländern

| | |
|----------------|---|
| Belgien | 50%-Ermäßigung der Arbeitgeberbeiträge bei Jobs mit Monatslohn unter 41.860 FB und degressive Ermäßigung (50 – 10%) unterhalb von 60.676 FB. Weitere befristete Ermäßigungen bei Einstellung von bestimmten Zielgruppen (Ältere, Jugendliche, Langzeitarbeitslose). |
| Frankreich | Beitragsnachlass für Arbeitgeber (800 FF) bei Zahlung von Mindestlöhnen, degressive Ermäßigung bei Löhnen bis zum 1,3-fachen des Mindestlohns. Weitere Ermäßigungen bei Einstellung von bestimmten Zielgruppen (Ältere, Behinderte, Jugendliche, Langzeitarbeitslose, Sozialhilfe-beziehende). |
| Großbritannien | Senkung der Sozialversicherungsbeiträge für Niedrigverdiener (20% der Erwerbsbevölkerung). Weitere Ermäßigungen bei Einstellung von Langzeitarbeitslosen. |
| Irland | Verringerung der Arbeitgeberbeiträge in niedrigen Lohngruppen (unter 12.000 Irische Pfund). Weitere Ermäßigung bei Schaffung neuer Arbeitsplätze für Jugendliche oder Arbeitslose (länger als 13 Wochen arbeitslos). |
| Niederlande | Bei Einstellung von Langzeitarbeitslosen und einem Lohn bis 130% des gesetzlichen Mindestlohnes Befreiung von Arbeitgeberbeiträgen für zwei bis vier Jahre (bei länger als zwei Jahre Arbeitslosen). |
| Schweden | Firmen mit bis zu 500 Beschäftigten erhalten für Neueinstellung von Arbeitslosen eine Befreiung von Arbeitgeberbeiträgen für 12 Monate. |

Quelle: Buslei und Steiner (1999), S. 68.

von der Aufteilung der Subvention auf Arbeitgeber und Arbeitnehmer, die Inzidenz hängt nur von der relativen Größenordnung der Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage und des Arbeitsangebots ab (*Kotlikoff und Summers* (1987), *Hamermesh* (1993, Kapitel 5)). Hingegen hängt bei Arbeitslosigkeit aufgrund eines zu hohen Mindestlohns der Beschäftigungseffekt einer Subvention der Sozialbeiträge davon ab, wer diese erhält. Eine Subventionierung der Arbeitnehmerbeiträge führt in diesem Fall zu keiner Beschäftigungserhöhung. Eine Reduktion der Arbeitgeberbeiträge ist mit einer Erhöhung der Arbeitsnachfrage und unter der Annahme eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots der Arbeitslosen mit einer Beschäftigungserhöhung im gleichen Ausmaß verbunden (vgl. Abschnitt E.I).

Für die Wirkungen der Subvention auf die Beschäftigung der Zielgruppe, insbesondere aber für deren Wirkungen auf die Gesamtbeschäftigung, ist darüber hinaus wesentlich, inwieweit durch geförderte Arbeitnehmer andere ebenfalls förderungsberechtigte Arbeitnehmer oder auch nicht förderungsberechtigte Arbeitnehmer verdrängt werden. Bei kategorialen Lohnsubventionen, die sich nur auf bestimmte „Problemgruppen“ des Arbeitsmarktes beziehen, sind *Verdrängungseffekte* zu er-

warten. Diese hängen bei flexiblen Löhnen von den Substitutionselastizitäten zwischen geförderten und nichtgeförderten Arbeitnehmern, der Subventionshöhe, der relativen Größe der subventionierten Gruppe und der Lohnelastizität des Arbeitsangebots ab. Bei Arbeitslosigkeit einer Gruppe von Arbeitnehmern (z. B. der Geringqualifizierten) aufgrund inflexibler Löhne führt die Subventionierung eines Teils dieser Arbeitslosen (z. B. der geringqualifizierten Langzeitarbeitslosen) zur Verdrängung der Nichtgeförderten in gleichem Umfang (vgl. dazu *Johnson* (1982, S. 70 ff.)).

Idealerweise wäre die Subvention derart ausgestaltet, dass sie nur dann gewährt würde, wenn ohne die Subvention eine Beschäftigung nicht zustande käme. Es lässt sich jedoch in der Realität kaum feststellen, bei welcher genauen Ausgestaltung der Subvention (Förderdauer, Förderhöhe) ein Unternehmen gerade bereit gewesen wäre, eine bestimmte Person einzustellen. Daher dürfte es sich in der Realität bei einem Teil der geförderten Beschäftigungsverhältnisse um solche handeln, die auch ohne die Subvention zustande gekommen wären. In diesem Fall liegen sogenannte *Mitnahmeeffekte* vor.

Die Effektivität von Lohnsubventionen an Geringqualifizierte im Allgemeinen und einer Subventionierung der Sozialbeiträge dieser Gruppe im Besonderen wird in der Literatur aufgrund der großen Bedeutung von Verdrängungs- und Mitnahmeeffekten sowie der internationalen Erfahrungen eher pessimistisch eingeschätzt.³ Beispielsweise weisen empirische Untersuchungen für Frankreich darauf hin, dass die Beschäftigungseffekte der Reduktion der Sozialbeiträge relativ zu den damit verbundenen fiskalischen Kosten von ca. 50 Mrd. FF mit ungefähr 150 Tds. zusätzlich Beschäftigten bescheiden ausgefallen sind (*OECD* (1999, S. 102). Für die Niederlande konnten in einer Studie von *Mühlau* und *Salverda* (2000) einer Subventionierung der Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung (SPAK-Programm) auf der Basis von Firmendaten ebenfalls keine positiven Beschäftigungseffekte festgestellt werden. Für die übrigen in Tabelle 1 aufgelisteten Länder scheinen zur Zeit keine empirischen Studien zu den Beschäftigungseffekten der jeweiligen Programme zur Subventionierung der Sozialbeiträge vorzuliegen.

Für Deutschland existiert zur Zeit kein Programm zur allgemeinen Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern. Jedoch sind in Deutschland geringfügige Beschäftigungsverhältnisse partiell von Sozialversicherungsbeiträgen befreit, wenn diese implizite Subventionierung durch die Reform der gesetzlichen Regelungen im Jahr 1999 auch eingeschränkt wurde. Dessen ungeachtet wird weiterhin über Reformvorschläge zu einer allgemeinen Subventionierung sozial-

³ Die *OECD* (1999b, S. 100) stellt fest: „Such schemes have always suffered from problems of heavy deadweight costs and substitution effects, so they have, at best, been of limited success in terms of yielding net employment gains.“. Diese kategorische Feststellung wird jedoch nur von spärlicher empirischer Evidenz gestützt. Ähnlich äußert sich auch die *Europäische Kommission* (1996, S. 138), welche die Mitnahme- und Verdrängungseffekte, allerdings ohne Nennung der Quellen, mit 75 – 90% der Gesamtausgaben für Lohnsubventionen angibt.

versicherungspflichtiger Beschäftigung im Niedriglohnbereich diskutiert. Darüber hinaus werden zur Zeit auf Initiative der Bundesregierung zwei Modellprojekte („Mainzer Modell“ und „Saar Gemeinschaftsinitiative“) zur Erprobung der Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern durchgeführt. Auf die Sonderrolle sozialversicherungsfreier geringfügiger Beschäftigung, einen einflussreichen Reformvorschlag zur allgemeinen Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern und die zwei erwähnten Modellprojekte wird im Folgenden näher eingegangen.

C. Ein Auslaufmodell, ein Reformvorschlag und zwei Modellprojekte zur Subventionierung der Sozialbeiträge in Deutschland

I. Sozialversicherungsfreie geringfügige Beschäftigung – ein Auslaufmodell?

In Deutschland bestehen für sogenannte geringfügige Beschäftigungsverhältnisse besondere Regelungen bezüglich der Besteuerung und Sozialversicherungspflicht. Über eine Reform geringfügiger Beschäftigung wurde in Deutschland jahrelang diskutiert (vgl. dazu bereits Wagner (1988)), bevor im Jahr 1999 tatsächlich eine partielle Reform in Kraft getreten ist. Geringfügige Beschäftigung ist dadurch definiert, dass diese mit einer wöchentlichen Arbeitszeit von weniger als 15 Stunden ausgeübt wird und das monatliche Arbeitsentgelt eine bestimmte Grenze nicht übersteigt.⁴ Zur Zeit beträgt diese Grenze 630 DM. Diese wird jährlich entsprechend den allgemeinen Lohnsteigerungen angepasst. Seit 1999 wird sie für das gesamte Bundesgebiet einheitlich festgelegt. Bis zur Reform der geringfügigen Beschäftigung im Jahr 1999 war diese von der Sozialversicherungspflicht befreit und wurde in der Regel beim Arbeitgeber pauschal mit 20% besteuert. In Nebentätigkeit ausgeübte geringfügige Beschäftigung wurde bis zur Reform hinsichtlich der Sozialversicherungspflicht wie ausschließlich geringfügige Beschäftigung behandelt. Wie bereits vor der Reform, werden mehrere individuell ausgeübte geringfügige Beschäftigungsverhältnisse addiert und sind in ihrer Summe sozialversicherungspflichtig. Eine Neuregelung betrifft die Nichtanrechnung des Einkommens des Partners bei der Besteuerung des Einkommens aus einer sozialversicherungsfreien geringfügigen Beschäftigung.

Ausschließlich geringfügig Beschäftigte und geringfügig Nebenerwerbstätige wurden von der 1999er Reform in unterschiedlicher Weise betroffen. Seit der Reform muss der Arbeitgeber pauschal 22% des Arbeitsentgelts an die Sozialversicherung (10% Kranken- und 12% Rentenversicherung) abführen. Geringfügig

⁴ Davon zu unterscheiden ist die sozialversicherungsfreie kurzfristige geringfügige Beschäftigung, die sich auf maximal 2 Monate (50 Arbeitstage) beschränkte Beschäftigungsverhältnisse innerhalb eines Jahres bezieht.

Beschäftigte können Ansprüche an die Rentenversicherung erwerben, wenn die vom Arbeitgeber entrichteten Beiträge entsprechend den aktuellen Beitragssätzen individuell aufgestockt werden. Steuerlich kann weiterhin zwischen einer 20%-igen Pauschalbesteuerung und der individuellen Veranlagung gewählt werden. Für den Arbeitgeber hat sich durch die Reform formal wenig geändert, da statt der 20%-igen Lohnsteuer nun Sozialbeiträge in ähnlichem Ausmaß entrichtet werden. Auch für die ausschließlich geringfügig Beschäftigten haben sich durch die Reform keine wesentlichen finanziellen Änderungen ergeben.

Schwarze (1998) schließt aus seiner empirischen Analyse zur Inzidenz der 20%-igen Pauschalsteuer, dass diese von den Unternehmen vor der Reform fast vollständig auf ihre (geringfügig) Beschäftigten überwälzt werden konnte. Daraus kann gefolgert werden, dass auch die pauschalierten Sozialbeiträge größtenteils von den Geringverdienern getragen werden. Daher scheinen auch die Personen, die eine geringfügige Beschäftigung als Haupttätigkeit ausüben, von dieser Reform nur in geringem Umfang betroffen zu sein. Stärker wirkt sich die Reform auf die geringfügige Nebentätigkeit aus, da die daraus bezogenen Einkommen wie das der sozialversicherungspflichtigen Haupttätigkeit bis zur jeweiligen Beitragsbemessungsgrenze in die Versicherungspflicht einbezogen wird.

Ein wichtiges Ziel dieser Reform bestand darin, die in den Jahren davor deutlich gestiegene Anzahl geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse, die nach groben Schätzungen zwischen 3 und über 5 Millionen Fälle erreicht hatte (vgl. *Rudolph* (1998), *Schupp et al.* (1998)), zurückzuführen und einen Anreiz zur Ausweitung sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung zu setzen. *Schwarze* und *Heineck* (2001) schließen aus ihrer empirischen Untersuchung zu den Effekten der Reform geringfügiger Beschäftigung, dass diese zu keiner Zunahme sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung bei der erstgenannten Gruppe geführt hat. Nach den Autoren zeigen ihre Ergebnisse auch, dass eine Substitution zwischen sozialversicherungspflichtiger Hauptbeschäftigung und nun vorteilhafterer geringfügiger Beschäftigung stattgefunden hat. Darüber hinaus scheint ein Rückgang geringfügiger Beschäftigung durch Beendigung der Erwerbstätigkeit stattgefunden zu haben. Die Autoren finden einen signifikanten Lohneffekt auf das Arbeitsangebot der in Nebentätigkeit geringfügig Beschäftigten. Entsprechend dürfte die durch die 1999er Reform induzierte Reduktion des Nettolohns auch das Stundenangebot der letztgenannten Gruppe reduziert haben. Inwieweit dies zu einer Substitution durch sozialversicherungspflichtige Beschäftigung geführt hat, lässt sich anhand der vorliegenden empirischen Evidenz zur Zeit nicht beurteilen.

Für die ausschließlich geringfügig Beschäftigten haben sich durch die 1999er Reform die finanziellen Anreize zur Erhöhung der Arbeitsstunden nicht erhöht. Da oberhalb der Sozialversicherungspflichtgrenze von 630 DM Sozialbeiträge in voller Höhe anfallen, ist die Aufnahme einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung durch die anfallenden Sozialbeiträge und eventuell auch höheren Steuern mit einer sehr hohen Grenzbelastung verbunden: Allein wegen der anfallenden Sozialbeiträge muss das Bruttomonatsentgelt fast 800 DM betragen, damit an der

Grenze das Nettoentgelt dem aus einer sozialversicherungsfreien geringfügigen Beschäftigung entspricht.

Die beschriebene Reform geringfügiger Beschäftigung wurde daher auch durch Forderungen nach einer Erhöhung der Einkommensgrenzen für sozialversicherungsfreie Beschäftigung bzw. eine Subventionierung sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung begleitet. Beispielsweise haben *Fuest, Huber und Riphahn* (1999) vorgeschlagen, die Einkommensgrenze für sozialversicherungsfreie geringfügige Beschäftigung zu erhöhen und das Erwerbseinkommen zwischen der bisherigen und der neuen Einkommensgrenze nur mit einer Steuer von pauschal 20% zu belasten. Ein Vorschlag der Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern, der von der „Zukunftscommission“ der SPD-nahen Friedrich-Ebert-Stiftung in die sozialpolitische Diskussion eingebracht worden war, wurde von der „Benchmarking-Gruppe“ beim Bündnis für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit aufgegriffen und hat dadurch auch im politischen Bereich Beachtung gefunden.

II. Das Modell der Zukunftscommission der Friedrich-Ebert-Stiftung

Dieser Reformvorschlag – im Folgenden als *FES-Modell* bezeichnet – sieht eine degressiv gestaffelte Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern vor. Der Vorschlag liegt in verschiedenen Varianten vor, die sich hinsichtlich bestimmter Subventionsgrenzen und weiterer Merkmale unterscheiden.⁵ Im Folgenden wird die sogenannte „mittlere Variante“ betrachtet. Diese sieht vor, dass bei einem monatlichen Bruttoerwerbseinkommen bei Vollzeitbeschäftigung von DM 300 bis 1.400 keine Sozialversicherungsbeiträge geleistet werden müssen, d. h. der Arbeitnehmer- und der Arbeitgeberanteil zur Sozialversicherung werden voll subventioniert. Bei einem Erwerbseinkommen von DM 1.400 bis 2.800 erfolgt eine degressive Subventionierung, d. h. die Subvention wird mit steigendem Einkommen überproportional gekürzt. Sie wird häufig an die begünstigten Arbeitnehmer und an deren Arbeitgeber gezahlt und hängt nicht von der Höhe des Haushalteinkommens ab. Die genannten Subventionsbeträge gelten für Vollzeitbeschäftigte mit einer regelmäßigen Arbeitszeit von mindestens 35 Wochenstunden. Bei Teilzeitbeschäftigten werden die genannten Einkommensschwellen um einen Teilzeitfaktor gekürzt. Dies ist mit einer proportionalen Kürzung der Subvention verbunden.⁶

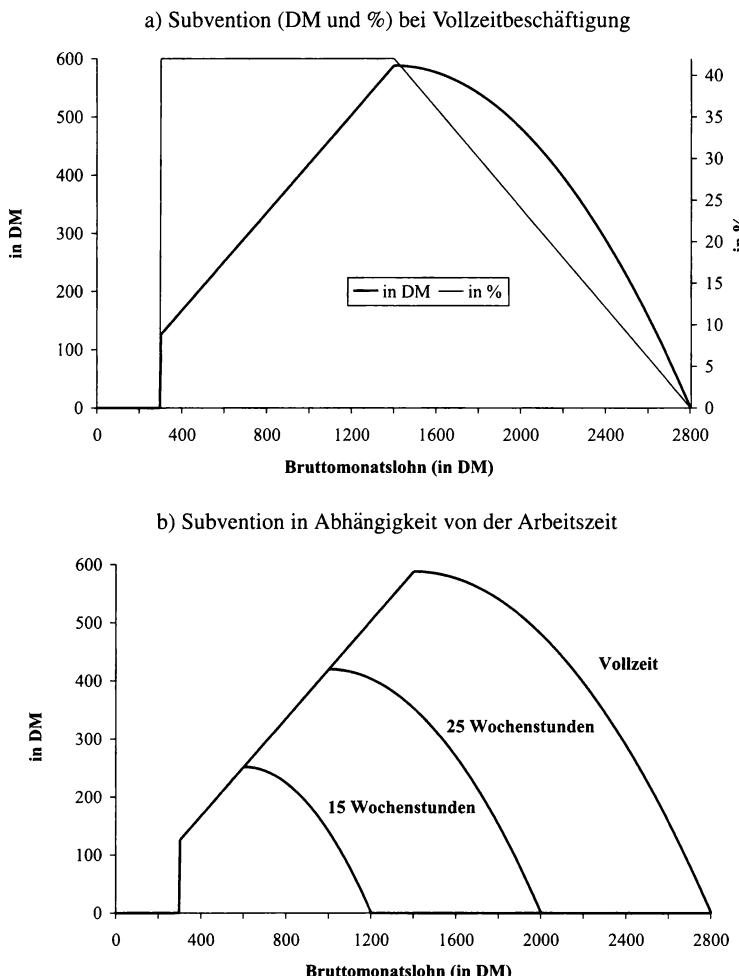
⁵ Eine Variante des FES-Modells sieht auch die Festsetzung eines Mindestlohns vor, was hier aber nicht berücksichtigt wird.

⁶ Im Bereich der degressiven Subventionierung, berechnet sich die Subvention nach der Formel:

$$s = (2 \cdot \text{Bruttomonatslohn} / (\text{TZF} \times 1400)) \times \text{SV-Beitrag},$$

wobei TZF = Wochenarbeitszeit in Stunden / 35. Bei einer Vollzeitbeschäftigung ergibt sich die Subvention, indem TZF = 1 gesetzt wird.

Die Höhe des Subventionsbetrags und die prozentuelle Subvention in Abhängigkeit vom Bruttoeinkommen sind in Abbildung 1a) unter der Annahme eines einheitlichen Beitragssatzes zur Sozialversicherung von 42% dargestellt. Die maximale Subventionshöhe von DM 588 wird bei einem Monatseinkommen von DM 1.400 erreicht. In Abbildung 1b) ist die prozentuelle Subvention bei alternativen Arbeitszeiten (Vollzeit, 25 und 15 Wochenstunden) dargestellt. Beispielsweise beträgt bei einer Beschäftigung von 25 Wochenstunden der maximale Subventionsbetrag DM 420, bei 15 Wochenstunden beträgt dieser DM 252.



Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung 1: Subvention in Abhängigkeit vom Bruttonomatslohn und von der Arbeitszeit im FES-Modell

III. Das „Mainzer-Modell“ und die „Saar Gemeinschaftsinitiative“

Anstatt den Vorschlag der „Benchmarking-Gruppe“ zu einer flächendeckenden Subventionierung der Sozialbeiträge im Niedriglohnbereich aufzugreifen, hat die Bundesregierung im Jahr 1999 zwei Modellprojekte zur Subventionierung von Sozialbeiträgen mit unterschiedlicher Ausgestaltung initiiert. Diese Modellprojekte unterscheiden sich in der Ausgestaltung und Zielgruppenorientierung erheblich von dem im vorhergehenden Abschnitt beschriebenen FES-Modell. Die beiden Modellprojekte werden zur Zeit in jeweils zwei ostdeutschen und westdeutschen Bundesländern in insgesamt 10 Arbeitsamtsbezirken erprobt. Dabei handelt es sich um das sogenannte „Mainzer-Modell“, das in Rheinland-Pfalz und in Brandenburg umgesetzt wird, und um das Modell der „Saar Gemeinschaftsinitiative“ (SGI), das im Saarland und in Sachsen erprobt wird. Beide Modellprojekte sollen Ende 2002 auslaufen, die individuelle Förderdauer war ursprünglich mit maximal 18 Monaten befristet.

Das „Mainzer-Modell“ geht auf eine Idee des Sozialministers von Rheinland-Pfalz, Florian Gerster, zurück (vgl. z. B. *Gerster und Deubel (1999)*). Es soll für Arbeitnehmer / innen mit geringem Einkommenserzielungspotenzial (Geringqualifizierte) den Anreiz zur Aufnahme einer gering bezahlten *sozialversicherungspflichtigen* Beschäftigung verbessern. Zu diesem Zweck sollen die Geförderten degressiv gestaffelte Zuschüsse zu ihren Sozialbeiträgen erhalten. Dadurch soll der Abstand zwischen dem Transfereinkommen (Arbeitslosen- und Sozialhilfe) und einem gering entlohten Beschäftigungsverhältnis vergrößert und damit ein zusätzlicher Anreiz zur Arbeitsaufnahme gesetzt werden. Anspruchsberechtigt sind Alleinstehende (Verheiratete) mit einem monatlichen Einkommen zwischen 630 und 1.575 (3.150) DM. Pro Kind kann außerdem ein degressiver Kindergeldzuschlag in Höhe von maximal 150 DM gewährt werden.

Hingegen zielt das SGI-Modell darauf ab, die relativ hohen Arbeitskosten sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung bei einfachen Tätigkeiten durch eine degressiv gestaffelte Subventionierung der Sozialbeiträge zu reduzieren. Anspruchsberechtigt sind Unternehmen, die einen Geringqualifizierten oder Arbeitslosen zu einem Bruttostundenlohn von weniger als 18 DM sozialversicherungspflichtig beschäftigen. Auch der Arbeitnehmeranteil der Sozialbeiträge wird gefördert, die Subvention erhalten aber nicht die einzelnen Geförderten. Diese wird in einen regionalen „Qualifizierungsfonds“ eingezahlt, der zur Finanzierung von Qualifizierungsmaßnahmen für die Geförderten eingesetzt werden soll.

Die Resonanz der Arbeitnehmer und der Unternehmen auf die beiden Modelle ist bisher (Stand Juli 2001) weit hinter den Erwartungen der Befürworter zurückgeblieben. Insgesamt sind bisher knapp 500 Anträge gestellt worden, von denen fast 90% auf das „Mainzer Modell“ entfallen (*Forschungsverbund CAST (2001)*). Von den bisher geförderten Fällen betreffen ca. 2/3 Frauen. Dies entspricht auch ungefähr dem Anteil der Teilzeitbeschäftigte unter den Förderfällen. Nur ein Teil

der Geförderten war früher arbeitslos, über 1 / 3 bezog vor Eintritt in das Programm Sozialhilfe, 10% der geförderten Teilnehmer war früher geringfügig beschäftigt. Entsprechend der Zielsetzung des Programms wurden bisher überwiegend formal geringqualifizierte Arbeitnehmer gefördert.

Aufgrund der geringen Beteiligung an diesen Modellprojekten traten am 01. 05. 01 neue Förderrichtlinien in Kraft. Diese sehen unter anderem eine Verdoppelung der maximalen Förderdauer auf 36 Monate und eine geänderte Zielgruppenorientierung vor. Die bisherige Beschränkung der Förderung auf Geringqualifizierte und Langzeitarbeitslose beim SGI-Modell wird aufgehoben, zukünftig können alle Geringverdiener mit einem Stundenlohn unter 18 DM gefördert werden (*Forschungsverbund CAST (2001)*).

Eine empirische Bewertung der Beschäftigungseffekte dieser Modellprojekte ist erst in einigen Jahren zu erwarten. Eine *ex ante* Evaluation dieser Maßnahmen wird insbesondere dadurch erschwert, als diese befristet sind und die in früheren Evaluationsstudien zu unbefristeten Lohnsubventionen in Deutschland angewandten ökonometrischen Methoden (vgl. Abschnitt D) nicht übertragbar sind. Theoretisch hängt der Effekt nach Wegfall der Subvention davon ab, ob sich das Humankapital der Geförderten während der Subventionsphase (durch Schulungen oder „learning-on-the-job“) verbessert oder potenzielle Stigmatisierungseffekte der Arbeitslosigkeit abgebaut werden können. Gelingt dies nicht, haben diese Maßnahmen keine langfristigen Beschäftigungseffekte.

Darüber hinaus sind die Ergebnisse dieser Modellprojekte nicht unmittelbar auf das gesamte Bundesgebiet übertragbar: Zum einen hängen diese vom regionalen Umfeld, in dem die Modellprojekte durchgeführt wurden, und von der allgemeinen wirtschaftlichen Lage ab. Zum anderen wären bei einer Übertragung auf das Bundesgebiet auch die durch die Finanzierung dieser Maßnahmen ausgelösten indirekten Verdrängungseffekte zu berücksichtigen. Schließlich kann auf der Basis der Ergebnisse dieser Modellprojekte keine Aussage über die zu erwartenden Effekte von Programmen mit unterschiedlicher Ausgestaltung, wie bspw. einer beidseitigen Subventionierung der Sozialbeiträge, getroffen werden.

D. Was wissen wir über die potenziellen Beschäftigungseffekte einer Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern in Deutschland?

Da bisher keine empirischen Erfahrungen mit einer bundesweiten unbefristeten Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern entsprechend dem ursprünglichen Vorschlag der Benchmarking-Gruppe beim Bündnis für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit vorliegen, wurden mehrere Forschergruppen von der „Benchmarking“-Gruppe bzw. vom Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung mit Simulationsstudien zu den potenziellen Beschäftigungs-

effekten der Einführung eines derartigen Programms in Deutschland beauftragt (vgl. *Bender et al. (1999)*, *Kaltenborn (1999)*, *Riphahn et al. (1999)*).

Die wichtigsten Merkmale und Ergebnisse dieser Studien sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Die Studien basieren alle auf Partialmodellen des Arbeitsmarktes, bei denen von einem negativen Zusammenhang zwischen der Arbeitsnachfrage der Unternehmen und den Lohnkosten ausgegangen wird. Die von den Arbeitnehmern und Arbeitgebern zu zahlenden Sozialbeiträge werden wie direkte Steuern auf den Faktor Arbeit modelliert. Eine Reduktion der Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung für Geringverdiener reduziert die Arbeitskosten und erhöht die Nachfrage der Unternehmen nach dieser Gruppe. Substitutionsbeziehungen zwischen geförderten und nichtgeförderten Arbeitskräften und indirekte Effekte auf die Beschäftigung, insbesondere durch die Gegenfinanzierung der Lohnsubvention, werden vernachlässigt. Die hier betrachteten Studien unterscheiden sich vor allem hinsichtlich der Modellierung des Arbeitsangebots und der Annahmen über den Arbeitsmarktausgleich.⁷

Bender et al. (1999) untersuchen die Beschäftigungseffekte eines gestaffelten Zuschusses zu den Sozialbeiträgen entsprechend einer Variante des in Abschnitt 0 beschriebenen FES-Modells. Erwerbseinkommen aus sozialversicherungspflichtiger Vollzeitbeschäftigung sollen bis zu monatlich 1500 DM beitragsfrei gestellt werden. Oberhalb dieser für Arbeitgeber und Arbeitnehmer beitragsfreien Zone sollen bis zu einem Betrag von 3000 DM die Sozialbeiträge degressiv subventioniert werden. Bei Teilzeitbeschäftigung reduziert sich der Zuschuss anteilig. Der Zuschuss soll unbefristet und ohne Zielgruppenbeschränkung gewährt werden. Als Begleitmaßnahmen werden ein höheres Kindergeld für Geringverdiener und die Einführung eines Mindestlohns vorgesehen. Auf der Basis geschätzter Arbeitsangebotselastizitäten und der Setzung von Arbeitsnachfrageelastizitäten für Geringqualifizierte wird eine zusätzliche Beschäftigung von 140 Tsd. Personen ermittelt.

Kaltenborn (1999) schätzt die Beschäftigungseffekte für zwei Vorschläge zu einer gestaffelten Subventionierung der *Arbeitnehmerbeiträge* zur Sozialversicherung im Niedriglohnbereich. Bei der sogenannten „Individualvariante“ sollen Bruttonomatslöhne zwischen der Gerinfügigkeitsgrenze von 630 DM und dem 2,5-fachen dieser Grenze (1.575 DM) degressiv subventioniert werden. Bei der sogenannten „Splittingvariante“, die einzelne Elemente des in Abschnitt III beschriebenen „Mainzer Modells“ berücksichtigt, richtet sich bei Verheiraten die Förderung nach dem gemeinsamen monatlichen Bruttolohn bis zu einer Höhe von 3.150 DM. Die Förderung nach diesen Vorschlägen ist deutlich niedriger als beim FES-

⁷ Da in den Studien von *Bender et al. (1999)* und *Kaltenborn (1999)* auch die Arbeitsangebotsseite modelliert wird, müssen die Effekte der Reform auf das Nettohaushaltseinkommen bei alternativen (diskreten) Arbeitsangebotsentscheidungen des Haushalts modelliert werden. Dies geschieht in den beiden Studien auf der Basis eines von *Kaltenborn (1998)* entwickelten Steuer / Transfer-Simulationsmodells.

Modell. Nach *Kaltenborn* (1999) ergeben sich aufgrund der Vorschläge nur sehr geringe Beschäftigungseffekte (siehe Tabelle 2).

Tabelle 2

Empirische Untersuchungen zu den Beschäftigungseffekten einer Subventionierung von Sozialbeiträgen in Deutschland

| Autoren | Gebiet, Datenbasis | Art der Lohnsubvention | Methodik | Ergebnisse |
|-----------------------|--|---|--|--|
| Bender et al. (1999) | Bundesgebiet SOEP | Arbeitgeber / -nehmer: Gestaffelte Subvention zu den Sozialbeiträgen (FES-Modell) | Ökonometrische Schätzung von Arbeitsangebot (Partizipation), Setzung von Arbeitsnachfrageelastizitäten, Berechnung von Einkommenseffekten über Steuer / Transfer-Simulationsmodell | Arbeitsangebot (Partizipation): ca. 160 Tsd. P. Beschäftigung: ca. 140 Tsd. P. |
| Kaltenborn (1999) | Bundesgebiet SOEP | Arbeitnehmer: Gestaffelte Subventionierung der Arbeitnehmerbeiträge bis max. DM 1.575 (Individualvariante), DM 3.150 (Splittingvariante) | Ökonometrische Schätzung von Arbeitsangebot (Partizipation), Steuer / Transfer-Simulationsmodell | Arbeitsangebot: Individual-Variante: 14.9 Tsd. P., Splitting-Variante: 4.2 Tsd. P. Beschäftigung = Arbeitsangebot |
| Riphahn et al. (1999) | Bundesgebiet Gehalts- und Lohnstrukturerhebung (Statistisches Bundesamt) | Arbeitgeber: Gestaffelte Subvention der Sozialbeiträge (Arbeitgeber- und Arbeitnehmeranteil) | Setzung der Nachfrageelastizitäten | Arbeitsnachfrage = 400.000 vollzeitäquivalente Stellen Beschäftigung = Arbeitsnachfrage |

Quelle: Eigene Zusammenstellung

Riphahn et al. (1999) untersuchen die potenziellen Beschäftigungseffekte einer spezifischen Variante des FES-Modells, bei der die Subvention (maximal in Höhe der Arbeitnehmer- und Arbeitgeberbeiträge) nur dem Arbeitgeber gewährt wird. Die Autoren unterstellen einen bindenden Tariflohn, der auch dem Effektivlohn entspricht (keine Lohndrift). Die zusätzliche Nachfrage aufgrund der Subvention führt daher in voller Höhe zu einem Beschäftigungsanstieg. Auf der Basis von

Literaturergebnissen zu geschätzten Nachfrageelastizitäten wählen die Autoren eine Elastizität von -0,6 als Referenzfall. In diesem Fall beträgt die Zunahme der Zahl der Voll- und Teilzeitstellen 250 Tsd. bzw. 40 Tsd. Hinzu kommen 133 Tsd. vollzeitäquivalente Stellen aus vormals sozialversicherungsfreier Beschäftigung. *Riphahn et al.* (1999) betrachten auch die Beschäftigungseffekte der von *Kaltenborn* (1999) analysierten und oben beschriebenen Varianten einer Subventionierung der Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung. Da von den Autoren aber ein konstanter Bruttolohn unterstellt wird, kann von einer Subventionierung der Arbeitnehmerbeiträge kein Beschäftigungseffekt ausgehen.

Nicht aufgeführt wurde in der obigen Zusammenstellung die Simulation einer direkten degressiv gestaffelten *Stundenlohnsubvention* an die Unternehmen von *Buslei* und *Steiner* (1999), die hinsichtlich der Höhe der prozentuellen Subventionierung und der Verteilung der Begünstigten auf die einzelnen Subventionsklassen weitgehend einer Variante des FES-Modell entspricht, bei dem die gesamte Subvention der Sozialbeiträge an die Unternehmen gezahlt wird. Im Gegensatz zu der Studie von *Riphahn et al.* (1999) gehen *Buslei* und *Steiner* (1999) aber von empirisch geschätzten Arbeitsangebotselastizitäten aus. Da diese relativ gering sind (vgl. dazu Abschnitt E.II) und angenommen wird, dass der Arbeitsmarktausgleich über Lohnanpassungen erfolgt, ergeben sich nach dieser Studie wesentlich geringere Beschäftigungseffekte in der Größenordnung zwischen 50 und 100 Tsd. zusätzlich beschäftigten Personen.

Die in der Studie von *Riphahn et al.* (1999) getroffene Annahme, dass eine Beschäftigungsausweitung bei einem konstanten Bruttolohn realisiert werden kann, erscheint empirisch nicht besonders gut fundiert.⁸ Die meisten ökonometrischen Schätzungen von Arbeitsangebotsfunktionen weisen auf Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots von deutlich unter eins bei verheirateten Frauen und von nahe null bei Männern und Alleinstehenden hin (vgl. *Fuchs, Krueger* und *Poterba* (1998), für Deutschland vgl. *Zimmermann* (1993), *Galler* (1999), *Steiner* (2000)). Allerdings berücksichtigen diese Schätzungen in der Regel keine Beschränkungen des Arbeitsangebots durch die Nachfrageseite. Bei unfreiwilliger Arbeitslosigkeit könnten die geschätzten Lohnelastizitäten die potenzielle Reagibilität des Arbeitsangebots unterschätzen. Andererseits weisen auch die Ergebnisse von Schätzungen der sogenannten „Lohnkurve“, die nachfrageseitige Beschränkungen des Arbeitsangebots nicht ausschließen, auf einen ökonomisch und statistisch signifikanten negativen Zusammenhang zwischen der Höhe der Arbeitslosigkeit und den Reallöhnen hin (*Card* (1995), für Deutschland vgl. *Baltagi* und *Blien* (1998)). Außerdem negiert die Annahme eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots die Existenz negativer Anreizeffekte des sozialen Sicherungssystems aufgrund hoher Einkommensentzugsraten bei Aufnahme einer Beschäftigung. Gerade derartige Effekte werden in der wirtschaftspolitischen Diskussion aber häufig als Begründung

⁸ Im Rahmen des hier betrachteten Modells impliziert diese Annahme ein vollkommen elastisches Arbeitsangebot.

für eine Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern ins Feld geführt (vgl. Abschnitt B).

Trotz dieser Einwände soll in der im Folgenden präsentierten Simulationsstudie auch der Fall eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots untersucht werden. Dieser aus meiner Sicht wenig realistische Fall wird dann mit den Ergebnissen einer Simulation verglichen, bei der Arbeitsangebotsreaktionen berücksichtigt werden.

E. Eine Simulationsstudie der Beschäftigungseffekte des FES-Modells

I. Methodischer Ansatz

Der Standardansatz zur Schätzung der Beschäftigungsseffekte von Lohnsubventionen basiert auf dem einfachen Partialmodell des Arbeitsmarktes (vgl. dazu bspw. *Hamermesh* (1993), *Katz* (1996)). Damit wird angenommen, dass der Arbeitsmarkt im Niedriglohnbereich durch positiv bzw. negativ geneigte neoklassische Arbeitsangebots- und Nachfragefunktionen modelliert werden kann, auf dem der Ausgleich von Angebot und Nachfrage über Lohnanpassungen erfolgt. Ein bindender Mindestlohn, bedingt durch gesetzliche oder tarifliche Regelungen oder durch ein über dem Gleichgewichtslohn liegendes Sozialhilfeneau, führt in diesem Ansatz zu Arbeitslosigkeit. Die Effekte einer Subventionierung der Sozialabgaben auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit unterscheiden sich in diesem Fall von denen vollkommen flexibler Löhne.⁹

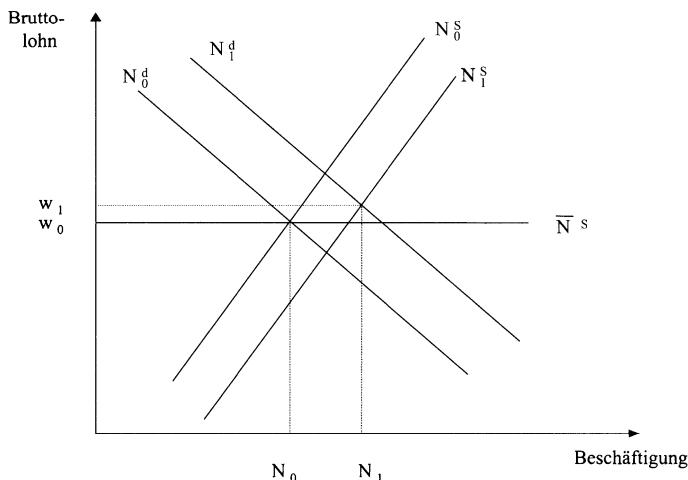
Im Folgenden wird entsprechend dem FES-Modell angenommen, dass die Subvention einen konstanten Anteil s des Bruttolohnes ausmacht und je zur Hälfte an den Arbeitnehmer und an den Arbeitgeber gezahlt wird. Dabei wird unterstellt, dass die entrichteten Sozialbeiträge wie direkte Steuern betrachtet werden. Dies impliziert, dass den Sozialbeiträgen aus Sicht der Arbeitnehmer keine versicherungsäquivalenten Leistungen gegenüber stehen (vgl. kritisch dazu *Hauser* (1995)).

Durch die anteilige Subventionierung der Sozialversicherungsbeiträge verschiebt sich in Abbildung 2 sowohl die Arbeitsnachfrage- als auch die Arbeitsangebotsfunktion, wobei zur Vereinfachung hier eine Parallelverschiebung der beiden Kurven angenommen wird. Das neue Gleichgewicht (w_1, N_1) ist mit einem Beschäftigungsanstieg von $\Delta N = N_1 - N_0$ und einer Änderung des Bruttolohns von $\Delta w = w_1 - w_0$ verbunden.¹⁰ Während in diesem Modell der Beschäftigungs-

⁹ Unterschiedliche Effekte ergeben sich auch in Modellen der Lohnbestimmung bei unvollkommener Konkurrenz, wie in Effizienzlohn-, Arbeitssuch- bzw. Matching- und Gewerkschaftsmodellen (vgl. z. B. *Pissarides* (1998), *Stiglitz* (1999), *Atkinson* (1999, Kapitel 3)), die aber für die empirisch fundierte Simulation der Beschäftigungseffekte des FES-Modells nicht operational erscheinen.

¹⁰ Im neuen Gleichgewicht N_1 gilt $N^s(w(1 + s/2)) = N^d(w(1 - s/2))$. Bezeichnet man mit η bzw. ε die Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage bzw. des Arbeitsangebots, ist bei einer

effekt nicht von der Aufteilung der Lohnsubvention auf Arbeitnehmer und Arbeitgeber abhängt, wird die Änderung des Bruttolohnes durch diese Aufteilung beeinflusst. Nimmt man – wie in Abbildung 2 dargestellt – an, dass die Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage betragsmäßig die des Arbeitsangebots übersteigt, ist der Beschäftigungsanstieg im neuen Gleichgewicht auch mit einem Lohnanstieg verbunden. Hingegen führt die Lohnsubvention zu einer Reduktion des Bruttolohns, falls die Lohnelastizität des Arbeitsangebots die der Arbeitsnachfrage betragsmäßig übersteigt. Sind beide Elastizitäten betragsmäßig gleich, bleibt der Bruttolohn unverändert.



Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung 2: Beschäftigungs- und Lohneffekte einer Subventionierung der Sozialbeiträge im Partialmarktmodell des Arbeitsmarktes

Je flacher in der obigen Abbildung die Arbeitsnachfragekurve verläuft, desto elastischer reagiert die Arbeitsnachfrage auf Lohnreduktionen und desto größer ist bei gegebenem Arbeitsangebot der Beschäftigungseffekt. Im Spezialfall eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots, der in Abbildung 2 durch die horizontale Arbeitsangebotsfunktion \bar{N}^s illustriert wird, hängt der direkte Beschäftigungseffekt der Lohnsubvention nur von der Lohnelastizität der Nachfrage nach subventionierten Arbeitskräften ab und der Lohn bleibt konstant.¹¹

komparativ-statischen Analyse die prozentuelle Änderung der Beschäftigung auf eine Änderung der Subvention unter der Annahme, dass im Ausgangsgleichgewicht $s = 0$ gilt, gegeben durch $d\ln N/ds = \eta \times \varepsilon / (\eta - \varepsilon)$ mit $d\ln N/ds$ der logarithmischen Ableitung der Beschäftigung nach dem Subventionssatz. Der Lohneffekt ist gegeben durch: $d\ln w/ds = 0,5 \times (\eta + \varepsilon) / (\eta - \varepsilon)$, vgl. z. B. Kotlikoff und Summers (1987), Hamermesh (1993, 5. Kapitel).

Durch die Lohnsubvention wird nicht nur das Arbeitsangebot der bisher nichtbeschäftigen Begünstigten, sondern auch das Arbeitsangebot der bereits Beschäftigten beeinflusst (vgl. z. B. *Moffitt* (1985), *Steiner* (2000)). Die Subvention ist bei den Beschäftigten mit einem positiven Substitutionseffekt verbunden. Da diesem positiven Substitutionseffekt ein negativer Einkommenseffekt entgegenwirkt, ist der Nettoeffekt der Lohnsubvention auf das Arbeitsangebot unbestimmt. Hingegen ist für die bisher Nichtbeschäftigen der Nettoeffekt eindeutig positiv, da dem positiven Substitutionseffekt kein kompensierender Einkommenseffekt gegenübersteht. Allerdings gilt dies nur bei rein individualistisch motiviertem Arbeitsangebotsverhalten, nicht jedoch notwendigerweise auch in Paarhaushalten, falls das Arbeitsangebot durch eine gemeinsame Entscheidung der Partner festgelegt wird. In diesem Fall sind die Arbeitsangebotseffekte auch für die bisher nicht beschäftigten Personen theoretisch unbestimmt und können nur empirisch abgeschätzt werden (vgl. *Buslei* und *Steiner* (1999, Kapitel 5.1), *Steiner* (2000)).

Die Abschätzung der Beschäftigungs- und Lohneffekte des FES–Modells basiert auf dem in Abbildung 2 dargestellten Partialmarktmodell eines Arbeitsmarktes mit flexiblen Löhnen unter Verwendung empirischer Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage und des Arbeitsangebots. Die Schätzung der Arbeitsangebotsreaktionen verschiedener Haushaltsgruppen (Alleinstehende, Verheiratete mit/ ohne Kindern) auf Änderungen des Nettohaushaltseinkommens aufgrund der Subvention der Sozialbeiträge basiert auf einem Steuer / Transfer-Simulationsmodells (STSM), das alle wesentlichen Einkommenskomponenten und Transferzahlungen im Haushaltzusammenhang nach den im Jahr 1998 geltenden steuerlichen und sonstigen für die Einkommensberechnung relevanten rechtlichen Regelungen abbildet.¹²

II. Empirische Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots und der Arbeitsnachfrage

Die hier verwendeten empirischen Elastizitäten basieren auf ökonometrischen Schätzungen von Arbeitsnachfrage- und Arbeitsangebotsfunktionen, die in *Buslei* und *Steiner* (1999, Kapitel 4 und 5) dokumentiert sind. Die geschätzten Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage liegen für das gesamte Bundesgebiet differenziert nach Geschlecht und sowohl für Personen als auch das Arbeitsvolumen für den

¹¹ Darüber hinaus kann es aber je nach den Substitutionsmöglichkeiten in der Produktion auch Verdrängungseffekte zwischen geförderten und nichtgeförderten Arbeitnehmern geben (vgl. Abschnitt B). Aus den unten erwähnten Gründen wird hier aber nicht näher auf potenzielle Verdrängungseffekte eingegangen.

¹² Die Struktur des STSM ist in *Buslei* und *Steiner* (1999, Kapitel 6) detailliert beschrieben. Dieses Modell wurde von Peter Jacobebbinghaus im Rahmen eines gemeinsamen Forschungsprojekts auf den aktuellen Rechtsstand angepasst. Die Berechnung des Nettohaushaltseinkommens im Zusammenhang mit der Subventionierung der Sozialbeiträge nach dem FES-Modell wird in *Steiner* und *Jacobebbinghaus* (2001) beschrieben.

Niedriglohnbereich vor.¹³ Die geschätzten Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots beziehen sich sowohl auf die Partizipationsquote als auch auf das Stundenangebot. Diese sind differenziert nach Alleinstehenden und Paarhaushalten sowie nach Ost- und Westdeutschland und im früheren Bundesgebiet auch zwischen Inländern und Ausländern verfügbar (vgl. Tabelle 3).

Die Angebotselastizitäten messen die Reaktion des Arbeitsangebots als prozentuelle Änderung der Stunden bzw. als Änderung der Partizipationsquote in Prozentpunkten auf eine 1%-ige Änderung des Bruttostundenlohns.¹⁴ Die Nachfrageelastizitäten messen die Reaktion des von den Unternehmen nachgefragten Arbeitsvolumens (= Beschäftigte × durchschnittliche Arbeitszeit) bzw. deren Nachfrage nach Arbeitskräften. Während die Reaktion der Partizipationsquote und der Nachfrage nach Arbeitskräften auf Lohnänderungen den direkten Beschäftigungseffekt bestimmen, hängt die Lohnanpassung und damit auch der gesamte Beschäftigungseffekt von der Reaktion des angebotenen und nachgefragten Arbeitsvolumens ab.

Die geschätzten Elastizitäten des Arbeitsangebots sind allgemein relativ gering, unterscheiden sich aber deutlich zwischen den einzelnen Teilpopulationen.¹⁵ Am stärksten reagieren im früheren Bundesgebiet in Paarhaushalten lebende Frauen und Männer deutscher Nationalität auf Änderungen des eigenen Bruttolohns. Ein Lohnanstieg um 1% erhöht das Stundenangebot bei den Männern um 0,20% und bei den Frauen um 0,29%. Dies ist bei den Männern mit einem Anstieg der Partizipationsquote um 0,16 Prozentpunkte, bei den Frauen um 0,08 Prozentpunkte verbunden. In Westdeutschland reagieren Alleinstehende sowohl hinsichtlich der Partizipation als auch des Stundenangebots in noch geringerem Ausmaß auf Lohnänderungen als in Paarhaushalten lebende deutsche Frauen und Männer. In Ostdeutschland scheint das Arbeitsangebot in Paarhaushalten weder bei den Frauen noch den Männern in nennenswertem Ausmaß auf Einkommensänderungen zu reagieren. Bei Alleinstehenden entspricht die Stundenelastizität in den neuen Bundesländern ungefähr den für Westdeutschland geschätzten Werten.

¹³ Aus Gründen der Datenverfügbarkeit konnten die Elastizitäten nicht nach Ost- und Westdeutschland differenziert geschätzt werden.

¹⁴ Die Werte der Angebotselastizitäten weichen in einigen Fällen etwas von den in *Buslei und Steiner* (1999, Tabellen 34 und 35) für den Fall einer Stundenlohnsubvention ausgewiesenen Elastizitäten ab (nach Umrechnung auf die hier betrachtete 1%-ige Lohnänderung), da sich diese auf eine unterschiedliche Abgrenzung des Niedriglohnbereichs beziehen. Die in *Buslei und Steiner* (1999, Tabellen 34 und 35) für Paarhaushalte ebenfalls ausgewiesenen Kreuzpreiselastizitäten zwischen der Lohnänderung eines Partners und der Änderung des anderen Partners werden bei den folgenden Simulationen nicht berücksichtigt und sind hier daher nicht wiedergegeben.

¹⁵ Auch international weisen die meisten empirischen Studien auf relativ geringe Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots und der Arbeitsnachfrage hin. *Fuchs, Krueger und Poterba* (1998) geben auf der Basis umfangreicher Literaturrecherchen und Expertenbefragungen als präferierte Referenzwerte 0,3 für die (kompensierte) Lohnelastizität des Arbeitsangebots und -0,4 der Arbeitsnachfrage an.

Tabelle 3

**Reaktion des Arbeitsangebots und der Arbeitsnachfrage
auf eine 1%-ige Lohnänderung (Elastizitäten)**

| | | Neue Bundesländer | | Alte Bundesländer | |
|-------------------------------|-----------------------|-------------------|--------|-------------------|--------------|
| | | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Angebot | | | | | |
| Partizipation (Prozentpunkte) | | | | | |
| Paare | Deutsche Ausländer | 0,01 | 0,01 | 0,16 0,05 | 0,08 0,04 |
| Alleinstehende | Deutsche Ausländer | 0,08 | 0,03 | 0,09 0,03 | 0,03 0,04 |
| Arbeitsvolumen (Prozent) | | | | | |
| Paare | Deutsche Ausländer | 0,02 | 0,05 | 0,20 0,07 | 0,29 0,15 |
| Alleinstehende | Deutsche Ausländer | 0,11 | 0,10 | 0,11 0,08 | 0,09 0,12 |
| Nachfrage | | | | | |
| Beschäftigte (Prozent) | | -0,65 | -0,17 | -0,65 | -0,17 |
| Arbeitsvolumen (Prozent) | | -0,67 | -0,45 | -0,67 | -0,45 |

Anmerkung: Die geschätzten Arbeitsangebotselastizitäten beziehen sich auf die Teilgruppe der potenziellen Subventionsbezieher nach dem FES-Modell.

Quelle: Buslei und Steiner (1999) und eigene Berechnungen.

Die im unteren Teil von Tabelle 3 ausgewiesenen Lohnelastizitäten der Nachfrage nach Geringqualifizierten (Eigenpreiselastizität) beziehen sich auf den Niedriglohnbereich.¹⁶ Geringqualifizierte Männer weisen eine (im Absolutbetrag) deutlich größere Eigenpreiselastizität als geringqualifizierte Frauen auf: Ein Anstieg des Reallohns um 1% reduziert die Arbeitsnachfrage in dieser Qualifikationsgruppe, gemessen in Beschäftigten, um 0,65%. Bei den Frauen fällt die Beschäftigungsreduktion mit 0,17% deutlich schwächer aus. Die relativ hohe Eigenpreiselastizität des Arbeitsvolumens bei geringqualifizierten Frauen lässt sich damit begründen, dass diese in erheblich größerem Umfang eine Teilzeitbeschäftigung ausüben, und eine Anpassung der durchschnittlich geleisteten Arbeitsstunden daher relativ leicht möglich ist.¹⁷

¹⁶ Dieser umfasst die Sektoren Holz, Papier, Textil, Genussmittel, Bau, Handel, Gastgewerbe und die sonstigen Dienstleistungen.

¹⁷ Für die Beurteilung von Verdrängungseffekten bei der Einführung einer Lohnsubvention sind auch die Kreuzpreiselastizitäten zwischen geringqualifizierten und qualifizierten Arbeitnehmern relevant. Wie Buslei und Steiner (1999, S. 88 ff.) zeigen, bestehen zwischen den einzelnen Qualifikationsgruppen und zwischen Männern und Frauen sowohl Substitutions- als auch Komplementaritätsbeziehungen, die sich gegenseitig weitgehend kompensieren. Diese indirekten Effekte bleiben in den Simulationen daher unberücksichtigt. Anderer-

Durch die Differenzierung der Angebots- und Nachfrageelastizitäten werden die Gruppen festgelegt, die durch die Lohnsubvention in unterschiedlichem Ausmaß betroffen sind. Wie oben ausgeführt wurde, hängt die Lohnveränderung von der relativen Größenordnung der (auf das Arbeitsvolumen bezogenen) Elastizitäten in den einzelnen Gruppen ab. Da die empirischen Stundenelastizitäten des Arbeitsangebots jeweils betragsmäßig geringer sind als die entsprechenden Nachfrageelastizitäten, ist die Lohnsubvention für alle Gruppen neben einem Beschäftigungsanstieg auch mit einem Anstieg des Bruttolohnes verbunden.

III. Simulationsergebnisse

Ausgangspunkt für die Simulation der Beschäftigungseffekte des FES-Modells ist die Berechnung der Verteilung der Arbeitnehmer, die unter der Annahme unveränderter Bruttolöhne von der Subvention betroffen wären. Diese Verteilung bezieht sich auf das Jahr 1998, für das zur Zeit alle für die Einkommensberechnung auf der Basis des hier verwendeten STSM benötigten Informationen vorliegen. Die Beschäftigungseffekte der Subventionierung der Sozialbeiträge entsprechend dem FES-Modell werden unter alternativen Annahmen über die Reaktion des Arbeitsangebots simuliert. In einem ersten Schritt wird angenommen, dass das Arbeitsangebot vollkommen elastisch auf eine erhöhte Arbeitsnachfrage reagiert. In einem zweiten Schritt werden die Beschäftigungseffekte unter der Annahme des Markt- ausgleichs über Lohnanpassungen simuliert.

1. Verteilung der Subventionsberechtigten

Die Verteilung auf die hier betrachteten Gruppen wurde auf Basis hochgerechneter Zahlen des Sozioökonomischen Panels für das Jahr 1998 geschätzt. Die Schätzergebnisse sind in Tabelle A1 im Anhang dokumentiert. Demnach wären ohne Berücksichtigung irgendwelcher Anpassungsreaktionen im Jahr 1998 insgesamt gut 4 Mio. Beschäftigte subventionsberechtigt gewesen.¹⁸ Dieser Wert beträgt nur ungefähr die Hälfte der in der Studie von *Riphahn et al. (1999)* geschätzten ca. 8 Mio. Subventionsberechtigten. Dies lässt sich auf unterschiedliche Abgrenzungen der Untersuchungspopulation zurückführen. Insbesondere werden hier (Früh-)Rentner,

seits bleiben hier auch die mit einer Lohnreduktion verbundenen Skaleneffekte unberücksichtigt. Deren Berücksichtigung würde die Kenntnis oder Schätzung sektorale disaggregierter Preiselastizitäten der Güternachfrage voraussetzen. Auf der Basis einer für das gesamte Verarbeitenden Gewerbe als einheitlich unterstellten Preiselastizität der Güternachfrage schätzen *Fitzenberger und Franz (2000)* deutlich höher unkompensierte Lohnelastizitäten der Arbeitsnachfrage als im unteren Teil von Tabelle 3 ausgewiesen.

¹⁸ Wie in Abschnitt C.I beschrieben wurde, blieben im Jahr 1998 geringfügige Beschäftigungsverhältnisse sozialversicherungsfrei. Für geringfügig Beschäftigte wirkt sich daher die Subventionierung der Sozialbeiträge nicht direkt auf ihr Nettohaushaltseinkommen aus.

Schüler und Studenten, Selbständige und Beamte nicht berücksichtigt. Im Vergleich zur Studie von *Riphahn et al.* (1999) wird hier auch eine wesentlich geringere Anzahl an geringfügig Beschäftigten einbezogen. Hingegen entspricht die hier berechnete Zahl der Subventionsberechtigten ungefähr der von *Schupp et al.* (1999, Tabelle 1) im Rahmen einer Abschätzung der Verteilungseffekte des FES-Modells berechneten Anzahl von ca. 4,8 Mio. Begünstigten.

Die Verteilung der Subventionsberechtigten nach den in Tabelle A1 betrachteten Gruppen auf die einzelnen Subventionsklassen zeigt, dass aufgrund der niedrigeren Löhne in Ostdeutschland ein relativ zur Gesamtbeschäftigung überproportionaler Anteil der Subventionsempfänger (ein Drittel) auf die neuen Bundesländer entfällt. Im früheren Bundesgebiet entfällt aufgrund der deutlich geringeren Löhne von Frauen auf diese ein überproportionaler Anteil aller Subventionsempfänger. Aus dem gleichen Grund entfällt im früheren Bundesgebiet auch ein großer Anteil potenzieller Subventionsempfänger auf Ausländer/innen. In Ostdeutschland beträgt der Anteil der Frauen unter den Subventionsempfängern ca. 50% und entspricht damit annähernd dem nach wie vor sehr hohen Frauenanteil an der Gesamtbeschäftigung und den geringen geschlechtsspezifischen Lohndifferenzialen (vgl. *Franz und Steiner (2000)*). Aufgrund des sehr geringen Anteils der Ausländer an der Gesamtbeschäftigung werden diese für die neuen Bundesländer nicht getrennt ausgewiesen.

Insgesamt erhält nur ein geringer Teil der Beschäftigten die volle Subvention in Höhe von 42%. Der Großteil der potenziellen Subventionsempfänger erhält weniger als 20%, fast 50% der Begünstigten maximal 12% Subvention (vgl. Tabelle A 1). Hinsichtlich der Verteilung der potentiell Begünstigten auf einzelne Subventionsklassen ist zu berücksichtigen, dass die prozentuelle Subvention nach dem FES-Modell außer vom Bruttomonatsentgelt auch von der Arbeitszeit abhängt (vgl. Tabelle 1b) in Abschnitt 0). Dies betrifft vor allem Frauen im früheren Bundesgebiet, die eine relativ hohe Teilzeitquote aufweisen.¹⁹

2. Beschäftigungseffekte ohne Lohnanpassung

Unter der Annahme eines konstanten Bruttolohns ist die Beschäftigungsänderung durch den Nachfrageeffekt gegeben. Dieser wird unter Verwendung der in Tabelle 3 zusammengefassten Lohnelastizitäten der Nachfrage nach geringqualifizierten Arbeitskräften auf der Basis der in Tabelle A 1 ausgewiesenen Verteilung der potenziellen Subventionsempfänger berechnet. Obwohl die Nachfrageelastizitäten hier nicht regional differenziert werden können, unterscheiden sich die relativen Beschäftigungseffekte zwischen den beiden Regionen aufgrund der unter-

¹⁹ Hingegen bestehen in den neuen Bundesländern keine wesentlichen geschlechtsspezifischen Unterschiede in den Arbeitszeiten. Bei den Männern ist die Teilzeitquote im gesamten Bundesgebiet äußerst gering, insbesondere wenn Studenten und Rentner nicht berücksichtigt werden.

schiedlichen Verteilung der Begünstigten auf die einzelnen Subventionsklassen. Innerhalb einer Region resultieren geschlechtsspezifische Unterschiede in den Beschäftigungseffekten sowohl aus der unterschiedlichen Höhe der prozentuellen Subvention als auch aus unterschiedlichen Nachfrageelastizitäten. Die Simulationsergebnisse sind in Tabelle 4 (Spalte „*ohne Lohnanpassung*“) zusammengefasst.

Tabelle 4
Beschäftigungseffekte (in Personen) im FES-Modell –
Simulationsergebnisse ohne und mit Lohnanpassung

| | ohne Lohnanpassung | | mit Lohnanpassung | |
|----------------------|--------------------|-------|-------------------|-------|
| | in 1.000 | in % | in 1.000 | in % |
| Alte Bundesländer | 57,4 | 60,9 | 35,7 | 85,0 |
| Frauen | 33,1 | 35,1 | 26,5 | 63,1 |
| Männer | 24,3 | 25,8 | 9,2 | 21,9 |
| Neue Bundesländer | 36,8 | 39,1 | 6,2 | 14,8 |
| Frauen | 12,2 | 13,0 | 3,1 | 7,4 |
| Männer | 24,6 | 26,1 | 3,1 | 7,4 |
| Deutschland – gesamt | 94,2 | 100,0 | 42,0 | 100,0 |

Quelle: Eigene Erstellung.

Für das gesamte Bundesgebiet ergibt sich ein Beschäftigungseffekt von insgesamt ca. 94 Tsd. Personen. Davon entfällt gut ein Drittel auf die neuen Bundesländer und dort wiederum ein Drittel der zusätzlich Beschäftigten auf Frauen. Hingegen beträgt der Frauenanteil an den geförderten zusätzlich Beschäftigten im früheren Bundesgebiet deutlich über 50%. Die regionalen Unterschiede sind darauf zurückzuführen, dass die prozentuelle Förderung aufgrund des regionalen Lohndifferenzials in den neuen Bundesländern und daher auch der Nachfrageeffekt zwar größer als im früheren Bundesgebiet ist. Der größere Nachfrageeffekt in den neuen Bundesländern wird durch die geringeren Angebotselastizitäten insbesondere von in Paarhaushalten lebenden Frauen kompensiert, so dass der Beschäftigungseffekt relativ gering ausfällt. Im früheren Bundesgebiet ergeben sich die geschlechtsspezifischen Unterschiede dadurch, dass die höhere Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage bei den Männern durch die höhere prozentuelle Subvention bei den Frauen mehr als kompensiert wird. Dies ist in den neuen Bundesländern aufgrund der geringen geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Verteilung der Begünstigten auf die Subventionsklassen nicht der Fall.

3. Beschäftigungseffekte mit Lohnanpassung

Die unter der Annahme des Marktausgleichs über Lohnanpassungen auf der Basis der in Tabelle 3 ausgewiesenen Arbeitsangebotselastizitäten simulierten Beschäftigungseffekte sind in der Spalte „*mit Lohnanpassung*“ in Tabelle 4 zusammengefasst. Detaillierte Simulationsergebnisse, differenziert nach Paarhaushalten und Alleinstehenden sowie für Westdeutschland auch nach Nationalität sind in Tabelle A 2 im Anhang ausgewiesen. Dazu wurden die prozentuellen Änderungen des in Personen gemessenen Arbeitsangebots in den einzelnen hier betrachteten Gruppen auf eine Änderung des Bruttolohns berechnet, indem die daraus resultierenden Änderungen der jeweiligen Partizipationsquote (in Prozentpunkten) durch deren Niveau im Ausgangszustand geteilt wird. Für die Berechnung der Lohnanpassung ist die Veränderung des Arbeitsvolumens von Bedeutung. Dazu werden die für den Arbeitseinsatz in Stunden geschätzten Elastizitäten der Arbeitsnachfrage und des Arbeitsangebots aus Tabelle 3 verwendet. Sowohl für die Veränderung der Beschäftigung in Personen als auch für die Veränderung des Arbeitsvolumens wurden die Berechnungen wegen der unterschiedlichen Höhe des Zuschusses und der unterschiedlichen Arbeitsangebotselastizitäten getrennt für die Stundlohnkategorien sowie die einzelnen hier betrachteten Personengruppen durchgeführt und anschließend aggregiert.

Für das gesamte Bundesgebiet ergibt sich unter Berücksichtigung der Lohnanpassung ein Anstieg der Anzahl der Beschäftigten um etwa 42 Tsd. Personen. Damit beträgt der Beschäftigungsanstieg weniger als die Hälfte als der in der Simulation ohne Berücksichtigung von Lohneffekten ermittelte. Dies ist auf die geringen empirischen Arbeitsangebotselastizitäten in den meisten der hier betrachteten Gruppen zurückzuführen. Auf in Westdeutschland lebende Frauen entfallen fast zwei Drittel des gesamten Beschäftigungsanstiegs. Dies resultiert aus den relativ zu den Männern geringen Löhnen und der hohen Teilzeitquote der verheirateten westdeutschen Frauen sowie deren relativ zu den anderen Gruppen hohen Arbeitsangebotselastizitäten (vgl. Tabelle A 1 im Anhang). Wegen der für Ostdeutschland sowohl für Männer als auch für Frauen ermittelten niedrigen Angebotselastizität ergeben sich hier im Vergleich zum relativ hohen Anteil potenziell Subventionsberechtigter nur geringe Beschäftigungseffekte: Nur knapp 15% des gesamten Beschäftigungsanstiegs entfällt auf Ostdeutschland, verglichen mit ca. einem Drittel aller potenziell subventionsberechtigten Beschäftigten. Dieser Beschäftigungsanstieg teilt sich hälftig auf Frauen und Männer auf.

IV. Bewertung der Simulationsergebnisse

Im Vergleich zu früheren Simulationsstudien zu den Beschäftigungseffekten einer Subventionierung der Sozialbeiträge weisen die im vorhergehenden Abschnitt zusammengefassten Simulationsergebnisse auf geringe Beschäftigungs-

effekte hin. Abgesehen von der unterschiedlichen Ausgestaltung einzelner Elemente der jeweils analysierten Variante des FES-Modells sind die Abweichungen der hier präsentierten Simulationsergebnisse vor allem auf die unterschiedliche Modellierung der Arbeitsangebotsseite zurückzuführen. Hier wird aufgrund empirisch geschätzter Lohnelastizitäten davon ausgegangen, dass erst bei steigenden Löhnen das Arbeitsangebot im Niedriglohnbereich ausgeweitet wird. Steigende Löhne führen jedoch zu einem Rückgang der Arbeitsnachfrage. Das Ausmaß der Beschäftigungsänderung und der Lohnänderung hängt im unterstellten Modell mit vollkommener Konkurrenz auf dem Arbeitsmarkt von der Höhe der Elastizitäten des Arbeitsangebots und der -nachfrage ab. Die ermittelte Beschäftigungsänderung gibt den Nettoeffekt nach Bereinigung um Mitnahmeeffekte und Verdrängungseffekte innerhalb der hier betrachteten Periode an.

Hingegen wird in der Studie von *Riphahn et al.* (1999) unterstellt, dass aufgrund unfreiwilliger Arbeitslosigkeit eine Zunahme der Nachfrage nach geringqualifizierten Arbeitskräften aufgrund eines festen Bruttolohnes zu einer Beschäftigungs-erhöhung im gleichen Ausmaß führt. Dieser hypothetische Fall, welcher der Annahme eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots im Gleichgewichtsmodell des Arbeitsmarktes entspricht, wäre durch einen bindenden Mindestlohn $w_m > w_0$ in Tabelle 6 gegeben. In diesem Fall beträgt der hier berechnete Beschäftigungs- effekt einer Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern mehr als das Doppelte des Wertes, der unter der Annahme flexibler Löhne berechnet wurde. Aus den oben genannten Gründen betrachte ich aber den unter der Annahme flexibler Löhne berechneten Beschäftigungseffekt als realistischer. Aber auch unter der Annahme eines konstanten Lohnes liegen die hier simulierten Beschäftigungs- effekte deutlich unter den von *Riphahn et al.* (1999) berechneten Werten. Dies erklärt sich zum einen damit, dass unter dieser Annahme die von den Autoren unterstellte ausschließliche Subventionierung der Arbeitgeber mit einem doppelt so hohen Beschäftigungseffekt verbunden ist wie die hälftige Subventionierung. Zum anderen liegt die von *Riphahn et al.* (1999) angenommene durchschnittliche Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage etwas über den hier geschätzten Elastizitäten und schließlich wurde von einer deutlich höheren Anzahl an Subventionsberechtigten ausgegangen als in der vorliegenden Studie. Im Gegensatz dazu fallen die von *Bender et al.* (1999) geschätzten Beschäftigungseffekte des FES-Modells deutlich geringer aus, liegen aber noch über den in der vorliegenden Studie berechneten Effekten. Dies kann zum einen auf höhere Werte der Angebotselastizitäten, zum anderen auch auf eine breitere Abgrenzung der Subventionsberechtigten zurück- geführt werden.

Die hier präsentierten Simulationsergebnisse basieren auf einem sehr einfachen Arbeitsmarktmodell mit vollständiger Konkurrenz. Unter verschiedenen Annahmen könnte sich ein höherer Beschäftigungseffekt ergeben als er hier ermittelt wurde. Unterstellt man, dass das Arbeitsangebot im Niedriglohnbereich zu einem nicht unerheblichen Teil durch eine zu geringe Arbeitsnachfrage restriktiert wird, wären die hier verwendeten Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots vermutlich

3*

unterschätzt. In diesem Fall ergäbe sich eine geringere Lohnsteigerung und ein höherer Zuwachs der Beschäftigung.

Andererseits kann der Beschäftigungseffekt aus verschiedenen Gründen noch geringer ausfallen als hier ermittelt wurde. Im verwendeten Arbeitsmarktmodell wurde nur der Niedriglohnsektor berücksichtigt. Daher wird eine mögliche Verdrängung von nichtgeförderten Arbeitnehmern (außerhalb des Niedriglohnsektors) durch geförderte Arbeitnehmer nicht berücksichtigt. Entscheidend für das Ausmaß der Verdrängung sind die Substitutionsmöglichkeiten zwischen geförderten und nichtgeförderten Arbeitnehmern. Einen Hinweis auf die möglichen Verdrängungseffekte können die Kreuzpreiselastizitäten zwischen geringqualifizierten und qualifizierten Arbeitnehmern geben. Dabei ist auch zu berücksichtigen, dass nicht nur Substitutionsbeziehungen zwischen geringqualifizierten und qualifizierten Arbeitskräften bestehen, sondern dass bei einer Beschäftigungszunahme geringqualifizierter Arbeitnehmer auch qualifizierte Arbeitnehmer zusätzlich beschäftigt werden. Empirische Schätzungen der Kreuzpreiselastizitäten zwischen geringqualifizierten und qualifizierten Frauen und Männern zeigen (vgl. *Buslei* und *Steiner* (1999, Kapitel 5)), dass diese zum einen eher niedrig sind, zum anderen sich Substitutions- bzw. Komplementaritätsbeziehungen weitgehend kompensieren. Obwohl eine genaue Abschätzung dieser Effekte hier nicht möglich war, kann man von relativ geringen Gesamteffekten ausgehen.

Schließlich können negative indirekte Effekte auch aus der Finanzierung der fiskalischen Kosten der Subvention resultieren. Das Subventionsvolumen des FES-Modells wird von *Schupp* et al. (1999) auf jährlich ca. 14 Mrd. DM, von *Steiner* und *Jacobebbinghaus* (2001) auf gut 12 Mrd. DM geschätzt. Werden die fiskalischen Kosten der Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern durch Erhöhungen der Steuerbelastungen oder der Sozialversicherungsbeiträge (der nicht geförderten Beschäftigten) finanziert, ist aufgrund der höheren Belastungen ein Beschäftigungsrückgang oberhalb des Niedriglohnbereichs zu erwarten. Erfolgt die Finanzierung über Ausgabenkürzungen in anderen Bereichen, können nachfrageinduzierte Beschäftigungsverluste auftreten. Da derartige Effekte in den für Deutschland vorliegenden Simulationsstudien nicht berücksichtigt wurden, lässt sich deren Größenordnung zur Zeit nicht abschätzen.

F. Zusammenfassung und sozialpolitische Schlussfolgerungen

Die Subventionierung der Sozialbeiträge wird bereits in mehreren Ländern der Europäischen Union als arbeitsmarktpolitisches Instrument zur Verbesserung der Beschäftigungschancen von Geringverdienern eingesetzt. In Deutschland gibt es zur Zeit keine derartige Subventionierung, sieht man von einzelnen Umverteilungselementen in der Sozialversicherung und der partiellen Befreiung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse von der Sozialversicherungspflicht ab. Die

„Benchmarking“-Gruppe beim Bündnis für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit hat in Anlehnung an einen Vorschlag der „Zukunftscommission“ der Friedrich-Ebert-Stiftung (FES-Modell) für Deutschland eine zeitlich unbefristete, degressiv gestaffelte Subventionierung der Sozialversicherungsbeiträge von Geringverdienern vorgeschlagen. Davon erwartet man sich eine erhebliche Beschäftigungserhöhung durch eine starke Ausweitung des Niedriglohnsektors. Als Begründung dafür wird zum einen eine relativ hohe Lohnelastizität der Nachfrage nach geringqualifizierten Arbeitskräften, zum anderen ein verbesserter Anreiz zur Aufnahme gering entlohnter Beschäftigung angeführt.

Allgemein sind aufgrund der großen Bedeutung von Verdrängungs- und Mitnahmeeffekten sowie der internationalen Erfahrungen durch eine Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern nur eher geringe Beschäftigungseffekte zu erwarten. Zur Erprobung unterschiedlicher Varianten der Subventionierung von Sozialbeiträgen wurden von der Bundesregierung mit dem sogenannten „Mainzer-Modell“ und dem Modell der „Saar Gemeinschaftsinitiative“ im Jahr 1999 zwei Modellprojekte initiiert. Die Förderung im Rahmen dieser Modellprojekte ist bisher jedoch von Arbeitslosen und Unternehmen kaum in Anspruch genommen worden. Aus den oben erwähnten Gründen ist eine *ex ante* Evaluation der Beschäftigungseffekte dieser Modellprojekte nicht möglich. Auch sind die in einigen Jahren zu erwartenden Evaluationsergebnisse nicht auf eine bundesweite, zeitlich unbefristete und beidseitige Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern, wie sie das FES-Modell vorsieht, übertragbar.

Die potenziellen Beschäftigungseffekte unterschiedlicher Varianten dieses Vorschlags sind kürzlich in einigen Simulationsstudien untersucht worden. Wie die obige Bewertung dieser Studien gezeigt hat, lassen sich die großen Unterschiede bei den geschätzten Beschäftigungseffekten vor allem auf die Unterschiede bei der Modellierung des Arbeitsangebots und den Annahmen über den Arbeitsmarktausgleich zurückführen. Nur unter der Annahme eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots, bei dem der Beschäftigungseffekt dem Anstieg der Arbeitsnachfrage aufgrund einer Reduktion der Sozialbeiträge entspricht, ergeben sich nennenswerte positive Beschäftigungseffekte. Diese Annahme widerspricht aber sowohl den Ergebnissen empirischer Schätzungen von Arbeitsangebotsfunktionen, die auf sehr geringe Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots hinweisen, als auch Schätzungen zur sogenannten „Lohnkurve“ für Deutschland, die einen negativen Zusammenhang zwischen dem Reallohn und der Arbeitslosenquote implizieren. Außerdem negiert die Annahme eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots von Arbeitslosen die Existenz negativer Anreizeffekte des sozialen Sicherungssystems aufgrund hoher Einkommensentzugsraten bei Aufnahme einer Beschäftigung im Niedriglohnbereich. Derartige Effekte sind aber gerade eine wichtige Begründung für die Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern.

Die hier durchgeführte Simulationsstudie zu den Beschäftigungseffekten des FES-Modells berücksichtigt im Rahmen eines Partialmarktmodells auch die

Arbeitsangebotsseite auf der Basis empirisch geschätzter Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots. Für das gesamte Bundesgebiet ergibt sich unter Berücksichtigung der Lohnanpassung ein Anstieg der Anzahl der Beschäftigten um etwa 42 Tsd. Personen. Damit beträgt der potenzielle Beschäftigungsanstieg einer Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern weniger als die Hälfte des hypothetischen Beschäftigungseffekts, der sich unter der Annahme konstanter Löhne bzw. eines vollkommen elastischen Arbeitsangebots ergibt. Dies ist auf die geringen empirischen Arbeitsangebotselastizitäten in den meisten der hier betrachteten Gruppen zurückzuführen. Auf in Westdeutschland lebende Frauen entfallen aufgrund der relativ zu den Männern geringen Löhne und der hohen Arbeitsangebotselastizitäten verheirateter Frauen fast zwei Drittel des gesamten Beschäftigungsanstiegs. Wegen der in Ostdeutschland sowohl für Männer als auch für Frauen niedrigen Arbeitsangebotselastizitäten ergeben sich hier im Vergleich zum relativ hohen Anteil potentiell Subventionsberechtigter nur geringe Beschäftigungseffekte. Daher resultieren erhebliche fiskalische Kosten mit einem Netto-Subventionsvolumen von jährlich ca. 12 Mrd. DM, das fast ausschließlich auf bereits Beschäftigte im Niedriglohnbereich entfällt. Werden diese durch Erhöhungen der Staats- einnahmen oder Ausgabenkürzungen finanziert, kann der gesamtwirtschaftliche Beschäftigungseffekt auch negativ ausfallen. Derartige Rückwirkungen konnten im Rahmen des hier verwendeten Partialmarktmodells jedoch nicht berücksichtigt werden.

Eine Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern ist daher aus meiner Sicht kein geeignetes arbeitsmarktpolitisches Instrument zur Erhöhung der Beschäftigung im Niedriglohnbereich. Eine sozialpolitische Begründung dafür könnte in der Verbesserung der Einkommenssituation von Geringverdienern gesehen werden. Unter verteilungspolitischen Gesichtspunkten haben Sozialbeiträge jedoch den Nachteil, dass keine umfassende Einkommensprüfung erfolgt. Daher kommen auch Beschäftigte in den Genuss der Subvention, die zwar nur ein niedriges Erwerbseinkommen erzielen, jedoch über ein relativ hohes Haushaltseinkommen (mit-)verfügen. Tatsächlich zeigen die Studien von *Schupp et al. (1999)* und *Steiner und Jacobebbinghaus (2001)*, dass nur ein geringer Teil der Begünstigten in einkommensarmen Haushalten lebt und diesen nur ein relativ kleiner Teil des gesamten Subventionsvolumens zufließt.

Daher spricht aus meiner Sicht wenig für eine allgemeine Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern. Die zu erwartenden Beschäftigungseffekte sind gering und mit sehr hohen fiskalischen Kosten verbunden. Es kann nicht ausgeschlossen werden, dass der Netto-Beschäftigungseffekt sogar negativ ausfällt. Darüber hinaus sind derartige Vorschläge auch verteilungspolitisch negativ zu bewerten, da das Subventionsvolumen großteils Haushalten mit überdurchschnittlichem Einkommen zufließt.

Literatur

- Atkinson, A. (1999): The Economic Consequences of Rolling Back the Welfare State, MIT Press.
- Baltagi, B.H. / Blien, U. (1998): The German wage curve: Evidence from the IAB Employment Sample, *Economics Letters*, 61, S. 135 – 142.
- Bender, S. / Kaltenborn, B. / Rudolph, H. / Walwei, U. (1999): Förderung eines Niedriglohnsektors – Die Diagnose stimmt, die Therapie noch nicht, IAB-Kurzbericht 6/14. 6. 1999, Nürnberg.
- Boockmann, B. / Peters, R. H. / Steiner, V. (2001): The tax wedge, real wage resistance, and employment performance: evidence from six OECD countries, Mimeo, ZEW Mannheim.
- Buslei, H. / Steiner, V. (1999): Beschäftigungseffekte von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich. ZEW Wirtschaftsanalysen, Band 42, Baden-Baden.
- (2000): Beschäftigungseffekte und fiskalische Kosten von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 1, S. 54 – 67.
- Card, D. (1995): The wage curve: a review, *Journal of Economic Literature*, 33, S. 785 – 799.
- Europäische Kommission (1996): Employment in Europe 1996, Brussels / Luxembourg.
- Fitzenberger, B. / Franz, W. (2000): Jobs. Jobs? Jobs! Orientierungshilfen für den Weg zu mehr Beschäftigung. In: Franz, W. / Hesse, H. / Ramser, H.J. / Stadler, M. (Hrsg.), Wirtschaftspolitische Herausforderungen an der Jahrtausendwende, Schriftenreihe des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, J.C.B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen, Band 30, S. 47 – 79.
- Forschungsverbund CAST (2001): Projektbrief Nr. 3, August 2001, <http://www.wipol.de>
- Franz, W. / Steiner, V. (2000): Wages in the East German transition process – facts and explanations, *German Economic Review*, 1(2), S. 241 – 270.
- Fuchs, V. / Krueger, A. / Poterba, J. (1998): Economists' views about parameters and policies: survey results in labor and public economics, *Journal of Economic Literature*, 36, S. 1387 – 1425.
- Fuest, C. / Huber, B. / Riphahn, R. (1999): Geringfügige Beschäftigung, Arbeitsmarktwirkungen und ihre Reformoptionen, *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften*, 50, S. 213 – 229.
- Galler, H. P. (1999): Arbeitsmarkt und soziale Sicherungssysteme. Empirische Evidenz zu den Anreizwirkungen der sozialen Sicherung, *Allg. Statistisches Archiv*, 83, S. 63 – 87.
- Galler, H. P. / Wagner, G. (Hrsg.) (1998): Empirische Forschung und wirtschaftspolitische Beratung. Campus.
- Gerster, F. / Deubel, I. (1999): „Arbeit muss sich lohnen!“ – Das Mainzer Modell für Beschäftigung und Familienförderung, *Wirtschaftsdienst*, 79, S. 39 – 43.
- Hagen, T. / Steiner, V. (2000): Von der Finanzierung von Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit – Analysen und Empfehlungen zur Steigerung der Effizienz und Effektivität der Arbeitsmarktpolitik in Deutschland, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 51, Nomos-Verlag, Baden-Baden.
- Hamermesh, D. (1993): Labor Demand, Princeton University Press.

- Hauser, R.* (1995): Die Diskussion um die Reform der Sozialhilfe; Wirtschaftsdienst, 75, S. 429 – 433.
- (Hrsg.) (2000): Die Zukunft des Sozialstaats, Schriften des Verein für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, N.F. Bd. 271, Berlin.
- Johnson, G.* (1982): Allocative and distributional effects, in: Haveman, R./Palmer, J.L. (Hrsg.), *Jobs for Disadvantaged Workers: The Economics of Employment Subsidies*, The Brookings Institution, Washington D.C.
- Kaltenborn, B.* (1998): SimTrans – Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten, Beiträge zur Wirtschaftsforschung 56, Universität Mainz, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Mainz.
- (1999): Arbeitsmarkteffekte subventionierter Sozialabgaben, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 228, Nürnberg.
- Katz, L. F.* (1996): Wage subsidies for the disadvantaged, NBER Working Paper 5679, Cambridge MA.
- Kotlikoff, L. J./Summers, L. H.* (1987): Tax incidence, in: Auerbach, A.J./Feldstein, M. (eds.), *Handbook of Public Economics II*, North-Holland, Amsterdam.
- Moffitt, R.* (1985): A problem with the negative income tax, *Economics Letters* 17, S. 261 – 265.
- Mühlau, P./Salverda, W.* (2000): Employment effects of low-wage subsidies, in: Salverda, W./Nolan, B./Lucifora, C. (Hrsg.), *Policy Measures for Low-Wage Employment in Europe*, Edward Elgar, S. 67 – 92.
- Nickell, S./Bell, B.* (1996), Changes in the distribution of wages and unemployment, *American Economic Review*, 86(2), S. 302 – 308.
- OECD* (1996): *Employment Outlook*, Paris.
- (1999a): *Economic Outlook*, Paris.
- (1999b): Implementing the OECD Jobs Strategy – Assessing Performance and Policy, Paris.
- Pissarides, C.* (1998): The impact of employment tax cuts on unemployment and wages; the role of unemployment benefits and tax structure, *European Economic Review*, 42, S. 155 – 183.
- Presse- und Informationsamt der Bundesregierung* (1999): Bündnis für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit – Arbeitsgruppe Benchmarking, Möglichkeiten zur Verbesserung der Beschäftigungschancen gering qualifizierter Arbeitnehmer, Berlin.
- Riphahn, R./Thalmeier, A./Zimmermann, K. F.* (1999): Schaffung von Arbeitsplätzen für Geringqualifizierte, Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung, Institut Zukunft der Arbeit (IZA), Bonn.
- Rudolph, H.* (1998): Geringfügige Beschäftigung mit steigender Tendenz: Erwerbskonzepte, Ergebnisse und Interpretationsprobleme der verfügbaren Datenquellen, IAB Werkstattbericht 9, 21. 08. 1998.

- Schmähl, W. (1998): Financing social security in Germany: proposals for changing its structure and some possible effects, in: Black, S.W. (Hrsg.), Globalization, Technological Change and Labor Markets. Kluwer Academic Publishers.
- Schupp, J. / Schwarze, J. / Wagner, G. (1998): Methodische Probleme und neue empirische Ergebnisse für die Messung der geringfügigen Beschäftigung, in: Schupp, J. et al. (Hrsg.), Arbeitsmarktstatistik zwischen Fiktion und Realität, Berlin.
- Schupp, J. / Volz, J. / Wagner, G. / Zwiener, R. (1999): Zuschüsse zu den Sozialversicherungsbeiträgen im Niedriglohnbereich: Wenig zielgerichtet und teuer, DIW Wochenbericht, 27/99, S. 49 – 509.
- Schwarze, J. (1998): Wer trägt die pauschale Lohnsteuer bei geringfügiger Beschäftigung? Eine Analyse der Stundenlöhne erwerbstätiger Frauen, in: Galler, H.P. / Wagner, G.G. (Hrsg.), Empirische Forschung und wirtschaftspolitische Beratung, Campus.
- Schwarze, J. / Heineck, G. (2001): Auswirkungen der Einführung der Sozialversicherungspflicht für geringfügig Beschäftigte – Eine Evaluation des „630-DM-Jobs“-Reformgesetzes, DIW Diskussionspapier 257, Berlin.
- Sinn, H.-W. (2000): Sozialstaat im Wandel, in: Hauser, R. (Hrsg.), Die Zukunft des Sozialstaats, Schriften des Verein für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Berlin.
- Steiner, V. (1996): Finanzierungsalternativen der sozialen Sicherung und ihre Beschäftigungswirkungen, in: Steiner, V./Zimmermann, K.F. (Hrsg.), Soziale Sicherung und Arbeitsmarkt – Empirische Analysen und Reformansätze, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 6, Nomos-Verlag, Baden-Baden.
- (1998): Employment and wage effects of social security financing, in: Addison, J.A. / Welfens, P.J. (Hrsg.), Labour Markets and Social Security, Springer 1998.
- (2000): Können durch einkommensbezogene Transfers an Arbeitnehmer die Arbeitsanreize gestärkt werden? Eine ökonometrische Analyse für Deutschland, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 33. Jg., S. 385 – 395.
- Steiner, V. / Jacobebbinghaus, P. (2001): Verteilungswirkungen der Subventionierung von Sozialbeiträgen im Niedriglohnbereich, in: Becker, J./Ott, N./Rolf, G. (Hrsg.), Soziale Sicherung in einer dynamischen Gesellschaft, Campus, Frankfurt a.M. / New York.
- Steiner, V. / Mohr, R. (2000): Industrial Change, Stability of Relative Earnings, and Substitution of Unskilled Labor in West Germany, in: Salverda, W./Nolan, B./Lucifora, C. (Hrsg.), Policy Measures for Low-Wage Employment in Europe, Edward Elgar.
- Stiglitz, J. E. (1999): Taxation, public policy, and dynamics of unemployment, International Tax and Public Finance, 6, S. 239 – 262.
- Wagner, G. (1988): Reformnotwendigkeiten und -möglichkeiten für die Geringfügigkeitsgrenze in der Sozialversicherung. Sozialer Fortschritt, Heft 12, S. 269 – 275.
- Zimmermann, K. F. (1993): Labour responses to taxes and benefits in Germany, in: Atkinson, A.B. / Mogensen, G.V. (Hrsg.): Welfare and Work Incentives, A North European Perspective, Oxford.
- Zukunftscommission der Friedrich-Ebert-Stiftung (1998): Wirtschaftliche Leistungsfähigkeit, sozialer Zusammenhalt, ökologische Nachhaltigkeit, Drei Ziele – ein Weg, Berlin.

Anhang

Tabelle A 1

Verteilung der Subventionsempfänger im Ausgangszustand (in Tausend Personen)

| | Subvention in Prozent des Bruttonomona tslohns | | | | | | | | Σ |
|---------------------------------|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| | 42 | < 42 | 36 | 30 | 24 | 18 | 1 | 6 | |
| Alle Beschäftigten (in Tsd.) | 236.9 | 230.4 | 199.0 | 334.0 | 537.3 | 727.4 | 997.4 | 885.0 | 4147.5 |
| in % | 5.71 | 5.56 | 4.80 | 8.05 | 12.95 | 17.54 | 24.05 | 21.34 | 100.0 |
| Alte Bundesländer | 178.5 | 177.9 | 116.9 | 214.9 | 369.7 | 489.6 | 618.4 | 547.1 | 2712.8 |
| Frauen | 144.7 | 172.9 | 113.3 | 214.0 | 289.6 | 437.2 | 303.6 | 408.9 | 2084.2 |
| Verheiratete | 130.7 | 157.9 | 90.7 | 180.3 | 258.5 | 376.0 | 243.3 | 326.8 | 1764.2 |
| Ausländerinnen | 3.6 | 12.5 | 6.8 | 17.4 | 41.3 | 74.5 | 55.0 | 54.3 | 265.4 |
| Inländerinnen | 127.1 | 145.4 | 83.9 | 162.9 | 217.2 | 301.5 | 188.3 | 272.6 | 1498.7 |
| Alleinstehende | 14.1 | 15.1 | 22.6 | 33.6 | 31.1 | 61.2 | 60.3 | 82.1 | 320.0 |
| Ausländerinnen | 0.0 | 0.9 | 0.0 | 2.1 | 2.2 | 16.4 | 5.9 | 12.3 | 39.7 |
| Inländerinnen | 14.1 | 14.2 | 22.6 | 31.6 | 29.0 | 44.8 | 54.3 | 69.8 | 280.3 |
| Männer | 33.8 | 5.0 | 3.6 | 1.0 | 80.0 | 52.4 | 314.8 | 138.2 | 628.6 |
| Verheiratete | 8.5 | 0.0 | 3.3 | 0.0 | 40.9 | 30.6 | 258.7 | 41.0 | 383.0 |
| Ausländer | 2.2 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 1.9 | 16.9 | 10.6 | 4.3 | 35.9 |
| Inländer | 6.2 | 0.0 | 3.3 | 0.0 | 39.0 | 13.7 | 248.1 | 36.7 | 347.0 |
| Alleinstehende | 25.3 | 5.0 | 0.3 | 1.0 | 39.1 | 21.8 | 56.1 | 97.2 | 245.7 |
| Ausländer | 8.2 | 0.0 | 0.3 | 0.0 | 0.0 | 6.1 | 0.0 | 6.3 | 20.9 |
| Inländer | 17.1 | 5.0 | 0.0 | 1.0 | 39.1 | 15.7 | 56.1 | 90.9 | 224.8 |
| Neue Bundesländer | 58.4 | 52.5 | 82.1 | 119.0 | 167.7 | 237.9 | 379.1 | 337.9 | 1434.6 |
| Frauen | 55.8 | 36.1 | 69.3 | 83.0 | 104.1 | 134.6 | 159.3 | 146.5 | 788.7 |
| Verheiratete | 38.5 | 30.8 | 63.8 | 67.7 | 94.1 | 115.2 | 119.3 | 110.7 | 640.1 |
| Alleinstehende | 17.3 | 5.4 | 5.5 | 15.3 | 10.0 | 19.4 | 40.0 | 35.8 | 148.6 |
| Männer | 2.6 | 16.3 | 12.8 | 36.1 | 63.6 | 103.3 | 219.8 | 191.4 | 645.9 |
| Verheiratete | 0.0 | 8.2 | 12.8 | 18.9 | 24.8 | 92.4 | 173.1 | 142.9 | 473.0 |
| Alleinstehende | 2.6 | 8.2 | 0.0 | 17.2 | 38.8 | 10.9 | 46.7 | 48.5 | 172.9 |

Anmerkung: Den Ausgangspunkt der Abgrenzung der Arbeitnehmer mit niedrigen Löhnen bilden die Personen, die zum Befragungszeitpunkt im Jahr 1998 vollzeit-, teilzeit- oder unregelmäßig beschäftigt waren. Aus dieser Gruppe werden anschließend alle Personen ausgeschlossen, die entweder kein „variables Arbeitsangebot“ aufweisen oder nicht zur Zielgruppe der Maßnahme gehören. Ausgeschlossen wurden aus diesen Gründen unter anderem Rentner, Bezieher von Altersübergangsgeld, Selbständige, Beamte, Bewohner von Anstalten, sowie Personen, die jünger als 20 oder älter als 60 Jahre sind oder an einer Ausbildung oder Umschulung teilnehmen. In den Fällen, in denen die Angaben über die Höhe des Monatslohn oder zu den Arbeitszeiten fehlten oder offensichtlich fehlerhaft waren, konnten keine Stundenlöhne direkt aus den Daten berechnet werden. In diesen Fällen wurden zunächst Schätzwerte aus empirischen Lohnschätzungen verwendet. In den wenigen Fällen, in denen dies nicht möglich war, wurden Werte gemäß der Verteilung der beobachteten Stundenlöhne simuliert. Die Zahlen wurden mit den Querschnitts-Hochrechnungsfaktoren des SOEP auf die Gesamtpopulation hochgerechnet.

Quelle: SOEP 1998; eigene Berechnungen.

Tabelle A 2

**Beschäftigungseffekte (in 1000 Personen) im FES-Modell –
Simulationsergebnisse mit Lohnanpassung**

| | Subvention in Prozent des Bruttomonatslohns | | | | | | | | Σ |
|----------------------|---|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|----------|
| | 42 | < 42 | 36 | 30 | 24 | 18 | 1 | 6 | |
| Alte Bundesländer | 6.5 | 4.2 | 2.6 | 4.8 | 7.3 | 7.0 | 2.4 | 1.0 | 35.7 |
| Frauen | 5.1 | 4.2 | 2.5 | 4.1 | 5.8 | 2.6 | 1.7 | 0.6 | 26.5 |
| Verheiratete | 4.9 | 4.1 | 2.1 | 3.7 | 5.5 | 2.3 | 1.6 | 0.5 | 24.7 |
| Ausländerinnen | 0.1 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.7 | 0.5 | 0.2 | 0.0 | 2.3 |
| Inländerinnen | 4.8 | 3.8 | 1.9 | 3.5 | 4.8 | 1.8 | 1.4 | 0.5 | 22.4 |
| Alleinstehende | 0.3 | 0.1 | 0.3 | 0.4 | 0.3 | 0.3 | 0.1 | 0.1 | 1.9 |
| Ausländerinnen | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.2 |
| Inländerinnen | 0.2 | 0.1 | 0.3 | 0.4 | 0.2 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | 1.7 |
| Männer | 1.3 | 0.0 | 0.1 | 0.7 | 1.5 | 4.5 | 0.7 | 0.4 | 9.2 |
| Verheiratete | 0.4 | 0.0 | 0.1 | 0.0 | 1.2 | 3.8 | 0.4 | 0.2 | 6.1 |
| Ausländer | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.3 |
| Inländer | 0.3 | 0.0 | 0.1 | 0.0 | 1.1 | 3.8 | 0.3 | 0.2 | 5.9 |
| Alleinstehende | 0.9 | 0.0 | 0.0 | 0.7 | 0.3 | 0.6 | 0.3 | 0.2 | 3.1 |
| Ausländer | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.2 |
| Inländer | 0.8 | 0.0 | 0.0 | 0.7 | 0.3 | 0.6 | 0.3 | 0.2 | 2.9 |
| Newe Bundesländer | 0.7 | 0.8 | 0.8 | 1.2 | 1.0 | 1.0 | 0.6 | 0.2 | 6.2 |
| Frauen | 0.6 | 0.5 | 0.5 | 0.4 | 0.4 | 0.4 | 0.2 | 0.1 | 3.1 |
| Verheiratete | 0.3 | 0.4 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 2.2 |
| Alleinstehende | 0.3 | 0.1 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 1.0 |
| Männer | 0.1 | 0.3 | 0.3 | 0.8 | 0.6 | 0.5 | 0.4 | 0.1 | 3.1 |
| Verheiratete | 0.0 | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.3 | 0.1 | 0.0 | 0.9 |
| Alleinstehende | 0.1 | 0.3 | 0.2 | 0.7 | 0.3 | 0.2 | 0.3 | 0.1 | 2.2 |
| Deutschland – gesamt | 7.1 | 5.0 | 3.4 | 5.9 | 8.3 | 8.0 | 3.1 | 1.2 | 42.0 |

Anmerkung: vgl. Tabelle A 1 und Text.

Koreferat zum Beitrag von Viktor Steiner

Von *Gert G. Wagner*, Berlin

Ein Koreferat zum Thema „Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern“ zu halten, war zum Zeitpunkt der Tagung bereits schwierig, da die aktuelle Diskussion zu diesem Thema wieder an Dynamik gewann, nachdem sie erstmals im Frühjahr 1999 breites öffentliches Interesse geweckt hatte (vgl. *Wagner* (2002), Abschnitt 2). Zum Zeitpunkt der Drucklegung dieses Tagungsbandes ist es noch schwieriger geworden, etwas Konkretes zu dieser Thematik zu sagen, da die rot-grüne Koalition die Debatte um einen „Niedriglohnsektor“ offenbar als Weihnachtsgeschenk 2001 wiedereröffnet hat und alles darauf hindeutet, dass es im Wahljahr 2002 – vor oder nach der Bundestagswahl – zu grundlegenden Weichenstellungen kommen wird, deren Ausgestaltung freilich noch nicht absehbar ist. Deswegen werde ich im folgenden einige methodische Bemerkungen zu Steiners Referat machen, um dann das von ihm simulierte Modell einer Subventionierung von Sozialbeiträgen von Geringverdienern in den Rahmen der inzwischen breiter gewordenen Debatte um einen „Niedriglohnsektor“ einzuordnen.

Die von Viktor Steiner präsentierte Studie analysiert die Wirkungen einer spezifischen Form der Lohnsubvention, die 1999 von der Friedrich-Ebert-Stiftung und – prinzipiell gleichartig gestaltet – aus der „Benchmarking-Gruppe“ beim „Bündnis für Arbeit“ in die Öffentlichkeit getragen wurde (vgl. *Streeck* und *Heinze* (1999)). Beide Modelle beruhen auf der Idee, dass eine staatliche Lohnsubvention gegeben werden sollte, die jedem Arbeitgeber und Arbeitnehmer zugute kommen soll, wenn ein bestimmter Stundenlohn unterschritten wird. Steiners Arbeit geht sehr sorgfältig vor und die vorgestellte Simulation entspricht methodisch dem gegenwärtigen state of the art. Von besonderem Interesse ist Steiners Vergleich verschiedener Simulationsstudien, die auf den ersten Blick zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen kommen, jedoch – wie er zeigt – auf den zweiten Blick durchaus vergleichbare Ergebnisse liefern. Es kommt nämlich auf die Details der Annahmen über das Subventionsmodell an, wodurch sich signifikante Unterschiede in den Simulationsergebnissen ergeben.

Der größte Schwachpunkt aller Simulationen sind die empirischen Schätzungen für das Arbeitsangebot und für die Arbeitsnachfrage. Diese Elastizitäten sind methodisch angreifbar. Aber hier kann man Steiner – wie allen anderen einschlägigen Autorinnen und Autoren – keinerlei Vorwurf machen¹, da die Analyse der

Elasitizitäten in Deutschland für den gesamten Zeitraum, für den Mikrodaten vorliegen, durch hohe Arbeitslosigkeit gekennzeichnet ist. Aus einer solchen Situation Schlußfolgerungen über das eigenständige Verhalten der beiden Marktseiten ableiten zu wollen, ist naturgemäß fragwürdig.

Viktor Steiner kommt zu dem Ergebnis, dass die von ihm untersuchte spezifische Form einer Lohnsubvention, nämlich einer „allgemeinen Subvention“, die jedem gewährt würde, der einen bestimmten Stundenlohn unterschreitet, wenig Arbeitsplätze schaffen würde und darüber hinaus fiskalisch teuer wäre, da ja bereits bestehende Arbeitsplätze auch subventioniert werden würden. Es gibt aber noch weitere Formen von Lohnsubventionen, die hier kurz diskutiert werden sollen. Als Koreferent hat man es ja leichter als ein Referent, der sich auf eine bestimmte Fragestellungen konzentrieren muss.

Ausgangspunkt der weiteren Diskussion ist die Überlegung, dass es unterschiedliche Gruppen von Erwerbspersonen gibt, die von Arbeitslosigkeit betroffen sind, und denen mit einer Lohnsubvention geholfen werden könnte, eine Erwerbstätigkeit aufzunehmen (bzw. nicht arbeitslos zu werden). Mindestens drei Gruppen sind zu unterscheiden.

Zum Ersten gibt es die Gruppe derjenigen, die bereits arbeitslos sind, und darunter insbesondere diejenigen, die langzeitarbeitslos sind. Zum zweiten gibt es potenzielle Arbeitslose, die gegenwärtig noch erwerbstätig sind. Zum dritten gibt es sowohl bei den bereits Arbeitslosen wie bei den potenziellen Arbeitslosen die Untergruppe der Alleinerziehenden. Nur für die zweite Gruppe – sofern sie nicht künftig alleinerziehend werden – dürften Lohnsubventionen ein effektives Instrument sein.

Alleinerziehende, die aufgrund mangelnder Kinderbetreuungsmöglichkeiten im Vorschul- und Grundschulalter ihrer Kinder nicht erwerbstätig sein können (vgl. Kreyenfeld et al. (2001), S. 74 ff.) haben faktisch eine Arbeitsangebotselastizität von null¹. Die Gruppe der allein erziehenden Arbeitslosen bedarf offensichtlich völlig anderer arbeitsmarktpolitischer Instrumente als die Gruppen der anderen Arbeitslosen. In Deutschland sind Alleinerziehende nicht unterdurchschnittlich qualifiziert (wie z. B. in den USA), sondern sie benötigen bessere Kinderbetreuungsmöglichkeiten, um Erwerbstätigkeit mit Kindererziehung vereinbaren zu können (vgl. z. B. Jenkins et al. (2002)).

Die Gruppe der bereits Langzeitarbeitslosen stellt ein nahezu unlösbares Problem dar, solange der Arbeitsmarkt nicht völlig leergefegt ist und Arbeitgeber nahezu jeden einstellen. Solange es aber nennenswerte Arbeitslosigkeit gibt, sind

¹ Eine mögliche Verbesserungsmöglichkeit für Steiners Schätzungen, die zu prüfen wäre, wäre der Ausschluß Alleinerziehender, die – wie unten diskutiert wird – eine Sondergruppe darstellen.

² Diese Gruppe könnte aus den empirischen Schätzungen des Arbeitsangebotes ausgeschlossen werden, da sie die Schätzung für die restlichen Gruppen verzerrt (diese Möglichkeit trifft auf alle der vorliegenden empirischen Schätzungen zu).

Langzeitarbeitslose nur schwer vermittelbar, da sie zum einen eine starke Entwicklung ihres Humankapitals erfahren haben, und zum anderen bei Langzeitarbeitslosigkeit eine Entwöhnung an die „Zwänge“ des Arbeitsalltags stattzufinden scheint (vgl. auch *Clark et al. (2001)*). Langzeitarbeitslose werden von potenziellen Arbeitgebern als derart großes Risiko angesehen werden, dass sie – wie Erfahrungen im Ausland wie Modellprojekte im Inland zeigen – nur mit Hilfe spezifischer Maßnahmen, z. B. Leiharbeitsverhältnissen und sozialpädagogischer Betreuung, wieder in den Arbeitsmarkt integriert werden können (vgl. *Bertelsmann Stiftung (2001)*)³. Lohnsubventionen allein wirken nicht – sie können diese Eingliederungsbemühungen freilich unterstützen.

Für die Gruppe der Kurzzeit-Arbeitslosen bzw. der potenziellen Arbeitslosen, wird in der Diskussion unterstellt, dass sie nur derart geringe Löhne erwarten können, dass diese unterhalb des Sozialhilfeanspruchs liegen und dadurch kein Arbeitsangebot zustande kommt. Eine Lohn-Subvention könnte diese Falle überwinden („Kombilohn“). Würde nämlich mehr als der Sozialhilfeanspruch gezahlt käme keine Arbeitsnachfrage zustande, da sich die Einstellung solcher Arbeitnehmer nicht rechnet. Empirisch belegt ist dies allenfalls indirekt: aus der Arbeitslosigkeit wird auf unzureichende Produktivität geschlossen. Freilich waren die meisten dieser Erwerbspersonen ja zuvor mit ausreichender Produktivität erwerbstätig. Sie können also weiterhin ein Produktivitäts-Potential haben, das ausreichen würde, Löhne zu rechtfertigen, die deutlich über dem Sozialhilfeanspruch liegen, und, nur aufgrund gesamtwirtschaftlicher Bedingungen kommt keine Nachfrage zustande. Ein Kombilohn würde also nur ein Symptom therapieren, aber die Ursache für Arbeitslosigkeit nicht kurieren. Diese Hypothese wird durch die Entwicklung Ende der 80er Jahre in Westdeutschland gestützt, als im wirtschaftlichen Aufschwung insbesondere die Arbeitslosenquote für gering Qualifizierte zurückging (vgl. z. B. *Wagner (1999)*, S. 81 ff.).

Auch die These vom mangelnden „Lohnabstand“ der Sozialleistungen ist empirisch nicht sonderlich gut fundiert. Zum einen weist *Hauser (1995)* darauf hin, dass zu dem ausgezahlten Direktlohn noch der Wert der Sozialversicherungsansprüche gezählt werden muss. Das heißt, dass der Wert der Arbeitgeberbeiträge zur Arbeitslosenversicherung und ein – allerdings nicht genau quantifizierbarer – Anteil des Wertes der Arbeitgeberbeiträge zur Rentenversicherung hinzugezählt werden müssen. Dadurch wird rein formal für die meisten der fraglichen Personengruppen der Lohnabstand eingehalten, d. h. der volle Lohn liegt über dem Sozialhilfeanspruch. Zum Zweiten – mutmaßlich wichtiger – ist der nicht-monetäre Wert von Erwerbstätigkeit bzw. der subjektive Verlust durch Arbeitslosigkeit zu berücksichtigen. Solange keine Langzeitarbeitslosigkeit eingetreten ist, ist der subjektive Schaden, der durch Arbeitslosigkeit eintritt, derart hoch (vgl. *Winkelmann* und

³ Die Erfolge dieser Maßnahmen wurden in Deutschland bislang nicht breit evaluiert. Vgl. für ein Beispiel, das zu einer positiven Einschätzung kommt, *Almus et al. (1998)*). Das IZA (2002) weist zu Recht darauf hin, dass die Evidenz zur Wirksamkeit im Hinblick auf die nachhaltige Rückkehr in den Arbeitsmarkt keineswegs unzweifelhaft ist.

Winkelmann (1998)), dass ein Kurzzeitarbeitsloser auch dann eine Arbeit aufnimmt, wenn der Nettolohn nur wenig oder gar nicht über seinem Sozialhilfe- bzw. Arbeitslosengeldanspruch liegt.

Auch niedrig qualifizierte Erwerbspersonen, die ein nur geringes Erwerbseinkommen erzielen können, haben in der von Erwerbstätigkeit dominierten Gesellschaft einen starken Anreiz erwerbstätig zu sein. Und nachhaltiges wirtschaftliches Wachstum kann auch entsprechende Arbeitsplätze schaffen. Die De-Regulierung von Produktmärkten, insbesondere im Bereich einfacher handwerklicher und pflegerischer Dienstleistungen verspricht ein großes Nachfragepotential nach nicht-qualifizierten Diensten (vgl. *Zimmermann et al. (1998)*). Freilich können die derzeitigen Arbeitslosen und in naher Zukunft arbeitslos werdenden Menschen darauf nicht warten. Denn bis sich die Effekte einer De-Regulierung der Produktmärkte zeigen, sind sie schon in der Sackgasse der Langzeitarbeitslosigkeit angekommen.

Aus Steiners Simultion und den obigen Überlegungen folgt, dass

- (a) wenig für eine allgemeine Lohnsubvention im Niedriglohnbereich spricht, aber
- (b) gezielte Lohnsubventionen, die helfen, Langzeitarbeitslosigkeit zu vermeiden, kurz- und mittelfristig sinnvoll sind.

Zu (a): Allgemeine Lohnsubventionen tragen enorme Mitnahmeeffekte mit sich – wie auch Viktor Steiner zeigt. Die Finanzierung dieser Mitnahme, die bei 5 Milliarden Euro pro Jahr liegt, kann – bislang nicht simulierte – Negativrückwirkungen auf die Beschäftigung im Nicht-Niedriglohnbereich haben (wie Steiner – zu Recht – betont). Für eine allgemeine Lohnsubvention spricht lediglich, dass sie einfach administrierbar ist. Es ist aber fraglich, ob dies die negativen Effekte einer Mitnahme rechtfertigt. Denn neben den Finanzierungsproblemen kann auch das Problem einer systematisch sinkenden Produktivität entstehen, da Arbeitgeber sich künftig darauf verlassen, dass auch schwach kapitalisierte und deswegen niedrigproduktive Arbeitsplätze nachgefragt werden, da sie ja subventioniert werden.

(b): Lohnsubventionen erleichtern Arbeitgebern die Einstellung von Arbeitslosen und für Arbeitslose stellen sie einen Anreiz für eine rasche Wiederaufnahme der Erwerbstätigkeit dar. Selbst dann, wenn es nur zu einem Verdrängungseffekt kommt (statt eines regulär Beschäftigten wird ein subventionierter Arbeitsloser eingestellt), kann die dadurch vermiedene Langzeitarbeitslosigkeit insgesamt positive volkswirtschaftliche und gesellschaftspolitische Effekte haben. Um dies zu erreichen darf mit einer Lohnsubvention aber nicht gewartet werden, bis Langzeitarbeitslosigkeit eingetreten ist⁴ und Mitnahmeeffekte gänzlich unwahrscheinlich werden. Vielmehr muss rasch eine Lohnsubvention gezahlt werden. Eine Wartezeit von sechs Monaten Arbeitslosigkeit dürfte ausreichen, um signifikante Mitnahmeeffekte zu verhindern.

⁴ Es sei hier aber nochmals darauf hingewiesen, dass im Förder-Bündel, das Langzeitarbeitslosen gewährt wird, auch Lohnsubventionen sinnvoll sind. Eine vorausschauende Arbeitsmarkt- und Förderpolitik sollte künftig aber bereits früher ansetzen.

Man darf – sowohl als Bürger wie als Arbeitsmarktökonom und Sozialpolitiker – gespannt sein, in welche Richtung sich die politische Diskussion um einen „Niedriglohnsektor“ in Deutschland entwickeln wird. Um einen arbeits- und sozialpolitischen Blindflug zu vermeiden, sollten bei dieser Diskussion Simulationsstudien, wie z. B. die von Viktor Steiner, beachtet werden. Darüber hinaus sollten die Wirkungen von arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen ebenso sorgfältig von unabhängiger Seite evaluiert werden.

Literatur

- Almus, M. et al. (1998): Die gemeinnützige Arbeitnehmerüberlassung in Rheinland-Pfalz – eine ökonometrische Untersuchung des Wiedereingliederungserfolgs, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt und Berufsforschung, 31 (3), S. 558 – 574.
- Bertelsmann Stiftung, Bundesanstalt für Arbeit, Deutscher Landkreistag, Deutscher Städte- tag, Deutscher Städte- und Gemeindepunkt (Hg.) (2001): Handbuch Beratung und Integra- tion – Fördern und Fordern – Eingliederungsstrategien in der Beschäftigungsförderung, Gütersloh.
- Clark, A. E. / Georgellis, Y. / Sanfey, P. (2001): Scarring – The Psychological Impact of Past Unemployment, in: *Economica*, 68, S. 221 – 241.
- Hauser, R. (1995): Die Diskussion um die Reform der Sozialhilfe, in: *Wirtschaftsdienst*, 75 (8), S. 429 – 433.
- IZA [Institut zur Zukunft der Arbeit] (2002): Schriftliche Stellungnahme zur Öffentlichen An- hörung am 28. Januar 2002, in: Ausschuß für Arbeit und Sozialordnung [des Deutschen Bundestags], Ausschußdrucksache 14 / 2050.
- Jenkins, S. et al. (2002): Einkommensarmut von Kindern - Ein deutsch-britischer Vergleich für die 90er Jahre, in: *Wochenbericht des DIW Berlin*, 69 (5), S. 77 – 80.
- Kreyenfeld, M./Spiess, C.K./Wagner, G.G. (2001): Finanzierungs- und Organisations- modelle institutioneller Kinderbetreuung – Analysen zum Status quo und Vorschläge zur Reform, Neuwied.
- Schupp, J. et al. (1999): Zuschüsse zu den Sozialversicherungsbeiträgen im Niedriglohn- bereich: Wenig zielgerichtet und teuer, in: *Wochenbericht des DIW Berlin*, 66 (27), S. 499 – 509.
- Streeck, W. / Heinze, R.G. (1999): An Arbeit fehlt es nicht, in: *Der SPIEGEL*, 19, S. 38 – 45.
- Wagner, G.G. (1999): Soziale Sicherung im Spannungsfeld von Demographie und Arbeits- markt, in: I. Nübeler und H. Trabold (Hg.), Herausforderungen an die Wirtschaftspolitik an der Schwelle zum 21. Jahrhundert, Festschrift für Lutz Hoffmann zum 65. Geburtstag, Berlin, S. 77 – 90.
- (2002): Sozialberichterstattung und Politikberatung, in: Glatzer, W./Habich, R./Mayer, K.U. (Hg.), Sozialer Wandel und gesellschaftliche Dauerbeobachtung. – Festschrift für Wolfgang Zapf, Opladen, S. 405 – 420.

Winkelmann, L. / Winkelmann, R. (1998): Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data, in: Economica, 65, S. 1 – 15.

Zimmermann, K.F. / Burda, M.C. / Konrad, K.A. / Schneider, F. / von Hagen, J. / Wagner, G.G. (1998): Petersberger Erklärung: Anstöße für eine zukunftsgerichtete Arbeitsmarktpolitik, in: Wirtschaftsdienst, 78 (11), S. 652 – 653.

Weiterbildungsmaßnahmen in Ostdeutschland – Ein Misserfolg der Arbeitsmarktpolitik?*

Von *Bernd Fitzenberger und Stefan Speckesser*, Mannheim

A. Einleitung

Die Wirkung aktiver Arbeitsmarktpolitik soll besser erforscht werden ... Dazu sollen Arbeitsmarktforscher in wissenschaftlichen Einrichtungen künftig einen besseren Zugang zu Daten der Bundesanstalt für Arbeit haben.

Pressenotiz *Bundesministerium für Arbeit und Soziales*, 19. 10. 2000

Seit Anfang der Neunzigerjahre werden in Ostdeutschland umfangreiche Mittel für aktive Arbeitsmarktpolitik (AAMP) ausgegeben, um die Arbeitsmarktlage zu verbessern. Im Jahr 2000 betrugen die Ausgaben des Bundes und der Bundesanstalt für Arbeit für aktive Arbeitsmarktpolitik über 40 Mrd. DM, wovon etwa 50% für Ostdeutschland bestimmt waren. Dabei kam der Förderung von Weiterbildungsmaßnahmen eine besondere Bedeutung zu, um so die Humankapitallücke und damit die Produktivitätslücke zwischen Ost- und Westdeutschland zu schließen. Diese Arbeit befasst sich mit der Wirkungsanalyse der Förderung von Weiterbildung in Ostdeutschland.

Das bis 1997 gültige Arbeitsförderungsgesetz (AFG), vgl. *Lampert* (1989), das 1969 noch unter den Bedingungen der Vollbeschäftigung eingeführt wurde, sah als Zielsetzung der AAMP in der Bundesrepublik Deutschland eine Verbesserung der generellen Funktionsweise des Arbeitsmarktes vor. Beispielsweise sollte ein Mangel an qualifizierten Arbeitskräften verhindert werden (vgl. §§ 1 und 2, AFG). Mit dem Sozialgesetzbuch III (SGB III) als neuer rechtlicher Grundlage wird nun eine stärkere Ausrichtung der AAMP auf besondere Problemgruppen, wie z. B. Langzeitarbeitslose, Ältere, Behinderte, Geringqualifizierte, angestrebt. Ein weiterer Kernpunkt der Reform war die Zusammenführung der Fach- und Ressourcenverantwortung bei der Umsetzung der Arbeitsmarktpolitik, um eine Dezentralisierung sowie eine regionale und lokale Schwerpunktsetzung zu ermöglichen. Sie soll zu

* Beitrag zur Tagung am 24./25. September 2001 in Berlin zum Thema „Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung“. Wir danken den Teilnehmern der Tagung des Ausschusses für Sozialpolitik für ihre hilfreichen Kommentare. Alle Unzulänglichkeiten dieses Beitrags liegen allein in unserer Verantwortung.

einer größeren Flexibilisierung und Leistungskontrolle beitragen (vgl. *Hagen* und *Steiner* (2000), *Fitzenberger* und *Speckesser* (2000)).

Für eine Erfolgskontrolle der AAMP in Hinblick auf ihre Zielsetzungen können zwei grundlegende Ansätze verwendet werden: Die mikroökonomische Evaluation untersucht die Effekte der Programtteilnahme für das einzelne teilnehmende Individuum. Die makroökonomische Evaluation analysiert gesamtwirtschaftliche Auswirkungen. Bei letzterer stellt sich die Frage, ob die Maßnahmen einen Netto-Gewinn für die Volkswirtschaft darstellen, oder ob sie lediglich den Teilnehmern ermöglichen, ihre relative Wettbewerbssituation gegenüber Nichtteilnehmern zu verbessern oder sogar nur ein Transfereinkommen während der Teilnahme zu sichern.

Die Wirkung des Einsatzes der Förderung der Weiterbildung in Ostdeutschland ist seit einiger Zeit zum Gegenstand zahlreicher Evaluationsstudien geworden, die in den letzten Jahren auf Basis von Umfragedaten die mikroökonomische Wirksamkeit der Weiterbildung untersucht haben.¹ Die Darstellung dieser empirischen Evidenz im Kontext der institutionellen Ausgestaltung der Weiterbildung in der Bundesrepublik ist das Ziel dieses Beitrags. Wir skizzieren dabei die methodischen Probleme einer aussagekräftigen Erfolgskontrolle.

Entsprechend der Zielsetzung ergibt sich folgender Aufbau des Beitrages: Im Abschnitt B werden die wesentlichen rechtlichen Grundlagen für die öffentlich geförderte Weiterbildung dargestellt, wie sie in Ostdeutschland zwischen dem Transfer der westdeutschen Arbeitsmarktinstitutionen und der Einführung der heutigen rechtlichen Grundlage, dem SGB III, gültig waren. Dabei zeigt sich, dass insbesondere eine dynamische Anpassung der Arbeitsmarktpolitik an Finanzierungsgrenzen stattfand, die für die Bewertung der Evaluationsergebnisse von Bedeutung ist. Die Darstellung der institutionellen Regelungen erfolgt deshalb in drei Perioden. In Abschnitt C zeigt dieser Aufsatz die wesentlichen methodischen Probleme und entsprechende Ansätze der mikro- und makroökonomischen Evaluation der beruflichen Weiterbildung. Neben allgemein notwendigen Konzepten zur Definition von Teilnahmeeffekten und zur Lösung von Selektionsverzerrung wird speziell auf die in Ostdeutschland bedeutenden Mehrfachteilnahmen hingewiesen. Zusätzlich dazu wird auch auf das Problem von „Ashenfelters Tal“ eingegangen, das eine deutlich negative Beschäftigungsdynamik für Teilnehmer vor einer Teilnahme gegenüber vergleichbaren Nichtteilnehmern beschreibt. Für beide im Falle Ostdeutschlands bedeutenden Phänomene ergeben sich zusätzliche methodische Schwierigkeiten, für deren Lösung hier eigene Vorschläge diskutiert werden. Schließlich erfolgt im Abschnitt D die Darstellung der bislang erzielten mikro- und makroökonomischen Evidenz zu den Wirkungen der staatlich geförderten

¹ Mittlerweile liegen einige Zusammenfassungen der Evaluationsstudien vor, die teilweise auch eine Bewertung und Synthesierung der Ergebnisse vornehmen (*Hagen* und *Steiner* (2000), *Rabe* (2000), *Fitzenberger* und *Speckesser* (2000), *Hujer* und *Caliendo* (2000)). Unsere Arbeit baut auf diesen Studien auf.

Weiterbildung. Dieser Abschnitt unternimmt den Versuch, die Evaluationsergebnisse in Zusammenhang mit den unterschiedlichen Regulierungen der neunziger Jahre zu setzen. Abschnitt E umfasst die Schlussfolgerungen.

B. Arbeitsmarktentwicklung und Arbeitsmarktpolitik in Ostdeutschland

Nach der politischen Wende im Herbst 1989 verwirklichte die DDR durch die Übernahme des bundesdeutschen politischen und wirtschaftlichen Systems einen schnellen formalen Abschluss der Transformation zur Marktwirtschaft. Allerdings ging mit dieser schnellen Anpassung ein weitreichender Strukturwandel der ostdeutschen Wirtschaft und ein starker Verlust an Arbeitsplätzen einher. Und selbst wenn die Arbeitsplätze nicht verloren gingen, wurde von den Erwerbstägigen eine hohe Mobilität in Bezug auf Art und Ort der Arbeit verlangt und in vielen Bereichen eine Anpassung der beruflichen Fertigkeiten an neue Technologien erfordert.

Die Veränderungen des Arbeitsmarktes beantwortete das politische System seit Anfang der neunziger Jahre durch einen immer extensiveren Einsatz der Instrumente der Arbeitsmarktpolitik, um einerseits den Beschäftigungsabbau sozial abzufedern, andererseits aber auch den Strukturwandel offensiv anzugehen und eine „wettbewerbsfähige“ Arbeitsmarktstruktur zu schaffen.² Die etablierten westdeutschen Instrumente der Arbeitsmarktpolitik nach dem AFG trafen im Osten auf eine neue quantitative und qualitative Dimension des Strukturwandels, für den die Bundesregierung jedoch keine eigenen Konzepte entwarf: Sie setzte – wie im Westen auch – neben Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen und Lohnsubventionen vor allem auf die Förderung der beruflichen Weiterbildung. Dies erschien auch geboten, da vor allem kaufmännische, technische und Dienstleistungsqualifikationen in der DDR nicht vorhanden oder obsolet waren.

Der quantitativ bedeutende Einsatz der Instrumente der Weiterbildung über Jahre, aber auch methodisch verbesserte Evaluationsstudien haben in den letzten Jahren eine Reformdebatte um die Arbeitsmarktpolitik angeregt und einen institutionellen Lerneffekt in Gang gesetzt, in dem die Möglichkeiten der Arbeitsmarktpolitik neu ausgelotet worden sind. Dies zeigt sich vor allem in der Einführung des SGB III als „neuem“ Arbeitsförderungsgesetz und der deutlicheren Ausrichtung auf Problemgruppen am Arbeitsmarkt. Im weiteren wird diese Entwicklung über den Zeitverlauf der neunziger Jahre deutlich gemacht.

² Diese Argumentation ist zu Beginn der neunziger Jahre häufig in der politischen Debatte dargestellt worden, vor allem in Zusammenhang mit dem vorübergehenden Charakter des Anpassungsprozesses. Allerdings wird auch heute noch der Einsatz der Arbeitsmarktpolitik nach dem AFG im Zusammenhang mit strukturpolitischen Zielen genannt.

I. Der ostdeutsche Arbeitsmarkt seit 1990

Seit Beginn der neunziger Jahre ist in Ostdeutschland die Anzahl der Erwerbstätigen stark rückläufig. Sind im Jahre 1991 noch nahezu 7,4 Millionen Ostdeutsche beschäftigt, so nimmt diese Zahl schon 1992 ab auf 6,4 Millionen. Innerhalb nur eines Jahres steigt synchron dazu die Arbeitslosenquote in Prozent der Erwerbstätigen von 11,1% auf 15,4%. Obwohl die Anzahl an Erwerbstätigen seither weitgehend konstant geblieben ist, hat sich die Arbeitslosenquote noch einmal deutlich erhöht, auf 17,7% im Jahr 2000, und sich damit nach ihrem zeitweiligen Höhepunkt von 18,2% nur wenig vermindert.

Die Teilnahme an allgemeinen arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen während der neunziger Jahre ist durchweg hoch, vgl. Tabelle 1, hat aber zu Beginn des Transformationsprozesses ihren Höhepunkt: Im Jahr 1992 werden jahrsdurchschnittlich 388.100 Personen in Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) und nahezu eine halbe Million Teilnehmer in Maßnahmen zur Fortbildung und Umschulung (FuU) außerhalb des regulären Arbeitsmarktes beschäftigt oder auf Beschäftigung vorbereitet. Während die Weiterbildung seither sehr stark rückläufige Teilnehmerzahlen aufweist, sind die ABM relativ stabil geblieben und umfassen 1999 immerhin noch knapp 170.000 Personen. ABM haben die berufliche Weiterbildung, die noch etwa 143.000 Personen betreffen, mittlerweile überholt und sind das deutlich teilnahmestärkere Programm.

II. Die Arbeitsmarktpolitik seit 1990

AAMP in Ostdeutschland wird zwar von Beginn des Vereinigungsprozesses an sehr umfangreich eingesetzt, aber zugleich befinden sich auch die Institutionen, die diese Politik bereitstellen, noch im Aufbau. Es erscheint deshalb angemessen, die Implementation der Arbeitsmarktpolitik in drei Phasen zu unterteilen, nämlich in die frühe Phase des Institutionentransfers nach 1990, in eine Phase der Begrenzung der Teilnahme an Maßnahmen mit Beginn des Jahres 1994 und eine Phase nach der Reform der Arbeitsmarktpolitik mit der Einführung des SGB III. Wir konzentrieren uns auf die Regulierung der Förderung der beruflichen Weiterbildung.

1. Einführung des AFG in Ostdeutschland (1990 – 92)

Der Beginn der Arbeitsmarktpolitik in den neuen Bundesländern fiel mit der Wirtschafts- und Währungsreform im Juni 1990 zusammen, mit der auch die Institutionen der Arbeitsförderung auf das Gebiet der DDR übertragen wurden: Den Aufbau von Arbeitslosenversicherung und Arbeitsverwaltung in der DDR übernahm federführend die Bundesanstalt für Arbeit (BA). Mit der Schaffung der Landesarbeitsämter bzw. der Eingliederung in bereits bestehende Landesarbeitsämter

im Jahre 1991 wurde die Institutionenbildung abgeschlossen und die ostdeutsche Arbeitsmarktpolitik voll in die BA eingegliedert (vgl. Sell (1994), S. 297). Im Bereich der AAMP betrifft der Institutionentransfer neben der organisatorischen und finanziellen Struktur der Arbeitsmarktpolitik auch die Maßnahmearten: Zunächst werden Kurzarbeit und massiv Übergänge in den Ruhestand eingesetzt, um offene Arbeitslosigkeit zu verhindern. Nach dem Auslaufen der Kurzarbeiterregelungen, etwa ab Ende 1991, werden dann aktive Maßnahmen der Arbeitsmarktpolitik bedeutender, insbesondere der Einsatz von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen und Weiterbildung. In Ostdeutschland werden damit drei Möglichkeiten der beruflichen Weiterbildung etabliert, die bereits im Westen erprobt sind: Fortbildungs-, Umschulungs- und Einarbeitungsmaßnahmen.

Tabelle I
Teilnehmer an ABM und FuU in Ostdeutschland^{a)}

| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|---------------------------------------|------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| ABM-Beschäftigte FuU ^{b)} | | 388,1 279,8 | 237,5 491,2 | 192,5 380,6 | 205,8 258,9 | 191,5 255,8 | 154,5 238,9 | 151,4 183,6 | 167,8 143,4 |
| Davon: | | | | | | | | | |
| Fortbildung | | | 154,7 | 105,4 | 143,8 | 141,2 | 107,8 | | |
| Umschulung | | | 221,5 | 150,8 | 107,2 | 92,9 | 72,1 | | |
| Einarbeitung | | | 4,4 | 2,8 | 4,8 | 4,8 | 3,7 | | |

^{a)} Jahressdurchschnitte in 1000.

^{b)} Berufliche Weiterbildung bis 1997 ohne betriebliche Einarbeitung; ab 1998 Förderung der beruflichen Weiterbildung; wegen Änderungen ist ein Vergleich ab 1998 nur eingeschränkt möglich.

Quelle: Bundesanstalt für Arbeit; Berechnungen des IAB: IAB-Zahlen-Fibel, Ausgabe 1997 und IAB-Kurzbericht Nr. 1/1999; Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, Arbeitsmarkt 1997 und 2000.

Fortbildung nach § 41 AFG hat die Förderung des beruflichen Aufstiegs zum Ziel. Ferner sollen darüber berufliche Kenntnisse erhalten und an neue Erfordernisse angepasst werden. Für Erwerbstätige ist eine Förderung danach möglich, wenn ein noch nicht erbrachter Berufsabschluss nachgeholt wird, der den geförderten Arbeitnehmern bessere Positionen im ausgeübten Beruf eröffnet. Für Arbeitslose oder Personen, die eine Phase von Nichterwerbstätigkeit beenden wollen, hat die Fortbildung das explizite Ziel der Wiedereingliederung in die reguläre Erwerbstätigkeit. Dieser Eingliederungsauftrag umfasst dabei auch Erwerbstätige, die noch nicht arbeitslos sind, jedoch unmittelbar davon bedroht. Das Ziel der Fortbildung ist in diesem Fall eine Verbesserung der Ausgangslage bei der Suche nach einem neuen Arbeitsplatz.

Umschulungen nach § 47 AFG haben die Förderung eines Berufsabschlusses für Erwerbstätige oder Erwerbspersonen zum Ziel, die bereits eine andere Berufsaus-

bildung abgeschlossen haben. Eine solche Förderung wird nur notwendig, wenn sektoraler und beruflicher Strukturwandel zu einer veränderten Nachfrage führt und die angebotenen Qualifikationen auf dem Arbeitsmarkt nicht mehr nachgefragt werden. Bedingung für die Förderung ist auch, dass die geförderten Berufsausbildungen dem Ziel der arbeitsmarktpolitischen Zweckmäßigkeit entsprechen, also in zukünftig nachgefragte Berufe führen. Überdies ist eine Förderung auch aus persönlichen Gründen möglich, z. B. wenn gesundheitliche Einschränkungen die Ausübung des erlernten Berufs erschweren.

Einarbeitungszuschüsse nach § 49 AFG zielen auf die Wiedereingliederung Leistungsgeminderter in betriebliche Arbeitsmärkte ab. Diese partielle Lohnsubvention bei der Einstellung Langzeitarbeitsloser soll deren Wettbewerbsnachteile auf dem Arbeitsmarkt verringern und ein „Heranführen“ an die betrieblichen Erfordernisse erleichtern und somit betriebsspezifisch qualifizieren.

Fortbildungen wie Umschulungen führen zu Nachweisen über eine erweiterte oder veränderte Qualifikation, die auf dem externen Arbeitsmarkt eingesetzt werden können, etwa in der Form von IHK-Abschlüssen oder Fortbildungsnachweisen. Demgegenüber verbessern Einarbeitungszuschüsse nicht den Prozess der Arbeitssuche, sondern sollen zu einer Verbesserung der Position der Erwerbstätigen auf dem internen Arbeitsmarkt der Unternehmen führen.

Neben den reinen Maßnahmekosten für die Weiterbildung kann, wenn individuelle Ansprüche bestehen, während der AFG-geförderten Maßnahmen „Fortbildung“ bzw. „Umschulung“ Unterhalts geld nach § 44 AFG bezogen werden. Dieses entspricht 63% des normalen (bei Arbeitslosen des letzten) Nettolohns, bei verheirateten Alleinverdienern 70%. Bis 1994 ist das Unterhalts geld eine Pflichtleistung bei notwendigen Maßnahmen. Bei der Förderung der betrieblichen Einarbeitung erhalten Teilnehmer den üblichen Tariflohn: Die individuelle Förderung erfolgt hier über den Arbeitgeber, der für einen Zeitraum von bis zu einem Jahr einen Zuschuss zum Bruttolohn in Höhe von bis zu 50% erhalten kann (üblich sind allerdings nur 30% für einen Zeitraum von sechs Monaten). Der Zeitraum der Förderung von Fortbildungsmaßnahmen variiert von zwei bis zu acht Monaten. Umschulungen sollen einen Zeitraum von zwei Jahren nicht übersteigen. Die Finanzierung der Aufwendungen erfolgt über die üblichen Mittel der Bundesanstalt (§ 167 AFG), für die Arbeitgeber und Arbeitnehmer lohngebundene Abgaben entrichten.

2. Spar-, Konsolidierungs- und Wachstumsprogramm (1994)

Mit dem „Ersten Gesetz zur Umsetzung des Spar-, Konsolidierungs- und Wachstumsprogramms“ erfolgt nach 1993 eine Fokussierung der AAMP. Neben einer Absenkung des Unterhalts geldes (auf 67% für Personen mit Kindern) ergibt sich eine stärkere Ausrichtung auf Problemgruppen am Arbeitsmarkt durch die Abschaffung der sogenannten zweckmäßigen Förderung. Bis zu diesem Zeitpunkt differenziert das AFG nach „notwendiger“ und „zweckmäßiger“ Förderung beruf-

licher Weiterbildung: Eine Maßnahme ist danach notwendig, wenn der Teilnehmer arbeitslos oder von Arbeitslosigkeit bedroht ist, wenn er keinen Berufsabschluss erworben hat und die Qualifizierung für die Sicherung der Beschäftigung notwendig ist oder eine Wiedereingliederung von ihr abhängt. Zweckmäßig ist eine Maßnahme, wenn keine akute Bedrohung von Arbeitslosigkeit besteht. Unter diese Kategorie fallen also alle Formen von Aufstiegsförderung, wie sie von der BA bis zu diesem Zeitpunkt unterstützt werden (Fortbildung z. B. zu Industrie- und Handwerksmeistern). Das Kriterium der „Notwendigkeit“ impliziert auf jeden Fall eine Förderung der Maßnahme und gleichzeitig die Zahlung von Unterhaltsgeld. Ein gewisser Anteil an nach dem Kriterium der „Zweckmäßigkeit“ geförderten Personen liegt jedoch auch weiterhin im Interesse der Arbeitsämter, da erstens die Vermittlungsaussichten dieser Gruppe besser sein können und zweitens sich damit insgesamt die Qualität der Maßnahmen erhöht.

Somit ergeben sich aus der Abschaffung der „Zweckmäßigkeit“ zwei gegenläufige Folgerungen: Einerseits sind Personen, die nach 1994 in Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung eintreten, arbeitslos oder akut von Arbeitslosigkeit bedroht. Die Population, die nun in Weiterbildung eintritt, zeichnet sich daher vermutlich durch generell schlechtere Risiken aus. Andererseits wird durch die Abschaffung der „Zweckmäßigkeit“ unübersichtlicher, wer überhaupt in Weiterbildungsmaßnahmen eintritt: Letztlich ist es Aufgabe des Arbeitsamtes, auch eher gute Risiken im Rahmen der „notwendigen“ Förderung an einer Weiterbildung teilnehmen zu lassen, weil sich damit eine Erhöhung der Vermittlungsaussichten insgesamt erreichen lässt.

Potenzielle Teilnehmer hätten danach mehr Möglichkeiten, die Arbeitsberater von einer arbeitsmarktpolitischen Notwendigkeit ihrer Maßnahme zu überzeugen: Damit könnte die Teilnahme stärker durch individuelle Selbstselektion gesteuert werden und Einflussfaktoren könnten sich verstärken, die für die Auswahl von Teilnehmern durch die Arbeitsberater eine Rolle spielen und die aber für den Evaluationsforscher nicht beobachtbar sind.

3. Einführung des Sozialgesetzbuches III (1998)

Mit dem Inkrafttreten der neuen Rechtsgrundlage SGB III wird die Ausrichtung der Weiterbildung auf besondere Problemgruppen verstärkt. Die Zielrichtung der Arbeitsmarktpolitik nach dem SGB III sieht vor, ausschließlich Problemgruppen durch Beratung, berufliche Aus- und Weiterbildung und befristete Schaffung oder Teilfinanzierung von Arbeitsplätzen in reguläre Beschäftigung zu integrieren. Weiterhin werden auch Flexibilitätsspielräume für die AAMP auf der regionalen und lokalen Ebene möglich: Die einzelnen Arbeitsämter können im Gegensatz zu vormals üblichen „Einzelbudgets“ flexibel zwischen den einzelnen Maßnahmen wählen, da für die wesentlichen Maßnahmen nur noch ein Budget existiert. Zudem erlaubt das SGB III, eigene Maßnahmen zu entwickeln und zu implementieren (*Sell*

(1998), S. 541). Angesichts der Veränderung der finanziellen und institutionellen Grundlagen der AAMP in Deutschland ist davon auszugehen, dass die Arbeitsmarktpolitik in den nächsten Jahren flexibler wird und sich mehr an regionale Arbeitsmarktbedingungen anpasst als in der Zeit vor Inkrafttreten des SGB III.

Außer größerer Flexibilität bei der Implementation von AAMP sind allerdings die einzelnen Maßnahmen durch die Reform zum SGB III nicht wesentlich verändert worden. Wie unter dem AFG herrschen im Bereich der Förderung der beruflichen Weiterbildung (FbW) auch unter dem SGB III Fortbildung und Umschulung vor. Diese Maßnahmen umfassen vor allem die Anpassung der Qualifikation an neue Techniken innerhalb eines erlernten Berufs und die Förderung einer Umschulungsmaßnahme, wenn die Ausübung eines erlernten Berufs aus gesundheitlichen oder Arbeitsmarktgründen nicht mehr möglich ist. Abhängig vom Umfang der Maßnahme ergeben sich damit unterschiedliche Laufzeiten, in der Regel zwischen drei und acht Monaten für eine Fortbildungsmaßnahme und bis zu 24 Monaten bei einer Umschulung. Neben den Maßnahmekosten können Fahrtkosten und andere Ausgaben erstattet werden. Zusätzlich kann ein Unterhaltsgeld gewährt werden, das zwischen 60% und 66% des letzten Nettolohns beträgt. Striktes Kriterium für jegliche Teilnahme an FbW bleibt aber die Notwendigkeit der arbeitsmarktpolitischen Intervention.

Tabelle 2

Ausgaben der Bundesanstalt für Arbeit in Ostdeutschland (in Mrd. DM)

| | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
|------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| ABM | 7,78 | 8,9 | 6,88 | 6,79 | 6,84 | 5,26 | 5,45 | 5,66 |
| FuU | 11,28 | 10,4 | 7,03 | 7,25 | 7,18 | 5,74 | 5,47 | 5,43 |
| Arbeitslosengeld (ALG) | 11,81 | 12,87 | 12,66 | 12,67 | 16,5 | 19,93 | 18,18 | 16,65 |
| Arbeitslosenhilfe (ALHi) | 1,53 | 3,66 | 5,07 | 5,73 | 6,79 | 8,43 | 10,04 | 10,49 |
| Bruttoinlandsprodukt ^{a)} | 265,6 | 323,2 | 366,1 | 393,0 | 411,2 | 421,4 | 429,1 | |
| Ausgabenquote (in %) | | | | | | | | |
| ABM / BIP | 2,9 | 2,8 | 1,9 | 1,7 | 1,7 | 1,2 | 1,3 | |
| FuU / BIP | 4,2 | 3,2 | 1,9 | 1,8 | 1,7 | 1,2 | 1,3 | |
| (ALG+ALHi) / BIP | 5,0 | 5,1 | 4,8 | 4,7 | 5,7 | 6,7 | 6,6 | |

^{a)} Ostdeutsches Bruttoinlandsprodukt in laufenden Preisen.

Quellen: Bundesanstalt für Arbeit: Arbeitsmarkt 1999; Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland (2000); Berechnungen des IAB: IAB Zahlen-Fibel, Ausgabe 1997.

III. Entwicklung der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung

Aus Tabelle 1 geht neben der gesamten Anzahl an Teilnehmern der beruflichen Weiterbildung auch hervor, wie die Teilnehmer sich zusammensetzen: Im Jahr 1993 waren vom jahresdurchschnittlichen Teilnehmerbestand immerhin 58% Teilnehmer an einer Umschulungsmaßnahme, nur wenig mehr als 1% wurden über eine Einarbeitung gefördert. Diese Dominanz der Umschulung hat sich über den Verlauf der neunziger Jahre leicht verschoben: Während die Zahl der Fortbildungsmaßnahmen seit 1993 auf etwa 108.000 Teilnehmer um 30% gesunken ist, hat sich die Zahl der Teilnehmer an Umschulungsmaßnahmen stärker vermindert, mit 72.100 Teilnehmern ist die Größe dieses Programms seit 1993 um zwei Drittel geringer geworden. Konstant geblieben ist die Zahl der Teilnehmer an Einarbeitung, die zwischen 3000 und 4000 Teilnehmer umfasste, das sind im Jahre 1997 etwa 2%. Nach 1997 ist eine Differenzierung der Teilnehmer nach diesen Teilprogrammen nicht mehr möglich; die Regulierung nach dem SGB III umfasst nunmehr die Teilnehmer an Weiterbildung im engeren Sinne, d. h. Teilnehmer an Einarbeitungsmaßnahmen werden nicht mehr erfasst. Eine Differenzierung nach Fortbildung und Umschulung erfolgt nicht mehr.

Betrachtet man die Ausgaben der beruflichen Weiterbildung seit 1993, so sind diese seit 1993 von 11,28 Mrd. DM auf 5,43 Mrd. DM gesunken; dies ist ein Rückgang um knapp 52%. Die Finanzierung von ABM-Maßnahmen verminderte sich im gleichen Zeitraum um ca. 37% auf 5,66 Mrd. DM. Bezogen auf das ostdeutsche Bruttoinlandprodukt werden damit allein für berufliche Weiterbildung und ABM im Jahre 1997 2,6% aufgewandt, nach ca. 8,5% im Jahre 1992. Diesem Rückgang der Ausgaben steht ein konstantes Niveau der passiven Leistungen Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe gegenüber, welche nach leichter Verminderung Mitte der 90er Jahre nunmehr etwa 7% des ostdeutschen Bruttoinlandsprodukts umfassen.

C. Methodische Aspekte einer Wirkungsanalyse

Es existiert bereits eine umfangreiche Literatur über methodische Aspekte der Wirkungsanalyse von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (AAMP).³ Dieser Abschnitt kann keinen umfassenden Überblick über die Methoden geben. Stattdessen werden die methodischen Aspekte, die für eine wissenschaftliche Evaluation der AAMP in Ostdeutschland auf Mikro- und Makroebene notwendig sind,

³ Vgl. Heckman et al. (1999) als aktuellen, international orientierten Überblick und Calmfors (1994) im Hinblick auf makroökonomische Evaluationen. Im Hinblick auf die Evaluation der AAMP in Deutschland seien hier auch die Arbeiten von Lechner (1998), Schneider et al. (2000), Fitzenberger und Speckesser (2000), Hagen und Steiner (2000), Hujer und Caliendo (2000) und Schmidt et al. (2001) genannt. Hübler (2001) gibt einen aktuellen Überblick der Methoden zur empirischen Evaluation von Politikinterventionen.

möglichst intuitiv erläutert. Das mikroökonomische Evaluationsproblem wird anhand von Daten des Arbeitsmarktmonitors Sachsen-Anhalt illustriert.

I. Mikroökonomische Evaluation

Eine mikroökonomische Evaluation untersucht, ob die Programmteilnahme einen Erfolg für die Teilnehmer im Hinblick auf relevante Zielvariablen aufweist und ob dieser Erfolg die direkten Kosten des Programms rechtfertigt. Zunächst muss daher die Zielsetzung der Maßnahme definiert werden, wobei häufig auch schwierig zu messende Größen wie „die Erhöhung der sozialen Stabilität“ genannt werden. Die ökonomische Analyse beschränkt sich meist auf die messbaren Ziele Einkommen und Beschäftigungschancen. Im Hinblick auf die Zielsetzungen des AFG und des SGB III sind für Deutschland vor allem die Auswirkungen einer Maßnahmenteilnahme auf die Beschäftigungschancen und nur sekundär die Verdiensteffekte zu untersuchen. Obwohl die Kosten für eine umfassende Bewertung von zentraler Bedeutung sind, wurde dieser Aspekt in den empirischen Studien für Deutschland bislang nicht berücksichtigt. Die vorliegenden Studien analysieren, ob selbst bei Vernachlässigung der Kosten überhaupt ein positiver Effekt der Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik festgestellt werden kann.

1. Der Ansatz potenzieller Ergebnisse

Die mikroökonomische Evaluation betrachtet den Maßnahmeneffekt als die Differenz zwischen dem Wert der Ergebnisvariablen (Zielgröße) YT für einen Maßnahmenteilnehmer und dem Wert der Ergebnisvariablen YC , der sich für dieselbe Person bei Nichtteilnahme ergeben hätte. Der Ansatz potenzieller Ergebnisse („Potential Outcome Approach“) unterstellt, dass die Höhe der Ergebnisse YT und YC für eine Person gegeben sind, unabhängig davon, ob die Person tatsächlich teilnimmt. Diese Annahme besagt unter anderem, dass die Ergebnisse bei Teilnahme und Nichtteilnahme nicht davon abhängen, wie viele Personen insgesamt an den Maßnahmen teilnehmen. Rückwirkungen der Größe eines Programms auf diese Ergebnisse sollen im Rahmen von makroökonomischen Evaluationen berücksichtigt werden. Aus dem Ansatz potenzieller Ergebnisse ergibt sich, dass YC für Teilnehmer und YT für Nichtteilnehmer kontrafaktisch, d. h. nicht beobachtbar sind, wie in Tabelle 3 deutlich wird.

Wollte man den Maßnahmeneffekt, d. h. die Differenz $YT - YC$, für einen Maßnahmenteilnehmer bestimmen, wäre daher eine Schätzung des nicht beobachtbaren Ergebnisses bei Nichtteilnahme YC erforderlich. Umgekehrt, wenn man den Maßnahmeneffekt für einen Nichtteilnehmer prognostizieren wollte, wäre eine Schätzung des nicht beobachtbaren Ergebnisses bei Teilnahme YT notwendig. Typischerweise ist es jedoch nicht möglich, individuelle Maßnahmeneffekte, sondern beispielsweise nur durchschnittliche Maßnahmeneffekte zu schätzen. Wir beschrän-

ken uns im Folgenden auf die Schätzung des durchschnittlichen Maßnahmeneffektes für die Teilnehmer. Das Grundproblem der mikroökonomischen Evaluation besteht dann darin, ein adäquates durchschnittliches YC als Vergleichsmaßstab zu ermitteln, wobei die Schätzung auf dem Ergebnis für vergleichbare Nichtteilnehmer („Kontrollgruppe“) und auf dem Ergebnis für den Teilnehmer vor Eintritt in die Maßnahme („Vorher-Nachher-Vergleich“) beruhen kann. Der Vergleichsmaßstab wird mit statistisch-ökonomischen Methoden geschätzt. Die Evaluationsforschung unterscheidet die experimentelle und die nichtexperimentelle Vorgehensweise. In einem Experiment wird in einer Gruppe von potenziellen Teilnehmern zufällig bestimmt, wer an der Maßnahme teilnimmt und wer nicht. Zur Evaluation der AAMP in Deutschland – im Gegensatz zu den USA (Heckman et al. (1999)) – wurden in der Vergangenheit jedoch keine Experimente durchgeführt, so dass wir uns hier auf die nichtexperimentelle Vorgehensweise beschränken.

Tabelle 3
Beobachtbarkeit der zustandsabhängigen Ergebnisvariable

| Teilnahmezustand | Zustandabhängige Ergebnisvariable | |
|------------------|-----------------------------------|---------------------------------|
| | YT: Ergebnis bei Teilnahme | YC: Ergebnis bei Nichtteilnahme |
| Teilnehmer | Beobachtbar | Nicht Beobachtbar |
| Nichtteilnehmer | Nicht Beobachtbar | Beobachtbar |

2. Nichtexperimentelle Evaluation und Selektionsverzerrung

Die Schätzung eines adäquaten Vergleichsmaßstabs stellt das Grundproblem jeder nichtexperimentellen Evaluation dar. Hierbei ist dem Problem einer möglichen Selektionsverzerrung Rechnung zu tragen, das darin besteht, dass Teilnehmer gerade deshalb an einer Maßnahme teilnehmen, *weil* sie sich von Nichtteilnehmern im Hinblick auf die Zielgröße unterscheiden. Wenn Teilnehmer aus Problemgruppen am Arbeitsmarkt stammen, liegt meist eine negative Selektion vor, so dass der adäquate Vergleichsmaßstab deutlich niedriger liegt als das durchschnittliche Ergebnis für Nichtteilnehmer. Umgekehrt kann es sein, dass nur Personen an einer Maßnahme teilnehmen, weil für sie ein besonders hoher Ertrag zu erwarten ist. Dies kann eine positive Selektion ergeben, wenn in der Gruppe der potenziellen Teilnehmer diejenigen mit den besten Arbeitsmarktchancen durch die Arbeitsvermittler ausgewählt werden („Teilnehmercreaming“). Auch kann dann der durchschnittliche Maßnahmeneffekt für die Teilnehmer höher sein als der derjenige, der sich ergibt, wenn alle potenziellen Teilnehmer an der Maßnahme teilnehmen. Wenn sich die Evaluation auch auf den Vorher-Nachher-Vergleich für Teilnehmer stützt, ist schließlich zu beachten, dass die antizipierte Teilnahme an einer Maßnahme in der nahen Zukunft mit einer Verschlechterung des Arbeitsmarktergebnis-

ses der Teilnehmer vor Beginn der Maßnahme einhergehen kann („Ashenfelters Tal“, vgl. *Heckman et al.* (1999) und *Fitzenberger und Speckesser* (2000)). Hierauf werden wir noch genauer eingehen.

3. Matching von Teilnehmern und Nichtteilnehmern

Die wissenschaftlichen Analysen zur mikroökonomischen Evaluation in Deutschland tragen den genannten Problemen zunehmend Rechnung. Die Schätzung des Vergleichsmaßstabes erfolgt auf Basis der Nichtteilnehmer, die mit den Teilnehmern möglichst exakt im Hinblick auf die beobachteten Charakteristika übereinstimmen, um dem Problem einer Selektionsverzerrung zu begegnen.⁴ Prinzipiell wird dies durch konventionelle ökonometrische Modelle geleistet, die Unterschiede in den beobachteten Erklärungsvariablen berücksichtigen. Allerdings besteht das Problem, dass die Approximation, wie sie beispielsweise durch eine lineare Regression erfolgt, sehr unpräzise ist, oder dass der Vergleichsmaßstab auf Basis des geschätzten Modells für die Nichtteilnehmer prognostiziert wird, obwohl die Gruppe der Nichtteilnehmer keine mit den Teilnehmern vergleichbaren Personen aufweist. Eine robuste Schätzung des Vergleichsmaßstabes, die nur Nichtteilnehmer mit ähnlichen beobachteten Charakteristika berücksichtigt, kann durch nichtparametrische Verfahren („Matching-Verfahren“) erzielt werden (*Heckman et al.* (1999), *Lechner* (1998)).⁵ Die einfachste Variante besteht darin, als Referenz für einen Teilnehmer das Ergebnis desjenigen Nichtteilnehmers zu verwenden, der dem Teilnehmer in den beobachteten Charakteristika am ähnlichsten ist („Matching von Zwillingen“).⁶ In diesem Fall repräsentieren die Zwillinge die Kontrollgruppe für die Teilnehmer. Es kann dann präzise unterschieden werden, ob für Teilnehmer mit bestimmten Charakteristika überhaupt ein vergleichbarer Zwilling vorliegt; wenn dies nicht der Fall ist, dann ist eine Evaluation für Teilnehmer mit diesen Charakteristika nicht möglich. Dieses Problem liegt häufig vor, wenn nur kleine Datensätze aus Umfragen zur Verfügung stehen und wenn bestimmte Charakteristika nahezu automatisch zu einer Programmteilnahme führen. Dies kann in Ostdeutschland der Fall gewesen sein, wenn davon auszugehen ist, dass zeitweise alle in Frage kommenden Personen an einer Weiterbildungsmaßnahme teilnehmen

⁴ Diese Charakteristika sollten einen Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit aufweisen und idealerweise sollte die Ergebnisvariable bei Nichtteilnahme YC im Durchschnitt für alle Personen mit denselben beobachteten Charakteristika unabhängig vom Teilnehmerstatus gleich sein (Annahme der bedingten Unabhängigkeit), vgl. *Heckman et al.* (1999), *Lechner* (1998) oder *Fitzenberger und Speckesser* (2000) für eine präzise Darstellung.

⁵ Siehe *Lechner* (2000) für die Erweiterung dieses Ansatzes auf die Evaluation multipler Programme (z. B. FuU und ABM als Alternativen).

⁶ Häufig wird unter Matching nur das „Matching von Zwillingen“ verstanden. Es existiert jedoch eine Fülle von nichtparametrischen Matchingverfahren (*Heckman et al.* (1999)). In *Bergemann et al.* (2001) untersuchen wir, inwieweit das Ergebnis der Evaluation vom verwendeten nichtparametrischen Matchingverfahren abhängt.

konnten. Es ist dann sehr schwierig, geeignete Vergleichspersonen zu finden. Umso größer die Anzahl der beobachteten Charakteristika X beim Matchen, umso so schwieriger wird es bei einer gegebenen Gruppe von Nichtteilnehmern, noch eine in allen Dimensionen vergleichbare Person zu finden. Abhilfe für dieses Problem ergibt sich durch das Ergebnis von *Rosenbaum* und *Rubin* (1983), die zeigen, dass es ausreicht, eine Zuordnung von Teilnehmern und Nichtteilnehmern auf Basis der eindimensionalen Wahrscheinlichkeit für die Maßnahmeneinnahme $P(X)$ vorzunehmen: Im ersten Schritt wird dabei die Wahrscheinlichkeit der Maßnahmeneinnahme als Funktion der beobachteten Variablen X geschätzt. Im zweiten Schritt werden dann Teilnehmer und Nichtteilnehmer auf Basis der in der ersten Stufe geschätzten Teilnahmewahrscheinlichkeit „gematcht“ und der Maßnahmeneffekt wird als durchschnittliche Differenz in der Ergebnisvariable geschätzt.⁷ Über die große Bedeutung der adäquaten Zuordnung (Matching) von Nichtteilnehmern mit vergleichbaren beobachteten Charakteristika besteht in der Literatur spätestens seit den Studien des Nobelpreisträgers James J. Heckman und seiner Koautoren (*Heckman* et al. (1999)) für die USA Konsens. Dissens besteht jedoch darin, ob dies im Einzelfall ausreicht (*Heckman* et al. (1999), *Lechner* (1998), *Fitznerberger* und *Speckesser* (2000)). Klar ist, dass eine Zuordnung auf Basis beobachteter Variablen umso eher ausreicht, je mehr Informationen (umso größer die Anzahl der Variablen und der Beobachtungen) die verfügbaren Datensätze beinhalten. Mehr Variablen sind jedoch nur sinnvoll, wenn sie die Teilnahmewahrscheinlichkeit beeinflussen und wenn die Annahme der bedingten Unabhängigkeit erfüllt ist, vgl. die in Fußnote 5 zitierte Literatur.

4. Selektionsverzerrung auf Basis unbeobachteter Größen

Neben dem Problem der Selektionsverzerrung im Hinblick auf beobachtete Charakteristika ist jedoch auch eine Selektionsverzerrung im Hinblick auf unbeobachtete Charakteristika möglich. Dies ist Gegenstand der traditionellen mikroökonomischen Analyse von Problemen der Selbstselektion (*Heckman* et al. (1999)), die in der Vergangenheit jedoch auf zu starken Annahmen hinsichtlich der Spezifikation der ökonometrischen Zusammenhänge beruhten. Für Deutschland wurden bisher keine Evaluationsstudien vorgelegt, die allgemeine nicht- oder semiparametrische Modelle der Selbstselektion umsetzen.⁸ Ein häufig praktizierter Ausweg

⁷ Alternativ kann auf Basis der gemachten Stichprobe ein komplexeres ökonometrisches Modell verwendet werden. Beispielsweise kann der Effekt auf die Wiederbeschäftigungschancen von Arbeitslosen oder das Entlassungsrisiko mit Hilfe von Hazardraten-Modellen geschätzt werden, um der Dynamik in der gematchten Stichprobe Rechnung zu tragen (vgl. *Hujer* und *Wellner* (2000a und b)).

⁸ Ein solcher Ansatz sollte ebenso flexibel wie nichtparametrische Matchingverfahren den Einfluss der beobachteten Charakteristika berücksichtigen und keine allzu starken Annahmen machen. Klar ist, dass ein solcher Ansatz Instrumente erfordert, d. h. Variablen, die autonom die Teilnahmewahrscheinlichkeit beeinflussen, ohne dass sie einen Einfluss auf die Ergebnis-

ergibt sich bei Vorliegen von Paneldaten, wenn für ein Individuum der Einfluss der unbeobachteten Charakteristika auf die Zielgröße bei Nichtteilnahme YC im Zeitablauf konstant ist. Dann ermöglicht ein sogenannter konditionaler Differenz-von-Differenzen (DvD) Ansatz die Schätzung des Maßnahmeneffektes. Der DvD-Ansatz erweitert den einfachen Vorher-Nachher-Vergleich dahingehend, dass die zeitliche Veränderung der Ergebnisvariablen für die Teilnehmer der entsprechenden Veränderung für die Nichtteilnehmer im gleichen Zeitraum gegenüberzustellen ist. Der konditionale DvD-Schätzer (*Heckman et al. (1999)*) matcht zunächst Teilnehmer und Nichtteilnehmer hinsichtlich ihrer beobachteten Charakteristika und berechnet dann für diesen Match die Differenz der Differenzen in der Ergebnisvariablen. Beobachten wir beispielsweise für die Teilnehmer die Differenz in der Beschäftigungsquote vor und nach der Maßnahme $DT = YT_n - YC_v$, wobei n für „nach der Maßnahme“ und v für „vor der Maßnahme“ steht. Dann werden Nichtteilnehmer mit vergleichbaren beobachteten Charakteristika gesucht und für diese auch die Differenz $DC = YC_n - YC_v$, zwischen den beiden Zeitpunkten berechnet. Der Maßnahmeneffekt kann nun durch die Differenz $DT - DC$ geschätzt werden, da sich konstante individuelle Charakteristika bei der Differenzen-Bildung „herauskürzen“.

5. Ashenfelters Tal

Nach dem Ansatz potenzieller Ergebnisse ist es naheliegend zu fordern, dass für eine Wirkungsanalyse die Teilnehmer und die im Matchingansatz zugeordneten Nichtteilnehmer vor *Teilnahme* vergleichbar sein sollten. In einigen Arbeiten werden die Nichtteilnehmer sogar dahingehend ausgewählt. Hierbei besteht jedoch das Problem einer nicht adäquaten Zuordnung („Fallacy of Alignment“, vgl. *Heckman et al. (1999)* Abschnitt 8.4), da häufig zu beobachten ist, dass sich die Arbeitsmarktsituation von Teilnehmern kurz vor der Maßnahme verschlechtert. Dieses als Ashenfelters Tal („Ashenfelter's Dip“) bezeichnete Phänomen wurde in der Literatur zuerst bei Verdiensten festgestellt, kann aber auch bei anderen Ergebnisvariablen auftreten. Da diese Verschlechterung der Arbeitsmarktsituation typischerweise mit der zukünftigen Maßnahmeneinzelnahme im Zusammenhang steht, sind Teilnehmer und Nichtteilnehmer schon kurz vor der Maßnahme nicht mehr vergleichbar bzw. kann ein bestehender zeitinvarianter Selektionseffekt (DvD-Ansatz) nicht auf Basis des Zeitraums kurz vor der Maßnahme bestimmt werden. Im Hinblick auf die Evaluation der Beschäftigungseffekte von Weiterbildungsmaßnahmen in Ostdeutschland legen unsere Analysen nahe, dass schon einige Monate vor Beginn der Maßnahmen die Beschäftigung der zukünftigen Teilnehmer in einem Maße zurückgeht, wie es ohne die Antizipation der Maßnahme nicht erfolgt wäre. Eine mögliche Ursache liegt in der Reduktion der Suchintensität von Arbeitslosen

variablen aufweisen. Wie solche Modelle zu schätzen sind, ist der Gegenstand einer intensiv geführten Diskussion in der ökonometrischen Fachliteratur (siehe Verweise in *Heckman et al. (1999)*).

schon vor Beginn der Maßnahme, wenn antizipiert wird, dass in Kürze eine Teilnahme an einer Weiterbildungsmaßnahme möglich ist.

Schaubild 1 illustriert das Problem von Ashenfelters Tal, wie es sich typischerweise in Ostdeutschland stellt. Die Kurven stellen die durchschnittlichen Beschäftigungsquoten von Teilnehmern und Nichtteilnehmern mit gleichen beobachteten Charakteristika X dar. Die Maßnahmenteilnahme erfolgt in einer Zeit, in der auch für die Nichtteilnehmer die Beschäftigungsquoten zurückgehen (Maßnahmen der AAMP werden typischerweise dann ausgeweitet, wenn die Beschäftigungsprobleme zunehmen). Ashenfelters Tal besteht darin, dass die Beschäftigungsquoten für die Teilnehmer schon vor der Maßnahme deutlich abfallen – stärker als dies für vergleichbare Nichtteilnehmer der Fall ist. Wenn wir unterstellen, dass Ashenfelters Tal zumindest teilweise mit der Antizipation der zukünftigen Maßnahmenteilnahme zusammenhängt, dann ist es nicht gerechtfertigt, den Maßnahmenerfolg im Rahmen eines Matchingansatzes durch den Unterschied zwischen den Teilnehmern und den Nichtteilnehmern nach Ende der Maßnahme zu schätzen, wobei Teilnehmer und Nichtteilnehmer im Hinblick auf den Beschäftigungsstatus kurz vor der Maßnahme vergleichbar gemacht werden. Angesichts des Problems von Ashenfelters Tal schlagen *Fitzenberger* und *Prey* (2000) sowie *Bergemann* et al. (2000 und 2001) einen *DvD*-Ansatz vor, bei dem der Vorher-Teil des Vorher-Nachher-Vergleichs auf einem hinreichend lange vor dem Maßnahmenbeginn liegenden Zeitraum basiert. In Schaubild 1 wäre nach diesem Ansatz der Maßnahmenerfolg an der Differenz der beiden Kurven nach dem Ende der Maßnahme abzüglich der Differenz langfristig vor Beginn der Maßnahme – bspw. während Periode 1 bis 3 – abzulesen.

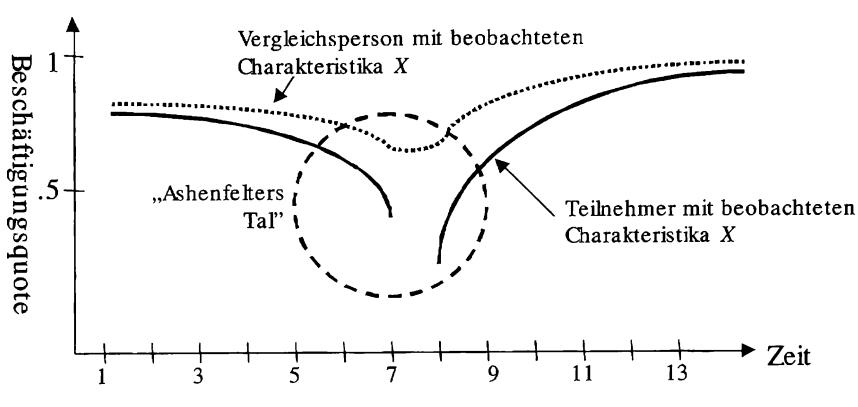


Schaubild 1: Ashenfelters Tal

6. Mehrfachteilnahmen

Ein weiteres schwieriges methodisches Problem liegt vor, wenn eine mehrfache Teilnahme an Maßnahmen der AAMP innerhalb eines sehr kurzen Zeitraumes erfolgt. Solche Mehrfachteilnahmen sind in Ostdeutschland in größerem Umfang erfolgt und es besteht die Befürchtung, dass sich sogenannte „Maßnahmenkarrieren“ entwickeln, bei denen Arbeitslose wiederholt an Maßnahmen teilnehmen, ohne dass dies ihre Wiedereingliederungschance in den Arbeitsmarkt erhöht. Durch diese Maßnahmeneinzelnahme ergibt sich jedoch für die Teilnehmer während der Maßnahme ein Einkommensanspruch und unter der AFG-Regelung erneuert sich in vielen Fällen der Anspruch auf Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe nach Ende der Maßnahme. Dieser sehr negativen Einschätzung sind jedoch zwei Aspekte gegenüberzustellen. Zum einen kann es sein, dass mehrere Maßnahmen, die kurz hintereinander erfolgen, als inhaltlich sinnvolle Maßnahmesequenzen anzusehen sind. Beispielsweise könnte es in der ostdeutschen Situation sinnvoll gewesen sein, zunächst das Humankapital durch eine Weiterbildungsmaßnahme zu erhöhen und dann durch eine Arbeitsbeschaffungsmaßnahme praktische Berufserfahrung zu vermitteln. Zum anderen kann es sein, dass auch nach Teilnahme an einer im Durchschnitt erfolgreichen Maßnahme nicht unbedingt alle Teilnehmer einen Arbeitsplatz finden. Dies bedeutet aber, dass bei den Personen, für die Mehrfachteilnahmen beobachtet werden, das Problem der Selektionsverzerrung noch gravierender als bei einer einmaligen Teilnahme ist. Angesichts dieser Fragen ist es offen, ob bei einer Wirkungsanalyse der kombinierte Effekt der kompletten Maßnahmesequenz untersucht werden soll oder ob es allein auf den inkrementellen Effekt der letzten Maßnahme ankommt, wobei bei letzterem der dynamische Selektionseffekt aufgrund des Nickerfolges der vorhergehenden Maßnahmen zu berücksichtigen ist. Die Problematik von Mehrfachteilnahmen ist bisher kaum in der Literatur untersucht worden (*Heckman et al. (1999)* behandeln dies nicht). Erste methodische Ansätze hierzu werden in den Arbeiten von *Bergemann et al. (2000 und 2001)* und *Lechner und Miquel (2001)* vorgeschlagen. Unsere Beiträge *Bergemann et al. (2000 und 2001)* sind nach unserem Kenntnisstand die ersten Arbeiten, die den Effekt von Mehrfachteilnahmen empirisch untersuchen.

II. Weiterbildungsmaßnahmen in Sachsen-Anhalt

Für eine wissenschaftliche, mikroökonomische Evaluation von Weiterbildungsmaßnahmen gibt es bisher keinen umfassenden Datensatz für Ostdeutschland insgesamt mit hinreichend großen Fallzahlen. Das sozioökonomische Panel (siehe *Lechner (1998)*) liefert detaillierte Informationen über die befragten Personen, aber es weist zu geringe Fallzahlen auf und über die Art der Maßnahmen (Maßnahmenheterogenität) ist wenig bekannt. Der Arbeitsmarktmonitor für Ostdeutschland (siehe *Fitzenberger und Prey (2000)*) weist wesentlich höhere Fallzahlen auf,

aber es liegen weniger Informationen vor. Insbesondere lässt sich die Erwerbsgeschichte und die Maßnahmeneteilnahme der Personen nicht monatsgenau abbilden. Zudem endet der Datensatz 1994, so dass eine längerfristige, aktuelle Analyse nicht möglich ist. In unseren Arbeiten *Bergemann et al.* (2000 und 2001) verwenden wir deshalb den Arbeitsmarktmonitor Sachsen-Anhalt (AMSA), der auf Sachsen-Anhalt beschränkt ist. Hierbei handelt es sich um jährliche Umfragedaten der Erwerbsbevölkerung Sachsen-Anhalts, die monatsgenaue, retrospektive Informationen zum Erwerbsstatus enthalten. Obwohl der Datensatz seit Anfang der neunziger Jahre erhoben wird und eigentlich als Paneldatensatz konzipiert wurde, können nicht alle Wellen miteinander verknüpft werden. Für unsere Zwecke können wir nur die drei Wellen 1997, 1998 und 1999 verwenden, wobei es aber aufgrund der retrospektiven Befragung in diesen drei Jahren möglich ist, die Erwerbsgeschichte und Maßnahmeneteilnahme ab Januar 1990 monatsgenau zu konstruieren. Allerdings stehen keine anderen retrospektiven Informationen aus der Vergangenheit im AMSA zur Verfügung. Im AMSA lassen sich die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen und ABM – inklusive Strukturangepassungsmaßnahmen – sowie der Bezug von Lohnkostenzuschüssen (LKZ) identifizieren. Obwohl aufgrund der Daten nicht klar ist, ob eine Weiterbildungsmaßnahme im Rahmen der AAMP gefördert wurde, gehen wir aufgrund von Kontrollrechnungen davon aus, dass nahezu alle im AMSA angegebenen Weiterbildungsmaßnahmen im Rahmen der AAMP als Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen (FuU) anzusehen sind. Weiterhin ist darauf hinzuweisen, dass der Datensatz keine Migration aus Sachsen-Anhalt heraus berücksichtigt: Erfolgreiche Teilnehmer an Maßnahmen der AAMP, die Sachsen-Anhalt verlassen, weil sie anderswo einen Arbeitsplatz finden, werden im Datensatz nicht berücksichtigt.

Die folgende Analyse basiert auf der in *Bergemann et al.* (2001) aufbereiteten Basisstichprobe von 5.224 Personen im AMSA, die im Juni 1990 abhängig / selbstständig beschäftigt oder im Mutterschutz / Erziehungsurlaub waren und die 1997–1999 mindestens einmal im AMSA befragt wurden. Darunter nahmen 1.439 Personen ($\equiv 27.5\%$) irgendwann im Beobachtungszeitraum seit Januar 1990 an einer FuU oder ABM teil oder erhielten LKZ. Tabelle 4 weist die Anzahl von Personen in der Basisstichprobe aus, die an einer oder zwei der genannten Maßnahmen teilgenommen haben. Beispielsweise haben 1.021 Personen irgendwann einmal an einer FuU als häufigster arbeitsmarktpolitischer Maßnahme teilgenommen und davon war für 891 Personen die Teilnahme an einer FuU die erste Teilnahme an einer arbeitsmarktpolitischen Maßnahme überhaupt. Unter diesen 891 Personen haben wiederum 527 Personen nur an einer FuU als einziger arbeitsmarktpolitischer Maßnahme teilgenommen, während 163 danach noch an einer ABM, 147 eine weitere FuU und 41 danach einen LKZ aufweisen. Diese Zahlen belegen die Bedeutung von Mehrfachteilnahmen. Im Folgenden wollen wir das Selektionsproblem anhand einiger deskriptiver Informationen illustrieren. Hierzu definieren wir zwei Personengruppen:

5*

- Naive Kontrollgruppe: Personen, die nie an einer arbeitsmarktpolitischen Maßnahme teilgenommen haben.
- FuU: Teilnehmer an einer beruflichen Weiterbildungsmaßnahme.

Tabelle 4

**Mehrfachteilnahme an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen zwischen 1990 und 1999
(absolute Häufigkeiten der Personen)**

| Eine Teilnahme | ABM | FuU | LKZ |
|---------------------------|----------------|----------------|----------------|
| Mindestens einmal | 689 | 1.021 | 222 |
| Als erste Maßnahme | 467 | 891 | 81 |
| Erste und zweite Maßnahme | ABM-ABM 101 | ABM-FuU 107 | ABM-LKZ 17 |
| Erste und zweite Maßnahme | FuU-ABM 163 | FuU-FuU 147 | FuU-LKZ 41 |
| | | | Nur ABM 236 |
| | | | Nur FuU 527 |

Quelle: Arbeitsmarktmonitor Sachsen-Anhalt; eigene Berechnungen auf Basis der in Bergemann et al. (2001) verwendeten Stichprobe von 5224 Personen (siehe Text).

Tabelle 5 weist die Beschäftigungsquoten für Männer in den beiden Gruppen im Juni 92 und im Juni 96 aus. Für die naive Kontrollgruppe ergibt sich im Juni 92 eine Beschäftigungsquote von 95.0%. Demgegenüber weisen die Personen, die mindestens 12 Monate vor diesem Zeitpunkt an einer FuU teilnahmen (langfristig danach), eine Beschäftigungsquote von 82.9% auf. Es wäre jedoch nicht angemessen, diese im Vergleich zur naiven Kontrollgruppe niedrigere Beschäftigungsquote als Misserfolg der FuU zu werten. Es zeigt sich, dass schon langfristig vor einer FuU-Teilnahme die Beschäftigungsquote im Juni 92 mit 88.9% niedriger als für die naive Kontrollgruppe ist. Kurzfristig vor Beginn der Maßnahme ist die Beschäftigungsquote mit 78.9% noch niedriger (Ashenfelters Tal) und kurz nach Ende der Maßnahme ist sie ebenfalls mit 54.5% niedriger als langfristig nach Ende der Maßnahme. Im Juni 96 ist die Beschäftigungsquote für alle Gruppen zurückgegangen, aber die qualitative Struktur für die Dynamik der FuU-Gruppen bleibt erhalten. Langfristig vor der Maßnahme ist die Beschäftigungsquote schon deutlich niedriger als im Vergleich zur naiven Kontrollgruppe und kurz vor der Maßnahme fällt sie nochmals stärker ab, als dies für den früheren Zeitpunkt zu beobachten war. Nach der Maßnahme ist ein Erholungseffekt in der Beschäftigungsquote zu beobachten. Aufgrund von Ashenfelters Tal wäre es jedoch falsch, per se aus diesem Erholungseffekt im Vergleich mit der Beschäftigungsquote kurz vor der Maßnahme auf einen Erfolg zu schließen. Insgesamt legen die deskriptiven Zahlen nahe, dass Ashenfelters Tal entsprechend Schaubild 1 vorliegt, allerdings ist zu beachten, dass sich die vier FuU-Beschäftigungsquoten zu einem Zeitpunkt auf unterschiedliche Personengruppen beziehen. Eine aussagekräftigere Analyse

muss die Panelstruktur der Daten und Zeiteffekte berücksichtigen, siehe *Bergemann et al.* (2000 und 2001) und Abschnitt D.

Tabelle 5

Beschäftigung vor und nach Teilnahme für Männer in der Basisstichprobe

| Personengruppe | Zeitpunkt relativ zur Teilnahme | Beschäftigte (in %) | |
|----------------------|------------------------------------|---------------------|---------|
| | | Juni 92 | Juni 96 |
| Naive Kontrollgruppe | – | 95,0% | 90,7% |
| FuU | Langfristig davor | 88,9% | 68,6% |
| FuU | Kurzfristig davor | 78,9% | 36,8% |
| FuU | Kurzfristig danach | 54,5% | 36,1% |
| FuU | Langfristig danach | 82,9% | 70,6% |

Anmerkung: Kurzfristig: Innerhalb der 12 Monate vor dem Beginn/nach dem Ende.
Langfristig: Mehr als 12 Monate vor dem Beginn/nach dem Ende.

Quelle: *Arbeitsmarktmonitor Sachsen-Anhalt*; eigene Berechnungen auf Basis der in *Bergemann et al.* (2001) verwendeten Stichprobe von 5224 Personen.

III. Makroökonomische Evaluation

Mikroökonomische Studien sind partialanalytisch, d.h. sie untersuchen nur die (direkten) Effekte auf die teilnehmenden Individuen. Angesichts des hohen Umfangs der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland ist es aber wahrscheinlich, dass die Maßnahmen auch (indirekte) Effekte auf die Nichtteilnehmer bzw. die gesamte Volkswirtschaft aufweisen. Insbesondere stellt sich die Frage, ob die Maßnahmen einen Netto-Gewinn für die Volkswirtschaft darstellen, oder ob sie lediglich den Teilnehmern ermöglichen, ihre relative Wettbewerbssituation gegenüber Nichtteilnehmern zu verbessern. *Calmfors* (1994) unterscheidet dabei zwischen Verdrängungseffekten (Teilnehmer besetzen die Arbeitsplätze, die sonst von Nichtteilnehmern besetzt worden wären), Substitutionseffekten (Veränderung der Lohnrelationen reduziert die Nachfrage nach anderen Typen von Nichtteilnehmern), Mitnahmeeffekten (Förderung von Maßnahmen, die auch ohne Förderung durchgeführt worden wären) und Steuereffekten (Finanzierung der aktiven Arbeitsmarktpolitik über Steuern wirkt auch auf Nichtteilnehmer). Die methodischen Probleme einer makroökonomischen Evaluation bestehen darin, die Rückwirkungen auf den gesamten Arbeitsmarkt oder die gesamte Volkswirtschaft zu identifizieren. Hier können allgemeine Gleichgewichtsmodelle oder Modelle für den gesamten (Teil-)Arbeitsmarkt verwendet werden (vgl. die in *Heckman et al.* (1999) diskutierten diesbezüglichen Arbeiten), die die Auswirkungen der AAMP auf die Struktur der Beschäftigung, den Ausgleich zwischen Angebot und Nachfrage am Arbeitsmarkt oder das Lohnverhandlungsergebnis berücksichtigen. Zum anderen ist der

möglichen Endogenität im Ausmaß der AAMP Rechnung zu tragen: Wenn AAMP vor allem dann eingesetzt wird, wenn große Arbeitsmarktprobleme bestehen, dann kann das Arbeitsmarktergebnis negativ mit der Ausgabenhöhe der AAMP korreliert sein, obwohl möglicherweise ein positiver Effekt der AAMP besteht.

D. Ergebnisse von Evaluationsstudien

Aufgrund der sich im Zeitverlauf ändernden rechtlichen und institutionellen Gestaltung der Förderung der Weiterbildung in Ostdeutschland werden in diesem Abschnitt die wesentlichen erzielten Evaluationsergebnisse für drei einzelne Perioden dargestellt, die den Phasen der AAMP in Ostdeutschland entsprechen, siehe Abschnitt 2. Es wird dabei versucht, soweit möglich die Ergebnisse der Evaluationsstudien in einen Zusammenhang mit der institutionellen Gestaltung der Weiterbildung zu stellen. Aufgrund von Datenrestriktionen beziehen sich jedoch fast alle Evaluationsstudien auf die frühe Phase von 1990 bis spätestens 1994: Bislang sind ausschließlich Evaluationsstudien erarbeitet worden, die als empirische Grundlage allgemein verfügbare Umfragedatensätze verwenden, insbesondere die des Sozioökonomischen Panels (SOEP), des Arbeitsmarktmonitors Ost (AMM) oder des Arbeitsmarktmonitors Sachsen-Anhalt (AMSA). Das SOEP hat im Zeitraum 1990–98 eine durchschnittliche jährliche Fallzahl von ca. 12.000 Individuen insgesamt für Ost- und Westdeutschland, während der AMM, dessen Laufzeit für die Periode 1990–94 beschränkt ist, von 10.751 Teilnehmern über insgesamt acht Befragungswellen auf etwa 5.000 Teilnehmer in der letzten Welle gesunken ist. Damit ergibt sich im Längsschnitt eine Population von weniger als 4.000. Bei der Nutzung des AMSA in unseren beiden Studien (*Bergemann et al. (2000 und 2001)*) werden Informationen genutzt, die in einem Retrospektivdesign erhoben werden. Die Fallzahl variiert dabei zwischen 5.000 und 7.000 in den Wellen 1997–1999. Diese Information kann vollständig verwendet werden, da das Retrospektivdesign die genaue Arbeitsmarktgescichte im Zeitraum 1990 bis mindestens 1997 abbildet (vgl. Abschnitt C. II).

Außer zweier Studien betrachten die vorhandenen Analysen ausschließlich die mikroökonomische Wirkung der öffentlich geförderten Weiterbildung. Auf Basis amtlicher Daten sind bislang noch keine mikroökonomischen Wirkungsanalysen vorgelegt worden, und die Kosten der Maßnahmen wurden bisher ebenfalls nicht berücksichtigt. Öffentlich und privat finanzierte Weiterbildung werden typischerweise danach unterschieden, dass bei einem gleichzeitigen Bezug von Unterhalts-geld und der Teilnahme an einer Maßnahme von einer öffentlich geförderten Maßnahme ausgegangen wird. Nur bei unseren Studien *Bergemann et al. (2000 und 2001)* auf Basis des AMSA ist keine Diskriminierung nach öffentlichen und privaten Weiterbildungsmaßnahmen möglich, vgl. Abschnitt 3.2. Unsere beiden Studien sind jedoch die einzigen, die Evidenz für die späten neunziger Jahre und zum Problem von Mehrfachteilnahmen umfassen.

I. Ergebnisse für den Zeitraum 1990 – 1992

Hübler (1994): In der ersten Evaluationsstudie zur Wirkung AFG geförderter Weiterbildung untersucht *Hübler* (1994) die Maßnahmeneffekte auf das Suchverhalten am Arbeitsmarkt und die Arbeitszeit. Für diese Analyse wird der AMM für das Jahr 1990 genutzt. Von den 4.679 Personen im Panel sind 1.276 Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen. Mit Hilfe simultaner Probit-Schätzungen für Teilnahme- und Ergebnisvariablen werden folgende Programmeffekte gefunden: 1.) Weiterbildung hat einen positiven Einfluss auf das individuelle Suchverhalten am Arbeitsmarkt. 2.) Weiterbildung hat einen negativen Einfluss auf die Arbeitszeit, die die Individuen ausüben.

Pannenberg (1995a): Der Autor analysiert die Wirkungen der Weiterbildung für einzelne Zielgruppen am Arbeitsmarkt: Auf Basis des SOEP wird dabei für die Jahre 1990 – 1992 eine Population von Arbeitslosen, von Arbeitslosigkeit bedrohter und Kurzarbeitern ausgewählt, die an einer Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen haben. Von dieser Auswahl (2.017 Personen) ergeben sich 76 Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen. Die Ergebnisvariable nach einer Teilnahme an Weiterbildung außerhalb von Beschäftigung bildet die Übergangsrate nach Beschäftigung, für Maßnahmen innerhalb von Betrieben der Bruttolohn. Die Spezifikation der Übergangsrate erfolgt als diskretes Hazardraten-Modell, das die Kontrolle für beobachtbare Charakteristika zulässt. Für Personen, die einen Unterhaltsgeldbezug aufweisen, ergeben die Schätzungen signifikant verminderte Beschäftigungschancen. Die Bruttoverdienste bleiben durch die Weiterbildung unbeeinflusst.

Kraus, Puhani und Steiner (1999) nutzen für ihre Analyse zu den Auswirkungen der beruflichen Weiterbildung mit Unterhaltsgeldbezug den AMM. In dieser Studie werden die Zeiträume 1990 – 92 und 1992 – 94 getrennt evaluiert (siehe auch Abschnitt D. II). Nach der Basisauswahl verbleiben 3.505 Personen. Im Zeitraum 1990 – 1992 nehmen 35,6% der Frauen und 24,2% der Männer an einer Weiterbildung teil. Zwischen 1992 und 1994 lag der Teilnehmeranteil bei den Frauen bei 27,4%, bei den Männern bei 12,8%. Die Studie evaluierter den Effekt auf die Übergangsrate in stabile und nicht stabile Beschäftigung auf Basis von Hazardraten-Modellen, die für beobachtete Merkmale kontrollieren. Hinsichtlich Selektionsverzerrung auf Basis nicht beobachteter Merkmale werden zusätzlich Preprogramm-Tests implementiert: Diese Tests betrachten Unterschiede in der Beschäftigung zwischen Teilnehmern und vergleichbaren Nichtteilnehmern vor dem Programmbeginn (vgl. auch *Hübler* (1998) im Abschnitt D. II). Da keine signifikanten Unterschiede zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern verbleiben, wird die Kontrolle auf Basis beobachtbarer Merkmale als hinreichend erachtet. Für den Zeitraum 1990 – 92 ergeben sich deutliche verminderte Übergänge in Beschäftigung. Die Autoren bewerten daher den Einsatz der Weiterbildungsmaßnahmen in der Phase des Institutionentransfers als nicht wirksam.

II. Ergebnisse für den Zeitraum 1990 – 1994

Pannenberg (1995b): In der Folgestudie zu *Pannenberg* (1995a) wird der gleiche methodische Ansatz gewählt wie in der Vorläuferstudie, hier wird jedoch nur die Wirkung von Weiterbildung außerhalb von Betrieben für den Zeitraum 1990 – 1994 betrachtet. Auf Basis des SOEP erfolgt eine Auswahl von Personen, die während einer Phase der Arbeitslosigkeit oder Kurzarbeit an einer Weiterbildung teilgenommen haben. Wiederum werden diskrete Hazardraten-Modelle für den Übergang in Beschäftigung geschätzt, wobei für beobachtbare Merkmale kontrolliert wird. Die Auswirkungen auf die individuellen Bruttolöhne werden als Fixed-Effekt-Schätzungen modelliert. Von der Basisfallauswahl von 1.075 Personen haben 90 Personen an Maßnahmen teilgenommen. Bei den Lohnschätzungen reduziert sich diese Zahl auf 661 Personen, 55 davon Teilnehmer. Generell findet sich ein positiver Beschäftigungseffekt der Maßnahmen. Für Teilnehmer, die danach länger als sechs Monate arbeitslos sind, kehrt sich dieser jedoch in einen negativen Effekt um. Die Wirkungen auf den Verdienst sind entsprechend. Die Dauer der Maßnahme hat keinen Einfluss auf die gefundenen Effekte.

Staat (1997): Gegenstand dieser Studie sind die Auswirkungen der Weiterbildung auf das Suchverhalten und die Beschäftigungsstabilität auf Basis des SOEP. Die Basisauswahl aus den Wellen 1990 bis 94 umfasst 1.153 Personen, davon sind 315 Teilnehmer an einer Weiterbildung. Für die Evaluation des Lohneffekts stehen 926 Personen, davon 172 Teilnehmer an Maßnahmen zur Verfügung. Die Kontrolle für Selektionsverzerrung auf Basis beobachteter Charakteristika erfolgt in zwei Schritten: Erstens werden altersspezifische Nichtteilnehmer ausgewählt. Zweitens wird eine Probit-Schätzung vorgenommen, in der die Teilnahmewahrscheinlichkeit auf Basis beobachtbarer Charakteristika geschätzt wird. In der Ergebnisgleichung wird dann die Teilnahme-Variable durch die geschätzte Teilnahmewahrscheinlichkeit ersetzt. Die ökonometrische Schätzung der Auswirkungen der Weiterbildung auf die Dauer der Arbeitssuche und die Stabilität der Beschäftigung erfolgt als diskretes Hazardraten-Modell. Ein signifikanter Einfluss der Weiterbildung besteht weder auf die Beschäftigungsstabilität noch auf die Arbeitssuche. Allerdings gilt dieser Effekt nicht für alle Altersgruppen: Für 25- bis 35-Jährige folgen negative, für 45- bis 54-Jährige positive Effekte aus der Teilnahme. Für Frauen sind die Effekte insgesamt insignifikant.

Kraus und Puhani und Steiner (1999): Auf Basis des in Abschnitt D.1 dargestellten Verfahrens werden für den Zeitraum 1992 – 1994 signifikant positive Maßnahmeneffekte gefunden. Eine Aufschlüsselung nach Maßnahmearten ergibt, dass für Frauen diese Effekte sowohl für inner- als auch für außerbetriebliche Maßnahmen stabil sind. Für Männer ergibt sich der positive Teilnahmeeffekt nur für außerbetriebliche Maßnahmen. Im Vergleich zu den Ergebnissen für die Periode 1990 – 92 zeigt sich offensichtlich die Erhöhung der Wirksamkeit beruflicher Weiterbildung nach Abschluss des Institutionentransfers.

Fitzenberger und Prey (1998 und 2000): Diese Studien evaluieren die Effekte unterschiedlicher Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung mit Unterhaltsgeld-bezug zwischen 1990 und 1994 auf Basis des AMM. Die Teilnehmerzahlen umfassen durchschnittlich 27 Männer und 57 Frauen pro Beobachtungszeitpunkt (acht Wellen). Die Gruppe der Nichtteilnehmer umfasst 3.862 Männer und 3.637 Frauen. Als Erfolgskriterium wird neben der Beschäftigung auch der Verdienst betrachtet. Die ökonometrischen Schätzungen werden als statische und dynamische Panel-Random-Effects-Schätzungen eines simultanen Probitmodells für Beschäftigung und Maßnahmeneinnahme sowie eines Tobitmodells für den Verdienst spezifiziert. Die Ergebnisse für Beschäftigung sind uneindeutig: Während in den statischen Probit-Schätzungen über alle Spezifikationen negative Teilnahmeeffekte gefunden werden, zeigen die dynamischen Schätzungen ein differenzierteres Bild: Kurzfristig werden nur insignifikante Effekte gefunden, mittel- und langfristig zeigen sich jedoch in fast allen Spezifikationen positive Effekte, insbesondere für Frauen. Durch Verwendung der Beschäftigung vor der Teilnahme (Preprogramm-Variablen, vgl. Abschnitt D. I) wird ein konditionaler DvD-Schätzer implementiert, der auf Basis der langfristigen Effekte vor und nach der Teilnahme den Maßnahmeneffekt schätzt. Die Einbeziehung der Preprogramm-Variablen zeigt, dass die Selektionskorrektur allein auf Basis der Random-Effects-Schätzungen nicht hinreichend ist. „Ashenfelters Tal“ wird berücksichtigt, indem Informationen zur Beschäftigung von Teilnehmern und Nichtteilnehmern kurz vor der Teilnahme als Preprogramm-Variablen in die Schätzung einbezogen werden. Auf die Löhne ergeben sich keine signifikanten Effekte der Weiterbildung.

Zusätzlich wird in *Fitzenberger und Prey* (1998) auch ein nichtparametrisches Matching-Verfahren verwendet, das Nichtteilnehmern mit größtmöglicher Ähnlichkeit den Teilnehmern zuordnet (vgl. Abschnitt C. I, „Matching von Zwillingen“): Neben der in einer Probit-Schätzung geschätzten Wahrscheinlichkeit der Teilnahme werden dabei weitere zeitvariable Kovariaten einbezogen. Die Ergebnisse verändern sich grundlegend, da sich jetzt nur noch insignifikante Beschäftigungseffekte zeigen. Andererseits wird deutlich, dass sich die Beschäftigung bereits vor Programmbeginn für die Teilnehmer verglichen mit den zugeordneten Nichtteilnehmern deutlich vermindert („Ashenfelters Tal“, vgl. Schaubild 1). Hinsichtlich der Löhne zeigen sich wieder keine signifikanten Maßnahmeneffekte.

Hübler (1997): Auf Basis des AMM betrachtet diese Studie neben der Wirkung von Kurzarbeit und Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen auch die Wirkung der beruflichen Weiterbildung mit Bezug von Unterhaltsgeld. Das Erfolgskriterium wird definiert als Beschäftigung im Vergleich zu Nichtbeschäftigung und zu Inaktivität. In den Schätzungen werden die Ergebnisse unterschiedlicher parametrischer Verfahren zur Korrektur von Selektionsverzerrung auf Basis beobachtbarer Merkmale verglichen: Neben multinomialen Logit-Schätzungen mit Kontrolle auf beobachtbare Charakteristika werden Random-Effects-Modelle geschätzt, die zusätzlich auch Preprogramm-Variablen beinhalten. Der Schätzungen für den Zeitraum 1990 – 1994 liegen insgesamt 2.886 Individuen zugrunde. Die Ergebnisse sind

uneindeutig: In den multinomialen Logit-Modellen zeigt sich kurz- und langfristig ein positiver Einfluss der Weiterbildung. Die Random-Effects-Modelle ergeben kurzfristig negative Effekte, die sich für Männer langfristig in positive Effekte umwandeln, für Frauen negativ bleiben.

Die Folgestudie *Hübler* (1998) orientiert sich stärker an nichtparametrischen Matching-Verfahren. Zusätzlich zu Beschäftigung wird auch der Effekt von Weiterbildung zwischen 1990 und 1994 auf Suchverhalten, Arbeitszeit und Bruttomonatsverdienst evaluiert. Die Auswahl der Vergleichsgruppe basiert auf Preprogramm-Tests. Dabei wird die Gruppe der Nichtteilnehmer so lange eingeschränkt, bis sich in Hinblick auf die Preprogramm-Informationen keine signifikanten Unterschiede mehr zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern zeigen. Innerhalb der zugeordneten Stichproben werden Random-Effects-Schätzungen für Beschäftigung und OLS- und Logit-Schätzungen für alternative Erfolgskriterien angewandt. Als Ergebnis zeigt sich ein positiver Einfluss der Teilnahme auf das Suchverhalten, für alle anderen Zielkriterien ergeben sich negative Effekte. Bei der Betrachtung des Zeitpunkts der Teilnahme wird deutlich, dass die Wirksamkeit der Maßnahmen keinesfalls ein klares zeitliches Muster aufweist (vgl. *Kraus, Puhani und Steiner* (1999)): Lediglich Programme, die 1992 begannen, hatten keinen negativen Einfluss auf die Beschäftigungschancen.

Lechner (1998): Auf Basis des SOEP 1990–1994 wird in dieser Studie der Effekt der Weiterbildung mit Bezug von Unterhaltsgeld auf Arbeitslosigkeit, Vollzeitbeschäftigung und die realen Bruttolöhne evaluiert. Die Basisauswahl umfasst 1.163 Personen, davon haben 103 Personen an einer Maßnahme teilgenommen. Methodisch bildet diese Studie die erste Anwendung eines nichtparametrischen Matching-Ansatzes für einen deutschen Datensatz. Dabei werden nächste Nachbarn („Zwillinge“) zugeordnet. Als Zuordnungskriterium werden neben der in einer Probit-Schätzung geschätzten Teilnahmewahrscheinlichkeit weitere Kovariaten einbezogen. Der Maßnahmeneffekt ergibt sich dann als Differenz des Erfolgskriteriums zwischen Teilnehmern und zugeordneten Vergleichspersonen. Langfristig zeigen sich für Löhne und Beschäftigung keine signifikanten Programmeffekte, kurzfristig besteht ein negativer Effekt auf die Beschäftigung.

In der Folgestudie *Lechner* (1999) werden Weiterbildungsmaßnahmen auf Basis verschiedener Matching-Verfahren evaluiert. In den unterschiedlichen Ansätzen erfolgt eine Zuordnung nächster Nachbarn auf Basis der in einem Probit geschätzten Teilnahmewahrscheinlichkeit, wobei jedoch zusätzlich auch zeitvariable Kovariaten einbezogen werden oder eine Korrektur verblichenen Mismatches durch lokale lineare Regressionen erfolgt. Innerhalb der zugeordneten Stichproben erfolgt der Vergleich der Arbeitslosenquoten und der Bruttomonatsverdienste zwischen Teilnehmern und zugeordneten Kontrollbeobachtungen. Für beide Zielkriterien sind die gefundenen Maßnahmeneffekte insignifikant.

Die Studien von *Lechner* (1998 und 1999) sind die ersten Anwendungen von Matchingansätzen für deutsche Daten und haben die Evaluation der Arbeitsmarkt-

politik in Deutschland stark beeinflusst. Vor allem die Zuordnung auf Basis zeitvariabler Charakteristika zusätzlich zur geschätzten Wahrscheinlichkeit der Teilnahme hat sich in der Nachfolge dieser Studien verbreitet und zur Durchsetzung robusterer Verfahren bei der Bestimmung von Maßnahmeneffekten beigetragen.

Hujer und Wellner (2000a): Diese Studie betrachtet die Wirkung der Weiterbildung im Zeitraum 1990 und 1994 mit Daten des SOEP. Dabei wird eine Basisauswahl von Teilnehmern getroffen, deren Maßnahmen zwischen Juni 1990 und Juni 1993 begonnen haben. Die Vergleichsgruppe besteht aus Individuen, die wenigstens eine Phase der Arbeitslosigkeit zwischen Dezember 1989 und Dezember 1994 aufweisen. Es können 231 Teilnehmer und 1.401 Nichtteilnehmer als potenzielle Vergleichsgruppe gewonnen werden. In dieser Studie wird ebenfalls ein Matchingansatz für nächste Nachbarn über die geschätzte Teilnahmewahrscheinlichkeit gewählt. Um die unterschiedlichen Zeiteffekte aufzugreifen, erfolgt die Spezifikation der Teilnahmegieleichung als Panel-Probit. Die Zuordnung erfolgt dann analog zum Matching-Ansatz von *Lechner (1998)* und bezieht weitere Kovariaten ein. Innerhalb der zugeordneten Stichprobe wird dann jedoch ein diskretes Hazardraten-Modell mit nicht beobachteter Heterogenität geschätzt, dessen Ergebnisvariable der Übergang von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung ist. Zu keinem der gewählten Zeitpunkte nach dem Ende der Maßnahme ergibt sich ein signifikanter Effekt auf die Beschäftigung.

III. Ergebnisse für den Zeitraum nach 1994

Bergemann, Fitzenberger, Schultz und Speckesser (2000): In dieser Arbeit erfolgt eine mikroökonomische Evaluation der Beschäftigungseffekte von ABM und FuU in Ostdeutschland für den Zeitraum 1990 bis 1998 auf Basis der Daten des AMSA (siehe Abschnitt C. II). Sowohl die einmalige Teilnahme wie auch Sequenzen von zwei Programmen werden in der Analyse berücksichtigt. Die Arbeit schätzt den inkrementellen Maßnahmeneffekt für die teilnehmenden Personen mit Hilfe eines zweistufigen Verfahrens: Zunächst werden Teilnehmer und passende Nichtteilnehmer aus der naiven Kontrollgruppe paarweise auf Basis der geschätzten Teilnahmewahrscheinlichkeit zugeordnet. Es zeigt sich jedoch, dass diese Zuordnung nicht ausreicht, um für die Selektionsverzerrung der Teilnehmer zu korrigieren. Im zweiten Schritt wird daher ein DvD-Schätzer der Veränderung der Beschäftigungsquoten auf diese Stichprobe angewendet. Der Existenz von „Ashenfelters Tal“ wird dadurch Rechnung getragen, dass der Vorher-Teil des Vorher-Nachher-Vergleichs auf einem hinreichend vor Beginn der Maßnahmen liegenden Zeitraum basiert. Außer in einigen Fällen von zweiten Maßnahmen finden sich bestenfalls zwei bis drei Jahre nach Ende der Maßnahmen Beschäftigungseffekte von FuU, die sich nicht signifikant von null unterscheiden. Während der ersten beiden Jahre nach Ende der Maßnahme sind die Beschäftigungseffekte negativ, allerdings ist ein deutlicher Erholungseffekt zu beobachten.

Bergemann, Fitzenberger und Speckesser (2001): Diese Studie untersucht die Beschäftigungseffekte von Weiterbildungsmaßnahmen in Ostdeutschland. Sie ergänzt und erweitert die vorherige Studie *Bergemann et al. (2000)* in vier Aspekten. Erstens wird der Untersuchungszeitraum um ein Jahr auf 1990 bis 1999 erweitert. Zweitens wird die Sensitivität der Evaluationsergebnisse in Bezug auf das verwendete MatchingVerfahren untersucht, siehe Fußnote 8. Drittens wird die Beschäftigung als dynamischer Prozeß modelliert, um den Erholungseffekt nach Ende der Maßnahme einschätzen zu können. Wir entwickeln eine dynamische Variante des DvD-Schätzers, der die Effekte auf die Übergangsquoten zwischen Beschäftigung und Nichtbeschäftigung anstelle der Beschäftigungsquote als Ergebnisvariable untersucht. Und schließlich wird viertens zusätzlich zum inkrementellen Effekt einer zweiten Maßnahme auch der kombinierte Effekt einer kompletten Maßnahmensequenz geschätzt. Die Ergebnisse der Studie legen nahe, dass die Modellierung der Übergangsquoten methodisch angemessener ist. Inhaltlich ergibt sich als robustes Ergebnis, dass im Durchschnitt erste FuU-Maßnahmen keinen signifikant positiven Einfluss auf die zukünftigen Beschäftigungschancen aufweisen. Auch der kombinierte Effekt von Mehrfachteilnahmen ist nicht signifikant positiv. Nur der inkrementelle Effekt der zweiten Maßnahme (ABM oder FuU) nach einer ersten FuU erweist sich als leicht positiv. Trotz eines aus unserer Sicht methodisch einwandfreien Vorgehens, sind die Ergebnisse aufgrund der unzureichenden Datenbasis jedoch nicht geeignet, hieraus weitreichende wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen zu ziehen. Es fehlen ausreichend detaillierte Informationen über die Charakteristika von Teilnehmern und Nichtteilnehmern und über die Art der Maßnahmen. Und selbst wenn diese Informationen verfügbar wären, sind jedoch auch die jetzigen Fallzahlen für eine aussagekräftige Analyse zu gering.

IV. Ergebnisse makroökonomischer Evaluationsstudien

Bislang liegen zwei makroökonomische Schätzungen zu den Wirkungen der beruflichen Weiterbildung auf den ostdeutschen Arbeitsmarkt vor. Es ist noch nicht möglich, eine äquivalente umfassende Darstellung der Ergebnisse vorzunehmen, wie sie mikroökonomische Studien erlauben. Die im folgenden beschriebenen Analysen zeigen positive Effekte in Bezug auf das regionale aggregierte Lohnniveau, allerdings erhöhen Weiterbildungsmaßnahmen auch die regionale Arbeitslosigkeit. Eine eindeutige Aussage zu den makroökonomischen Effekten der Weiterbildung in Ostdeutschland ist nicht möglich.

Pannenberg und Schwarze (1996) wenden eine Lohnkurvenschätzung an, die die Auswirkungen der Weiterbildung auf die regionalen aggregierten Löhne abbildet. Da der Umfang der Weiterbildung vom Niveau und der Entwicklung der regionalen Arbeitslosigkeit abhängt, ist dabei entscheidend, für die Endogenität der Weiterbildung in den Schätzansätzen zu kontrollieren. Um diesen Anspruch einzulösen, wird in der vorhandenen Studie eine Fixed-Effekt-Schätzung angewandt.

Zusätzlich werden auch Instrumentvariablen angewandt, die die Identifikation der exogenen Variation der Weiterbildung erlauben, und somit eine unverzerrte Schätzung ermöglichen sollen. Insgesamt ergibt sich auf Basis des SOEP eine Stichprobe für 35 ostdeutsche Arbeitsamtsbezirke über den Zeitraum 1990–1994. In den Schätzungen zeigt sich eine negative Wirkung der Weiterbildung auf das aggregierte Lohnniveau. Dies wird als positiv eingeschätzt, da die Weiterbildung die Außenseiterkonkurrenz in der Lohnbildung erhöht. Allerdings ist schwer zu beurteilen, ob der geschätzte Effekt nicht auch die Beobachtung reflektiert, dass eine sich dynamisch verschlechternde Arbeitsmarktlage einen negativen Einfluss auf das Lohnniveau und einen positiven Einfluss auf den Umfang arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen aufweist.

Hagen und Steiner (2000): Auf Basis amtlicher Daten wird in dieser Studie die Auswirkung unterschiedlicher Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik auf die regionale Arbeitslosigkeit evaluiert. Grundlage bildet ein Panel von 35 ostdeutschen Arbeitsamtsbezirken mit monatlichen Daten zu Arbeitslosigkeit, Zu- und Abgängen nach und von Arbeitslosigkeit und Variablen zur Arbeitsmarktpolitik, die neben Weiterbildung auch ABM und Lohnkostenzuschüsse für den Zeitraum 1993–99 umfassen. Das theoretische Modell dieser Evaluationsstudie ergibt sich über den Zusammenhang zwischen offenen Stellen und Arbeitslosigkeit, der auch als „Matching-Funktion“ am Arbeitsmarkt bezeichnet wird: Dabei wird angenommen, dass die Austritte aus Arbeitslosigkeit durch den Einsatz der Arbeitsmarktpolitik beeinflusst werden. Eine Veränderung der aggregierten Abgänge aus Arbeitslosigkeit impliziert, dass sich eine vorhandene Anzahl offener Stellen erhöht oder vermindert, also der „Match“ von offenen Stellen und Arbeitslosen effizienter oder weniger effizient wird. Die gleichzeitige Betrachtung der Zugänge nach Arbeitslosigkeit erlaubt dann Rückschlüsse auf den Effekt der Weiterbildung auf die regionale Arbeitslosigkeit als Bestandsgröße.

Die Evaluation der Auswirkungen der Weiterbildung auf Ab- und Zugänge erfolgt auf Basis von Fixed-Effects-Schätzungen, die der Endogenität der AAMP Rechnung tragen sollen. Zusätzlich werden Polynome verzögerter Variablen zur Arbeitsmarktpolitik in die Schätzung aufgenommen, um deren langfristige Effekte aufzufangen. Die Ergebnisse auf die Abgänge aus Arbeitslosigkeit zeigen eine kurzfristig positive Wirkung, d. h. die Abgänge nehmen zu; langfristig zeigen sich jedoch keine signifikanten Effekte. Hinsichtlich der Zugänge in Arbeitslosigkeit zeigt sich mittel- und langfristig, dass Weiterbildung diese Stromgröße signifikant erhöht. Die Berechnung des Gesamteffekts erfolgt dann auf Basis dieser beiden Einzeleffekte: Langfristig erhöht sich die regionale Arbeitslosigkeit durch den Einsatz der Weiterbildung. Allerdings ist auch hier zu fragen, ob der geschätzte Effekt nicht das Ergebnis dynamischer Endogenität im Zusammenhang zwischen Arbeitsmarktlage und Umfang arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen sein kann, welchem durch Fixed-Effects-Schätzungen nicht Rechnung getragen wird.

E. Schlussfolgerungen

Die hier dargestellten Evaluationsergebnisse zeigen ein desillusionierendes Bild der Wirkung der geförderten Weiterbildung in Ostdeutschland, da sich auf individueller Ebene keine verbesserten Arbeitsmarktchancen durch die Maßnahmteilnahme ergeben. Die makroökonomischen Studien zeigen eine gesamtwirtschaftlich negative Wirkung der geförderten Weiterbildung – abgesehen von lohnreduzierenden Effekten. Die Ergebnisse stehen jedoch unter dem Vorbehalt einer großen statistischen Unsicherheit. Dies hängt mit folgenden Problemen zusammen:

1. Den Analysen, die auf Umfragedatensätzen beruhen, liegen nur sehr geringe Fallzahlen zugrunde, und die Heterogenität der Maßnahmen nach Inhalten oder Dauer wird nicht unterschieden. Außerdem fehlen genaue Informationen über den Umfang der individuellen Förderung sowie die Kosten der Maßnahmen.
2. In den letzten zehn Jahren erfolgten gravierende Änderungen in der Normgebung, die die mikroökonomische Wirksamkeit der Weiterbildung beeinflusst haben dürften. Bislang ist jedoch eine differenzierte Analyse der unterschiedlichen Phasen des Maßnahmeneinsatzes allenfalls in Ansätzen vorgenommen worden, so dass keine Aussagen über Änderungen in der mikroökonomischen Effizienz getroffen werden können. Die meisten Studien betrachten zudem nur den Zeitraum zu Beginn der neunzigerer Jahre, der von großen Umbrüchen gekennzeichnet war.
3. Obwohl – insbesondere in der Folge der ersten Anwendungen von Matching-Ansätzen durch *Lechner* (1998) – methodische Fortschritte erzielt wurden, bleiben offene Fragen hinsichtlich einer angemessenen ökonometrischen Analyse, insbesondere in Bezug auf Mehrfachteilnahmen und „Ashenfelters Tal“.
4. Es zeigen sich durchaus positive Teilnahmeeffekte für einzelne Zielgruppen oder bestimmte Formen von Weiterbildung, die aufgrund von Datenrestriktionen noch nicht weiter verfolgt werden konnten. Erst die genaue Betrachtung dieser Maßnahmen stellt der politischen Planung ausreichende Informationen über eine zukünftige zielgerichtete Weiterbildung in Ostdeutschland bereit.
5. Für makroökonomische Evaluationen müssen ökonometrische Instrumente gefunden werden, die der dynamischen Endogenität des Umfangs arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen in Bezug auf die Arbeitsmarktlage Rechnung tragen.

Aufgrund der genannten Probleme können wir aus der bisher vorgelegten empirischen Evidenz noch keine wirtschaftspolitischen Schlussfolgerungen ziehen. Allerdings scheint angesichts der eher negativen Ergebnisse eine methodisch adäquate Evaluation der AAMP auf einer ausreichenden Datenbasis dringend geboten. Von politischer Seite her sollten vor allem im Hinblick auf die Datenverfügbarkeit die Voraussetzungen für eine aussagekräftige, kontinuierliche Evaluation der AAMP geschaffen werden. Am IAB laufen im Moment Pilotprojekte (die Autoren sind an einem dieser Pilotprojekte beteiligt), die den Aufbau einer Datenbasis

durch die Verknüpfung von Teilnehmerstichproben mit administrativen Daten vorsehen. Weiterhin sieht das jüngst von der Bundesregierung eingebrachte Job-Aktiv-Gesetz die kontinuierliche Evaluation der AAMP ausdrücklich vor. Es wird sich in einigen Jahren zeigen, ob wir in Deutschland deutliche Fortschritte im Hinblick auf eine aussagekräftige Evaluation der AAMP werden machen können.

Literatur

Arbeitsförderungsgesetz, Stand Januar 1994, München: C. H. Beck.

Bergemann, A. / Fitzenberger, B. / Speckesser, S. (2001): Evaluating the Employment Effects of Public Sector Sponsored Training in East Germany: Conditional Difference-in-Differences and Ashenfelter's Dip., Unveröffentlicher Diskussionsbeitrag, Mannheim: Universität Mannheim.

Bergemann, A. / Fitzenberger, B. / Schultz, B. / Speckesser, S. (2000): Multiple Active Labor Market Policy Participation in East Germany: An Assessment of Outcomes, Konjunkturpolitik, 51 (Suppl.), S. 195 – 244.

Bundesanstalt für Arbeit, Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, verschiedene Jahrgänge.

– (1999): Geschäftsbericht 1998.

Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1997): Sozialgesetzbuch III, Stand 16. Dezember 1997, Bonn: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung.

Calmfors, L. (1994): Active Labour Market Policy and Unemployment – A Framework for the Analysis of Crucial Design Features, OECD Economic Studies, 22(1), S. 747.

Deutscher Bundestag (1993): Gesetz zur Umsetzung des Spar-, Konsolidierungs- und Wachstumsprogramms, Dezember 1993, Bonn: Deutscher Bundestag.

Fitzenberger, B. / Prey, H. (1998): Beschäftigungs- und Verdienstmöglichkeiten von Weiterbildungsteilnehmern im ostdeutschen Transformationsprozeß: Eine Methodenkritik, in: Pfeiffer, F. / Pohlmeier, W. (Hg.), Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg, ZEW Wirtschaftsanalysen, 31, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, S. 39 – 96.

– (2000): Evaluating Public Sector Sponsored Training in East Germany, Oxford Economic Papers, 52, S. 497 – 520.

Fitzenberger, B. / Speckesser, S. (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 33 (3), S. 357 – 371.

Hagen, T. / Steiner, V. (2000): Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung der Arbeit, ZEW Wirtschaftsanalysen, 51, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.

Heckman, J. J. / LaLonde, R.J. / Smith, J.A. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs, in: Ashenfelter, O. / Card, D. (Hg.) Handbook of Labor Economics, Volume 3a, Amsterdam: North Holland, S. 1865 – 2097.

- Hübler, O.* (1994): Weiterbildung, Arbeitsplatzsuche und individuelle Beschäftigung. Eine ökonometrische Untersuchung für Ostdeutschland, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, 114, S. 419 – 447.
- (1997): Evaluation beschäftigungspolitischer Maßnahmen in Ostdeutschland, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 216, S. 21 – 44.
 - (1998): Betriebliche Weiterbildung und Umschulung in Ostdeutschland – Erfahrungen und Perspektiven, in: Pfeiffer, F./Pohlmeier, W. (Hg.), Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg, ZEW Wirtschaftsanalysen, 31, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, S. 97 – 132.
 - (2001): Evaluation of Policy Interventions: Measurement and Problems, Allgemeines Statistisches Archiv, 85, S. 103 – 126.
- Hujer, R. / Caliendo, M.* (2000): Evaluation of Active Labour Market Policy: Methodological Concepts and Empirical Estimates, IZA Discussion Paper, 236, Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.
- Hujer, R. / Wellner, M.* (2000a): The Effects of Public Sector Sponsored Training an Individual Employment Performance in East Germany, IZA Discussion Paper, 41, Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.
- (2000b): Berufliche Weiterbildung und individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland: Eine mikroökonomische Analyse, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 33, S. 405 – 420.
- Kraus, F. / Puhani, P.A. / Steiner, V.* (1999): Employment Effects of Publicly Financed Training Programs. The East German Experience, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 219, 216 – 248.
- Lampert, H.* (1989): 20 Jahre Arbeitsförderungsgesetz, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 22, S. 173 – 186.
- Lechner, M.* (1998): Training the East German Labour Force, Microeconometric Evaluations of Continuous Vocational Training after Unification, Heidelberg: Physica-Verlag.
- (1999): Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany After Unification, Journal of Business and Economic Statistics, 17, S. 74- 90.
 - (2000): Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption, in: Lechner, M./Pfeifer, F. (Hg.) (2000), Econometric Evaluation of Active Labor Market Politics in Europe, Heidelberg: Physica-Verlag.
- Lechner, M. / Miquel, R.* (2001): A Potential Outcome Approach to Dynamic Programme Evaluation – Part I: Identification, SIAW Discussion Paper, St. Gallen: Universität St. Gallen.
- Pannenberg, M.* (1995a): Weiterbildungsaktivitäten und Erwerbsbiographie. Eine empirische Analyse für Deutschland, Frankfurt am Main / New York: Campus Verlag.
- (1995b): Zur Evaluation staatlicher Qualifizierungsmaßnahmen in Ostdeutschland: Das Instrument der Fortbildung und Umschulung (FUU), Diskussionspapier Institut für Wirtschaftsforschung Halle, 38, Halle: IWH.

- Pannenberg, M. / Schwarze, J. (1996): Unemployment, Labor Market Training Programs and Regional Wages: An Extended Wage Curve Approach, DIWDiskussionspapiere, 139, Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Prey, H. (1999): Wirkungen staatlicher Qualifizierungsmaßnahmen. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, Bern / Stuttgart / Wien: Verlag: Paul Haupt.
- Rabe, B. (2000): Wirkungen aktiver Arbeitsmarktpolitik. Evaluationsergebnisse für Deutschland, Schweden, Dänemark und die Niederlande, WZB Discussion Paper FS 100–208, Berlin: Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Rosenbaum, P. / Rubin, R. (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70, S. 41–55.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2000): Chancen auf einen höheren Wachstumspfad, Jahresgutachten 2000/2001, Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Schmidt, C. / Zimmermann, K. / Fertig, M. / Kluve, J. (2001): Perspektiven der Arbeitsmarktpolitik. Internationaler Vergleich und Empfehlungen für Deutschland, Heidelberg: Springer-Verlag.
- Schneider, H. / Bergemann, A. / Fuchs, O. / Kempe, W. / Kolb, J. / Rosenfeld, M. / Schultz, B. / Trabert, L. (2000): Die Effizienz der Arbeitsmarktpolitik in den neuen Ländern – Eine Bilanz der Vergangenheit und Ansätze für zukünftige Reformen, Halle: Institut für Wirtschaftsforschung Halle.
- Sell, S. (1994): Polarisierung der Arbeitsverwaltung. Die Bundesanstalt für Arbeit zwischen restriktiver Arbeitslosenverwaltung und lebenslagenorientierter Arbeitsmarktpolitik, Sozialer Fortschritt, 43, S. 296–304.
- (1998): Entwicklung und Reform des Arbeitsförderungsgesetzes als Anpassung des Sozialrechts an flexible Erwerbsformen?, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 30 (3), S. 532–533.
- Staat, M. (1997): Empirische Evaluation von Fortbildung und Umschulung, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.

Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik als „neuer“ Schwerpunkt der Arbeitsmarktforschung*

Koreferat zu B. Fitzenberger und S. Speckesser

Von *Gerhard Kleinhenz*, Passau

A. Einleitung

Der Ausschuss für Sozialpolitik des Vereins für Socialpolitik beschäftigt sich bei dieser Tagung in zwei Referaten nach längerer Zeit wieder mit den Problemen wissenschaftlicher Beurteilung von Instrumenten der Aktiven Arbeitsmarktpolitik. Die in diesem Band abgedruckten Beiträge von *Fitzenberger* und *Speckesser* sowie von *Steiner* repräsentieren einen neuen Zweig wissenschaftlicher Evaluation des arbeitsmarktpolitischen Instrumenteneinsatzes, der schon seit einiger Zeit in der Öffentlichkeit eine (für sozialpolitikwissenschaftliche Entwicklungen vergleichsweise) hohe Aufmerksamkeit erlangt hat. Diese neue Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik findet in Medien und politischer Auseinandersetzung angesichts der hartnäckig hohen Arbeitslosigkeit offenbar gerade deshalb bevorzugtes Interesse, weil sie die schon verbreitete Vermutung verstärkt, der massive Einsatz der arbeitsmarktpolitischen Instrumente, insbesondere in Ostdeutschland, sei letztlich nur „teuer“, aber „nutzlos“.

Durch die öffentliche Aufmerksamkeit wurde dieser Neuansatz der Evaluation der Arbeitsmarktpolitik wohl zum einen in seiner Reputation in der scientific community erheblich befördert und auch mit zusätzlichen Ressourcen vorangetrieben, zum andern aber vorzeitig in eine politische Auseinandersetzung hineingezogen und für wissenschaftlich nicht abgesicherte Pauschalurteile verwendet (vgl. *Kleinhenz* und *Brinkmann* (2001)), wodurch auch manche Basisentscheidung unvoreingenommener Wissenschaftler zur Rezeption der neuen „Evaluationsstudien“ beeinträchtigt werden konnte. Diese wissenschaftssoziologischen Aspekte beim Kernprozess der Ausbreitung und Entfaltung der Innovation der mikroökonomischen Evaluation sowie seiner Randerscheinungen sollten dem nicht spezialisier-

* Dieses Koreferat wurde nicht in Auseinandersetzung mit der (erst später vorgelegten) Textfassung des Manuskripts gehalten. Die Ausrichtung als eigenständige Anmerkung zur Thematik der Evaluation der Arbeitsmarktpolitik wurde daher auch für die Druckfassung beibehalten.

ten Leser eigentlich als Hintergrund für das Verständnis der hier behandelten Beiträge bekannt sein – sie sind zudem auch an sich von Interesse.

B. Zum Verständnis der öffentlichen Debatte um die Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik

Das Instrument der „Evaluation“ mag manchem Wissenschaftler bisher vor allem im Bereich der Evaluation von Hochschulen, Fakultäten, Instituten oder der eigenen Lehre (und dann teilweise unangenehm) nahe gekommen sein. Dennoch kann man der deutschen Sozialpolitik-Wissenschaft kaum absprechen, die Wirtschafts- und Sozialpolitik und ihren Instrumenteneinsatz in den verschiedenen Bereichen nicht schon früher (mehr oder minder) intensiv auf seine „Effektivität“ und „Effizienz“ hin untersucht zu haben (vgl. nur *Lampert* (1983)). Der Koreferent überblickt dies so vor allem für den Bereich der Sozialen Sicherung, aber auch der regionalen Wirtschaftsförderung. In diesen anwendungsorientierten Disziplinen gab es auch einen ausreichenden Dialog zwischen Praxis und Wissenschaft, so dass man durchaus auch in der Bundesrepublik von der Existenz einer „Evaluationskultur“ ausgehen konnte (auch wenn dieser Begriff noch nicht geprägt war).

In der Aktiven Arbeitsmarktpolitik hat sich ein solches Selbstverständnis sogar in der Schaffung des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) innerhalb der Bundesanstalt für Arbeit (BA) niedergeschlagen. In der Auseinandersetzung mit einer vielfach sehr grundsätzlichen Kritik an sozialstaatlicher Regulierung und Intervention blieben die Evaluationsaussagen vielfach allerdings auf den Nachweis der Berechtigung und der Wirksamkeit dem Grunde nach beschränkt. Dabei wurden z. B. Brutto- und Nettoeffekte unterschieden, Möglichkeiten der Vermeidung von Missbrauch, von Substitutions- und Mitnahmeeffekten aufgezeigt und die gesamtwirtschaftlichen Zusammenhänge von Einnahmen und Ausgaben berücksichtigt, was sich in der Folge auch in einer Weiterentwicklung und Verfeinerung der Instrumente niederschlug.

In der universitären Forschung könnte die breite Entfaltung einer Politik-Evaluation in allen Bereichen auch durch die Forderung Max Webers nach Werturteilsfreiheit der Wissenschaft bzw. einem verbreiteten Missverständnis dieser Forderung behindert worden sein. Folgt man dem (nach Duden) verbreiteten Wortsinn für „Evaluation“ im Deutschen als „Bewertung“, „Beurteilung“ etc., dann scheint dieses „Geschäft der Evaluation“ eher nicht für eine wertfreie Wissenschaft geeignet. Allerdings hatte auch schon Max Weber klargestellt, dass eine solche Beurteilung von politischen Instrumenten und Handlungen ohne eigenes Werturteil auf der Grundlage jeweils *unterstellter* Wertungen und Ziele möglich ist, dass seriöse Wissenschaft dabei beliebige Ziele als Urteilsbezug unterstellen, aber der Politik und den Akteuren nicht das Ziel (die Norm) vorgeben kann (vgl. nur *Kleinhenz* (1970)).

Dem hier relevanten Zweig einer neuen Evaluationsforschung geht es jedoch nicht nur um die bloß verstärkte Fortsetzung jener herkömmlichen Ansätze einer wissenschaftlichen Beurteilung von Politikinstrumenten auf der Grundlage allgemeiner Theorie und Wirkungsanalyse, durch die in den letzten Jahrzehnten immer wieder auch zur Weiterentwicklung und zur Verbesserung der Wirksamkeit der besonders in Ostdeutschland massiv eingesetzten Aktiven Arbeitsmarktpolitik (vgl. *Buttler* (1992)) beigetragen wurde.

Der „neuen“, noch in wenigen Politikbereichen so etablierten Evaluationsforschung (vgl. als Ausnahme *Almus* und *Prantl* (2002)) geht es bei der Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik um den mikroökonomischen empirischen Nachweis der Eingliederungswirkung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen im Vergleich zum Verzicht auf eine entsprechende Bildungs- oder Arbeitsbeschaffungsmaßnahme, im Vergleich zum „Kontrafaktischen“ (vgl. z. B. den leicht verständlichen Kasten „Evaluationsproblem“ bei *Schulz* (2002)).

Die mikroökonomische Evaluationsforschung entstand international (und mit deutlicher Verzögerung in Deutschland) an der (unter den Mitgliedern dieses Ausschusses eher wenig gepflegten) Schnittstelle von Ökonometrie und Arbeitsmarkt- bzw. Sozialpolitik-Forschung. Voraussetzung und Grundlage dieser neuen Evaluationsforschung waren zum einen die zunehmend verbreiteten Anwendungsmöglichkeiten ökonometrischer Verfahren und zum anderen die Verfügbarkeit von entsprechenden Individualdatensätzen. Die Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik dürfte gerade daher auch zum zentralen Gebiet wirtschafts- und sozialwissenschaftlicher Evaluationsforschung geworden sein, weil hier die Verfügbarkeit von umfangreichen prozessproduzierten Individualdatensätzen vermutet werden konnte.

Der Qualitätssprung, der mit diesem Neuansatz der Evaluation der Arbeitsförderung erreicht werden könnte, ist in hohem Maße evident. Wer immer mit Hilfe des Instrumentariums der Aktiven Arbeitsmarktpolitik die Arbeitslosigkeit bekämpfen und dabei zu einer effektiven und effizienten Verwendung der Beitrags- und Steuermittel beitragen möchte, muss sich wohl auch für diesen Evaluationsansatz öffnen. Nur über die Analyse von Kontrollgruppen lässt sich die Kausalität von Einflüssen auf die angestrebten Ziele (Effektivität) letztlich nachweisen und auch quantitativ bestimmen.

Bei anhaltenden gravierenden Ungleichgewichten am Arbeitsmarkt und bei zunehmend sich verknappendem öffentlichen Mittelvolumen wird sich auch in der Bundesrepublik das Bewusstsein über die Notwendigkeit und einen breiten Bedarf an solcher Evaluation der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen und Maßnahmenbündel verstärken. Dabei wird es jedoch weniger darum gehen, ein Pauschalurteil auf höchstem Analyseniveau zu begründen, sondern der Komplexität des Zielsystems (auf den verschiedenen Politikebenen von der EU über Bundesgesetzgeber und -regierung, Länder, Bundesanstalt für Arbeit – BA – und Gemeinden), den Zielgruppen am Arbeitsmarkt und der Vielzahl und Heterogenität der (im Laufe

der Zeit entwickelten) Instrumente Rechnung zu tragen, um den Mitteleinsatz der Arbeitsförderung zu optimieren.

Die bislang vorliegenden ökonometrischen Evaluationsstudien für Deutschland können diese Anforderungen noch nicht annähernd erfüllen. Dies bestätigte der Überblicksbeitrag von *Fitzenberger und Speckesser* (2000) zu einem internationalen Workshop des IAB, der in einem Schwerpunkttheft „Erfolgskontrolle aktiver Arbeitsmarktpolitik“ der Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung seinen Niederschlag fand, wie andere erste synoptische Darstellungen (vgl. *Rabe* (2000)). Diese Studien für Deutschland waren jedoch ein ausreichender Anstoß für eine Debatte im Wechselspiel von Wissenschaft, Politik und Medien, bei der zum einen vor allem das Problem der Verbesserung des Zugangs zu Individualdaten der BA thematisiert, gleichzeitig aber schon vorab die Sinnhaftigkeit der Arbeitsförderung durch die BA weitgehend in Frage gestellt wurde.

Auf Seiten der an der öffentlichen Debatte beteiligten Wissenschaftler – die Autoren des zu referierenden Beitrags seien explizit ausgenommen – wurden die ersten Studien über ihre spezifische Fragestellung, über die Verlässlichkeit der Datenbasis und über die nachweisbaren Wirkungen hinaus interpretiert und zur Abgabe von Politikempfehlungen verwendet. Dabei wurde nach den (im Folgenden nicht einzeln zitationsbedürftigen) Recherchen des Verfassers vorrangig auf Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) abgestellt, obwohl deren Bedeutung in den letzten Jahren schon stetig und erheblich zurückgegangen war. Immer wieder wurde dezentrale Entscheidungskompetenz für den Einsatz der arbeitsmarktpolitischen Instrumente angemahnt, die für den sog. „Eingliederungstitel“ der Ermessensleistungen der Arbeitsförderung schon Gesetzeslage und vollzogene Praxis war. Zur Stützung von Empfehlungen wurde immer wieder auf eine negative Voreinschätzung von Maßnahmeteilnehmern bei Arbeitgebern verwiesen, die ja nun nicht der Arbeitsförderung angelastet werden könnte. Dabei waren sich vor allem in der Forderung an die BA einig, die Individualdaten über Maßnahmeteilnehmer und Arbeitslose unverzüglich der „externen“ Wissenschaft zur Verfügung zu stellen.

Auf Seiten der Politik wurde diese Debatte verstärkt, weil das Bundesministerium für Finanzen aus einer eigenen Philosophie der Arbeitsförderung und eigenen Vorstellungen von der Maßnahmeevaluation Evaluationsstudien zu ABM und Weiterbildungsmaßnahmen in Auftrag gegeben hatte.

Die Ziele der Arbeitsförderung waren noch von der früheren Bundesregierung in Richtung auf die Eingliederung von Arbeitslosen in reguläre Beschäftigung verschoben worden. Die rot-grüne Regierungskoalition hatte diesen Stand des Gesetzes übernommen, und daher konnte man nur bedingt auf das komplexe Zielsystem (vgl. *Brinkmann* (2000)) verweisen, das zur Beurteilung der Aktiven Arbeitsmarktpolitik, insbesondere ihres massiven Einsatzes in den neuen Bundesländern, tatsächlich maßgeblich ist. Der massive öffentliche Vortrag der Urteile über die Arbeitsmarktpolitik schien die Politik sogar ihrer Ziele und ihrer Zielsetzungskompetenz für den Einsatz der Instrumente unsicher zu machen.

Der vom IAB moderierte Versuch, im Rahmen einer Arbeitsgruppe der Selbstverwaltung der BA im Dialog zwischen Politik und Wissenschaft (bzw. den einschlägigen Evaluationsforschern) eine Klärung des jeweils Gewollten, des Möglichen und der vermutlich ableitbaren Schlussfolgerungen herbeizuführen, erwies sich nicht als erfolgreich. Die Probleme der Datenbereitstellung durch die BA wurden in den letzten Jahren bei weiteren Veranstaltungen mit breitem Teilnehmerkreis zentral thematisiert.¹ Diese Veranstaltungen und die ausgetauschten Argumente konnten offenbar kaum im Sinne einer fruchtbaren wissenschaftlichen Kommunikation wirksam (oder gar effizient) gewesen sein. Tatsächlich wurden in der öffentlichen Debatte weiterhin – auch von Teilnehmern dieser Kommunikation – Behauptungen aufgestellt (die hätten ausgeräumt sein müssen), die BA halte die Maßnahmeteilnehmerdaten unter Verschluss oder gewähre nur dem IAB einen monopolisierten Zugang, so dass die „Aufklärung“ der Öffentlichkeit über den „wahren Wert“ der Aktiven Arbeitsmarktpolitik verzögert oder gar verhindert werde.

Dem Koreferenten, nach dessen Wertpräferenz der Einsatz der Arbeitsförderung immer nachrangig und auf das sozial- und vereinigungspolitisch Notwendige zu beschränken war, hat diese erstaunlich hochschlagende Welle der öffentlichen Diskussion über eine wissenschaftlich hochkomplexe und eher hochspezialisierte Thematik neben den Problemen der Weiterentwicklung dieser Evaluationsforschung auch die veränderte Bedeutung der Medien für die Wechselwirkungen zwischen Politik und Wissenschaft wie für die Wissenschaftsentwicklung verdeutlicht. Für den erwünschten Erkenntnisgewinn aus diesem Neuansatz wissenschaftlicher Politikevaluation bedarf es aber nun der gezielten und konstruktiven Lösung der tatsächlich erkennbar gewordenen Probleme.

C. Mikroökonomische Evaluation im Rahmen eines politisch relevanten wissenschaftlichen Evaluationssystems der Aktiven Arbeitsmarktpolitik

Der in den Beiträgen von *Fitzenberger* und *Speckesser* sowie *Steiner* verwendete Ansatz der Evaluation ist nicht der ausschließliche Beitrag der Wissenschaft zur Beurteilung von Maßnahmen, aber der einzige, über den bislang die Wirkungen der Maßnahmen letztlich empirisch (ökonomisch) und kausal nachgewiesen werden können. Er ist die sichtbare „Spitze des Eisberges“ eines Evaluationssystems, zu dem deskriptive statistische Aufgaben der Praxis („Monitoring“) ebenso

¹ Workshop des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung und des Instituts zur Zukunft der Arbeit (IZA) am 17. Okt. 2000 in Bonn; Konferenz des Statistischen Bundesamts, der Deutschen Statistischen Gesellschaft, der Deutschen Gesellschaft für Soziologie und des Vereins für Socialpolitik im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung und Forschung zum Gutachten der Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik am 20./21. Sept. 2001 in Berlin.

gehören, wie wissenschaftliche Analysen von Wirkungs- (und Nebenwirkungs-) Zusammenhängen sowie von regional- und gesamtwirtschaftlichen Einnahmen- und Ausgabeneffekten („Effektivität“). Zur wissenschaftlichen Evaluation gehört sicher auch die Klärung des Gewollten mit der Operationalisierung der Ziele und der Auswahl der Erfolgssindikatoren.

Der Motor der öffentlichen Debatte um die Evaluation Aktiver Arbeitsmarktpolitik waren Wert- und Zielentscheidungen, die nur politisch getroffen werden können. Wer längerfristige Ziele der Sicherung der „employability“ von Arbeitslosen, wer zielgruppenspezifische, sozialpolitische oder vereinigungspolitische Ziele neben dem individuellen (und schnellstmöglichen) Eingliederungserfolg nicht als relevant anerkannte, hatte schon lange ausreichende Gründe, um insbesondere in Ostdeutschland eine deutliche Rücknahme des massiven Einsatzes an Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen zu empfehlen (vgl. *Kleinhenz* (2000)).

Schon die von der Wissenschaft immer als unzureichend für eine Evaluation eingestufte „Eingliederungsquote“, die bisher nur am Verbleib im Leistungsbezug anknüpfte, sprach für eher mäßigen Erfolg der Hauptinstrumente und konnte höchstens unter Berücksichtigung anderer Ziele eine Akzeptanz der Arbeitsbeschaffungs- und vieler Weiterbildungsmaßnahmen begründen. Dass eine echte Eingliederungsbilanz noch einen geringeren Erfolg bei der Eingliederung am ersten Arbeitsmarkt ergeben musste, war offensichtlich. Angesichts der Knappheit der kollektiv verfügbaren Mittel hätte wohl kein politisches Gremium erst noch mikroökonometrische Kausalanalysen verlangt, wenn es ihm beim Einsatz dieser Instrumente tatsächlich nur um die schnelle Eingliederung am ersten Arbeitsmarkt gegangen wäre.

Den entscheidenden Beitrag zur Beurteilung der Effizienz Aktiver Arbeitsmarktpolitik wird die mikroanalytische Evaluation dann leisten können, wenn es um differenzierte Kosten-Nutzen-Abwägungen in Bezug auf verschiedene tatsächlich verfolgte beschäftigungs- und arbeitsmarktpolitische Ziele für differenziert ausgestaltete Anwendungsbedingungen der einzelnen Instrumente sowie für unterschiedliche, besonders förderungsbedürftige Personengruppen geht, wenn also der gegebenen Zielkomplexität, den regionalen Arbeitsmarktbedingungen und der Maßnahmenheterogenität sowie der im Verwaltungshandeln ausgeprägten Zielgruppenorientierung Rechnung getragen wird.

D. Das Problem der Verfügbarkeit von Individualdaten bei mikroökonomетrischer Evaluation

Auch in den Ländern mit einer anerkannt ausgeprägten „Evaluationskultur“ und mit einer führenden Rolle in der Entwicklung mikroökonometrischer Evaluation, wie den USA, werden die bislang erzielten Ergebnisse durch die Datenverfügbarkeit begrenzt und daher sehr zurückhaltend beurteilt. Für die USA stellen *Heckman*

et al. (1999, S. 1867) zusammenfassend fest: „Too much emphasis has been placed on formulating alternative econometric methods for correcting for selection bias and too little given to the quality of the underlying data. Although it is expensive, obtaining better data is the only way to solve the evaluation problem in a convincing way.“

Die Studien für Deutschland beruhten zunächst auf Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) und dann überwiegend, wie auch der Beitrag von *Fitzenberger* und *Speckesser*, auf den Daten des Arbeitsmarktmonitors Sachsen-Anhalt². Beide Datensätze erlauben bislang wegen der begrenzten Anzahl der Fälle nicht, letztlich verlässliche Urteile abzugeben und der Differenzierung der Arbeitsmarktlage der Maßnahmen oder der Teilnehmergruppen Rechnung zu tragen.

Diese Restriktion der Datenbasis heben *Fitzenberger* und *Speckesser* sowohl in ihrem Überblicksartikel (2000) als auch in dem hier vorliegenden Beitrag auf der Basis des Arbeitsmarktmonitors Sachsen-Anhalt (einschl. 1999) auch zusammenfassend hervor und ziehen daher auch keine eindeutigen wirtschaftspolitischen Schlussfolgerungen hinsichtlich des Einsatzes der geförderten Weiterbildung in Ostdeutschland.

Die für das Bundesfinanzministerium erstellten Gutachten des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) Mannheim (*Hagen* und *Steiner* (2000)) und des *Instituts für Wirtschaftsforschung* (IHW) in Halle (2000) formulieren auf der entsprechenden Datenbasis eine Reihe detaillierter Reformvorschläge zu ABM und Weiterbildung, die so weitgehend zwar auch schon aufgrund anderer Untersuchungsansätze vorgetragen und teilweise in Reformen einbezogen wurden, aber letztlich nicht aus der ökonometrischen Analyse selbst ableitbar sind.

Alle bisherigen Studien für Deutschland (und wohl auch zukünftige) beruhen – bei aller Anerkennung ihrer methodisch-analytischen Leistungsfähigkeit – nicht auf realen experimentellen Kontrollgruppen³, sondern auf einem noch weiter diskussionsbedürftigen theoretischen Verfahren zur Bildung einer Kontrollgruppe. Dabei werden in einem Matching-Prozess Paare aus Maßnahmeteilnehmern und arbeitslosen Nicht-Teilnehmern nach einer durch erfassbare sozialökonomische Merkmale (Geschlecht, Alter, Berufsausbildung etc.) bestimmten Ähnlichkeit und Verwandtschaft („propensity score“) gebildet. Ob und inwieweit es dabei wirklich gelingen kann, alle relevanten Merkmale zu erfassen, die Differenzen zwischen Teilnehmergruppe und Kontrollgruppe zu minimieren und schließlich die verbleibende nicht beobachtete Heterogenität durch entsprechende Schätzverfahren (sog. Differenzen von Differenzen- oder DvD-Schätzer) zu kontrollieren, mag der weiteren Diskussion von Spezialisten überlassen bleiben. Klar ist, dass die (zeitnahe)

² Seit 1990 umfasst der Arbeitsmarktmonitor Sachsen-Anhalt (vgl. *Wiener* (1995)) rd. 800 Weiterbildungs- und rd. 430 ABM-Fälle.

³ Dabei müsste dann in Analogie zur Medizin (und den Doppelt-Blind-Versuchen) neben Maßnahmeteilnehmern und Nicht-Teilnehmern auch eine Gruppe mit einem „Placebo“ betrachtet werden.

Lösung dieser Probleme die Verfügbarkeit von reichhaltigen Individualdatensätzen (teilweise durch Verknüpfung von Dateien) und eine Reihe von alternativen Basisentscheidungen voraussetzt. Der Umgang mit den Evaluationsergebnissen wird daher immer auch einer entsprechend differenzierenden und relativierenden Formulierung von „Schlussfolgerungen“ bedürfen.

Für die politische Einschätzung der Maßnahmen und für die Findung politischer Mehrheiten zur Aufrechterhaltung eines den Arbeitsmarkt deutlich entlastenden Niveaus Aktiver Arbeitsmarktpolitik dürfte jedoch schon genügen, dass die bisherigen Studien für ABM und Weiterbildung keine eindeutig positiven Effekte nachweisen, sondern höchstens ambivalente Befunde hervorbrachten (vgl. Raabe (2000), Meier (1998)). Nach der Zusammenfassung von *Fitzenberger* und *Speckesser* ergeben „die erzielten Evaluationsergebnisse … ein ernüchterndes Bild der Wirkung geförderter Weiterbildung“.

Dieses Urteil dürfte durch die Einigkeit der Wissenschaftler in Bezug auf plausible Wirkungen nicht untersuchter Randbedingungen, wie der Präferenzen der Auswahlentscheidungen von Personalabteilungen gegenüber Langzeitarbeitslosen, Arbeitslosen über 50 Jahren oder speziell gegenüber „Maßnahmeteilnehmern“, weiter bestärkt werden. Zudem wird die naheliegende Annahme geringerer Suchintensität während einer Maßnahmeteilnahme und insbesondere der Rückgang der Eintritte in Beschäftigung nach der Entscheidung für die Teilnahme an einer Maßnahme, das sog. Ashenfelter's-Tal (vgl. Heckman et. al. (1999)), in dem präsentierten Beitrag von *Fitzenberger* und *Speckesser* empirisch bestätigt.

Die Probleme der Datenverfügbarkeit sind (auch) in Deutschland nicht einfach und schnell lösbar. Die für die mikroökonomische Evaluation der Arbeitsförderung benötigten „Individualdaten“ lagen und liegen in der Bundesanstalt für Arbeit nicht als einfach von Wissenschaftlern abrufbare Endprodukte des Datenproduzenten BA auf Vorrat. Sie waren auch nicht aufgrund gesetzlicher Verpflichtung in dieser Form zu erstellen. Vielmehr ergeben sie sich aus den Fach- und Bearbeitungsverfahren der BA, deren ursprüngliche Erfassungs- und Datenverarbeitungsprozesse teilweise voneinander unabhängig entwickelt und den Gesetzesnovellierungen angepasst wurden, ohne dass es bisher gelang, diese in ein integriertes IT-System zu überführen. Tatsächlich fehlten infolge dieser Entwicklung die erforderlichen übergreifenden bzw. durchgängigen Identifikatoren, um z. B. Maßnahmedateien mit Beschäftigungsdateien für die Erfassung des wirklichen Eingliederungserfolges zu verknüpfen. Besondere Schwierigkeiten bestehen für den Aufbau biographischer Dateien, die auch eine Beurteilung längerfristiger Maßnahmewirkungen auf die Beschäftigungschancen erlauben würde.

Die BA trägt im Rahmen eng begrenzter Kapazitäten und in Zusammenarbeit zwischen dem Statistik-Referat und dem IAB mit der Erschließung und Zusammenführung der Individualdaten für eine zunehmende Zahl von Förderinstrumenten in einer Maßnahme-Teilnehmer-Grunddatei der Nachfrage für wissenschaftliche Maßnahmenevaluation Rechnung. Dabei ermöglichen Kooperationsprojekte

des IAB zur Evaluation von Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen, zusammen mit Forschern der Universitäten St. Gallen und Mannheim, sowie zur Evaluation von Arbeitbeschaffungs- und Strukturangepassungsmaßnahmen, zusammen mit der Universität Frankfurt / M., zugleich als Pilotarbeiten die Individualdatenerhebung. Gleichzeitig werden in verschiedenen Bereichen faktisch anonymisierte Datensätze („scientific use files“) für wissenschaftliche Evaluationsstudien erstellt. Die BA wird sich zudem um die Errichtung eines Forschungs-Daten-Zentrums (FDZ) entsprechend den Empfehlungen der Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur (KV) (vgl. KVI (2001)) bemühen, um Wissenschaftlern einen weitestgehenden Zugang zu den in der BA entstehenden Daten zu ermöglichen.

E. Selektions-, Relevanz- und Werturteilsprobleme der neuen Evaluation Aktiver Arbeitsmarktpolitik

Wirtschafts- und Sozialwissenschaften arbeiten immer in hohem Maße selektiv. Dies gilt um so mehr, als sie sich auch um die empirische Überprüfung von Hypothesen und den empirischen Nachweis von Wirkungsaussagen bemühen. Die Forscher sind bei der Wahl ihrer jeweiligen selektiven Perspektive ebenso frei und unabhängig wie bei der Wahl der Methoden und der Anwendung ihrer Ergebnisse. Auch im Bereich der Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik müssen Wissenschaftler mit einer eingeschränkten Relevanz ihrer Aussagen für die politische Willensbildung und das Handeln der gesetzlich verankerten Akteure rechnen, wenn sie bei ihren Analysen die gesetzlich festgelegten und tatsächlich verfolgten Ziele der politischen Organe und der Akteure der Arbeitsförderung nicht berücksichtigen oder sich auf eine Evaluation nur in Bezug auf ein einziges ausgewähltes Ziel aus dem komplexen Zielsystem beschränken.

Dieses für die Arbeitsmarktpolitik relevante Zielsystem (vgl. Brinkmann (2000)) wird nicht nur durch die Rahmenzielsetzungen des SGB III (§§ 1, 5–8) bestimmt, die den gesamtwirtschaftlichen Ausgleich am Arbeitsmarkt und die beschäftigungspolitischen Ziele der Bundesregierung ebenso beinhalten wie individuell ausgerichtete Ziele der Verbesserung der Erwerbsfähigkeit und der Vermeidung von Arbeitslosigkeit, insbesondere Langzeitarbeitslosigkeit, und Handlungsregeln (Berücksichtigung von Förderbedürftigkeit und Erfolgsaussichten bei der Eingliederung). Das Gesetz gibt zudem den einzelnen Instrumenten eine weitergehend differenzierte Zielsetzung (teilweise einschließlich von Nebenzielen) vor. Die jeweiligen „geschäftspolitischen Ziele“ der Bundesanstalt für Arbeit und ihrer dezentralen Entscheidungsträger (Verwaltungsausschüsse der Arbeitsämter) werden in diesem Rahmen durch die Arbeitsmarktentwicklung geprägt und von den beschäftigungspolitischen Leitlinien der EU und dem jeweiligen nationalen Aktionsplan beeinflusst. Schließlich ist von „verinnerlichten“ Grundsätzen sozialstaatlichen Verwaltungshandelns (z. B. der Subsidiarität) bei den Mitarbeitern der BA

auszugehen, nach denen zur Teilnahme an einer ja nicht allen zugänglichen Maßnahme im Zweifel die „Bedürftigeren“ ausgewählt werden dürften (die nicht auch ohne solche Förderung einen Arbeitsplatz finden würden). Soweit dabei nur schwer statistisch erfassbare Merkmale eine Rolle spielen, wird dann die Anhebung der Maßnahmeteilnehmer auf das gleiche Niveau des Eingliederungserfolges einer (zufällig bestimmten) Kontrollgruppe schon zum Erfolg der Maßnahme.

Aussagen ausschließlich in Bezug auf die Eingliederung von Arbeitslosen in den ersten Arbeitsmarkt mögen an sich durchaus eindeutig, signifikant und belastbar sein, sie könnten jedoch von der politischen Praxis leicht als einseitig selektive und nur partiell relevante Beurteilungen abgewiesen werden. Auch die oben angesprochene notwendige Zusammenarbeit zwischen Praxis und Wissenschaft beim Aufbau einer Evaluationskultur und ihrer schrittweisen Ausfüllung kann wohl nur zustande kommen, wenn die Praxis der Arbeitsmarktpolitik ihr (möglicherweise) komplexeres Zielbündel auch von der Wissenschaft aufgenommen sieht. (Auch eine Diskussion um die angesichts bestimmter Bedingungen und akzeptierter übergeordneter Werte „richtige“ Wahl der Zielsetzungen ist damit nicht ausgeschlossen.)

Die öffentliche Debatte um die neue Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik machte jedoch (nach Ansicht des Koreferenten) auch deutlich, dass in den Wirtschaftswissenschaften von Zeit zu Zeit eine *Werturteilsdebatte* angebracht wäre. Dies gilt nicht nur für die teilweise überzogenen Schlussfolgerungen und Empfehlungen in der öffentlichen Debatte, bei denen die Restriktionen der Datenbasis und die Selektivität der Fragestellung nicht mehr verdeutlicht wurden. Dies gilt in besonderem Maße auch für den Umgang einzelner Wissenschaftler mit dem Problem der den Evaluationen zugrunde zu legenden Zielen. Da wird teilweise ein fast vergessener „Ökonomismus“ erkennbar, wenn die „ökonomische Effizienz“ als Norm verwendet wird, die selbstverständlich anerkannt werden müsse. Da werden teilweise ohne methodische und inhaltliche Reflexion über relevante Zielsetzungen die jeweils vorgenommenen Beschränkungen auf die kurzfristige Eingliederung in den ersten Arbeitsmarkt als scheinbar selbstverständlich und allein gültige Wertgrundlage der Evaluation unterstellt. Der Beitrag von *Fitzenberger* und *Speckesser* kann auch in dieser Hinsicht wieder als eine positive Ausnahme gelten.

Die weitere Entwicklung und Akzeptanz dieses vielversprechenden neuen Ansatzes mikroökonomischer Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik wird wohl auch von einem verbreitert sensibleren Umgang mit den Problemen der Basisentscheidungen und der Werturteilsfreiheit bei der wissenschaftlichen Evaluation der Arbeitsförderung abhängen.

Literatur

- Almus, M./Prantl, S.* (2002): Die Auswirkungen öffentlicher Gründungsförderung auf das Überleben und Wachstum junger Unternehmen, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222, Stuttgart, S. 161 – 185.
- Brinkmann, C.* (2000): Zur Evaluation der aktiven Arbeitsförderung nach dem SGB III – Monitoring und Wirkungsforschung im Umbruch, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33 (3), S. 483 – 499.
- Buttler, F.* (1992): Der Arbeitsmarkt in den neuen Bundesländern 1991 / 92, in: *Kleinhenz, G.* (Hrsg.), *Sozialpolitik im vereinten Deutschland II*, Berlin, S. 97 – 120.
- Deeke, A./Wiedemann, E.* (2002): Evaluierung aktiver Arbeitsmarktpolitik und Datengrundlagen, in: *IAB-Werkstattbericht* Nr. 2.
- Fitzenberger, B./Speckesser, S.* (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33 (3), S. 357 – 371.
- Hagen, T./Steiner, V.* (2000): Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit, *ZEW Wirtschaftsanalysen*, 51, Baden-Baden.
- Heckman, J. J./LaLonde, R.J./Smith J.A.* (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs, in: *Ashenfelter, O./Card, D.* (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3a, Amsterdam, S. 1865 – 2097.
- Institut für Wirtschaftsforschung* (Hrsg.) (2000): Die Effizienz der Arbeitsmarktpolitik in den neuen Bundesländern, Halle.
- Kleinhenz, G.* (1970): Probleme wissenschaftlicher Beschäftigung mit der Sozialpolitik. Berlin.
- (2000): Welche arbeits- und ergänzenden sozialrechtlichen Regelungen empfehlen sich zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit? Zusammen mit *Hanau, P.* Gutachten B + C zum 63. Deutschen Juristentag. Leipzig.
- Kleinhenz, G./Brinkmann, Chr.* (2001): Wissenschaftliche Evaluation für Pauschalurteile? *IAB Materialien*, 2, S. 3.
- Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik* (Hrsg.) (2001): Wege zu einer besseren informationellen Infrastruktur. Gutachten für das Bundesministerium für Bildung und Forschung, Baden-Baden.
- Lampert, H.* (1983): Effektivität und Effizienz der Transferleistungen in der Arbeitsmarktpolitik, in: *Pfaff, M.* (Hrsg.), *Effizienz und Effektivität staatlicher Transferpolitik in der Wirtschaftskrise*, Berlin, S. 189 – 213.
- Meier, A.* (1998): Ungeplanter Nutzen. Zum Funktionswandel von Fortbildung und Umschulung, *Berliner Journal für Soziologie*, Bd. 8, S. 91 – 104.
- Rabe, B.* (2000): Wirkungen aktiver Arbeitsmarktpolitik. Evaluierungsergebnisse für Deutschland, Schweden, Dänemark und die Niederlande. (Gutachten im Auftrag des Bundeskanzleramtes für die Benchmarking-Gruppe des Bündnisses für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit), Berlin.

Schultz, B. (2002): Fiskalische Kosten von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen – Ein Fallbeispiel, in: Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.), Wirtschaft im Wandel, 1, S. 17–23.

Wiener, B. (1995): Wegweiser zu den Arbeitsmarktdaten Sachsen-Anhalt, Forschungsbeiträge zum Arbeitsmarkt in Sachsen-Anhalt, Band 8, Ministerium für Arbeit, Soziales- und Gesundheit (Hrsg.), Magdeburg.

Effekte der regionalen Kindergarteninfrastruktur auf das Arbeitsangebot von Müttern

Von *C. Katharina Spieß und Felix Büchel, Berlin*

A. Einleitung*

In der gegenwärtigen familienpolitischen Diskussion findet sich quer durch alle Parteien und Lager die Forderung, dass in Deutschland die Infrastruktur für Familien verbessert werden muss. Dem Ausbau der außerhäusigen Betreuungsinfrastruktur¹ kommt dabei ein ganz besonderer Stellenwert zu. Er soll dazu beitragen, dass Beruf und Familie besser miteinander vereinbart werden können. Dies wiederum soll zum einen den deutschen Geburtenrückgang stoppen und zum anderen aber auch dem Fachkräftemangel, wie er in einigen Branchen bereits vorliegt, entgegenwirken. Die Versorgung mit Plätzen in Kindertageseinrichtungen steht von daher heute mehr denn je zuvor im Mittelpunkt der familienpolitischen Diskussionen, und zwar insbesondere unter dem Aspekt der Vereinbarkeit von Beruf und Familie.

Dies war keinesfalls immer so. Noch Anfang des 20. Jahrhunderts war es das Ziel der öffentlichen Förderung von Kindertageseinrichtungen, dem „moralischen Verfall“ unbeaufsichtigter Arbeiterkinder entgegenzuwirken. In den 60er Jahren waren es in der Bundesrepublik Deutschland die Bemühungen um Chancengleichheit von Kindern, welche eine Expansion staatlichen Engagements im Kinderbetreuungsbereich hervorriefen. Vor diesem Hintergrund hat sich in Westdeutschland der Kindergarten als Regelinstitution für fast alle Vorschulkinder durchgesetzt, während die Krippe und der Hort in den alten Bundesländern teilweise

* Wir danken den Teilnehmerinnen und Teilnehmern der Tagung des Ausschusses für Sozialpolitik am 23. September 2001 in Berlin, insbesondere Anita Pfaff, Friedrich Breyer und Bernd Fitzenberger, für hilfreiche Anmerkungen und Kommentare zu einer früheren Version des Papiers. Alle noch verbleibenden Unzulänglichkeiten des Beitrags gehen selbstverständlich zu unseren Lasten.

¹ Außerhäusige Betreuungsarrangements beinhalten vorrangig die institutionelle Betreuung in Kindertageseinrichtungen. Zu ihnen gehören aber auch die Betreuung durch eine Tagesmutter oder Kinderfrau oder andere informelle Betreuungsarrangements durch Babysitter, Nachbarn oder Au-pairs. Häufig werden diese in Kombination mit institutionellen Arrangements genutzt (vgl. z. B. Bock und Timmermann (2000)). Im Mittelpunkt dieser Analyse stehen institutionelle Arrangements. Mit der Ausnahme der Tagespflege sind sie der einzige Bereich, der öffentlich gefördert wird (Spieß (1998)).

noch immer das Stigma von Aufbewahrungseinrichtungen für Kinder aus benachteiligten Haushalten tragen (*Kreyenfeld et al. (2001)*).²

Erst mit der jüngsten familienpolitischen Debatte hat die Diskussion um die institutionelle Kinderbetreuung in Westdeutschland einen Richtungswechsel erfahren, der sie verstärkt in den Zusammenhang mit der Förderung der Frauen- bzw. Müttererwerbstätigkeit bringt. Diesem Bedeutungszuwachs, den die institutionelle Betreuung auf gesellschaftspolitischer Ebene in letzter Zeit erfahren hat, steht im Bereich der empirischen Wirtschaftsforschung ein weitgehendes Desinteresse entgegen. So gibt es für Deutschland kaum repräsentative empirische Studien, die untersuchen, ob – und wenn ja, wie – eine verbesserte Versorgung mit Kindertageseinrichtungen das Arbeitsangebot von Müttern beeinflusst. Für den nordamerikanischen, schwedischen und britischen Forschungsraum sieht dies dagegen anders aus: Dort beschäftigen sich seit vielen Jahren insbesondere Arbeitsmarktökonomen mit der Auswirkung von Kinderbetreuung auf das Arbeitsangebot von Müttern.

Mit unserer Untersuchung wollen wir dazu beitragen, mehr empirische Evidenz über den Zusammenhang zwischen regionaler Kinderbetreuungsinfrastruktur und Frauenerwerbstätigkeit zu erhalten. Für Mütter mit Kindern im Kindergartenalter untersuchen wir den Zusammenhang zwischen der Versorgung mit Plätzen in Kindertageseinrichtungen und ihrem Arbeitsangebotsverhalten. Nachdem wir im nächsten Abschnitt den Zusammenhang von Kinderbetreuung und Müttererwerbstätigkeit aus arbeitsmarkt- und sozialpolitischer Perspektive diskutieren und deutsche Besonderheiten herausstellen, gehen wir im dritten Abschnitt auf bisherige Forschungsarbeiten ein. Im vierten Abschnitt beschreiben wir die Datenbasis unserer Untersuchung und das methodische Vorgehen. Daran anschließend stellen wir unsere Ergebnisse vor. Im abschließenden Kapitel ziehen wir einige knappe Schlussfolgerungen und leisten einen Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf.

B. Kinderbetreuung und Erwerbstätigkeit

I. Der Nutzen von Kinderbetreuung aus arbeitsmarkt- und sozialpolitischer Sicht

Obwohl in Deutschland die institutionelle Kinderbetreuung lange Jahre vorrangig unter bildungspolitischen Überlegungen diskutiert worden ist, hat sie bedeutende arbeitsmarkt- und auch sozial(versicherungs)politische Effekte. Solche Effekte

² Anders sieht es in den östlichen Bundesländern aus, in denen sich die ganztägige Betreuung von Kindern aller Altersklassen zu Zeiten der DDR etabliert hatte. Dort wurde die institutionelle Kinderbetreuung schon sehr früh als ein Instrument erkannt, um die Erwerbstätigkeit von Frauen zu fördern. Gegen Ende der 80er Jahre war von einem nahezu flächendeckendem Angebot an Betreuungseinrichtungen für Kinder im Vorschul- und Grundschulalter zu sprechen (*Hank et al. (2001)*).

sind auf der Ebene des einzelnen Wirtschaftssubjektes (Eltern und Kinder), der Unternehmen und der Volkswirtschaft anzusiedeln.

Nutzen für Eltern. Für die Eltern (i.d.R. betrachtet man hierbei vorrangig die Mütter³) ermöglicht eine institutionelle Kinderbetreuung eine kontinuierliche Erwerbsarbeit. Diese wiederum bringt die Vermeidung bzw. Verringerung verschiedener negativer Effekte mit sich, die mit Erwerbsunterbrechungen häufig verbunden sind. Solche Effekte umfassen neben dem kurzfristigen Effekt des bloßen Einkommensverlustes unterschiedliche längerfristige Effekte (vgl. dazu u. a. *Ward et al. (1996)*). Bekannt ist, dass eine Erwerbsunterbrechung längerfristig zu einer Humankapitalminderung führt und damit wiederum künftige Einkommensverluste verbunden sein können (vgl. dazu *Beblo und Wolf (2000)*, *Waldfogel (1995)* sowie *Datta Gupta und Smith (2001)*). So können z. B. *Beblo und Wolf (2000)* in ihrer Studie für Deutschland zeigen, dass bei Frauen die Entwertung der gesammelten Berufserfahrung in Folge eines Ausstiegs aus der Vollerwerbstätigkeit etwa 60% pro Unterbrechungsjahr und 55% pro Teilzeitjahr beträgt. Das impliziert beispielsweise, dass bei Wiederaufnahme einer Erwerbstätigkeit nach einer Erwerbspause eine vorangegangene zehnjährige Berufstätigkeit nur noch mit effektiv vier Jahren lohnsteigernd zu Buche schlägt. Hinzu kommt, dass eine Erwerbsunterbrechung zu einem späteren Zeitpunkt zu höheren Lohnneinbussen führt als eine Unterbrechung am Anfang einer Erwerbskarriere. Die negativen Einkommenseffekte fallen außerdem mit zunehmender Dauer der Erwerbsunterbrechung überproportional hoch aus. Bekannt ist auch, dass eine Erwerbsunterbrechung aufgrund kürzerer Beitragszeiten und geringerer Lebenseinkommen negative Auswirkungen auf die Absicherung im deutschen Sozialversicherungssystem bedingt; so ist sie mit geringeren Rentenanwartschaften oder auch Arbeitslosenansprüchen verbunden⁴.

Insbesondere vor dem Hintergrund einer zunehmenden Anzahl alleinerziehender Mütter ist ein weiterer Aspekt relevant. Eine kontinuierliche Erwerbstätigkeit sichert die ökonomische Selbständigkeit von Müttern, ohne dass diese auf staatliche Transfers angewiesen sind: Ein Sachverhalt, der in Deutschland insbesondere vor dem Hintergrund der Ergebnisse des jüngsten Armuts- und Reichtumsberichts der Bundesregierung bedeutsam ist. Dieser Bericht belegt einmal mehr, dass alleinerziehende Mütter die von Armut am stärksten betroffene Gruppe stellen (*Bundesregierung (2001)*).

³ Wenn in diesem Beitrag das Angebot in Kindertageseinrichtungen und das Erwerbsverhalten von Müttern im Mittelpunkt der Analyse stehen, so wird damit dem empirischen Befund Rechnung getragen, dass in Deutschland die Aufgaben der Kinderbetreuung vorrangig Sache der Mütter ist und Väter sich (noch immer) in einem weitaus geringerem Ausmaß an dieser Aufgabe beteiligen.

⁴ Allerdings werden seit 1986 bei der Rentenberechnung dem erziehenden Elternteil ein bis drei Jahre als Versicherungszeit angerechnet. Das Job-AQTIV-Gesetz sieht außerdem vor, dass Zeiten der Betreuung und Erziehung eines Kindes schrittweise in die Versicherungspflicht der Bundesanstalt für Arbeit einbezogen werden (vgl. *Bundesgesetzblatt (2001)* Teil I, Nr. 66 auf S. 3443).

Nutzen für Kinder. Außerdem kommt es durch eine gute institutionelle Kinderbetreuung langfristig zu arbeitsmarkt- und sozialversicherungsrelevanten Effekten, die bei Kindern, insbesondere aus sozial schwachen Familien, anzusiedeln sind. So zeigen empirische Studien, dass durch eine gute institutionelle Kinderbetreuung später eine höhere Schul- und Arbeitsmarktpflege der Kinder zu erwarten ist, und sie auch in einem geringeren Ausmaß Fürsorgeleistungen beziehen (für eine Analyse des Betreuungseffekts auf den späteren Schulerfolg vgl. Büchel et al. (1997); für eine zusammenfassende Darstellung vgl. Spieß (1998)).

Nutzen für Unternehmen. Unternehmen profitieren ebenfalls von einer regional gut ausgebauten Infrastruktur an außerhäusiger Kinderbetreuung⁵. Wenn Mütter aufgrund einer institutionellen Betreuung Erwerbstätigkeit und Familienarbeit besser miteinander kombinieren können, erweisen sich die firmenspezifischen Investitionen in deren Humankapital als rentabler. Hinzu kommt, dass Unternehmen bei einer kontinuierlichen Erwerbsarbeit ihrer Mitarbeiter Kosten für die Suche und Einarbeitung neuer Mitarbeiter einsparen.⁶

Nutzen für die Volkswirtschaft. Für die Volkswirtschaft erhöhen sich durch die Erwerbstätigkeit von Müttern bereits kurzfristig nicht nur die Einkommensteuereinnahmen, sondern auch das Beitragsaufkommen der Sozialversicherungen, was gerade vor dem Hintergrund des demographischen Wandels ein nicht zu vernachlässigender Faktor ist. Allerdings kommt es langfristig durch eine zusätzliche Erwerbsbeteiligung von Müttern bei der gesetzlichen Rentenversicherung und – je nach Arbeitsmarktlage – auch bei der Arbeitslosenversicherung zu einem zusätzlichen Leistungsaufkommen. Nur im Bereich der gesetzlichen Krankenversicherung ist c.p. eine zunehmende Müttererwerbstätigkeit langfristig nicht mit zusätzlichen Ansprüchen verbunden.

Langfristig ist eine institutionelle Kinderbetreuung im Kontext des demographischen Wandels aber auch insofern relevant, als dadurch betreuungsbedingte Geburtenratensteigerungen entstehen können. Gleichwohl dieser Zusammenhang in mikro-ökonomischen Studien nicht immer nachgewiesen werden kann (vgl. Hank und Kreyenfeld (2001)), ist auf Makroebene ein eindeutiger Zusammenhang zwischen hohen Geburtenraten und einer guten institutionellen Betreuungssituation festzumachen. So weisen beispielsweise Frankreich und Dänemark mit 1,77 bzw. 1,74 weitaus höhere Geburtenraten als Deutschland (1,37) auf; diese Länder zeichnen sich auch durch eine bessere Versorgung mit Kindertageseinrichtungen aus

⁵ In diesem Nutzen auf der Seite der Unternehmen kann auch ein Argument für die finanzielle Beteiligung der Unternehmen an den Kosten von Kindertageseinrichtungen gesehen werden.

⁶ So ist es auch nicht erstaunlich, dass in Sektoren, die sich zum einen durch einen hohen Frauenanteil auszeichnen und die zum anderen auch durch einen Fachkräftemangel gekennzeichnet sind, wie dem Bankensektor, Mütter bei der Vermittlung und Finanzierung institutioneller Betreuungsarrangements unterstützt werden (vgl. z. B. <http://www.buk-vffr.de/hintergrund/partner.html> und <http://www.familien-service.de/ref/refrenz.html>, Stand: 29. August 2001).

(vgl. z. B. *Fenge und Ochel (2001)*).⁷ Besteht dieser Zusammenhang, so hat eine institutionelle Kinderbetreuung auch über eine Geburtenratensteigerung langfristig positive Effekte auf den Arbeitsmarkt und die sozialen Sicherungssysteme.

Institutionelle Kinderbetreuung kann somit als Scharnier zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung im engeren Sinne verstanden werden: Ohne sie funktioniert das beschriebene positive Wechselspiel zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung nur unzureichend. Institutionelle Kinderbetreuung ist als soziale Dienstleistung aber auch selbst Teil der sozialen Sicherung im weiteren Sinne, da sie Müttern häufig überhaupt erst eine Erwerbstätigkeit ermöglicht. Allerdings ist sie auch aus bildungspolitischen Überlegungen heraus als Teil der sozialen Sicherung zu verstehen, da sie die Entwicklung des Kindes hin zu einer eigenständigen Persönlichkeit unterstützen soll (vgl. § 22 (1) Kinder- und Jugendhilfegesetz, KJHG). Nicht umsonst sind die öffentlichen Ausgaben für Kindertageseinrichtungen deshalb Teil des deutschen Sozialbudgets.

Den volkswirtschaftlichen Nutzenkomponenten einer institutionellen Kinderbetreuung müssen vor dem Hintergrund wirtschaftspolitischer Überlegungen allerdings die Kosten dieser Betreuungsarrangements gegenübergestellt werden. Nur wenn ein positiver Nettonutzen zu erwarten ist, ist es ökonomisch sinnvoll, diese Betreuungsdienstleistung mit öffentlichen Geldern zu fördern (*Spieß (1998)*). Vor dem Hintergrund der Schwierigkeiten, mit denen entsprechende Kosten-Nutzen-Analysen verbunden sind, ist es nicht erstaunlich, dass nur wenige solcher Analysen existieren. Diese weisen jedoch auf einen eindeutig positiven Nettonutzen für die Gesellschaft hin, wenn in institutionelle Betreuungsarrangements investiert wird.⁸ Eine aktuelle Analyse für die Stadt Zürich zeigt, dass 1999 die Zürcher Kindertagesstätten Kosten in Höhe von rund 39 Millionen Franken verursachten, denen ein Nutzen in einer Größenordnung von 137 bis 158 Millionen Franken gegenüberstand. Pro Franken, den die Gesellschaft in Kinderbetreuung investierte, flossen mithin zwischen 3 und 4 Franken an die Gesellschaft zurück. Dazu kommen die intangiblen Nutzenkomponenten (*Müller, Kucera und Bauer (2001)*). Letztendlich sind es solche Ergebnisse, die aus allokativer Sicht eine staatliche Förderung von Kindertageseinrichtungen auch in Deutschland rechtfertigen – eine Förderung, die 1999 immerhin netto 16 Mrd. DM betrug (*Statistisches Bundesamt (2001b)*).

⁷ In diesen Ländern mit einer umfassenden Kinderbetreuungsinfrastruktur und höheren Geburtenraten ist außerdem die Frauenerwerbsquote in den relevanten Altersgruppen (25 bis unter 55 Jahre) höher als in Deutschland (*Statistisches Bundesamt (2001c)*).

⁸ Zu den wenigen fundierten Kosten-Nutzen-Analysen bzgl. einer institutionellen Kinderbetreuung zählen die in *Karoly et al. (1998, Kapitel 3)* zusammengefassten Analysen für den US-amerikanischen Bereich, die Studie von *Cleveland und Krashinsky (1998)* für Kanada und eine Kosten-Nutzen-Analyse für den Kindertagesstättenbereich in Zürich (*Müller Kucera und Bauer (2001)*).

II. Deutsche Besonderheiten der Förderung von Kindertageseinrichtungen

Die öffentlichen Mittel für Kindertageseinrichtungen, die in Deutschland vorrangig von den Kommunen und den Ländern aufgebracht werden, fließen entweder als Objektsubventionen den freien Trägern der Jugendhilfe zu, oder aber die Kommunen selbst betätigen sich als Träger von Kindertageseinrichtungen. Im Durchschnitt betrug der Anteil der kommunalen Mittel an der gesamten Fördersumme 1998 ca. 85 Prozent (*Statistisches Bundesamt* (2000)). Somit kann in diesem Kontext von einem kommunalen Sachtransfer an Familien – allerdings mit einer Selbstbeteiligung in Form von Elternbeiträgen – gesprochen werden. Im bundesdeutschen Durchschnitt beteiligen sich untere Einkommensgruppen mit etwa 4,1% ihres monatlichen Haushaltsnettoeinkommens, während das oberste Einkommensquintil mit 2,3% deutlich geringer belastet wird (*Kreyenfeld et al.* (2001)).

Allerdings werden in Deutschland nicht alle Bereiche der institutionellen Betreuung in gleichem Ausmaß gefördert. So kommt z. B. der Betreuung von Kindern im Alter unter drei Jahren und der Betreuung von Schulkindern ein deutlich geringerer Stellenwert zu als der Betreuung von Kindern im Alter von drei Jahren bis zum Schuleintritt. Für den Kleinkindbereich ist dies letztendlich Resultat einer Politik, die bisher eine rein elterliche Betreuung vorsah. Diese wurde über einen dreijährigen Erziehungsurlaub und das Erziehungsgeld gefördert. Im Schulkinderbereich wird dagegen davon ausgegangen, dass die Eltern bzw. die Mütter ab der Mittagessenszeit die Betreuung ihrer Kinder selbst übernehmen.⁹ Die Prioritätensetzung auf die Förderung von Kindern im Kindergartenalter kommt auch darin zum Ausdruck, dass nur für Kinder im Alter von drei Jahren bis zum Schuleintritt ein Rechtsanspruch auf einen Betreuungsplatz besteht (vgl. § 24 KJHG). Allerdings garantiert der Rechtsanspruch nur einen Halbtagsplatz von vier Stunden, was unter arbeitsmarktpolitischen Gesichtspunkten wenig sinnvoll erscheint. Werden Wegezeiten zum Arbeitsplatz miteinbezogen, so kann in dem verfügbaren Vier-Stunden-Zeitraum häufig keiner anspruchsvolleren Erwerbstätigkeit – und sei es auch nur auf Teilzeitbasis – nachgegangen werden.

Die unterschiedliche Gewichtung in der Förderung macht sich auch in den Versorgungsquoten für die unterschiedlichen Bereiche bemerkbar. Wie Tabelle 1 zeigt, stehen in Westdeutschland gerade mal drei von 100 Kindern im Krippen- und auch im Hortalter ein Betreuungsplatz zur Verfügung. In Ostdeutschland ist die Versorgung mit 36% (Krippenbereich) und 19% (Hortbereich) deutlich besser und

⁹ Mit dem Beginn des Jahres 2001 ist in dieser Politik allerdings insofern ein Wandel eingetreten, als eine Budgetierung des Erziehungsgelds die Anreize für Mütter erhöhen soll, den Erziehungsurlaub nicht voll in Anspruch zunehmen, sondern bereits nach 2 Jahren an den Arbeitsmarkt zurückzukehren. Auch hinsichtlich der Betreuung von Grundschulkindern ist ein Umdenken zu beobachten. So haben insbesondere Rheinland-Pfalz und Nordrhein-Westfalen in jüngster Vergangenheit verschiedene Anstrengungen zur Einführung von Ganztags-schulen unternommen.

Tabelle 1

Versorgungsquoten mit Plätzen in Kindertageseinrichtungen sowie Anteile an Plätzen mit Mittagessen und Ganztagsplätzen, nach Art der Einrichtung und Bundesland (1998, in Prozent)

| | Plätze für Krippenkinder | | | Plätze für Kindergartenkinder | | | Plätze für Hortkinder | | |
|------------------------|--------------------------|-------|------------------|-------------------------------|-------|------------------|-----------------------|------|------------------|
| | V | M | G | V | M | G | V | M | G |
| Baden-Württemberg | 1,3 | 47,8 | 47,8 | 107 | 4,3 | 4,3 | 1,6 | 55,8 | 44,3 |
| Bayern | 1,4 | 80,8 | 68,0 | 83 | 19,8 | 18,5 | 2,9 | 98,1 | 93,1 |
| Berlin (West / Ost) | 32,2 | 99,5 | 98,2W (93,6O) | 78 | 97,1 | 93,6W (98,1O) | 14,8 | 99,7 | 97,4W (97,7O) |
| Bremen | 6,8 | 60,4 | 53,1 | 82 | 53,6 | 36,4 | 8,3 | 91,6 | 68,7 |
| Hamburg | 11,7 | 97,8 | 98,5 | 65 | 62,5 | 55,5 | 11,8 | 97,6 | 77,6 |
| Hessen | 2,6 | 87,2 | 74,8 | 92 | 30,4 | 26,3 | 4,2 | 89,7 | 85,9 |
| Niedersachsen | 1,8 | 83,4 | 70,2 | 77 | 19,7 | 13,8 | 1,8 | 93,0 | 83,9 |
| Nordrhein-Westfalen | 2,5 | 80,8 | 80,6 | 82 | 22,5 | 22,3 | 2,3 | 93,5 | 92,5 |
| Rheinland Pfalz | 1,4 | 78,6 | 74,0 | 102 | 14,9 | 14,0 | 1,7 | 80,9 | 76,4 |
| Saarland | 2,5 | 89,9 | 81,5 | 97 | 9,0 | 8,7 | 1,7 | 71,4 | 71,4 |
| Schleswig-Holstein | 2,3 | 51,9 | 41,1 | 77 | 26,8 | 21,1 | 2,5 | 88,7 | 79,8 |
| Westdeutschland insg. | 2,8 | 83,8 | 79,2 | 87 | 20,7 | 18,8 | 3,0 | 87,7 | 84,8 |
| | | | | | | | | | |
| Brandenburg | 51,9 | 99,0 | 95,3 | 107 | 99,0 | 96,9 | 32,9 | 90,3 | 82,6 |
| Mecklenburg-Vorpommern | 30,8 | 99,5 | 95,4 | 106 | 99,2 | 95,7 | 25,1 | 95,7 | 90,5 |
| Sachsen | 24,1 | 99,4 | 97,4 | 114 | 99,3 | 97,6 | 28,3 | 79,1 | 70,4 |
| Sachsen-Anhalt | 47,2 | 99,0 | 96,6 | 109 | 98,9 | 97,1 | 6,8 | 97,9 | 90,9 |
| Thüringen | 25,9 | 100,0 | 100,0 | 129 | 100,0 | 100,0 | 2,0 | 99,9 | 99,9 |
| Ostdeutschland insg. | 36,3 | 99,3 | 96,3 | 112 | 99,4 | 97,7 | 19,3 | 91,0 | 80,5 |
| Deutschland insg. | 7,0 | 93,9 | 90,3 | 89 | 31,3 | 29,4 | 6,2 | 89,0 | 82,2 |

Anmerkungen: V: Versorgungsquoten (Anteil der Plätze in der jeweiligen Platzkategorie pro 100 Kinder in der entsprechenden Altersgruppe), M: Anteil der Plätze mit Mittagessen an allen Plätzen in der entsprechenden Platzkategorie, G: Anteil der Ganztagsplätze an allen Plätzen in der entsprechenden Platzkategorie.

Quelle: Statistisches Bundesamt (2001a), eigene Berechnungen.

erreicht das Niveau anderer europäischer Staaten wie z. B. das von Frankreich oder Schweden. In Frankreich stehen 23% der unter Dreijährigen ein Betreuungsplatz zur Verfügung, in Schweden beträgt die entsprechende Versorgungsquote 33% (*Netzwerk der Europäischen Kommission für Kinderbetreuung* (1996)).

Vor dem Hintergrund der länder- und kommunalspezifischen Strukturen der Förderung von Kindertageseinrichtungen sind zudem große regionale Differenzen zu beobachten. So ergeben sich für die einzelnen Bundesländer und Kommunen stark differierende Verfügbarkeiten dieses familienpolitischen Sachtransfers. Die regionalen Versorgungsquoten variieren stark. Dies macht bereits eine Betrachtung der Versorgung mit Plätzen für Kindergartenkinder auf Bundesländerebene deutlich. So weist Baden-Württemberg die umfassendste Versorgung mit Kindergartenplätzen aus, während Hamburg nur für 65% der Kinder in der entsprechenden Altersklasse einen Platz zur Verfügung stellt. Eine Differenzierung nach den Platzarten zeigt, dass die Plätze in Baden-Württemberg mit 96% Halbtagsplätze sind, während in Berlin (West) fast 94% der Plätze Ganztagsplätze sind (vgl. Tabelle 1).

Die Differenzen zwischen den einzelnen Kommunen sind aufgrund der Unterschiede im Förderumfang und der Förderstruktur ebenfalls stark ausgeprägt (vgl. dazu auch Abschnitt D.III). Es liegt von daher die Hypothese nahe, dass diese regional stark unterschiedliche Infrastruktur die Möglichkeiten der Erwerbsarbeit von Müttern signifikant beeinflusst.

Eine zeitliche Betrachtung zeigt, dass sich die Versorgung zwischen 1990 und 1998, was die Versorgungsquoten in allen drei Platzkategorien betrifft, stark verbessert hat. Im Kindergartenbereich ist im Zeitraum von 1990 auf 1998 ein Anstieg um fast 29% zu verzeichnen. Was die Versorgung von Plätzen mit einem Mittagessen angeht, so hat sich diese von 1994 bis 1998 mit 41% stark verbessert, in geringerem Umfang trifft dies auch auf die Versorgung mit Ganztagsplätzen im Kindergartenbereich zu. Die Anteile mit Ganztagsplätzen an allen Plätzen haben sich dagegen insbesondere im Kindergartenbereich von 1994 auf 1998 verringert (Tabelle 2).¹⁰

¹⁰ Die Tabelle 2 weist neben den Versorgungsquoten auch die Anteile an Ganztagsplätzen aus, da diese für die eigene empirische Analyse bedeutsam sind (siehe Abschnitt D. III).

Tabelle 2

**Zeitliche Entwicklung der Versorgung mit Plätzen
in Kindertageseinrichtungen, nach Art der Einrichtung
(früheres Bundesgebiet*, 1990 bis 1998, in Prozent)**

| | Plätze für Kinder im ... | | |
|--|--------------------------|------------------------|-----------|
| | Krippen- alter | Kinder- gartenalter | Hortalter |
| 1990** | | | |
| Versorgungsquote*** – alle Plätze | 1,8 | 67,6 | 2,6 |
| 1994 | | | |
| Versorgungsquote – alle Plätze | 2,2 | 73,0 | 2,6 |
| Versorgungsquote – Ganztagsplätze | 1,7 | 12,4 | 2,2 |
| Versorgungsquote – Plätze mit Mittagessen | 1,9 | 13,4 | 2,4 |
| Anteil der Ganztagsplätze an allen Plätzen | 91,4 | 34,8 | 81,7 |
| 1998 | | | |
| Versorgungsquote – alle Plätze | 2,8 | 87,0 | 3,0 |
| Versorgungsquote – Ganztagsplätze | 2,2 | 16,3 | 2,6 |
| Versorgungsquote – Plätze mit Mittagessen | 2,3 | 17,9 | 2,8 |
| Anteil der Ganztagsplätze an allen Plätzen | 90,3 | 29,4 | 82,2 |
| Veränderung von 1990 auf 1998 (in Prozent von 1990) | | | |
| Versorgungsquote – alle Plätze | + 55,6 | + 28,7 | + 15,4 |
| Veränderung von 1994 auf 1998 (in Prozent von 1994) | | | |
| Versorgungsquote – alle Plätze | + 27,3 | + 17,2 | + 15,4 |
| Versorgungsquote – Ganztagsplätze | + 29,4 | + 31,5 | + 18,2 |
| Versorgungsquote – Plätze mit Mittagessen | + 21,1 | + 41,0 | + 16,7 |
| Anteil der Ganztagsplätze an allen Plätzen | – 1,2 | – 15,4 | + 0,6 |

Anmerkungen: * Im Gegensatz zu den Aggregatwerten für Westdeutschland in Tabelle 1 bezieht sich Tabelle 2 auf das frühere Bundesgebiet, d. h. ohne Berlin (Ost). ** Für 1990 sind die Angaben über Ganztagsplätze und Plätze mit Mittagessen nicht verfügbar. *** Versorgungsquote: Anteil der Plätze in der jeweiligen Platzkategorie pro 100 Kinder in der entsprechenden Altersgruppe.

Quellen: Deutsches Jugendinstitut (1993), Statistisches Bundesamt (1996) und Statistisches Bundesamt (2001a), eigene Berechnungen.

C. Bisherige Arbeiten

Wie bereits einleitend bemerkt, konzentriert sich die Mehrzahl mikro-ökonomischer Studien zum Thema „Kinderbetreuung und Arbeitsangebot von Müttern“ auf den US-amerikanischen Forschungsraum: Nur vereinzelt liegen Studien für europäische Länder wie z. B. Schweden (*Gustafsson und Stafford* (1992)), Italien (*Del Boca* (1999)) oder auch Großbritannien (*Blundell et al.* (1999) sowie *Jenkins* und *Symons* (2001)) vor. Als bahnbrechende Arbeit auf diesem Gebiet kann die Untersuchung von Heckman bezeichnet werden, der in den siebziger Jahren die Auswirkungen von Kinderbetreuungskosten auf das Arbeitsangebot von Müttern untersuchte (*Heckman* (1974)). Heckmans Arbeit belegt, dass Kinderbetreuungskosten tatsächlich einen signifikant negativen Effekt auf die Erwerbstätigkeit der Mütter ausüben. Zahlreiche weitere Arbeiten folgten, die sich ebenfalls vorrangig mit dem Zusammenhang zwischen Kosten für Kinderbetreuung und dem Arbeitsangebot von Müttern beschäftigen. Größtenteils handelt es sich um Querschnittuntersuchungen; nur einige wenige Untersuchungen, wie z. B. die von *Blau* und *Robins* (1991), weisen ein dynamisches Konzept auf. Im wesentlichen bestätigen diese Untersuchungen die Ergebnisse Heckmans (vgl. für eine Zusammenfassung dieser Arbeiten *Merkle* (1994); für neuere Arbeiten vgl. *Anderson* und *Levine* (1999), *Blundell et al.* (1999), *Del Boca* (1999), *Michalopoulos* und *Robins* (1999), *Hofferth* und *Collins* (2000) sowie *Jenkins* und *Symons* (2001)).

Ein entscheidender Nachteil vieler dieser Analysen ist allerdings, dass sie den Einfluss von Kinderbetreuungskosten nur mit Daten überprüfen können, die bereits das Ergebnis des Entscheidungsprozesses von Müttern sind, ohne zu wissen, welche Möglichkeiten Müttern prinzipiell zur Verfügung stehen.

Untersuchungen, welche den Einfluss unterschiedlicher Versorgungsniveaus mit institutioneller Kinderbetreuung auf das Arbeitsangebot von Müttern untersuchen, gibt es selbst im US-amerikanischen Raum nur wenige. *Hofferth* und *Collins* (2000, S. 364) bemerken in diesem Kontext zu Recht: „*Given that parents cannot use arrangements which are not available; it is surprising that no previous studies have taken the availability of child care into account in examining (...) maternal employment decisions*“. Die Studie von *Hofferth* und *Collins* (2000) ist neben der von *Lehrer et al.* (1991), *Gustafsson* und *Stafford* (1992) sowie *Stolzenberg* und *Waite* (1984) eine der wenigen, die in ihre Arbeitsangebotsschätzung die Versorgung mit institutionellen Kinderbetreuungsmöglichkeiten einbezieht. Als ein wichtiges Ergebnis dieser Studie kann festgehalten werden, dass die Verfügbarkeit von institutionellen Kinderbetreuungsmöglichkeiten in einem *county* die Erwerbsentscheidungen der Mütter signifikant beeinflusst, und zwar in allen Modellspezifikationen.

Für den deutschen Forschungsraum sind u.W. die Arbeiten von *Merkle* (1994) sowie *Kreyenfeld* und *Hank* (2000) die einzigen Untersuchungen, die sich im Rahmen von multivariaten Analysen mit dem Zusammenhang der Verfügbarkeit von

Kinderbetreuung und der Erwerbstätigkeit von Müttern beschäftigen (eine weitere Studie von *Engelbrech* und *Jungkunst* (1998) analysiert den Zusammenhang zwischen Kinderbetreuung und Müttererwerbstätigkeit, basierend auf einer Sondererhebung, in deskriptiver Form).

Merkle (1994) schätzt vor dem Hintergrund eines haushaltsproduktionstheoretischen Modells das Arbeitsangebot von Frauen mit unterschiedlichen Logit- und Probit-Modellen. Den Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) spielt sie auf Ebene der Bundesländer die Versorgungsniveaus mit Plätzen in Kindertageseinrichtungen im Jahr 1990 zu. Außerdem berücksichtigt sie in ihren Modellen eine Preisvariable. Als Ergebnis ihrer Schätzungen kann festgehalten werden, dass der Preis für Kinderbetreuung nur in einer Modellschätzung einen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf das Arbeitsangebot der Mutter hat. Die Versorgungssituation mit Plätzen in Kindertageseinrichtungen weist dagegen in keinem Modell einen signifikanten Effekt auf.

Kreyenfeld und *Hank* (2000) spielen den Daten des SOEP die Versorgungsquoten des Jahres 1994 auf Kreisebene zu und schätzen mit multinomialen Logit-Modellen, ob eine Mutter vollzeit- oder teilzeiterwerbstätig ist. Gleichwohl sie gegenüber Merkle die Versorgungssituation mit Kinderbetreuungsplätzen regional sehr viel differenzierter erfassen, können auch sie keinen signifikanten Zusammenhang zwischen der Versorgung mit Kindertageseinrichtungen und der Arbeitsangebotsentscheidung von Müttern finden.

Sowohl die Analyse von *Merkle* (1994) als auch die von *Kreyenfeld* und *Hank* (2000) basieren auf Stichproben, die Mütter ohne weitere Alterseinschränkung ihrer Kinder umfassen. *Merkle* (1994, S. 257) weist allerdings auch darauf hin, Modelle allein für Mütter, deren jüngstes Kind sich im Kindergartenalter befindet, geschätzt zu haben, die jedoch zu keinen anderen Ergebnissen führten. In einer früheren Arbeit schätzen auch *Kreyenfeld* und *Hank* (1999) ihr Modell für Untergruppen von Müttern: Mütter mit Kindern im Krippenalter, im Kindergartenalter und im Hortalter. Allerdings finden sie auch bei diesem Vorgehen keinen signifikanten Zusammenhang zwischen dem Versorgungsniveau mit Plätzen in Kindertageseinrichtungen und der Wahrscheinlichkeit der Mütter, erwerbstätig zu sein.

Die beiden Studien zusammenfassend lässt sich festhalten: Sowohl *Merkle* (1994) als auch *Kreyenfeld* und *Hank* (2000) gehen davon aus, dass Mütter mit Kindern im Kindergartenalter und im Krippen- bzw. Hortalter c.p. die gleichen Präferenzen bzw. das gleiche Arbeitsangebotsverhalten aufweisen. Beide Arbeiten untersuchen den Einfluss der Verfügbarkeit von Kinderbetreuungsplätzen auf die Entscheidung vollzeit- bzw. teilzeiterwerbstätig zu sein, aber nicht deren Effekte auf den Arbeitsumfang. Differenziertere Aussagen über die Anzahl der angebotenen bzw. tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden im Falle einer Berufstätigkeit sind von daher nicht möglich. Zudem wird nicht nach der Art der verfügbaren Plätze unterschieden. Für das Arbeitsangebot von Müttern erscheint u. E. aber von entscheidender Bedeutung, ob z. B. nur ein Halbtags- oder ein Ganztagsplatz zur Ver-

fügung steht. Wie in Abschnitt B.I. angemerkt, ist eine Betreuung von vier Stunden ohne Abdeckung der Mittagsessenszeit kaum dazu geeignet, die Vereinbarkeit von Beruf und Familie wesentlich zu verbessern. So bemerkt *Merkle* (1994) in ihrer Analyse zu Recht, dass die von ihr verwendete „Verfügbarkeitsvariable“ in erster Linie die Verfügbarkeit von Halbtagsbetreuungsplätzen in Kindergärten misst und diese i.d.R. nicht dazu beitragen können, die Erwerbstätigkeit von Müttern nachhaltig zu unterstützen.

In unserer Analyse erweitern wir entsprechend das Untersuchungsdesign von *Merkle* (1994) sowie *Kreyenfeld* und *Hank* (2000). Wir beschränken unsere Schätzungen auf Mütter, deren jüngstes Kind im Kindergartenalter ist. Bei unseren Analysen differenzieren wir die Verfügbarkeit der Plätze zusätzlich nach ihrer Platzart. Wir betrachten nicht nur – in einem schätztechnischen Vorschritt – die Entscheidung für oder gegen eine Erwerbstätigkeit, sondern insbesondere das Arbeitsvolumen erwerbstätiger Mütter. Bei letzterer Analyse korrigieren wir Verzerrungen, die aus dem selektiven Zugang in Erwerbstätigkeit resultieren können, mittels einer Heckman-Korrektur.

D. Daten und methodisches Vorgehen

I. Daten

Die Datengrundlage unserer Analyse ist der 1998er Querschnitt des Sozio-ökonomischen Panels. Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung, die seit 1984 in Westdeutschland läuft (*SOEP Group* (2001)). Seit Juni 1990 werden zusätzlich Daten von 2.000 ostdeutschen Haushalten erhoben. Im SOEP werden in einem jährlichen Rhythmus Personen aus Privathaushalten nach ihren Lebensbedingungen (Arbeit, Wohnen, Gesundheit, Zeitverwendung u. a.) und Einstellungen befragt. Im Haushaltkontext werden zudem Informationen zu im Haushalt lebenden Kindern erhoben. Diese werten wir aus, wobei wir zu den einzelnen Kindern jeweils die Daten der Mutter sowie zusätzliche Haushaltsmerkmale hinzuspielen. Die Gesamtstichprobe umfasst für das Jahr 1998 etwa 7.400 Haushalte mit knapp 18.000 Personen. Aus dem SOEP wurde der 1998er Querschnitt ausgewählt, da sich die aktuellsten Informationen über die Versorgung mit Kindergartenplätzen auf das Jahr 1998 beziehen.¹¹ Mit den Daten der Kinder- und Jugendhilfestatistik und Daten von Statistik Regional (*Statistische Ämter der Länder und des Bundes* (2000)) über die Anzahl der Kinder in den einzelnen Altersgruppen auf Kreisebene¹² konnten wir die Versorgung mit Kindergartenplätzen pro 100 Kinder in der jeweiligen Altersgruppe errechnen. Diese Informationen auf Kreisebene spielen

¹¹ Da die Kinder- und Jugendhilfestatistik nur im Vierjahresabstand erhoben wird, existieren keine aktuelleren Informationen über das Platzangebot in Kindertageseinrichtungen.

¹² Die aktuell verfügbaren Bevölkerungsdaten zum Zeitpunkt dieser Berechnungen beziehen sich auf den Dezember 1997.

ten wir – versehen mit einer Spezialbewilligung des Datenschutzbeauftragten des DIW Berlin, welches die Daten verwaltet – den Individualdaten bzw. dem dazu gehörenden Adressmaterial des SOEP zu.¹³

Wir beschränken unsere Analyse auf Mütter, deren jüngstes Kind im Kindergartenalter (3 bis einschließlich 6 Jahre alt) ist. Wie die bisherigen Ausführungen verdeutlicht haben, finden diese Mütter andere Bedingungen vor als jene mit jüngeren oder älteren Kindern. Für Mütter mit Kindern im Krippenalter betrifft dies nicht nur die Versorgungsquote mit Krippenplätzen, sondern auch die gesellschaftliche Akzeptanz einer Müttererwerbstätigkeit. Hinzu kommt, dass die Präferenzen hinsichtlich einer Berufstätigkeit gerade bei dieser Gruppe von Müttern sehr unterschiedlich sein dürften. Eine Erwerbstätigkeit von Müttern mit Schulkindern ist in Deutschland eher akzeptiert – allerdings ist sie aufgrund der nicht abgedeckten Betreuung z. B. über die Mittagsessenszeit nur bedingt möglich.

Zusätzlich beschränken wir unsere Analyse auf Mütter, die in Westdeutschland leben und deutscher Nationalität sind. Die bisherige Darstellung hat gezeigt, dass die Vereinbarkeit von Beruf und Familie bzw. von Kinderbetreuung und Arbeitsangebot für ostdeutsche Frauen anderen Rahmenbedingungen unterliegt. Zudem weisen ostdeutsche Frauen generell eine höhere Arbeitsmarktnähe auf als westdeutsche Frauen. Ferner ist davon auszugehen, dass Mütter ausländischer Herkunft, die in Westdeutschland leben, andere Präferenzen haben, und zwar sowohl in Hinblick auf eine institutionelle Betreuung (vgl. z. B. Büchel et al. (1997)) als auch auf ihr Arbeitsangebotsverhalten (vgl. z. B. Kreyenfeld und Hank (2000)). Kulturelle Unterschiede – die wiederum innerhalb der ausländischen Population stark streuen – dürften ein maßgeblicher Erklärungsgrund dafür sein. Entsprechend ist zu erwarten, dass die Versorgung mit Kinderbetreuungsplätzen bei dem Kalkül, erwerbstätig zu sein oder nicht, bei ausländischen Müttern eine deutlich geringere Rolle spielen dürfte als bei deutschen. Aus diesem Grund haben wir in unserer Analyse diese Gruppe von Müttern ausgeschlossen; eine wünschenswerte eigenständige Analyse auf der Basis ausländischer Mütter war aufgrund zu geringer Fallzahlen nicht möglich. Damit basieren unsere Berechnungen auf einem Subsample, das 371 Mütter deutscher Nationalität, die in Westdeutschland leben und deren jüngstes Kind im Kindergartenalter ist, umfasst.

II. Methodisches Vorgehen

Unser Forschungsdesign umfasst ein zweistufiges Vorgehen. In einem Vorschritt schätzen wir mit einem Probit-Modell die Wahrscheinlichkeit, dass eine Mutter erwerbstätig ist. Als Erwerbstätigkeit wird jede Form einer bezahlten Berufstätigkeit

¹³ Auch die regionale Arbeitslosenquote auf Kreisebene können wir Statistik Regional entnehmen (*Statistisches Bundesamt* (2000)). Die aktuellsten verfügbaren Angaben zur Arbeitslosigkeit auf Kreisebene beziehen sich auf das letzte Quartal des Jahres 1997.

– unabhängig von deren Wochenarbeitszeit – verstanden. Da wir jedoch nicht vorrangig die Hypothese testen wollen, inwiefern die Entscheidung, eine Erwerbstätigkeit aufzunehmen, von der Versorgungssituation mit Kindergartenplätzen abhängig ist, sondern vielmehr, inwiefern eine bessere Versorgung das Arbeitsvolumen von Müttern beeinflusst, schätzen wir in einem zweiten Schritt ein entsprechendes OLS-Modell. Hier ist die zu erklärende Variable die tatsächliche wöchentliche Arbeitszeit der Mutter. Diese Auswertung wäre verzerrt, wenn der im ersten Auswertungsschritt beobachtete selektive Zugang in Erwerbstätigkeit unberücksichtigt bleiben würde. Wir verknüpfen deshalb die Störterme der beiden Schätzungen nach dem von Heckman (1979) vorgeschlagenen Verfahren.

III. Diskussion der erklärenden Variablen

Variablen zur Beschreibung der Betreuungsinfrastruktur. Die zentralen erklärenden Variablen zur Beschreibung der Arbeitsangebotsentscheidung einer Mutter und ihres Arbeitsvolumens sind die Variablen zur Darstellung der Versorgungssituation. Dies sind die Versorgung mit Plätzen für Kinder im Kindergartenalter und der Anteil von Ganztagsplätzen an allen Plätzen in Kindertageseinrichtungen. Insbesondere mit dieser Erfassung der Versorgung mit Ganztagsplätzen gehen wir über das Untersuchungsdesign der bisherigen deutschen Arbeiten hinaus.

Die Variable *Kindergartenversorgung* stellt dabei die Versorgung mit Plätzen in Kindergärten auf Kreisebene dar. Wie Tabelle 3 zu entnehmen ist, schwankt diese zwischen 72 und 134 Plätzen pro 100 Kinder in der Altersklasse von 3 bis unter 6 Jahren.¹⁴ Die Variable *Anteil Ganztagsplätze* stellt den Anteil von Ganztagsplätzen in Kindertageseinrichtungen an allen Plätzen dar. Dieser Anteil schwankt in unserem Sample zwischen 0,01 und fast 0,96.¹⁵

¹⁴ Bei der Messung des Effekts dieser Einflussgröße kann für die Einführung einer Sättigungsgrenze bei einem Versorgungsgrad von 100% plädiert werden. Als Argument dafür kann angeführt werden, dass ein Versorgungsgrad von über 100% den Müttern – verglichen mit einem von 100% – keinen zusätzlichen Nutzen stiftet. Unsere Pre-Tests zeigen jedoch das Gegenteil. Offenkundig wirkt sich eine erkennbar unproblematische Versorgung mit Betreuungsplätzen günstiger auf die Erwerbsbereitschaft der Mütter aus als eine Versorgungslage, bei der rechnerisch jedem Kind genau ein Platz zur Verfügung steht. In letzterem Fall können bereits – schwer antizipierbare – geringfügige Änderungen von Angebot und Nachfrage das labile Gleichgewicht stören; dies wird vermutlich von den Müttern, deren Erwerbsaufnahme eine Planungsphase vorausgeht, erkannt.

¹⁵ Eine differenzierter Darstellung des Anteils an Ganztagsplätzen in den verschiedenen Einrichtungsarten, wie es in Tabelle 1 auf Bundesländerebene dargestellt ist, ist auf Kreisebene nicht möglich. Diese Informationen werden nicht von den Statistischen Landesämtern ausgewiesen, was – wie eine Differenzierung auf Bundesländerebene vermuten lässt – jedoch vernachlässigbar ist: Insgesamt werden in Westdeutschland 67% aller Ganztagsplätze für Kinder im Kindergartenalter und 25% für Kinder im Hortalter angeboten, so dass der Anteil von Krippenplätzen an den Ganztagsplätzen mit 8% sehr gering ist und unsere Analyse, in der Mütter mit Kindern in Krippenalter ausgeschlossen sind, nicht weiter beeinflussen dürfte.

Sofern eine Mutter zusätzlich zu ihrem Kind bzw. ihren Kindern im Kindergartenalter noch ältere Kinder hat, ist für ihre Arbeitsangebotsentscheidung – auf theoretischer Ebene – auch das Hortangebot in ihrem Kreis relevant. Dafür kontrollieren wir mit der Variable *Hortversorgung*. Sie beschreibt in Form eines Interaktionsterms die Anzahl der Plätze in Horten auf Kreisebene pro 100 Kinder in der Altersgruppe 6 bis unter 15 Jahren, sofern die Mutter zusätzlich zu einem Kind im Kindergartenalter ein Schulkind hat.

Hinsichtlich aller drei Variablen zur Beschreibung der Betreuungsinfrastruktur wird die Hypothese eines positiven Einflusses auf das Arbeitsangebotsverhalten von Müttern aufgestellt. Eine bessere Versorgung mit Plätzen in Kindergärten und insbesondere eine bessere Versorgung mit Ganztagsplätzen wird nach unseren Erwartungen die Wahrscheinlichkeit positiv beeinflussen, eine Erwerbstätigkeit aufzunehmen, bzw. – im Falle einer Erwerbstätigkeit – ein größeres Arbeitsvolumen anzubieten. Falls die Mutter zusätzlich noch Schulkinder hat, ist ferner davon auszugehen, dass auch die Hortversorgung einen positiven Einfluss auf ihre Erwerbsentscheidung hat.

Wie bei der Diskussion bisher verfügbarer Arbeiten bemerkt, ist die Versorgung mit Kinderbetreuungsplätzen oder auch mit bestimmten Platzarten nicht das alleinige Charakteristikum einer institutionellen Kinderbetreuung, welches das Arbeitsangebot von Müttern beeinflusst. So ist zu erwarten, dass auch der Preis – bzw. im deutschen Kontext die Höhe der Elternbeiträge – einen Effekt auf das Arbeitsangebot von Müttern hat (*Merkle (1994)*). Repräsentative Daten über die Höhe der Elternbeiträge liegen jedoch weder auf Kreis- noch auf Bundesländerebene vor. Auch im SOEP wurde diese Information in der bisherigen Panellauzeit von 17 Jahren nur zweimal erfragt.¹⁶ Hinzu kommt, dass die Elternbeiträge, die Eltern tatsächlich bezahlen, keine Informationen darüber geben, ob die Nachfrager sich aufgrund zu hoher Preise gegen eine institutionelle Betreuung entschieden haben. Allerdings ist dies nicht zu erwarten, da eine Untersuchung des IAB Nürnberg gezeigt hat, dass ein Großteil der Eltern sogar bereit wäre, noch höhere Elternbeiträge zu zahlen als sie es bisher tun (*Engelbrech und Jungkunst (1998)*).¹⁷ Diese IAB-Untersuchung zeigt vielmehr, dass es insbesondere Ganztagsbetreuungsangebote oder eine Betreuung über die Ferienzeit sind, die sich Mütter mit Kindern im

¹⁶ Prinzipiell besteht die Möglichkeit, den Bezug von Sozialhilfeleistungen als einen Proxy für einen Elternbeitrag bzw. einen Preis von null zu verwenden, da sozialhilfebeziehende Personen de facto keine Kindertagengebühren zahlen (vgl. z. B. *Spieß (1998)*). Da unsere Analyse jedoch nicht die Nachfrage nach einem Kindergartenplatz, sondern das Arbeitsangebot der Mütter modelliert, scheint es uns wenig sinnvoll, diese Information zu nutzen, da Sozialhilfebezieher in den weitaus meisten Fällen nicht erwerbstätig sind (und damit die Schätzung des Erwerbsumfangs obsolet wird).

¹⁷ Die Elternbeiträge sind in Deutschland ohnehin relativ gering. So zeigen die wenigen Informationen über Elternbeiträge, dass Eltern in Deutschland sehr viel weniger für eine institutionelle Kinderbetreuung zahlen als z. B. Eltern in den USA. Im Durchschnitt zahlt eine amerikanische Familie etwa 250 US Dollar pro Monat für Kinderbetreuung, d. h. fast vier mal soviel wie eine deutsche Familie (*Anderson und Levine (1999)*).

Kindergartenalter vorrangig wünschen. Die Verfügbarkeit mit Ganztagsplätzen haben wir auf Kreisebene erfasst. Hinzu kommt, dass *Gustafsson* und *Stafford* (1992) sowie *Stolzenberg* und *Waite* (1984) zeigen, dass der Preis institutioneller Kinderbetreuung bei der Erklärung des Arbeitsangebots von Frauen nur dann eine signifikante Rolle spielt, wenn ausreichend viele Kinderbetreuungsplätze zur Verfügung stehen. Für Westdeutschland kann jedoch von einer Unterversorgung mit bedarfsgerechten Plätzen ausgegangen werden (*Kreyenfeld et al.* (2001)).

Die Entscheidung, eine institutionelle Kinderbetreuung in Anspruch zu nehmen, hängt neben der Verfügbarkeit und dem Preis auch von der Qualität der Betreuung ab. Untersuchungen von *Gustafsson* und *Stafford* (1992), *Blau* (1991 und 1996) sowie *Blau* und *Hagy* (1998) widmen sich diesem Themenkomplex aus mikroökonomischer Perspektive. In der Regel wird die Qualität der Betreuung über Charakteristika der sogenannten Strukturqualität erfasst (z. B. Ausbildung und Arbeitssituation der Erzieherinnen, Gruppengröße und Erzieher-Kind-Schlüssel). Solche Daten sind für den deutschen Kindergartenbereich auf Kreisebene bisher nicht verfügbar. Von daher können wir in unserer Analyse nicht unterschiedliche Qualitätsmerkmale kontrollieren, obwohl die Qualität zwischen den Ländern, Kreisen und einzelnen Einrichtungen stark schwankt (vgl. *Spieß* und *Tietze* (2001) sowie *Tietze* (1998)). Unter qualitativen Aspekten einer Betreuung werden neben primär pädagogischen Faktoren auch jene Faktoren erfasst, welche nicht-pädagogische Aspekte betreffen, wie z. B. auch die Nähe einer Einrichtung zum Wohnort oder zur Arbeitsstelle. Wie aus anderen empirischen Untersuchungen bekannt ist, hat neben dem pädagogischen Konzept einer Einrichtung insbesondere die Nähe zum Wohnort für die Nachfrager einen hohen Stellenwert (vgl. z. B. *Bock* und *Timmermann* (2000)). Informationen darüber, welche und wie viele Einrichtungen sich in direkter Nachbarschaft zum Wohnort der Mutter befinden, liegen uns jedoch nicht vor.¹⁸

Auch die Substitutionsmöglichkeiten zwischen einer institutionellen Kinderbetreuung und anderen außerhäusigen Betreuungsmöglichkeiten, wie z. B. einer Betreuung durch Großeltern, eine Kinderfrau, Babysitter oder Nachbarn können wir in dieser Untersuchung nicht erfassen, da uns in der 1998er Welle des SOEP die entsprechenden Informationen nicht zur Verfügung stehen.¹⁹ Wir betrachten

¹⁸ Da unser vorrangiges Analyseziel in der Abbildung des Zusammenhangs von Arbeitsangebot und Kindergarteninfrastruktur liegt, sind u.E. diese fehlenden Informationen von untergeordneter Bedeutung. So ist c.p. zu erwarten, dass Mütter auch auf entfernte Betreuungsangebote zurückgreifen, wenn diese ihnen eine Erwerbstätigkeit ermöglichen. Eine Erfassung der Betreuungsinfrastruktur auf Kreisebene ist auch von daher ein sinnvoller Ansatz.

¹⁹ Die prinzipielle Möglichkeit der Substitution einer Kindergartenbetreuung durch eine Tagesmutterbetreuung wird hier ebenfalls nicht abgebildet. Zum einen hat die Tagespflege in Deutschland quantitativ betrachtet keine große Bedeutung (Analysen auf der Basis des SOEP ergeben, dass rund 2% der Kinder eine solche Betreuungsform nutzen; vgl. *Büchel* und *Spieß* (2002)). Zum anderen ist diese Betreuungsform primär für Krippenkinder relevant.

dies aber insofern als für nicht so bedeutend, als die Untersuchung von *Kreyenfeld* und *Hank* (2000) zeigt, dass die Verfügbarkeit einer Betreuung durch die Großeltern, gemessen daran, ob diese in der gleichen Stadt leben, keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitsangebotsentscheidung der Mutter hat. Ein Proxy für die Substitution zwischen der institutionellen Betreuung und der Betreuung durch ältere Geschwister steht durch die Variable *Anzahl Schulkinder* zur Verfügung (vgl. dazu auch *Merkle* (1994)). Diese Variable erfasst die Anzahl der Kinder im Alter von 7 bis 16 Jahren. Für die Abbildung weiterer Substitutionsmöglichkeiten in ländlichen und städtischen Gebieten siehe auch die Dummies zur Erfassung des Wohnumfeldes.

Weitere erklärende Variablen. Die weiteren erklärenden Variablen in unseren Modellen bilden die für der Erklärung von Arbeitsangebotsanalysen üblichen Variablen ab (vgl. z. B. *Killingsworth* und *Heckman* (1986)).²⁰ Die sozio-demografischen Variablen der Mutter umfassen deren Alter und ihren Bildungsstand, der über zwei Dummies erfasst wird. Das Bildungsniveau wird nur in unserem Hauptmodell zur Erklärung der Wochenarbeitszeit eingesetzt, nicht aber in der Vorstufe des Heckman-Modells.²¹ Der erste Dummy (*Lehrabschluss*) ist = 1, sofern die Mutter einen Lehrabschluss oder einen vergleichbaren Berufsabschluss hat. Der Dummy *Hochschulabschluss* ist = 1, sofern die Mutter einen Universitäts- oder Fachhochschulabschluss besitzt. Die Referenzkategorie der beiden Bildungsdummies ist die Gruppe derjenigen Mütter ohne eine abgeschlossene Berufsausbildung. Hinsichtlich des Bildungsniveaus ist ein positiver Effekt bzgl. der zu erklärenden Variable zu vermuten, da aus ökonomischer Perspektive mit einem zunehmendem Bildungsniveau die zu erwartenden Löhne steigen und somit auch die Wahrscheinlichkeit, länger zu arbeiten, da mit höheren Opportunitätskosten einer Nichterwerbstätigkeit zu rechnen ist.

Das Alter der Mutter (*Alter der Mutter*²²) kann zum einen ein Proxy für die Berufserfahrung einer Mutter sein, die i.d.R. mit einer höheren Arbeitsmarktnähe

²⁰ Allerdings kontrollieren wir in dieser Analyse nicht für den (potentiellen) Lohnsatz der Mütter, wie es z. B. *Merkle* (1994) in ihrer Arbeitsangebotsschätzung tut. In unserer Modellspezifikation werden mögliche Lohneffekte vielmehr indirekt über den Lohnsatz erklärende Variablen, wie z. B. die Bildung der Mutter, ihr Alter, das exogene Haushalteinkommen und auch die regionale Arbeitslosenquote abgebildet (siehe die folgenden Ausführungen).

²¹ Das Heckman-Verfahren erfordert aus ökonometrischen Gründen eine Erweiterung der erklärenden Variablen in der ersten Stufe. Wir haben uns für die Einbeziehung der Bildungsvariablen in der ersten Stufe entschieden, da aus humankapitaltheoretischer Sicht das Bildungsniveau die Entscheidung, überhaupt erwerbstätig zu sein, stark determiniert.

²² Da das „Mütterkonzept“ des SOEP nicht an der „biologischen Mutterschaft“, sondern der „sozialen Mutterschaft“ festgemacht ist, ist es vermehrt möglich, dass Mütter in höherem Alter noch Kinder im Kindergartenalter haben. Tatsächlich können in unserem Datensatz (siehe Tabelle 3) zwei solche Mütter identifiziert werden (Mütter, die älter als 55 Jahre sind). Wir haben diese nicht aus der Analyse ausgeschlossen, da alternative Berechnungen ohne diese Mütter ohnehin zu keinen signifikant anderen Ergebnissen führten.

verbunden ist. Eine solche größere Arbeitsmarktnähe würde erwarten lassen, dass ältere Mütter mit einer größeren Wahrscheinlichkeit erwerbstätig sind und auch ein größeres Arbeitsvolumen aufweisen. Mit der Erwerbsdauer steigen häufig auch die Verdienstmöglichkeiten, so dass die Opportunitätskosten einer Nichterwerbstätigkeit steigen. Zum anderen können mit der Altersvariable auch Kohorteneffekte erfasst werden: Ältere Mütter können auch mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit und einem geringen Ausmaß erwerbstätig sein, da sie einer Mütterkohorte angehören, bei der eine Müttererwerbstätigkeit gesellschaftspolitisch nicht so akzeptiert ist wie bei jüngeren Kohorten (vgl. u. a. Alwin et al. (1992)).²³

Über einen Dummy wird kontrolliert, ob die Mutter alleinerziehend ist (*Alleinerziehend*)²⁴. Hinsichtlich des Zusammenhangs dieser Variable mit dem Arbeitsangebot können mehrere Effekte auftreten, die letztlich empirisch getestet werden müssen. Zum einen könnten alleinerziehende Mütter eher auf eine Erwerbstätigkeit angewiesen sein, da kein zweites Haushaltseinkommen verfügbar ist. Zum anderen könnte eine Absicherung über staatliche oder private Transfers diesen Effekt kompensieren oder gar übersteigen. Außerdem haben Alleinerziehende keinen Partner, der sie bei der Betreuung ihrer Kinder in zeitlicher Hinsicht unterstützt. So haben z. B. US-amerikanische Untersuchungen gezeigt, dass die subventionierte Bereitstellung einer institutionellen Kinderbetreuung die Wahrscheinlichkeit von alleinerziehenden Müttern, erwerbstätig zu sein, signifikant erhöht (vgl. z. B. Berger und Black (1992)).

Eine Gruppe kinderbezogener Variablen umfasst die Anzahl der im Haushalt lebenden Kinder im Kindergartenalter (*Anzahl der Kindergartenkinder*), die Anzahl der Kinder im Hortalter (*Anzahl der Schulkinder*) und das Alter des jüngsten Kindes (*Alter des jüngsten Kindes*). Zum einen dürfte es mit einer zunehmenden Anzahl von Kindern immer schwieriger werden, adäquate Betreuungsarrangements für alle Kinder zu finden. Von daher wird erwartet, dass c. p. die Kinderzahl und das Arbeitsangebotsverhalten einer Mutter negativ zusammenhängen. Dies kann auch darin begründet liegen, dass mit steigender Kinderzahl die *economies of scale* der Betreuung durch die Mutter zunehmen und sie sich von daher gegen eine Erwerbstätigkeit oder nur für einen geringen Erwerbsumfang entscheidet. Die Anzahl der Kinder im Hortalter kann – wie oben dargestellt – aber auch als Proxy für informelle Substitutionsmöglichkeiten mit institutionellen Betreuungsarrangements dienen. Dies würde einen positiven Zusammenhang zwischen Arbeitsangebot und Anzahl der Schulkinder erwarten lassen. Zum anderen wird dieser Zusammenhang aber auch maßgeblich vom Alter des Kindes abhängen, denn mit steigendem Alter der Kinder nimmt der Betreuungsaufwand bzw. die Betreuungsintensität

²³ Whittington et al. (2000) allerdings belegen in ihrer Untersuchung eine ihres Erachtens schon wieder rückläufige Tendenz, nämlich dass jüngere Mütter ihre Erwerbsarbeit mit einer größeren Wahrscheinlichkeit unterbrechen als frühere Kohorten.

²⁴ Dabei handelt es sich um Mütter, die mit keinem Partner zusammenleben, unabhängig davon, ob sie verheiratet sind oder nicht.

ab. Von daher ist zu erwarten, dass mit zunehmendem Alter des jüngsten Kindes die Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein, zunimmt bzw. Mütter mehr arbeiten. Ward et al. (1996, S. 228) bezeichnen diese Variable als die wichtigste bei der Erklärung des Arbeitsangebots von Müttern.

Die Einkommenssituation des Haushaltes und damit auch die Höhe des Einkommens des Partners wird über das monatliche Haushaltsnettoeinkommen – ohne das Erwerbsnettoeinkommen der Mutter – (*Zusätzliches Haushaltseinkommen*) abgebildet (gemessen in TDM). Der Effekt zwischen dem exogenen Haushaltsnettoeinkommen und dem Arbeitangebot der Mutter ist erwartungsgemäß negativ, da die Notwendigkeit eines zusätzlichen Einkommens mit der Höhe des Haushaltsnettoeinkommens abnimmt. Hinzu kommen unterschiedliche spezifische Rahmenbedingungen, wie z. B. das Ehegattensplitting, die bei hohem Einkommen des Partners negative Anreize auf das Arbeitsangebot des anderen Partners ausüben (vgl. z. B. Zimmermann (1993)).

Das Wohnumfeld der Mutter wird über zwei Dummies beschrieben, die Regionen mit großen Verdichtungsräumen (*Stadt*) und ländlich geprägte Regionen (*Land*) abbilden. Die Referenzkategorie sind Regionen mit Verdichtungsansätzen. Unabhängig von der Betreuungsinfrastruktur in ländlichen und städtischen Regionen, die nach Tietze et al. (1993) stark streut, aber in unserer Analyse über die Versorgungssituation auf Kreisebene erfasst ist, sollen über diese beide Variablen unterschiedliche Präferenzstrukturen²⁵ und auch Substitutionsmöglichkeiten abgebildet werden. So kann zum einen vermutet werden, dass Mütter in ländlichen Regionen eine geringere Arbeitsmarktbinding aufweisen als Mütter in städtischen Regionen.²⁶ Auf der anderen Seite ist davon auszugehen, dass Müttern in ländlichen Regionen durch eine größere soziale Integration mehr informelle Betreuungsmöglichkeiten zur Verfügung stehen. Von daher ist der Wohnumfeld-Dummy auch ein Proxy für die Möglichkeiten, informelle Betreuungsarrangements in Anspruch zu nehmen. Mit diesen Struktur-Dummies tragen wir auch dem Umstand Rechnung, dass in dichter besiedelten Regionen ein höheres Angebot an Teilzeitstellen verfügbar ist, was sich unmittelbar in siedlungsdichte-spezifischen Unterschieden im Erwerbsumfang von Frauen auswirkt.

Die regionale Arbeitsnachfrage wird schließlich über die Arbeitslosenquote auf Kreisebene (*Regionale Arbeitslosenquote*) abgebildet. Hier wird ein negativer Effekt auf das Arbeitsangebot der Mutter erwartet.

Tabelle 3 fasst die erklärenden Variablen der Analyse noch einmal tabellarisch zusammen und ergänzt die Darstellung durch die übliche deskriptive Statistik.

²⁵ Die Präferenzstruktur der Mütter könnte z. B. auch über deren Religionszugehörigkeit abgebildet werden. Dem 98er Querschnitt des SOEP sind diese Informationen jedoch nicht zu entnehmen.

²⁶ Inwiefern diese Präferenzen Resultate von Umwelteinflüssen oder einer bewussten Entscheidung für ein Leben in der Stadt bzw. auf dem Land sind, kann hier nicht unterschieden werden.

Tabelle 3
Deskriptive Statistik: Mittelwerte, Standardabweichung und Bandbreite

| Variablename | Variablebeschreibung | Mittelwert | Standard-abweichung | Bandbreite |
|---------------------------------|---|------------|---------------------|----------------|
| Kindergartenversorgung | Versorgungsquote mit Kindergartenplätzen auf Kreisebene (in Prozent). | 100,37 | 13,99 | 71,63 – 133,64 |
| Hortversorgung | Versorgungsquote mit Hortplätzen auf Kreisebene (in Prozent), falls Kinder im Schulalter vorhanden sind, 0 = sonst. | 1,16 | 2,29 | 0 – 12,56 |
| Anteil Ganztagsplätze | Anteil mit Ganztagsplätzen an allen Plätzen. | 0,23 | 0,20 | 0,01 – 0,96 |
| Anzahl Kindergartenkinder | Anzahl der Kinder im Alter von 3 bis 6 Jahren. | 1,21 | 0,43 | 1 – 3 |
| Anzahl Schulkinder | Anzahl der Kinder im Alter von 7 bis 16 Jahren. | 0,70 | 0,83 | 0 – 4 |
| Alter jüngstes Kind | Alter des jüngsten Kindes | 4,41 | 1,16 | 3 – 6 |
| Alter der Mutter | Alter der Mutter. | 34,14 | 5,32 | 20 – 62 |
| Lehrabschluss | Bildung der Mutter: 1 = Lehrabschluss o.ä., 0 = sonst. | 0,66 | 0,47 | 0 – 1 |
| Hochschulabschluss | Bildung der Mutter: 1 = FH- oder Universitätsabschluss, 0 = sonst. | 0,08 | 0,27 | 0 – 1 |
| Zusätzliches Haushaltseinkommen | Monatliches Haushaltsnettoeinkommen (ohne Erwerbeinkommen der Mutter) in 1.000 DM | 3,62 | 2,12 | 0 – 16,92 |
| Alleinerziehend | 1 = alleinerziehende Mutter, 0 = sonst. | 0,09 | 0,29 | 0 – 1 |
| Stadt | 1 = größerer Verdichtungsraum, 0 = sonst | 0,48 | 0,50 | 0 – 1 |
| Land | 1 = ländlicher Raum, 0 = sonst | 0,10 | 0,30 | 0 – 1 |
| Regionale Arbeitslosenquote | Arbeitslosenquote auf Kreisebene | 10,92 | 3,14 | 5,3 – 21,0 |

Quelle: SOEP (1998), eigene Berechnungen.

E. Ergebnisse

Eine erste deskriptive bivariate Auswertung des Zusammenhangs zwischen Kindergartenversorgung und dem Arbeitsangebot der Mutter lässt zunächst vermuten, dass es zwischen dem Angebot an Kindergartenplätzen und dem Arbeitsangebot keinen signifikanten Zusammenhang gibt (Tabelle 4). Mütter, die in Kreisen leben, die sich durch eine überdurchschnittliche Versorgung mit Kindergartenplätzen auszeichnen, sind nur zu einem geringfügig größeren Anteil erwerbstätig als die Referenzgruppe. Der χ^2 -Test zeigt, dass dieser Unterschied nicht signifikant ist. Hinzu kommt, dass das Arbeitsvolumen von erwerbstätigen Müttern in überdurchschnittlich gut versorgten Kreisen im Mittel fast dem von Frauen entspricht, die in Kreisen leben, welche sich durch eine unterdurchschnittliche Versorgung auszeichnen. Wenn eine Unterscheidung nach Kreisen durchgeführt wird, die einen über- bzw. unterdurchschnittlichen Anteil an Ganztagsplätzen ausweisen, ist immerhin ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Erwerbstätigkeit und der Ganztagsplatzversorgung festzumachen; im Mittel ist der Anteil erwerbstätiger Mütter in besser versorgten Kreisen aber nur um 1,36 Prozentpunkte höher. Zudem arbeiten – kontraintuitiv – in schlechter versorgten Kreisen Mütter im Durchschnitt mehr Stunden pro Woche als in besser versorgten.

Tabelle 4
Kindergartenversorgung, Erwerbstätigkeit und Arbeitsumfang

| | Anteil erwerbstätiger Mütter (Zeilenprozente) | Durchschnittliche tatsächliche Wochenarbeitszeit, falls erwerbstätig (in Stunden) |
|--|--|---|
| Mütter in Kreisen mit einer überdurchschnittlichen Versorgung mit Kindergartenplätzen | 48,33 | 21,66 |
| Mütter in Kreisen mit einer unterdurchschnittlichen Versorgung mit Kindergartenplätzen | 42,75 | 21,20 |
| <i>Pearson chi²(1) = 2,3567 Pr = 0,125</i> | | |
| Mütter in Kreisen mit einem überdurchschnittlichen Anteil an Ganztagesplätzen | 45,74 | 19,09 |
| Mütter in Kreisen mit einem unterdurchschnittlichen Anteil an Ganztagesplätzen | 44,38 | 22,63 |
| <i>Pearson chi²(1) = 3,8501 Pr = 0,050</i> | | |
| <i>N = 371</i> | | |

Quelle: SOEP (1998) (gewichtet, χ^2 -Test ungewichtet), eigene Berechnungen.

8*

Im SOEP werden Eltern kleiner Kinder gefragt, wie zufrieden sie mit den vorhandenen Möglichkeiten der Kinderbetreuung seien. Im Rahmen einer deskriptiven bivariaten Analyse haben wir die Antworten auf diese Frage im Kontext des Erwerbsumfangs und der Betreuungssituation auf Kreisebene untersucht (Tabelle 5). Dabei wurde die Skalenwerte 8 bis 10 als „(sehr) zufrieden“ interpretiert.²⁷ Allgemein ist anzumerken, dass knapp die Hälfte der Mütter mit den Möglichkeiten der Kinderbetreuung zufrieden ist. Bemerkenswert ist, dass nichterwerbstätige Mütter – im Durchschnitt – weniger zufrieden sind als erwerbstätige. Dies könnte in den wenig bedarfsgerechten Kinderbetreuungsangeboten begründet liegen, aufgrund derer diese Frauen nicht erwerbstätig sein können. Allerdings ist dieser Unterschied nicht signifikant und in seinem Umfang gering.

Tabelle 5

**Zufriedenheit mit den vorhandenen Möglichkeiten der Kinderbetreuung
(Zeilenprozente)**

| Anteil von Müttern, die mit den vorhandenen Möglichkeiten der Kinderbetreuung (sehr) zufrieden sind | |
|--|-------|
| Erwerbstätige Mütter | 52,13 |
| Nicht-erwerbstätige Mütter | 48,05 |
| <i>Pearson chi²(1) = 0,9046 Pr = 0,342</i> | |
| Mütter in Kreisen mit einer überdurchschnittlichen Versorgung mit Kindergartenplätzen | 49,25 |
| Mütter in Kreisen mit einer unterdurchschnittlichen Versorgung mit Kindergartenplätzen | 50,25 |
| <i>Pearson chi²(1) = 0,4122 Pr = 0,521</i> | |
| Mütter in Kreisen mit einem überdurchschnittlichen Anteil an Ganztagsplätzen | 61,47 |
| Mütter in Kreisen mit einem unterdurchschnittlichen Anteil an Ganztagsplätzen | 44,20 |
| <i>Pearson chi²(1) = 0,3761 Pr = 0,540</i> | |
| <i>N = 371</i> | |

Quelle: SOEP (1998) (gewichtet, chi²-Test ungewichtet), eigene Berechnungen.

²⁷ Frühere Auswertungen der Zufriedenheitsskalen des SOEP, die von 0 (sehr unzufrieden) bis 10 (sehr zufrieden) reichen, haben eine zweigipflige rechtsseitige Verteilung ergeben, mit Gipfeln bei 8 und 10.

Die Unterschiede in der Zufriedenheit von Müttern, die in Kreisen mit einer über- bzw. unterdurchschnittlichen Versorgung leben – was die Platzzahl pro Kind angeht –, sind vernachlässigbar gering und nicht signifikant. Mütter, die in Kreisen mit einem überdurchschnittlichen Angebot an Ganztagsplätzen leben, sind eher zufrieden als ihre Referenzgruppe. Gleichwohl hier der Unterschied mit 17 Prozentpunkten nennenswert hoch erscheint, ist er nicht signifikant.

Die Ergebnisse der multivariaten Analyse zeigen dagegen, dass bei Kontrolle der anderen, das Arbeitsvolumen beeinflussenden Größen, durchaus ein signifikanter Zusammenhang zwischen Kindergartenversorgung und Arbeitsangebot besteht (Tabelle 6).

Tabelle 6

**Schätzung des Arbeitsangebots bei Müttern
(in tatsächlich geleisteter Wochenarbeitszeit; OLS nach Heckman-Korrektur)**

| Kovariaten | Koeffizienten | (Standard-Fehler) |
|---|---------------|-------------------|
| Kindergartenversorgung | 0,150** | (0,036) |
| Hortversorgung | – 0,016 | (0,270) |
| Anteil Ganztagsplätze | 10,129** | (3,534) |
| Anzahl Kindergartenkinder | – 2,149+ | (1,145) |
| Anzahl Schulkinder | – 2,409** | (0,684) |
| Alter jüngstes Kind | 2,204** | (0,447) |
| Alter der Mutter | 1,263* | (0,569) |
| (Alter der Mutter) ² | – 0,016* | (0,007) |
| Zusätzliches Haushaltseinkommen | – 1,119** | (0,242) |
| Alleinerziehend | – 5,091** | (1,724) |
| Stadt | – 3,131** | (1,095) |
| Land | 0,079 | (1,681) |
| Regionale Arbeitslosenquote | 0,119 | (0,181) |
| Konstante | –31,668 | (12,100) |
| (Lambda) | 12,412 | (0,603) |
| N | 165 | – |
| Ungewichteter Mittelwert der abhängigen Variablen (tatsächliche Wochenarbeitszeit in Stunden) | 9,70 | – |
| F-Wert | 39,0** | – |
| R ² adj. | 0,59 | – |

Signifikanzniveaus: **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$; +: $p < 0,10$.

Für die Ergebnisse der Vorstufe des Heckman-Modells (Erwerbstätigkeit: ja / nein) vgl. Tabelle A 1 im Anhang.

Quelle: SOEP (1998), eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse unserer Schätzung des Arbeitsangebots von Müttern, deren jüngstes Kind im Kindergartenalter ist, zeigen, dass das Erwerbsvolumen junger Mütter sowohl von der Versorgungssituation mit Kindergartenplätzen als auch dem Anteil an Ganztagsplätzen signifikant beeinflusst wird. Ein Anstieg im Versorgungsniveau um 10 Prozentpunkte führt c. p. zu einem Anstieg im Erwerbsvolumen von rund anderthalb Stunden pro Woche. Ein Anstieg im Anteil an Ganztagsplätzen um 0,1 führt c. p. zu einer Steigerung von etwa einer Stunde pro Woche.

Keinen signifikanten Effekt übt die Variable aus, die die Versorgungssituation mit Hortplätzen abbildet. Dies könnte jedoch darin begründet sein, dass die Versorgung mit Hortplätzen sehr schlecht ist, und die geringe Versorgungsquote in Westdeutschland von durchschnittlich 1,2% keine Rolle spielt (vgl. Tabelle 3).

Jedes zusätzlich im Haushalt lebende Kind reduziert c. p. das von den Müttern angebotene Wochenarbeitszeitvolumen um gut zwei Stunden; die Höhe dieses Effekts unterscheidet sich kaum zwischen Kindern im Kindergarten- und solchen im Schulalter. Das von Müttern angebotene Arbeitsvolumen wird zudem vom Alter des jüngsten Kindes signifikant positiv beeinflusst: Mit einem zusätzlichen Lebensjahr des jüngsten Kindes steigt c. p. der Erwerbsumfang um gut 2 Stunden an.

Mit zunehmendem Alter der Mütter wird der Erwerbsumfang erheblich ausgedehnt, allerdings nicht linear, sondern mit zunehmendem Alter abgeschwächt. Das zusätzliche Haushaltseinkommen beeinflusst – hoch signifikant – den Erwerbsumfang der Mütter. Steigt das Haushaltsnettoeinkommen um 1.000 DM im Monat, so reduziert sich c. p. das angebotene Erwerbsvolumen um gut eine Stunde pro Woche.

Alleinerziehende Mütter sind wesentlich schlechter in den Arbeitsmarkt integriert als Mütter, die mit ihrem Partner zusammen leben: Sie arbeiten c. p. mehr als fünf Stunden pro Wochen weniger. Dies legt nahe, dass diese Gruppe am Arbeitsmarkt aufgrund ihrer familiären Situation benachteiligt wird. So deuten die Ergebnisse einer Untersuchung von *Engelbrech und Jungkunst* (2001a, S. 3) darauf hin, dass die Betriebe bei Alleinerziehenden höhere Ausfallzeiten und einen weniger effizienten Arbeitseinsatz befürchten. Inwiefern allerdings dieses Ergebnis eher in der Arbeitsnachfrage nach dieser Gruppe von Erwerbstägigen, schlechten Betreuungsarrangements oder aber eher in einem fehlenden Partner, der bei der Betreuung helfen könnte, begründet liegt, kann hier nicht beurteilt werden.²⁸

In städtischen Regionen arbeiten junge Mütter c. p. rund drei Stunden pro Woche weniger als in Regionen mit geringerer Bevölkerungsdichte. Dies dürfte mit der in Städten größeren Verfügbarkeit von Teilzeit-Stellen erklärt werden. Dagegen wirkt sich die regionale Arbeitslosenquote nicht signifikant auf den Erwerbsumfang der Mütter aus. Damit wird deutlich, dass das Arbeitsangebot

²⁸ Eine Modellvariante, bei der wir das zusätzliche Haushaltseinkommen als erklärende Variable weglassen, führt zu einem Signifikanzabfall des Alleinerziehenden-Dummies unter ein 10%-Niveau (nicht tabellarisch dokumentiert).

von jungen Müttern deutlich stärker von Faktoren bestimmt wird, die ihre eigene Person, ihren Haushaltzsammenhang und institutionelle Rahmenbedingungen im Betreuungsbereich der Kinder betreffen, als von allgemeiner erfassten Nachfrage-restriktionen auf dem Arbeitsmarkt.

Schließlich kann auch das aus der Heckman-Schätzung resultierende Lambda inhaltlich interpretiert werden. Das positive Vorzeichen bestätigt die Erwartung, dass die Störterme der beiden Schätzungen, die die Frage nach einer Erwerbstätig-keit und – im Falle einer Bejahung dieser Frage – die geleistete Wochenarbeitszeit als abhängige Variable erklären, positiv korreliert sind.²⁹

Abschließend gehen wir nur kurz auf die im Anhang, Tabelle A 1, dargestellten Ergebnisse der ersten Stufe unseres Heckman-Modells ein. Diese informieren über die Wahrscheinlichkeit junger Mütter, überhaupt erwerbstätig zu sein. Es zeigt sich als Grundmuster, dass diese Wahrscheinlichkeit in der Regel von den gleichen Fak-toren determiniert wird wie der Umfang der geleisteten Arbeitszeit. Dies war durchaus zu erwarten: Höhere Opportunitätskosten einer Nichterwerbstätigkeit gehen einher mit höheren Opportunitätskosten einer reduzierten Erwerbstätigkeit.

F. Abschließende Diskussion

Mit der vorliegenden Studie konnte u. W. zum ersten Mal in einer repräsentativen multivariaten Analyse für Westdeutschland ein signifikanter Einfluss der Versor-gung mit Kindergartenplätzen auf das Arbeitsangebot von Müttern nachgewiesen werden. Damit stehen unsere Ergebnisse im Gegensatz zu denen der zwei bisher verfügbaren deutschen Studien, die einen solchen Effekt nicht nachweisen konnten. Die Gründe für die unterschiedliche Ergebnislage können an dieser Stelle nicht end-gültig geklärt werden. Es lässt sich jedoch vermuten, dass sie in der unterschiedlichen Sample- oder Modellspezifikation ihre Ursache haben. So haben wir z. B. im Gegensatz zu *Kreyenfeld* und *Hank* (2000) sowie *Merkle* (1994) das Unter-suchungssample auf Mütter mit Kindern im Kindergartenalter beschränkt. In ihrer Schätzung aus dem Jahr 1999 beschränken *Kreyenfeld* und *Hank* ihr Sample aller-dings auch auf diese Untersuchungspopulation und können den genannten Zusam-menhang nicht nachweisen. In dieser Modellspezifikation weicht der Set an unab-hängigen Variablen von unserem Set an erklärenden Variablen allerdings erheblich ab. Hinzu kommt, dass wir ausländische Mütter aus der Analyse ausschließen.

Unterschiede in den Untersuchungsergebnissen könnten aber auch darin begrün-det liegen, dass sich die Versorgungssituation seit 1990, dem Zeitpunkt der ersten Untersuchung von *Merkle* (1994), bis 1998 signifikant verbessert hat. Hinsichtlich der Versorgung mit allen Kindergartenplätzen trifft dies, wie Tabelle 2 (Abschnitt

²⁹ Daraus folgt, dass die von uns geschätzten Wochenarbeitszeiten für junge Mütter nach oben verzerrt wären, wenn wir nicht modelltechnisch den selektiven Zugang zu einer Er-werbstätigkeit berücksichtigt hätten.

B.II) zeigt, zu. Wie oben bereits dargelegt wurde, ist für erwerbstätige Mütter aber insbesondere eine Betreuung über die Mittagszeit oder eine Ganztagsbetreuung von Bedeutung. Wie Tabelle 2 zeigt, ist in dieser Hinsicht zwischen 1994 und 1998 eine Verbesserung in der Versorgungssituation zu verzeichnen. Die unterschiedlichen Ergebnisse der Untersuchungen könnten demnach tatsächlich auf Verbesserungen in den Versorgungsstrukturen zurückgeführt werden.

Eine weitere Ursache könnte darin liegen, dass wir in unserer Untersuchung zum ersten Mal den Anteil der Ganztagsplätze kontrollieren konnten. Allerdings haben – hier nicht dargestellte – Modellvarianten gezeigt, dass die Variable, welche die Versorgung mit Kindergartenplätzen abbildet, auch dann noch signifikant ist, wenn dieser „Ganztagsplatzeffekt“ nicht kontrolliert wird.³⁰

Unsere Untersuchung hat auch Hinweise darauf gegeben, dass institutionelle Betreuungsarrangements für ältere Geschwister im Schulalter keinen signifikanten Einfluss auf das Arbeitsangebot haben. Dies ist aufgrund der geringen Hortversorgung in westdeutschen Kreisen nicht erstaunlich. Sofern sich die gegenwärtige Debatte um den vermehrten Ausbau von Ganztagschulen in konkreten Fördermaßnahmen niederschlägt, so wird der Hortbereich längerfristig ohnehin an Bedeutung verlieren – was jedoch nicht die Notwendigkeit einer Mittags- und Nachmittagsbetreuung von Schulkindern in Abrede stellt. Dies zeigt insbesondere der signifikant negative Schulkindereffekt auf das Erwerbsvolumen der Mutter: Je mehr Schulkinder zu betreuen sind, desto weniger Stunden arbeiten die Mütter. Eine endgültige Bewertung dieses Zusammenhang bedarf allerdings gesonderter Analysen für Mütter mit Schulkindern.

Keine der bisherigen deutschen Untersuchungen – und auch unsere nicht – konnte die Strukturqualität der Tageseinrichtungen kontrollieren. Vor dem Hintergrund theoretischer Überlegungen und US-amerikanischer Studien beeinflussen jedoch auch diese Indikatoren die Arbeitsangebotsentscheidung von Müttern. Auf der Agenda künftiger Forschung sollten von daher Analysen stehen, die für diese Einflüsse und auch die Höhe der Elternbeiträge kontrollieren.

Fernerhin haben unsere Ergebnisse jene anderer Studien (*Merkle* (1994) und *Kreyenfeld* und *Hank* (2000)) bestätigt, was die Bedeutung weiterer erklärender Variablen bzgl. der Arbeitsangebotsentscheidung von Müttern angeht: Das Alter des jüngsten Kindes, die Bildung der Mutter und das zusätzliche Haushaltseinkommen haben für die Erklärung des Arbeitsangebotes von Müttern eine hohe Relevanz.

Aus arbeitsmarkt- und sozialpolitischer Perspektive sind die Ergebnisse unserer Untersuchung insofern bedeutsam, als sie darauf hinweisen, dass eine bedarfsgerechte Infrastruktur „Kindertageseinrichtung“³¹ die Erwerbsentscheidung von

³⁰ Die Effekte sind dann aber mit einer größeren Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant.

³¹ Als eine bedarfsgerechte Infrastruktur wird eine Betreuung bezeichnet, die sich an den Präferenzen der Nachfrager (d. h. der Eltern und der Kinder) orientiert (vgl. dazu auch *Kreyenfeld* et al. (1998)).

Müttern mit Kindern im Kindergartenalter signifikant positiv beeinflußt. *Ceteris paribus* kann als Folge eines Ausbaus der Kindergarteninfrastruktur mit einem zunehmendem Arbeitskräftepotential gerechnet werden. Dadurch könnte dem Fachkräftemangel in einigen Sektoren begegnet werden. Gleichzeitig würde vermutlich – auch über eine höhere Geburtenrate – die Beitragsbasis der Sozialversicherungen vergrößert.

Gleichwohl ist *per se* noch nicht geklärt, inwiefern Mütter tatsächlich beabsichtigen, ihre Erwerbsarbeit auszudehnen. Dafür können in unterschiedlichen Untersuchungen empirische Hinweise gefunden werden (vgl. z. B. *Engelbrech* und *Jungkunst* (1998) und *European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions* (2000)). Gesonderte – hier nicht dargestellte – Analysen für das Müttersample unserer Untersuchung haben diese Ergebnisse ebenfalls unterstrichen. Auf die Frage, inwiefern sie eine Erwerbstätigkeit in der Zukunft aufnehmen wollen, antworteten 65% dieser Mütter „wahrscheinlich“ oder „ganz sicher“. Die Mehrheit der Mütter wünscht sich eine Teilzeitbeschäftigung, was mit dem Befund von *Engelbrech* und *Jungkunst* (2001b) übereinstimmt, dass i.d.R. das Familien-Modell eines „Vollverdiener“ und eines teilzeiterwerbstätigen Partners dem von zwei „Vollverdiener“ vorgezogen wird. Wie oben erwähnt, ist auch für die Ausübung einer solchen Teilzeitbeschäftigung i.d.R. mehr als ein Halbtagsbetreuungsplatz von vier Stunden notwendig. Zur Realisierung ihrer Erwerbswünsche benötigen Mütter vielmehr eine qualitativ gute Betreuung für ihre Kinder – sie brauchen insbesondere bedarfsgerechte Angebote, die eine Betreuung über die Mittags-, und Nachmittags- sowie Ferienzeit abdecken (vgl. auch *Engelbrech* und *Jungkunst* (2001b)). Dies würde ebenfalls die Situation der kontinuierlich zunehmenden Zahl alleinerziehender Mütter verbessern. Mit zunehmenden und besseren Beschäftigungsmöglichkeiten würden Alleinerziehende auch – eher als dies gegenwärtig der Fall ist – zusätzliche Betreuungskosten übernehmen bzw. aufbringen; zudem würde ihre starke Transferabhängigkeit reduziert werden. Letztlich ist eine gute Kinderbetreuungsinfrastruktur damit auch ein effizientes Mittel zur langfristigen Vermeidung von Armutslagen bei Risikopersonen.

Vor diesen Hintergründen sind Finanzierungs- und Organisationsmodelle der institutionellen Kinderbetreuung sinnvoll, die eine Bedarfsorientierung in einem größeren Ausmaß erlauben als es die bisherige Objektförderung der freien Träger und das kommunale Angebot tun. So ist über subjektorientierte Förderungsmaßnahmen verstärkt nachzudenken, da sie einen effizienteren Einsatz der öffentlichen Ausgaben in diesem Bereich versprechen. Soll eine solche Subjektförderung nicht mit negativen Arbeitsanreizen verbunden sein,³² so kann über eine zweckgebundene Subjektförderung, zum Beispiel in Form von zweckgebundenen Kinderbetreuungsgutscheinen, nachgedacht werden (vgl. *Kreyenfeld et al.* (2001)). Solche

³² Hinweise auf solche möglichen Effekte gibt auch der in dieser Untersuchung belegte negative Zusammenhang zwischen dem zusätzlichen Haushaltseinkommen und dem Arbeitsangebot.

Fördermaßnahmen könnten ergänzt werden durch familienfreundlichere Arbeitszeiten, aber auch durch eine stärkere Beteiligung der Väter an den Erziehungsaufgaben.³³ Mit einem solchen Maßnahmenbündel könnte – insbesondere in Westdeutschland – das Arbeitskräfteangebot von Frauen weiter erhöht werden.

Literatur

- Alwin, D. F./Braun, M./Scott, J.*(1992): The Separation of Work and Family: Attitudes Towards Women's Labour-Force Participation in Germany, Great Britain, and the United States, in: European Sociological Review, 8, S. 13 – 36.
- Anderson, P./Levine, P.B.* (1999): Child care and mothers' employment decisions. NBER Working Paper No. 7058 (National Bureau of Economic Research). Washington.
- Beblo, M./Wolf, E.* (2000): How much does a year off cost? Estimating the wage effects of employment breaks and part-time periods, ZEW Discussion Paper No. 00–69.
- Berger, M. C./Black, D.A.* (1992): Child Care Subsidies, Quality of Care, and the Labor Supply of Low-Income, Single Mothers, in: The Review of Economics and Statistics, 74, S. 635 – 642.
- Blau, D. M.* (1991): The Quality of Child Care: An Economic Perspective, in: Blau, D. (ed.) The Economics of Child Care, New York, S. 145 – 173.
- (1996): The Production of Quality in Child Care Centers, in: Journal of Human Resources, 32, S. 354 – 387.
- Blau, D. M./Hagy, A.P.* (1998): The Demand for Quality in Child Care, in: Journal of Political Economy, 106, S. 104 – 146.
- Blau, D./Robins, P.K.* (1991): Child Care Demand and Labour Supply of Young Mothers over Time, in: Demography, 28, S. 335 – 351.
- Blundell, R./Duncan, A./MacCrae, J.* (1999): Household Labour Supply, Childcare Costs and Tax Credits, Paper prepared für the workshop „The Economics of Childcare“, November 15th-16th 1999 held at IZA Bonn.
- Bock, K./Timmermann, D.* (2000): Wie teuer sind unsere Kindergärten? Neuwied.
- Büchel, F./Spieß, C.K.* (2002): Form der Kinderbetreuung und Arbeitsmarktverhalten von Müttern in West- und Ostdeutschland. Band 220 der Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Stuttgart.
- Büchel, F./Spieß, C.K./Wagner, G.* (1997): Bildungseffekte vorschulischer Kinderbetreuung. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 49, S. 528 – 539.
- Bundesgesetzblatt (2001): Teil I, Nr. 66.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend* (2001): Mehr Spielraum für Väter, Pressemitteilung vom 6. März 2001, Bonn.

³³ Vgl. dazu auch die im März 2001 gestartete Kampagne des Bundesfamilienministeriums „Mehr Spielraum für Väter“ (*Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend* (2001)).

Bundesregierung (2001): Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armutts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, Berlin.

Cleveland G./Krashinsky, M. (1998): The Benefits and Costs of Good Child Care, The Economic Rationale for Public Investment in Young Children – A Policy Study, University of Toronto at Scarborough.

Datta Gupta, N./Smith, N. (2001): Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark, IZA-Discussion Paper No. 263, Bonn.

Del Boca, D. (1999): Environmental Effects on the Participation and Fertility Decision of Married Women, University of Turin and NYU, mimeo.

Deutsches Jugendinstitut (1993): Tageseinrichtungen für Kinder. Zahlenspiegel, München.

Engelbrech, G./Jungkunst, M. (1998): Erwerbsbeteiligung von Frauen und Kinderbetreuung in ost- und westdeutschen Familien, in: IAB-Werkstattbericht, Nr. 2/16. 1. 1998.

- (2001a): Alleinerziehende Frauen haben besondere Beschäftigungsprobleme, in: IAB-Kurzbericht, Nr. 2/16. 2. 2001.
- (2001b): Wie bringt man Beruf und Kinder unter einen Hut?, in: IAB-Kurzbericht, Nr. 7/12. 4. 2001.

European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (2000): Employment Options and Labour Market Participation, Luxembourg.

Fenge, R./Ochel, W. (2001): Die Vereinbarkeit von Familie und Beruf: der Schlüssel für eine kinderreiche Gesellschaft, in: ifo Schnelldienst, 54, S. 17–29.

Gustafsson, S. S./Stafford, F. (1992): Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden, in: The Journal of Human Resources, 27, S. 204–230.

Hank, K./Kreyenfeld, M. (2001): Childcare and Fertility in (Western) Germany, MPIDR Working Paper 2001–019, Rostock.

Hank, K./Tillmann, K./Wagner, G.G. (2001): Außerhäusliche Kinderbetreuung in Ostdeutschland vor und nach der Wiedervereinigung. Ein Vergleich mit Westdeutschland in den Jahren 1990–1999, MPIDR Working Paper 2001–003, Rostock.

Heckman, J.J. (1974): Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort, in: Journal of Political Economy, 82, S. 136–169.

- (1979): Sample Selection as a Specification Error, in: Econometrica, Band 42, S. 153–162.

Hofferth, S./Collins, N. (2000): Child care and employment turnover, in: Population Research and Policy Review, 19, S. 357–395.

Jenkins, S./Symons, E.J. (2001): Child care costs and lone mothers employment rates: UK evidence, in: The Manchester School, 69, S. 121–147.

Karoly, L.A./Greenwood, P.W./Everingham, S.S./Hoube, J./Kilburn, M.R./Rydell, C.P./Sanders, M./Chiesa, J. (1998): Investing in our children. What we know and don't know about the costs and benefits of early childhood interventions. RAND Corporation 1998 (<http://www.rand.org/publications/MR/MR898>, Stand: 29. August 2001).

- Killingsworth, M. R. / Heckman, J.J. (1986): Female Labor Supply: A Survey, in: Ashenfelter, O. und Layard, R. (1986): Handbook of Labor Economics, Volume I, S. 103 – 204.*
- Kreyenfeld, M. / Spieß, C.K. / Wagner, G.G. (2001): Finanzierungs- und Organisationsmodelle für institutionelle Kinderbetreuung. Analysen zum Status quo und Vorschläge zur Reform, Neuwied.*
- Kreyenfeld, M. / Hank, K. (1999): The Availability of Child Care and Mother's Employment in West Germany, DIW Discussion Paper No. 191, Berlin.*
- (2000): Does the availability of child care influence the employment of mothers? Findings from Western Germany, in: Population Research and Policy Review, 19, S. 317 – 337.
- Lehrer, E.L. / Santero, T. / Mohan-Neill, S. (1991): The Impact of Employer-Sponsored Child Care on Female Labor Supply Behavior: Evidence from the Nursing Profession, in: Population Research and Policy Review, 10, S. 197 – 212.*
- Merkle, L. E. (1994): Frauenerwerbstätigkeit und Kinderbetreuung, Heidelberg.*
- Michalopoulos, C. / Robins, P.K. (1999): Employment and Child-Care Choices in Canada and the United States, Paper prepared für the workshop „The Economics of Childcare“, November 15th-16th 1999 held at IZA Bonn.*
- Müller Kucera, K. / Bauer, T. (2001): Volkswirtschaftlicher Nutzen von Kindertagesstätten, Edition Sozialpolitik, Nr. 5 (Hrsg. Sozialdepartement der Stadt Zürich), Regensdorf.*
- Netzwerk der Europäischen Kommission für Kinderbetreuung und andere Maßnahmen zur Förderung der Vereinbarkeit von Beruf und Familie (1996): Ein Überblick über Angebote für kleine Kinder innerhalb der Europäischen Union 1990 – 1995, Brüssel.*
- SOEP Group (2001): The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years – Overview. In: Vierteljahrsshefte zur Wirtschaftsforschung, Jg.70, Heft 1, S. 7 – 14.*
- Spieß, C.K. (1998): Staatliche Eingriffe in Märkte für Kinderbetreuung. Analysen im deutsch-amerikanischen Vergleich, Frankfurt a. M., New York.*
- Spieß, C.K. / Tietze, W. (2001): Gütesiegel als neues Instrument der Qualitätssicherung von Humandienstleistungen. Gründe, Anforderungen und Umsetzungsüberlegungen am Beispiel von Kindertageeinrichtungen, DIW Diskussionspapier Nr. 243, Berlin.*
- Statistisches Bundesamt (1996): Einrichtungen und tätige Personen in der Jugendhilfe 1994, Fachserie 13, Reihe 6.3, Stuttgart.*
- (2000): Sozialleistungen. Ausgaben und Einnahmen der Öffentlichen Jugendhilfe 1998. Fachserie 13, Reihe 6.4. Stuttgart.
 - (2001a): Ergebnisse der Kinder- und Jugendhilfestatistik 1998. Einrichtungen und tätige Personen in der Jugendhilfe 1998 – unveröffentlichte Arbeitsunterlagen. Wiesbaden.
 - (2001b): Sozialleistungen. Statistik der Jugendhilfe Teil IV. Ausgaben und Einnahmen 1999. Korrigierte Ergebnisse – Arbeitsunterlage. Wiesbaden.
 - (2001c): Statistisches Jahrbuch 2000 für das Ausland, Wiesbaden.
- Statistische Ämter der Länder und des Bundes (2000): Statistik regional (CD-Rom), Ausgabe 2000, Wiesbaden et al.*

- Stolzenberg, R.M. / Waite, L.J. (1984): Local Labor Markets, Children and Labor Force Participation for Wives, in: Demography, 21, S. 157 – 170.*
- Tietze, W. / Roßbach, H.G. / Roitsch, K. (1993): Betreuungsangebote für Kinder im vorschulischen Alter. Ergebnisse einer Befragung von Jugendärntern in den alten Bundesländern, Schriftenreihe des Bundesministeriums für Frauen und Jugend, Stuttgart u. a.*
- Tietze, W. et al. (1998): Wie gut sind unsere Kindergärten?, Neuwied et al.*
- Waldfogel, J. (1995): The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in a young British Cohort, in: Oxford Economic Papers, 47, S. 584 – 610.*
- Ward, C. / Dale, A. / Joshi, H. (1996): Combining Employment with Childcare: An Escape from dependence?, in: Journal of Social Policy, 25, S. 223 – 247.*
- Whittington, L. / Averett, S. / Anderson, D. (2000): Choosing children over career? Changes in the postpartum labor force behavior of professional women, in: Population Research and Policy Review, 19, S. 339 – 355.*
- Zimmermann, K. F. (1993): Labour Responses to Taxes and Benefits in Germany, in: Atkinson, A. B. / Mogensen, G.V. (Hrsg.): Welfare and Work Incentives. A North European Perspective, Oxford, S. 192 – 240.*

Anhang

Tabelle A 1

**Schätzung der Wahrscheinlichkeit einer Erwerbsbeteiligung bei Müttern
(Vorstufe des Heckman-Modells; Probit)**

| Kovariaten | Koeffizienten | (Standard-Fehler) |
|---------------------------------|---------------|-------------------|
| Kindergartenversorgung | 0,013* | (0,006) |
| Hortversorgung | -0,022 | (0,042) |
| Anteil Ganztagsplätze | 0,901+ | (0,546) |
| Anzahl Kindergartenkinder | -0,290+ | (0,176) |
| Anzahl Schulkinder | -0,162 | (0,112) |
| Alter jüngstes Kind | 0,315** | (0,070) |
| Alter der Mutter | 0,097 | (0,098) |
| (Alter der Mutter) ² | -0,001 | (0,001) |
| Lehrabschluss | 0,353* | (0,163) |
| Hochschulabschluss | 0,760** | (0,284) |
| Zusätzliches Haushaltseinkommen | -0,113** | (0,038) |
| Alleinerziehend | -0,665* | (0,273) |
| Stadt | -0,147 | (0,169) |
| Land | 0,051 | (0,257) |
| Regionale Arbeitslosenquote | -0,015 | (0,028) |
| Konstante | -3,816* | (1,976) |

Fortsetzung Tabelle A1:

| Kovariaten | Koeffizienten | (Standard-Fehler) |
|--|---------------|-------------------|
| N | 365 | – |
| Ungewichteter Mittelwert der abhängigen Variablen (1 = erwerbstätig, 0 = nicht erwerbstätig) | 0,452 | – |
| Log Likelihood | –220,0 | – |
| Likelihood Ratio Statistic | 62,7** | – |

Signifikanzniveaus: **: p < 0,01; *: p < 0,05; +: p < 0,10.

Quelle: SOEP (1998), eigene Berechnungen.

Koreferat zum Beitrag von C. Katharina Spieß und Felix Büchel

Von *Anita B. Pfaff**, Augsburg

A. Einleitung

Das Referat widmet sich einem Thema mit wissenschaftlicher *und* politischer Brisanz: Zum einen wurde gerade bzgl. des Arbeitsangebotsverhaltens in der volkswirtschaftlichen Theorie relativ frühzeitig festgestellt, dass *homo oeconomicus* kein geschlechtsloser Hermaphrodit ist, sondern vielmehr signifikante geschlechtsspezifische Unterschiede im Arbeitsangebotsverhalten bestehen (*Mincer* (1962) und *Pfaff* (1994)). Zunächst war es der Familienstand – als beobachtbare Variable – der als Determinante des Arbeitsangebotsverhaltens Beachtung fand. Heute wird mehr noch als früher die Mutterschaft als eigentliche Ursache für die geschlechtsspezifischen Unterschiede im Arbeitsangebotsverhalten betrachtet – nicht mehr die Ehe. Das ist folgerichtig, da das typische Arbeitsangebotsverhalten der Mittelstandsehefrau heute längst nicht mehr mit der Aufgabe der Erwerbstätigkeit bei der Eheschließung einhergeht, wie dies bis in die 1960’er Jahre der Fall war. (Die Arbeiterin oder die Frau des einfachen Arbeiters war ohnehin auch früher in der Regel durchgängig erwerbstätig, auch wenn sie gleichzeitig kleine Kinder zu versorgen hatte.) Dennoch wird heute wie damals die Mehrzahl der Kinder in Ehen geboren bzw. von Verheirateten (oder verheiratet Gewesenen) groß gezogen. Andererseits hat die Zahl der Einelternfamilien in den letzten Dekaden (wieder) deutlich zugenommen (*Bach* (2001)). Als vergleichsweise neues Phänomen kommt hinzu, dass ein steigender Anteil der Frauen dauerhaft kinderlos bleibt (*WSI/INIFES/Tondorf* (2002)).

In der Politik zeichnet sich parteiübergreifend ein zunehmendes Interesse an familienpolitischen Belangen aus. Die im Zusammenhang mit der Neuregelung des Schwangerschaftsabbruchs unter der christ-liberalen Koalition eingeführte „Garantie des Kindergartenplatzes“, der sich nur Bayern formal entzogen hat, hat auch in den alten Ländern zu einer deutlichen Ausweitung des Angebots an Kindergartenplätzen für 3–6jährige geführt. Das Bundesverfassungsgericht hat in verschiedenen Urteilen seit Beginn der 1990’er Jahre wiederholt gefordert, dass in künftigen

* Professorin am Institut für Volkswirtschaftslehre der Universität Augsburg und Internationales Institut für empirische Sozialökonomie (INIFES).

Sozialrechtsreformen der Tatbestand der Familie – speziell der Kinder – zu berücksichtigen sei. Die rot-grüne Koalition hat darauf als erste Antwort Ausweiterungen im dualen Familienlasten- bzw. Familienleistungsausgleich vorgenommen.

Das Referat von *Spiess* und *Büchel* befasst sich mit diesen brisanten Fragen unter einem sehr spezifischen methodisch-wissenschaftlichen Blickwinkel: Es wird abweichend von den Arbeiten anderer Autoren die Auswirkung bzw. die statistische Signifikanz der *regional differenzierten* Ausstattung mit Kindergarteninfrastruktur auf das Arbeitsangebotsverhalten von Müttern untersucht. Während vergangene Arbeiten keine regionale Differenzierung vornahmen und auch keine signifikanten Beziehungen zwischen Kindergartenausstattung und Arbeitsangebotsverhalten von Müttern feststellen konnten, gelang es der Autorin und dem Autor, dies in der verwendeten Spezifikation nachzuweisen. Eine solche – oder noch differenziertere – Spezifikation der Infrastrukturverfügbarkeit scheint eindeutig notwendig, geht man davon aus, dass in der Nutzung von personalen Dienstleistungen, um die es sich bei der Kinderbetreuung zweifelsohne handelt, das tägliche persönliche Zusammenwirken und Zusammentreffen von Dienstleistern und Nutzenden erforderlich ist. Deshalb kann nur die täglich erreichbare Infrastruktureinrichtung verhaltensrelevant werden. Allerdings wäre es für den Ansatz sogar vorteilhaft, wenn eine noch weitergehende Differenzierung möglich wäre. *Spiess* und *Büchel* haben die Infrastrukturausstattung des Wohnortkreises den Haushaltsdaten der Personen im Sample zugeordnet. Wie die Praxis zeigt, ist de facto aber die Ausstattung der eigenen Gemeinde / Stadt, wenn nicht sogar des Orts- oder Stadtteils, für die Nutzung maßgeblich. Mit unter entscheidet sogar die Möglichkeit, den Kindergarten mit dem Kind zu Fuß zu erreichen, über die Inanspruchnahme des Angebots. Eine solche kleinräumige Differenzierung kann allerdings aus Gründen der Datenverfügbarkeit nicht vorgenommen werden. Unterstellt man eine positive Korrelation von Gemeinde- und Kreisausstattung mit Kindergarteninfrastruktur, so kann diese Spezifikation ausreichen, um einen signifikanten Effekt nachzuweisen.

Zu der methodisch wie inhaltlich sehr interessanten und begrüßenswerten Arbeit seien einige spezifische Anmerkungen gestattet:

B. Zu den „Nutzen der Kinderbetreuung aus arbeitsmarkt- und sozialpolitischer Sicht“ (Kapitel B. I)

- a) Nicht nur die Erwerbsunterbrechung hat – wie die dynamische Arbeitangebots-theorie uns auch lehrt – negative Effekte auf das künftige Arbeitsangebot und die Arbeitsmarktchancen. Die Perioden von Teilzeitarbeit haben neben den Langzeitwirkungen auf die Lohnhöhe und die Beschäftigungschancen in zweifacher Hinsicht gemäß des deutschen Sozialrechts negative Folgewirkungen für die Rente. Zum einen sind die eigenen Rentenansprüche Teilzeitbeschäftiger gering und in aller Regel deutlich unter dem sozialversicherungspflichtigen Durchschnittseinkommen.

Zum anderen drückt ein steigender Anteil Teilzeitbeschäftiger den Durchschnitt des sozialversicherungspflichtigen Einkommens, auf das die Rentenanwartschaften der Periode bezogen werden, so dass die Rentenanwartschaften aus den normalerweise über dem Durchschnitt liegenden Einkommen der Vollzeitbeschäftigen im Vergleich zu den der Teilzeitbeschäftigten ansteigen. Orientieren sich künftige Rentenreformen hinsichtlich des Rentenniveaus über die Standardrente an den nach wie vor zahlenmäßig überwiegenden Vollzeitbeschäftigten, so sind Unterversorgung und Altersarmut der Kindererziehenden mit Teilzeitphasen fast ebenso vorprogrammiert wie bei Personen mit Erwerbsunterbrechungen, wenn sie nicht auch in Zukunft auf Ehegatteneinkommen oder Witwenrenten rekurrieren können.

- b) Aufgrund der intertemporalen Bedingtheit von Erwerbs- und Lohnersatzeinkommen ist davon auszugehen, dass kurzfristige Transfers wie Erziehungs- bzw. Elterngeld Lebenseinkommensverluste in Folge von Erwerbsunterbrechungen nie ausgleichen können. Politisch sind jedoch auf Dauer angelegte Transfers, die dies bewerkstelligen könnten, nicht durchsetzbar. In der Tendenz werden somit die Nutzen der Kinder sozialisiert, die Kosten zu einem ganz erheblichen Teil vor allem bei den kindererziehenden Elternteilen privatisiert.
- c) Für die Erfassung der Nutzen der Kinderbetreuung für Kinder und ihre Familien muss auch die Sozialisationsfunktion des Kindergartens berücksichtigt werden. Dies gilt umso mehr in einer Gesellschaft mit steigendem Anteil von Einzelkindern.
- d) Da die Kinderbetreuung – vor allem bei entsprechender zeitlicher Ausgestaltung – den Erhalt des auf dem Arbeitsmarkt verwertbaren Humankapitals kindererziehender Elternteile fördert, gehen von ihr auch Nutzen für die Unternehmen aus. Diese können als positive externe Effekte der Kinderbetreuung angesehen werden. In der Folge ist die Frage berechtigt, inwieweit und in welcher Form Unternehmen deshalb auch an der Finanzierung und / oder Sicherstellung von Kinderbetreuung bzw. generell an Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Beruf und Familie aus normativen und ordnungspolitischen Überlegungen zu beteiligen wären. In diesem Zusammenhang ist weniger an Betriebskindertagesstätten als an die Kooperation der Unternehmen mit Gemeinden (in Form von public-private-partnership) bzw. mit Trägern von Kinderbetreuungseinrichtungen zu denken. Etwa die Beteiligung am Defizit von Kinderbetreuungseinrichtungen nach einem wertschöpfungs-bezogenen oder beschäftigten-bezogenen Schlüssel ist ins Auge zu fassen.
- e) Neben den Nutzen, die der Unternehmenssektor aus der besseren aktuellen Verwertbarkeit der Arbeitskraft Kindererziehender gewinnt, ist die Erziehungs-aufgabe langfristig für die Schaffung des künftigen Arbeitskräftepotentials von Bedeutung. Dabei ist methodisch die Frage von Bedeutung, inwieweit dies „nur“ als gesamtgesellschaftlicher Nutzen zu erfassen ist oder eine spezifische Zurechnung von Teilen dieses Nutzens als „Humankapitalinfrastruktur“ auf den

9 Schriften d. Vereins f. Socialpolitik 294

Unternehmenssektor angebracht wäre. Angesichts praktischer Zurechnungsprobleme würde man allerdings analog zur Behandlung von physischer staatlicher Infrastruktur in der VGR die „Humankapitalinfrastruktur“ im Zweifelsfall wie den Endverbrauch (als „Staatlicher Konsum“ in der VGR erfasst) der Gesellschaft insgesamt und nicht teilweise, quasi als Zwischenprodukt, dem Unternehmenssektor zurechnen müssen. Zu beachten ist jedoch, dass aus diesem „Humankapital-Zwischenprodukt“ der Zukunft auch Unternehmen, die – egal ob absichtlich oder zufällig – keine oder kaum beschäftigten, gleichermaßen Nutzen ziehen wie die Arbeitgeber von Eltern.

- f) Ein gesamtgesellschaftlicher Nutzen entsteht in einem durch zu niedrige Geburtenraten gekennzeichneten Land durch die Kinderbetreuung auch dann, wenn ein positiver Einfluss von Quantität und Qualität der Kinderbetreuungsinfrastruktur auf die Fertilität ausgeht. In der Theorie endogener Fertilität wird eine Beziehung zwischen der Entscheidung, Kinder zu bekommen und ökonomischen bzw. sozialpolitischen Faktoren postuliert (vgl. *Becker* (1991), *Zimmermann* (1985) und *Althammer* (2000)). Auch in einem Land, das wie Deutschland historisch bedingt eine explizit pronatalistische bzw. bevölkerungspolitisch motivierte Politik ablehnt, wird eine Auswirkung von Familienpolitik auf die Fertilität nicht grundsätzlich in Abrede gestellt. Mindestens unterschwellig wird die Frage gestellt, ob Maßnahmen wie der duale Familienlasten- oder Familienleistungsausgleich oder die Verbesserung der Kinderbetreuungsinfrastruktur hierbei die größere Wirkung entfalten. Die im internationalen Kontext zu beobachtende positive Korrelation zwischen Fertilität und Frauenerwerbsbeteiligung sowie der Betreuungsinfrastruktur deutet darauf hin, dass Maßnahmen zu Vereinbarkeit von Beruf und Familie eher positiv auf die Fertilität wirken als Maßnahmen zur Vermeidung der Vereinbarkeit. Wenn *Spiess* und *Büchel* für Deutschland den statistischen Beleg für eine Signifikanz der Beziehung zwischen Infrastrukturausstattung und Erwerbsbeteiligung erbringen, schließen sie mindestens einen Teil dieser Argumentationskette.
- g) Entsprechend dem Anliegen der Kosten-Nutzen-Analyse als Bewertungsinstrument und Entscheidungshilfe für öffentliche Infrastrukturplanung muss auch für die Investition in Kinderbetreuungseinrichtungen mit Blick auf die Langfristigkeit der Wirkungen ein sehr breiter Ansatz zur Erfassung tangibler und intangibler, direkter und indirekter Nutzen Verwendung finden. Dies stellt ein generelles Problem der Kosten-Nutzen-Analyse dar, gilt aber bei familienpolitisch relevanten Maßnahmen mit Sicherheit in sehr hohem Maße.

Ein spezielles Problem ergibt sich aus der Behandlung der Nutzen, die im Zusammenhang mit der verbesserten Beschäftigungsmöglichkeit entstehen, in Phasen der Unterbeschäftigung des Arbeitskräftepotentials. Als Nutzen kann zwar sicher die durch eine *zusätzliche* Beschäftigung der kindererziehenden Eltern geschaffene Wertschöpfung angesehen werden. Gelingt tatsächlich eine Ausweitung der Beschäftigung, so ist der daraus resultierende Nutzenzuwachs

unstrittig. Schwieriger gestaltet sich die Bewertung der Nutzen, wenn sich bei hoher Arbeitslosigkeit (nur) ein Verdrängungseffekt auf dem Arbeitsmarkt einstellt, da in diesem Fall der Nutzengewinn der beschäftigten Elternteile dem eventuellen Nutzenverlust der „verdrängten“ Arbeitskräfte (interpersoneller Nutzenvergleich) gegenüber zu stellen ist – ohne dass über eine Zunahme des Sozialprodukts eindeutige Nutzengewinne für die Gesellschaft insgesamt entstehen.

C. Zu den „Deutschen Besonderheiten der Förderung von Kindertageseinrichtungen“ (Kapitel B. II)

- a) Die Feststellung, Kommunen bzw. der öffentliche Sektor würden einen ganz erheblichen Anteil an der Finanzierung der Kindergärten tragen, trifft zu. Allerdings treten bekanntlich bei Infrastruktureinrichtungen unterschiedliche Effekte in den Planungs-, Erstellungs- und Leistungsabgabephasen auf. Die spezifischen, uneinheitlichen Finanzierungsmodalitäten spielen dabei eine wichtige Rolle. So bestehen zeitliche und regionale Unterschiede in der Beteiligung der Länder an den Investitionskosten. Bei den laufenden Kosten bestehen Unterschiede im Umfang der freiwilligen kommunalen Finanzierung etwa von zusätzlichem Personal oder eventuell bei der Abdeckung von Betriebsdefiziten.
- b) Die Schaffung eines Rechtsanspruchs auf einen Kindergartenplatz hatte im Bereich des erforderlichen minimalen Halbtagsangebots – das allerdings auch bis jetzt nicht überall voll erfüllt ist – große Bedeutung. M. E. ist jedoch auch ein indirekter Effekt darüber hinaus festzustellen: Die Angebote der Kinderbetreuung haben sich über die zeitliche Minimalversorgung hinaus in Form von Ganztagsgruppen und verlängerten Vormittagsgruppen und den Verzicht auf Nachmittagsgruppen zunehmend an den Bedarf Erwerbstätiger angepasst. Auch die Versorgungsquote erfasst im Prinzip keine Nachmittagsgruppen, wenn sie zusätzlich zu bzw. parallel zu Vormittagsgruppen angeboten werden.
- c) Die hohe Bedeutung einer absolut verlässlichen (tatsächlichen Garantie eines Kindergartenplatzes als Teil der kommunalen Daseinsvorsorge) und bedarfsgerechten (einschließlich der Versorgung der bis 3jährigen und der Schulkinder sowie entsprechend vorgegebener Arbeitszeiten) Ausgestaltung von Kinderbetreuung lässt die These plausibel erscheinen: Eine merkliche Auswirkung auf die Kinderzahl wird sich erst einstellen, wenn eine durchgängige Betreuung in allen Altersgruppen und eine bessere Versorgung vor allem für Alleinerziehende gewährleistet ist.

D. Zu den „Bisherigen Arbeiten“ (Kapitel C.)

- a) Dass bislang keine statistisch signifikante Auswirkung der Versorgungssituation mit Kinderbetreuung ganzer Länder auf die Müttererwerbstätigkeit nachgewiesen werden konnte, kann bei den hohen regionalen und lokalen Schwankungen in der Versorgungsdichte und der Erwerbsbeteiligung von Müttern nicht erstaunen. Es wäre sicher auch in der Untersuchung von Spiess und Büchel wünschenswert gewesen, die Versorgungssituation für die Analyse nicht nur regional (auf Landkreisebene) sondern kleinräumig auf Gemeinde- bzw. Ortsteilebene erfassen zu können. Vermutlich wären damit auch die Signifikanzniveaus der relevanten Parameter gestiegen.
- b) Untersuchungen für Deutschland bzw. die alten Bundesländer sollten sich angesichts der absolut unzureichenden Versorgungsangebote bei Krippen- und Hortplätzen auf Mütter mit Kindergartenkinder beschränken. Um signifikante Effekte der Kinderbetreuung auf die Erwerbsbeteiligung zu identifizieren, wäre es des Weiteren sinnvoll gewesen, gesondert Untersuchungen im Hinblick auf Ganztagsplätze und verlängerten Vormittagsplätze vorzunehmen, da eine Betreuung von maximal vier Stunden pro Tag ohne zusätzliche Betreuungsmöglichkeiten de facto keine Erwerbstätigkeit ermöglicht.

E. Zur empirischen Analyse (Kapitel D.)

- a) Eine zweistufige Schätzung der Beziehungen scheint durchaus problemadäquat.
- b) Hinsichtlich der Auswahl der Preis-Variablen ist für den deutschen Kontext zu berücksichtigen, dass das Jugendamt die Kindergartengebühren für Sozialhilfeempfängerinnen bezahlt. Wirksam werden bei ihnen somit als finanzielle Zugangsbarriere nur die „Nebenkosten“.
- c) Der Autorin und dem Autor ist zuzustimmen, wenn sie eine umfassende Strukturanalyse der Versorgungssituation für wünschenswert halten. Allerdings wäre in diesem Fall das Instrument der Regressionsanalyse möglicherweise auch überfordert.
- d) Die Proxy-Variable „Schulkinder“ für die institutionelle Betreuung scheint wenig geeignet.

F. Anmerkung zu den Ergebnissen

Zu den Ergebnissen ist anzumerken, dass sie nicht unerwartet sind. Wie bereits ausgeführt wurde, könnte vermutlich eine weitere Verfeinerung der Erfassung der Versorgungsstruktur zu höheren Signifikanzen der relevanten Regressionskoeffi-

zienten führen. Der Umstand, dass vor allem erst die Berücksichtigung der Ganztagsquote die Signifikanz gebracht hat, spricht hierfür.

G. Abschließende Bemerkung

Abschließend sei bemerkt, dass sich dieser Aufsatz in die zu beobachtende Entwicklung des Paradigmenwechsels der Familienpolitik von der Betonung des dualen Familienlastenausgleichs hin zur Verbesserung der (simultanen) Vereinbarkeit von Beruf und Familie durch die Ausgestaltung der Betreuungseinrichtungen einfügt und ihn ein weiteres Stück voranbringt.

Literatur

- Althammer, J. (2000): Ökonomische Theorie der Familienpolitik, Heidelberg.*
- Bach, A. (2000): Renaissance der Ein-Eltern-Familien? Eine demographische und sozio-ökonomische Analyse der Entwicklung in Deutschland und Großbritannien, Dissertation, Universität Augsburg.*
- Becker, G. (1991): A Treatise on the Family, 2. erweiterte Auflage, Cambridge u. a.O.*
- Mincer, J. (1962): Labor Force Participation of Married Women, in: National Bureau of Economic Research (Hrsg.), Aspects of Labor Economics, Princeton, S. 63 – 105.*
- Pfaff, A. (1994): Frauenforschungsansätze in der Volkswirtschaftslehre, in: Senatskommission für Frauenforschung der Deutsche Forschungsgemeinschaft (Hrsg.), Sozialwissenschaftliche Frauenforschung in der Bundesrepublik Deutschland. Bestandsaufnahme und forschungspolitische Konsequenzen, Mitteilung 1, Berlin, S. 190 – 220.*
- WSI/INIFES/Tondorf (2002): Bericht zur Berufs- und Einkommenssituation von Männern und Frauen, Bericht im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Düsseldorf u. a.O.*
- Zimmermann, K.F. (1985): Familienökonomie. Theoretische und empirische Untersuchungen zur Frauenerwerbstätigkeit und Geburtenentwicklung, Berlin u. a. O.*

Bruttoeinkommensverteilung in Deutschland 1984 – 1999 und Ungleichheit unter ausländischen Erwerbstäigen

Von *Regina T. Riphahn*, Basel

A. Einleitung

Die Thematik der Einkommensverteilung in Deutschland genießt sowohl aktuelles öffentliches als auch dauerhafteres wissenschaftliches Interesse: Im Rahmen des ersten Armuts- und Reichtumsberichtes der Bundesregierung gelangten im Jahr 2001 erstmals die mit der Einkommens- und Vermögensverteilung verbundenen Fragestellungen ins Rampenlicht. Dabei werden unter Ökonomen Fragen der Einkommensverteilung unter dem Schlagwort der „Lohnspreizung“ schon lange und deutlich pointierter gestellt (beispielsweise SVR (2000, Ziffer 416 ff.)). Angesichts der im Vergleich zu Ländern mit stärkerer Einkommensungleichheit hohen Arbeitslosigkeit in Deutschland wird verstärkte Lohnspreizung zur Lösung des Unterbeschäftigungproblems gefordert. Der Vorteil der Lohnspreizung liegt nicht nur darin, dass die Aufweichung der unteren Tarifgrenzen zu zusätzlicher Beschäftigung für Geringqualifizierte beiträgt. Darüber hinaus verspricht man sich durch eine stärkere Streuung der Entlohnung im oberen Bereich verstärkte Anreize für Humankapitalinvestitionen.

Angesichts des breiten Interesses für Fragen der Einkommensverteilung ist es erstaunlich, wie wenig empirische Langfriststudien zu dieser Thematik vorliegen. Zahlreiche Beiträge zur Einkommensverteilung untersuchen den haushaltsspezifischen Wohlstand auf Basis von Nettohaushaltsäquivalenzeinkommen.¹ Diese Untersuchungen lassen jedoch die Verteilung von unkorrigierten Arbeitseinkommen im Sinne einer Betrachtung des Preises für Arbeit unberücksichtigt.

Der Preis für Arbeit wurde von *Steiner* und *Wagner* (1998) für Männer in den 1980er Jahren thematisiert. Eine detaillierte Studie der Stundenlöhne für Männer in der Zeit von 1984 bis 1997 präsentierte *Prasad* (2000). *Steiner* und *Hölzle* (2000) betrachten die Konvergenz der Löhne in Ost- und Westdeutschland seit 1990 und *Hunt* (2001) konzentriert sich auf die Bruttomonatslohnentwicklung von 1990 bis 1996. Alle diese Untersuchungen wurden mit den Daten des Sozioökonomischen Panels (GSOEP) erstellt. *Fitzenberger* (1999) nutzt für seine detaillierte Analyse

¹ Siehe *Bundesregierung* (2001) oder *Krause* et al. (2001) und dort angegebene Quellen.

der Tageslöhne von Männern in den Jahren 1975 – 1990 die Daten der Beschäftigtenstichprobe der Bundesanstalt für Arbeit. *Becker* (2000) vergleicht die Einkommenssituation der Jahre 1988 und 1993 in einer Dekomposition der Haushaltsäquivalenzeinkommen mit Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. Das Ergebnis betont die Bedeutung der Verteilung der Bruttoarbeitseinkommen auch aus der Sicht der Wohlstandsmessung.²

Eine Darstellung der Bruttoeinkommensentwicklung bis zum Ende der 90er Jahre für die Gesamtbevölkerung fehlt in der Literatur und wird hier geleistet. Im Einzelnen wird die Entwicklung der Bruttonomonatseinkommen für vollzeiterwerbstätige Frauen und Männer, Deutsche und Ausländer, in den alten und neuen Bundesländern sowie in privatwirtschaftlichen Beschäftigungsverhältnissen und im öffentlichen Dienst verglichen. Von vorherigen Studien unterscheidet sich die Untersuchung durch die Berücksichtigung von Bruttonomonatseinkommen mit und ohne Sonderzahlungen, durch die Betrachtung der Situation mit und ohne bezahlte Überstunden, durch die Beschreibung der Entwicklung auch für weibliche und ausländische Beschäftigte, sowie durch die Auswertung von Daten bis zum Jahr 1999 einschließlich.

Datensatz, Stichproben und Variablendefinitionen werden im ersten Teil des nächsten Abschnitts beschrieben. Es folgt eine Darstellung der Bruttoeinkommensentwicklung in den letzten 16 Jahre für unterschiedlich abgegrenzte Bevölkerungsgruppen. Diese Beschreibung macht Aspekte deutlich, die in der wissenschaftlichen Diskussion bislang übersehen wurden. Nach einem Überblick über Theorie und Methodik in der Literatur zur Einkommensverteilung in Kapitel C wird einer dieser Aspekte, nämlich der drastische Anstieg in der Einkommensungleichheit unter ausländischen Beschäftigten, in Abschnitt D detailliert auf seine Determinanten hin untersucht. Abschnitt E fasst die Studie zusammen und stellt das weitere Forschungsprogramm dar.

B. Beschreibung der Daten und erste Evidenz

I. Datensatz und Stichprobe

Zur Betrachtung der personalen Einkommensentwicklung in Deutschland stehen verschiedene Datensätze zur Verfügung. Dazu gehören der Mikrozensus, die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) sowie das deutsche sozioökonomische Panel (GSOEP). Dabei ist jeder Datensatz durch spezifische Vor- und Nachteile gekennzeichnet. So erfasst die repräsentative Befragung im Mikrozensus das Einkommen nur in Nettoeinkommensgruppen. Die EVS nutzt ebenfalls eine große Stichprobe und erfasst detaillierte Einkommensmaße. Sie ist jedoch nicht repräsentativ.

² „Die Zerlegung der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten ergibt, dass die Verteilungsungleichheit zum größten Teil durch die Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Arbeit bestimmt wird.“ (*Becker* (2000, S. 400)).

tativ, wird nur alle 5 Jahre erhoben und schließt Individuen mit Einkommen oberhalb eines monatlichen Maximalwertes von der Befragung aus.

Hier werden die Daten des sozioökonomischen Panels genutzt (siehe *SOEP Group* (2001)). Dabei handelt es sich um die seit 1984 jährlich wiederholte Befragung von anfangs circa 6.000 deutschen Haushalten mit rund 12.000 Personen. Die Basisstichprobe enthält überproportional viele Ausländer und wurde 1990 um ostdeutsche Haushalte mit circa 4.500 Personen ergänzt. Seit 1994 werden zusätzlich Informationen von Immigranten erhoben und seit 1998 wird eine zusätzliche Ergänzungsstichprobe mit ungefähr 2.000 Personen befragt. Der Vorteil des GSOEP liegt darin, dass von der gesamten Zufallsstichprobe Bruttoeinkommen erfasst werden. Wenngleich die Stichprobe deutlich kleiner ist als die der anderen beiden Datensätze, können doch mit Hilfe von Querschnittsgewichten repräsentative Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland berechnet werden.

Die hier untersuchte Stichprobe besteht aus Individuen, die folgende für diese Art von Untersuchungen üblichen Kriterien erfüllen: (a) vollzeitbeschäftigt, (b) zwischen 18 und 65 Jahre alt, (c) Bruttomonatseinkommen angegeben, (d) nicht in Ausbildung, nicht selbstständig, nicht mithelfende Familienangehörige, nicht Landwirte. Das unterste halbe Prozent der Stichprobe mit den niedrigsten Bruttoeinkommen wird von der Stichprobe ausgeschlossen, da im Bereich von unter 1122 DM Bruttoeinkommen (in 1995er DM) nahezu zwingend Messfehler bei der Einkommensangabe vorliegen.

Die resultierende Stichprobe wird für Männer und Frauen, für Ost- und Westdeutschland sowie für Deutsche und Ausländer getrennt betrachtet. Tabelle 1 beschreibt die Stichprobe. In der Literatur wurde die Betrachtung der Einkommen von vollzeiterwerbstätigen Frauen bislang vernachlässigt. Der Grund dafür liegt in der potentiellen Selektivität bei Vollzeitbeschäftigungsverhältnissen von Frauen, die oft eine niedrigere Erwerbsquote als Männer aufweisen. Dieses Problem bleibt im deskriptiven Teil dieser Studie unberücksichtigt.

Tabelle 1
Merkmale der Stichprobe

| Merkmal | West | | Ost | |
|--------------------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| | Anzahl der Beobachtungen | Gewichteter Anteil (in %) | Anzahl der Beobachtungen | Gewichteter Anteil (in %) |
| Jahr = 1984 | 4683 | 5,68 | – | – |
| Jahr = 1985 | 4238 | 5,70 | – | – |
| Jahr = 1986 | 4148 | 5,83 | – | – |
| Jahr = 1987 | 4145 | 6,06 | – | – |
| Jahr = 1988 | 3943 | 6,11 | – | – |
| Jahr = 1989 | 3951 | 6,33 | – | – |
| Jahr = 1990 | 3821 | 6,45 | – | – |

Fortsetzung Tabelle 1:

| Merkmal | West | | Ost | |
|----------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| | Anzahl der Beobachtungen | Gewichteter Anteil (in %) | Anzahl der Beobachtungen | Gewichteter Anteil (in %) |
| Jahr = 1991 | 3803 | 6,43 | 1739 | 11,57 |
| Jahr = 1992 | 3698 | 6,47 | 1804 | 12,26 |
| Jahr = 1993 | 3728 | 6,65 | 1622 | 11,37 |
| Jahr = 1994 | 3517 | 6,50 | 1568 | 11,33 |
| Jahr = 1995 | 3722 | 6,44 | 1548 | 11,30 |
| Jahr = 1996 | 3603 | 6,54 | 1482 | 11,12 |
| Jahr = 1997 | 3460 | 6,50 | 1435 | 11,01 |
| Jahr = 1998 | 3696 | 6,04 | 1447 | 9,76 |
| Jahr = 1999 | 3641 | 6,27 | 1443 | 10,29 |
| Männer | 43127 | 69,10 | 8220 | 60,02 |
| Frauen | 18670 | 30,90 | 5868 | 39,98 |
| Deutsche | 44140 | 89,48 | 14041 | 99,08 |
| Nichtdeutsche | 17657 | 10,52 | 47 | 0,92 |

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

II. Definition der Einkommensvariablen

Das GSOEP erfasst die Bruttoeinkommen Erwerbstätiger auf zweifache Weise. Zum einen wird im Rahmen eines „Einkommenskalendariums“ rückblickend für das vergangene Kalenderjahr das durchschnittliche monatliche Bruttoeinkommen erfragt. Dieses umfasst den Lohn oder das Gehalt als Arbeitnehmer einschließlich je nach Befragungsjahr: Kurzarbeitergeld, Schlechtwettergeld, Krankengeld, Ausbildungsvergütung, Vorrhestandsbezüge oder Lohnfortzahlung im Krankheitsfall. Darüber hinaus wird erfragt, wie hoch der Bruttoverdienst (ohne Kindergeld und Sonderzahlungen wie beispielsweise Urlaubsgeld, aber einschließlich Überstundenentgelt) im letzten Monat vor der Befragung war. Diese Variable wird in der vorliegenden Analyse ausgewertet. Ein Vorteil gegenüber der Entgeltvariable aus dem letzten Kalenderjahr ist, dass die Information aktuell und damit präziser vorliegen sollte als ein selbst berechneter Mittelwert über verschiedene Einkommenstypen des vergangenen Jahres.³ Außerdem ist der für den letzten Monat erfragte Wert enger an die tatsächliche Arbeitsleistung gebunden als die Mischung aus Einkommen und Transfers aus dem Vorjahr.

³ Steiner und Wagner (1998) verwenden die retrospektive Information für ihre Analyse der Bruttolohnentwicklung in den 80er Jahren, Steiner und Hözle (2000) sowie Prasad (2000) nutzen die Vormonatsinformation zur Berechnung von Stundenlöhnen, und Hunt (2001) untersucht die Monatseinkommen aus dem Vormonat.

Neben dem Bruttoeinkommen liegen ebenfalls Informationen zum Nettoeinkommen des letzten Monats vor. Diese Größe wird durch die institutionellen Regeln von Steuersystem und Familienleistungsausgleich bestimmt und ist daher ein wichtiger Indikator für Analysen der Wohlstandssituation von Haushalten. Da das Interesse hier aber dem Preis des heterogenen Gutes Arbeit und seiner Entwicklung über die Zeit gilt, liegt der Fokus auf der Bruttogröße.

Drei Alternativen zur Betrachtung von reinen Bruttomonatseinkommen sind möglich: Erstens könnten Stundenlöhne berücksichtigt werden, zweitens könnte das Entgelt um betriebliche Sonderzahlungen wie Urlaubsgeld, 13. oder 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld, Gewinnbeteiligung oder ähnliches ergänzt werden und drittens könnten bezahlte Überstunden aus dem Bruttoentgelt herausgerechnet werden. Eine Berechnung von Stundenlöhnen wird hier *Hunt* (2001) folgend nicht vorgenommen, da die Information zur vereinbarten bzw. tatsächlichen Arbeitszeit zum einen nicht für alle Beobachtungen bereit steht und zum anderen mit Messfehlern behaftet ist.

Informationen zu Sonderzahlungen (jährlich erfragt für das vergangene Kalenderjahr) werden hingegen in der deskriptiven Analyse ausgewertet. Dazu wird die Summe der Jahressonderzahlungen anteilig den Bruttomonatseinkommen zugerechnet. Über die Ergebnisse berichtet der nächste Unterabschnitt, wobei auch hier fehlende Werte bei den Angaben zu Sonderzahlungen zu einem Rückgang der Stichprobengröße um fast 25 Prozent führen.⁴

Ein Charakteristikum unseres Einkommensmaßes ist, dass es zwar einheitlich für Vollzeitbeschäftigte erhoben wird, jedoch möglicherweise die Bezahlung stark unterschiedlicher Arbeitsleistungen vergleicht, da Überstundenentlohnungen im monatlichen Bruttoeinkommen mit enthalten sein können. Hier ergibt sich die Frage nach der präzisen Definition des Preises für Arbeit, dessen Verteilung uns interessiert: Handelt es sich um die pauschale Bruttoentlohnung für einen Monat Tätigkeit in einer Vollzeiterwerbstätigkeit, oder den exakten Preis für eine vertraglich vereinbarte Arbeitszeit? Im ersten Fall werden Gehaltszuschläge infolge von Überstunden mit berücksichtigt, im zweiten Fall müssen sie heraus gerechnet werden. Hierbei ist erstens zu beachten, dass bereits bei der Abgrenzung der Stichprobe auf Vollzeiterwerbstätige Variationen in der vereinbarten Arbeitszeit bestehen und zweitens, dass sich Arbeitsleistung nicht nur durch die Zahl der (Über-) Stunden unterscheiden, sondern auch in vielen, zum Teil unbeobachtbaren Kategorien, wie etwa dem Arbeitseinsatz. Vor diesem Hintergrund (und angesichts ganz vergleichbarer Abgrenzungs- und Definitionsprobleme bei der Betrachtung von Stundenlöhnen) kann man argumentieren, dass die hier relevante Vergleichsgröße

⁴ Andere Beispiele für Studien mit Korrekturen für Sonderzahlungen in der Literatur sind *Steiner* und *Hölzle* (2000) in der Betrachtung von Stundenlöhnen, und *Steiner* und *Wagner* für die Analyse von Monatseinkommen (1998). *Prasad* (2000) und *Hunt* (2001) hingegen lassen Sonderzahlungen in der Betrachtung von Stundenlöhnen und Monatseinkommen unberücksichtigt.

der Preis für einen Monat Vollzeitbeschäftigung ist, unabhängig davon, ob an einem gegebenen Arbeitsplatz Überstunden (bezahlt oder unbezahlt) zu leisten sind. Somit wäre die Frage nach möglichen entgoltenen Überstunden für die weitere Analyse unschädlich. Alternativ könnte man jedoch auch argumentieren, dass das Gut „ein Monat Vollzeiterwerbstätigkeit“ so homogen wie möglich definiert werden sollte, damit seine Preise vergleichbar sind. In diesem Fall ist es plausibel die Entlohnung für zusätzlich erbrachte Arbeit aus dem Monatslohn heraus zu rechnen.

In unserer Stichprobe geben circa 42 Prozent der Befragten an, im letzten Monat Überstunden geleistet zu haben. Bei ihnen fielen im Mittel monatlich 22 Überstunden an, die bei 31 Prozent der Personen, die Überstunden leisten, durch zusätzliche Bezahlung, bei 26 Prozent durch Freizeit, bei 20 Prozent der Befragten durch eine Mischung von Entgelt und Freizeit und bei den Verbleibenden 23 Prozent gar nicht abgegolten wurde. Ein interessantes Phänomen ist, dass sich der Anteil der Überstunden Leistenden im Betrachtungszeitraum (messbar von 1986 bis 1999) laufend von 45 auf 55 Prozent erhöht hat. Die Entwicklung wurde begleitet von einem deutlichen Rückgang des Anteils derjenigen Überstunden Leistenden, deren Überstunden bezahlt wurde (von 40 Prozent im Jahr 1986 auf zuletzt 18 Prozent 1999) und einem Anstieg des Anteils derer, die durch Freizeit oder eine Mischung von Entgelt und Freizeit ausgleichen (von 32 auf 58 Prozent). – Im Folgenden werden alle Untersuchungen doppelt, mit und ohne Kontrolle für bezahlte Überstunden durchgeführt. Es ergibt sich durchgehend, dass die Berücksichtigung der Überstunden nicht zu abweichenden Ergebnissen führt.

Je nach Indikator für die Einkommensverteilung und ihre Entwicklung spielt die intertemporale Vergleichbarkeit der Größen eine Rolle. Daher wurden alle nominalen Größen auf Basis des Preisindexes für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Bezug auf das Referenzjahr 1995 deflationiert (SVR (2000)). Diese Korrektur erfolgt anhand separater Preisindizes für Ost- und Westdeutschland, die die jeweilige Preisentwicklung korrigieren, aber keine Anpassung für Kaufkraftunterschiede herstellen.

III. Empirische Evidenz

Die Entwicklung der Bruttoeinkommen seit 1984 ist in Tabelle 2 und in Abbildungen 1 – 10 beschrieben. Die Entwicklung der realen Medianeinkommen und der Einkommensverteilung lässt sich wie folgt beschreiben:⁵

(a) Abbildungen 1 und 3 beschreiben die Entwicklung der monatlichen Bruttoeinkommen für Vollzeiterwerbstätige am Median. Die Medianeinkommen haben sich vor 1991 für beide Geschlechter in den alten Bundesländern (ABL) sehr ähnlich entwickelt, während die Zeit seit 1991 deutlich stärkere Einkommens-

⁵ Da im Datensatz Jahressonderzählungen eines Kalenderjahres erst im darauffolgenden Jahr erfasst werden liegen die Gesamtangaben nur bis zur vorletzten Befragung vor.

zuwächse für Frauen mit sich brachte. Zwischen 1991 und 1999 stiegen die realen Bruttoeinkommen für Frauen um 13,3 Prozent, für Männer um nur 7,3 Prozent.

Auch in den neuen Bundesländern (NBL, siehe Abbildung 3) ist der reale Einkommenszuwachs für Frauen deutlich höher als für Männer und liegt bei 63 verglichen zu 38 Prozent seit 1991. Eine Determinante der drastischen Einkommenserhöhung bei Frauen liegt sicherlich in der Selektion in die Erwerbstätigkeit. Wenn nur hochqualifizierte Frauen ihre Arbeitsplätze bei fallender Arbeitsnachfrage halten können, ist ein steigendes mittleres Einkommen wenig verwunderlich.

(b) Abbildungen 1 und 3 zeigen weiter, dass sich die Einkommensentwicklung mit und ohne Sonderzahlungen kaum unterscheidet. Abbildungen 6 und 8 beschreiben die 90/10-Verhältnisse der Einkommensverteilung.⁶ Auch hier sind keine wesentlichen Unterschiede in der Entwicklung der Verteilung mit und ohne Sonderzahlungen zu erkennen. Daher scheint es gerechtfertigt, in der empirischen Untersuchung auf die längere Reihe der Bruttolöhne ohne Sonderzahlungen zurückzugreifen, für die mehr Beobachtungen vorliegen.

Auffällig in den Abbildungen 6 und 8 sind die stark steigende Ungleichheit in den Bruttoeinkommen der Männer in den ABL und der Frauen in den NBL. Erstere weisen einen Sprung im 90/10-Verhältnis von 2,2 im Jahre 1992 auf 2,7 im Jahr 1999 auf. Noch gravierender ist der Anstieg der gleichen Maßzahl für Frauen in den NBL von 1,9 auf 2,8 zwischen 1991 und 1997.

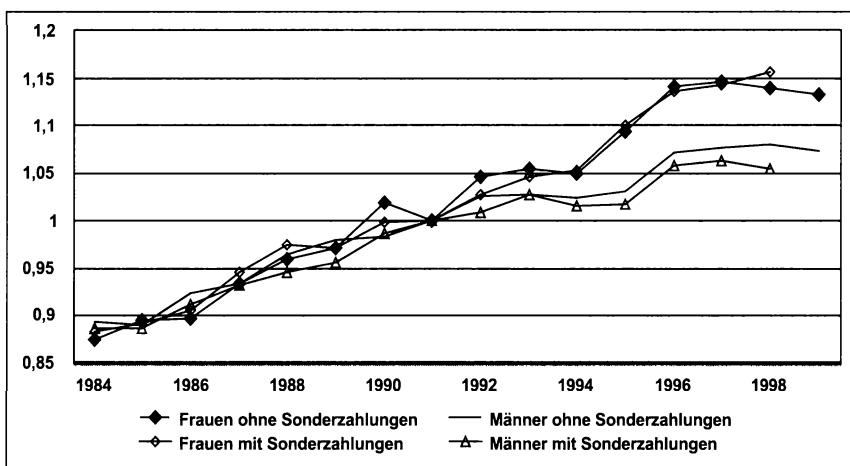
(c) Abbildungen 2 und 4 betrachten die Medianeinkommen für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland separat für den privaten und öffentlichen Sektor. Für die westdeutschen Männer ergibt sich ein ähnlicher Verlauf für beide Sektoren. Die Lohnsteigerungen bei Frauen in der Privatwirtschaft liegen deutlich oberhalb der Entwicklung im öffentlichen Dienst: Die Steigerungsraten von 1984 bis 1998 betragen 38 Prozent im privaten und 20 Prozent im öffentlichen Bereich. In den neuen Bundesländern ist die Situation umgekehrt. Hier sind für Frauen und Männer die realen Einkommen im öffentlichen Dienst seit 1991 um 70–80 Prozent gestiegen, was mit maximal 40 Prozent im privaten Bereich zu vergleichen ist. Dies legt den Schluss nahe, dass der öffentliche Dienst keinem Wettbewerb unterliegt und Löhne unabhängig von der Produktivität gesetzt werden, während sich die bekannte „Tarifflucht“ im privaten Sektor der neuen Bundesländer in geringeren Lohnsteigerungen niederschlägt (siehe auch Brenke (2001)).

(d) Die Ungleichheit in der Einkommensverteilung ist getrennt für Sektoren, Regionen und Geschlechter in den Abbildungen 7 und 9 dokumentiert. Hier zeigt sich durchgängig ein höheres 90/10-Verhältnis in der privaten Wirtschaft als im öffentlichen Dienst. Auffällig ist die stark steigende Ungleichheit in der Verteilung der privatwirtschaftlichen Bruttoeinkommen für Männer in den ABL und für Frauen in den NBL seit 1991. In den ABL steigt das 90/10-Verhältnis von 2,3 auf 2,7

⁶ Das 90/10-Verhältnis beschreibt das Verhältnis des Einkommens der Verdiner am 90. Perzentil zum Einkommen der Verdiner am 10. Perzentil der Einkommensverteilung.

(Abbildung 7)⁷, in den NBL ist zwischen 1991 und 1997 ein Anstieg von 2,2 auf 3,4 zu beobachten (Abbildung 9), der aber alsbald wieder abnimmt. Dieser Anstieg in den NBL ist maßgeblich durch Sonderzahlungen beeinflusst. In Statistiken ohne Sonderzahlungen (nicht dargestellt) entwickelt sich das 90 / 10-Verhältnis für Frauen in der Privatwirtschaft von 2,1 (1991) auf 2,9 im Jahr 1998 und 2,7 1999, was immer noch einen erheblichen Anstieg darstellt. Für die Entwicklung in den ABL sind Sonderzahlungen nicht bedeutsam.

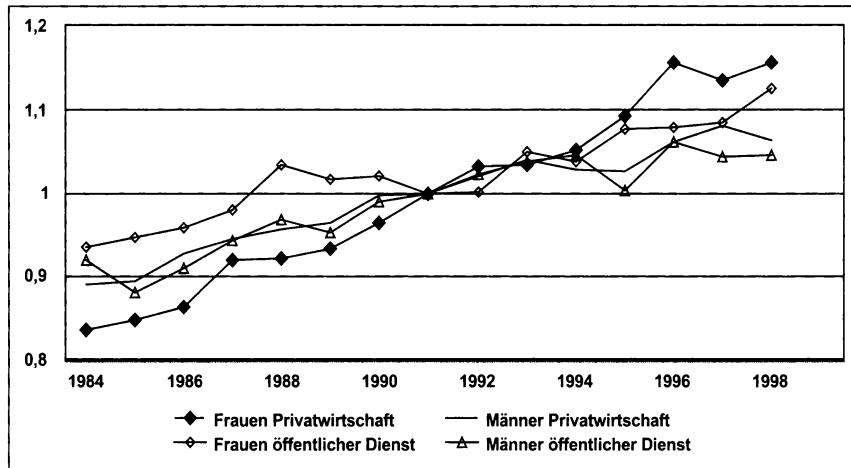
(e) Als letzten Punkt betrachten wir die Entwicklung in Westdeutschland separat für Deutsche und Ausländer. Abbildung 5 zeigt bis 1991 vergleichbare Entwicklungen für die Gruppen und anschließend nur relativ geringe Schwankungen. Wie zuvor sind keine klaren Unterschiede in den Entwicklungen von Einkommen mit und ohne Sonderzahlungen festzustellen. Abbildung 10 weist auf markante Unterschiede in den nationalitätspezifischen Verteilungen hin. Bis 1994 übertraf die Ungleichheit der deutschen die der ausländischen Einkommensverteilung. Das 90 / 10-Verhältnis für Ausländer-Einkommen ist aber seit 1990 von 1,8 bis auf 2,7 im Jahr 1997 stark angestiegen. Separate Betrachtungen ergeben, dass insbesondere die obere Hälfte der Einkommensverteilung von Ausländern (das 90 / 50-Verhältnis) in den 90er Jahren an Ungleichheit gewonnen hat, während das 50 / 10-Verhältnis kaum gestiegen ist. Abbildung 11 zeigt einen Rückgang ausländischer Medianeninkommen nach 1992 sowie anschließend einen deutlichen Anstieg im oberen Quartil.



Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

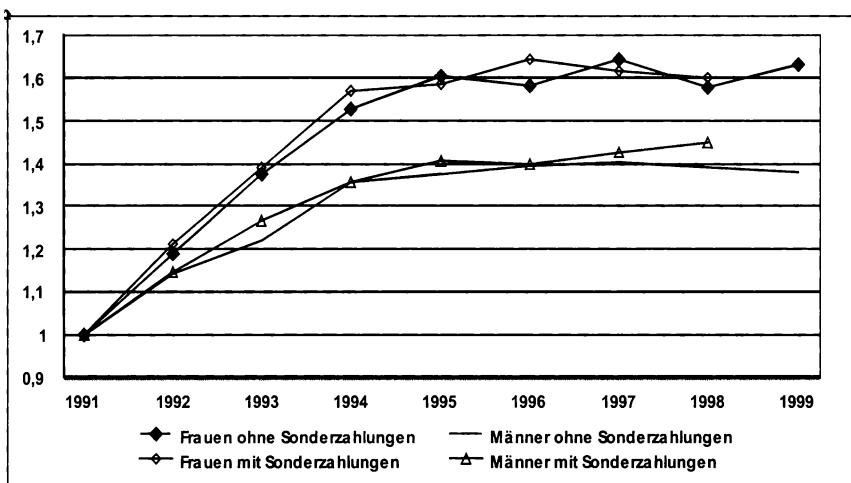
Abbildung 1: Median realer Bruttoeinkommen – Alte Bundesländer – Indexiert auf 1991

⁷ Eine Berechnung ohne Berücksichtigung von Sonderzahlungen ergibt einen stärkeren Anstieg von 2,24 auf 2,72 zwischen 1992 und 1999.



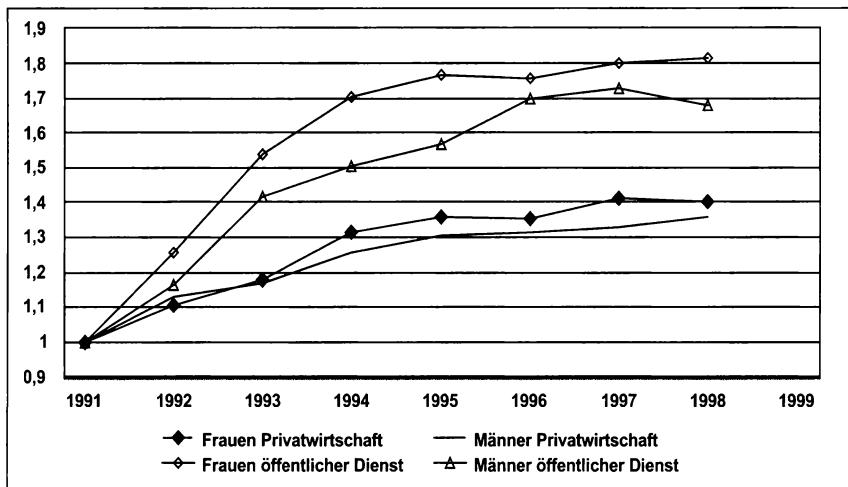
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Median realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen – Alte Bundesländer – Indexiert auf 1991



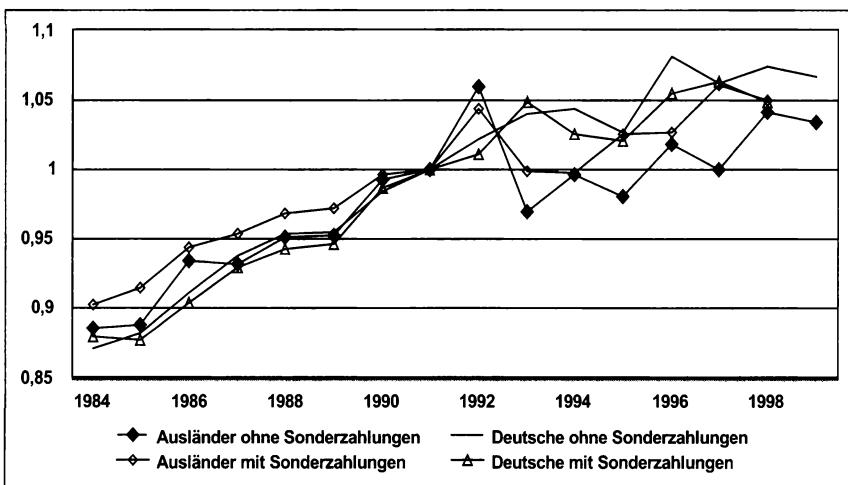
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Median realer Bruttoeinkommen – Neue Bundesländer – Indexiert auf 1991



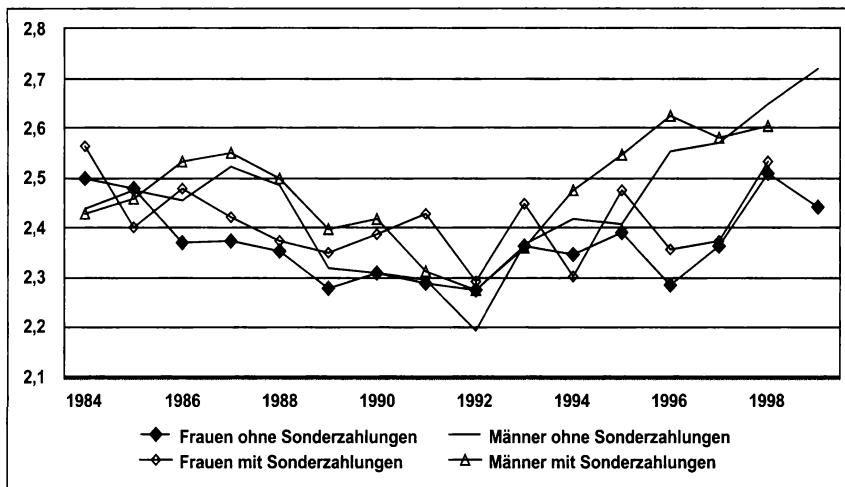
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 4: Median realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen – Neue Bundesländer – Indexiert auf 1991



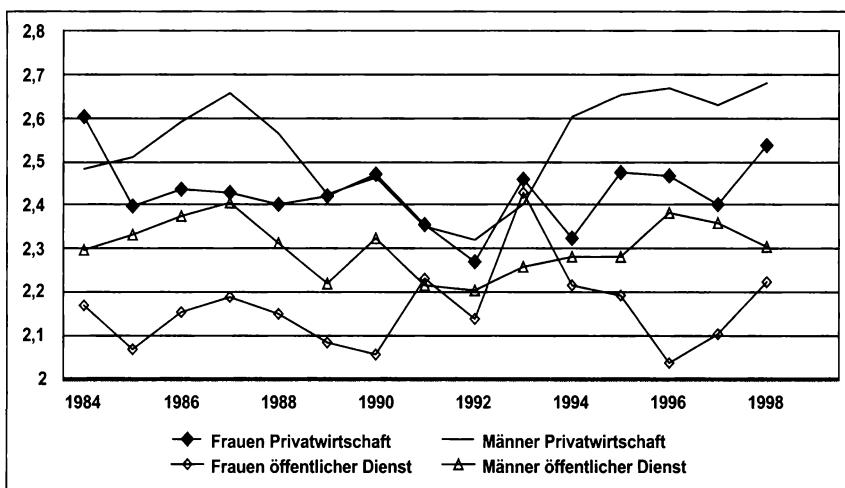
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 5: Median realer Bruttoeinkommen – Alte Bundesländer – Indexiert auf 1991 – Nur Männer



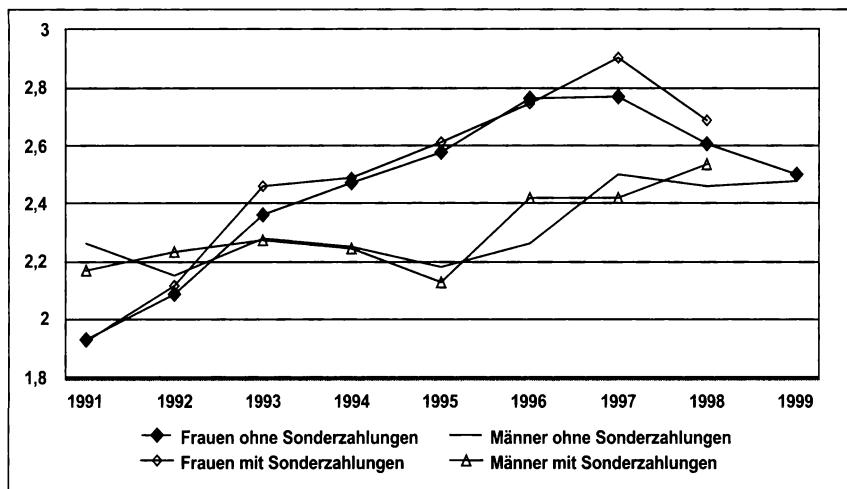
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 6: 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen – Alte Bundesländer



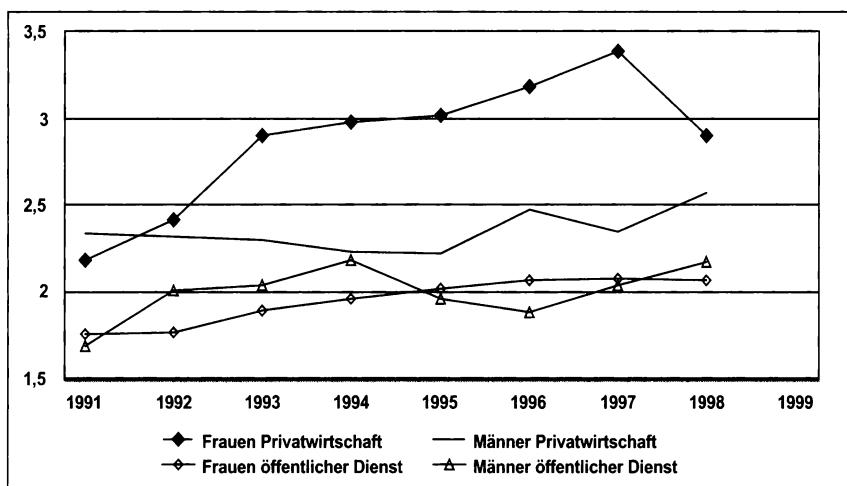
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 7: 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen – Alte Bundesländer



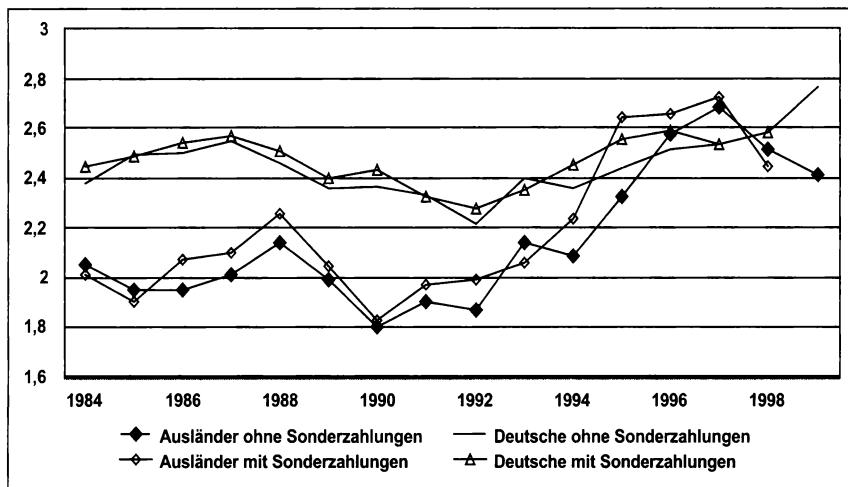
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 8: 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen – Neue Bundesländer



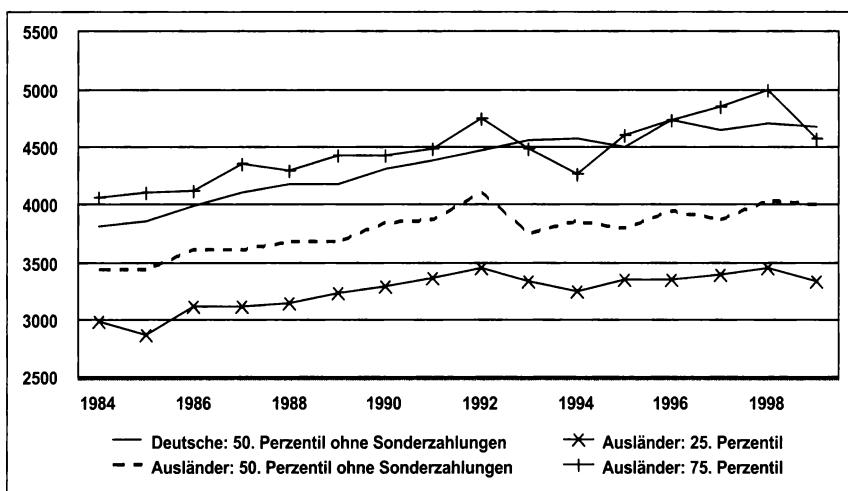
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 9: 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen – Neue Bundesländer



Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 10: 90/10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen – Alte Bundesländer – Nur Männer



Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 11: Median realer Bruttoeinkommen – Alte Bundesländer – Nur Männer

Die Diskussion hat gezeigt, dass eine Beschreibung der deutschen Einkommensentwicklung und ihrer Verteilung als „stabil“, wie es sich in der Literatur eingebürgert hat (siehe exemplarisch den Titel von *Prasad* (2000)), zu kurz greift. Nahezu alle Ungleichheitsindikatoren in Tabelle 2 zeigen ein Minimum zu Beginn der 1990er Jahre und ein Maximum an deren Ende. Das deutet darauf hin, dass die Zeiten hoher Einkommensstabilität vorbei sind, wenn auch noch nicht Ungleichheitsniveaus wie in den USA oder Großbritannien erreicht werden.⁸ Folgende zentrale Ergebnisse können festgehalten werden:

1. In den ABL und NBL steigen seit 1991 die Medianeinkommen von Frauen stärker als die von Männern.
2. In den ABL sind diese Medianeinkommensanstiege für Frauen in der Privatwirtschaft am stärksten.
3. In den NBL übertreffen die Einkommenssteigerungen im öffentlichen Dienst für beide Geschlechter deutlich die der Privatwirtschaft.
4. Die Ungleichheit der Einkommen in der Privatwirtschaft steigt. Das betrifft in den ABL (seit 1992) die Männer, in den NBL die Frauen.
5. Seit 1990 steigt die Ungleichheit der Einkommensverteilung für Ausländer in den ABL deutlich an.

Der nächste Abschnitt beschreibt mögliche Erklärungen für die beobachteten Entwicklungen. Die sich daraus ergebenden Hypothesen werden in Abschnitt D überprüft.

Tabelle 2
Entwicklung von Ungleichheit

| | Männer | | | | | Frauen | | | | |
|--|--------|-------|-------|-------|----------------|--------|-------|-------|-------|----------------|
| | 90/10 | 75/25 | 90/50 | 50/10 | Variat.-koeff. | 90/10 | 75/25 | 90/50 | 50/10 | Variat.-koeff. |
| Alte Bundesländer – Bruttoeinkommen ohne Sonderzahlungen | | | | | | | | | | |
| 1984 | 2,439 | 1,520 | 1,667 | 1,463 | 0,435 | 2,500 | 1,556 | 1,591 | 1,571 | 0,375 |
| 1985 | 2,476 | 1,600 | 1,705 | 1,452 | 0,414 | 2,479 | 1,526 | 1,617 | 1,533 | 0,362 |
| 1986 | 2,455 | 1,550 | 1,709 | 1,436 | 0,426 | 2,369 | 1,614 | 1,648 | 1,438 | 0,368 |
| 1987 | 2,523 | 1,596 | 1,734 | 1,455 | 0,444 | 2,374 | 1,511 | 1,635 | 1,452 | 0,375 |
| 1988 | 2,485 | 1,557 | 1,731 | 1,435 | 0,430 | 2,353 | 1,526 | 1,600 | 1,471 | 0,380 |
| 1989 | 2,320 | 1,596 | 1,657 | 1,400 | 0,415 | 2,278 | 1,614 | 1,577 | 1,444 | 0,379 |
| 1990 | 2,308 | 1,567 | 1,667 | 1,385 | 0,420 | 2,311 | 1,573 | 1,485 | 1,556 | 0,377 |

⁸ *Blau* und *Kahn* (1996) beschreiben die 90/10-Verhältnisse für Löhne als 2,7 für Deutschland, 3,6 für Großbritannien und 4,9 für USA (eigene Umrechnung, die Zahlen sind undatiert und beziehen sich auf 1980er Jahre).

| | | | | | | | | | | |
|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1991 | 2,296 | 1,562 | 1,632 | 1,407 | 0,411 | 2,288 | 1,524 | 1,579 | 1,449 | 0,448 |
| 1992 | 2,195 | 1,511 | 1,610 | 1,363 | 0,402 | 2,275 | 1,535 | 1,574 | 1,445 | 0,428 |
| 1993 | 2,367 | 1,571 | 1,690 | 1,400 | 0,429 | 2,364 | 1,496 | 1,607 | 1,471 | 0,382 |
| 1994 | 2,419 | 1,556 | 1,744 | 1,387 | 0,478 | 2,348 | 1,522 | 1,632 | 1,438 | 0,429 |
| 1995 | 2,409 | 1,589 | 1,752 | 1,375 | 0,427 | 2,391 | 1,471 | 1,571 | 1,522 | 0,415 |
| 1996 | 2,555 | 1,579 | 1,763 | 1,449 | 0,522 | 2,286 | 1,533 | 1,545 | 1,480 | 0,397 |
| 1997 | 2,572 | 1,586 | 1,742 | 1,477 | 0,439 | 2,362 | 1,491 | 1,571 | 1,504 | 0,412 |
| 1998 | 2,650 | 1,590 | 1,771 | 1,497 | 0,431 | 2,510 | 1,516 | 1,605 | 1,564 | 0,414 |
| 1999 | 2,719 | 1,615 | 1,812 | 1,500 | 0,436 | 2,440 | 1,587 | 1,605 | 1,520 | 0,402 |

Neue Bundesländer – Bruttoeinkommen ohne Sonderzahlungen

| | | | | | | | | | | |
|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1991 | 2,266 | 1,448 | 1,706 | 1,328 | 0,405 | 1,928 | 1,417 | 1,447 | 1,333 | 0,295 |
| 1992 | 2,152 | 1,556 | 1,545 | 1,392 | 0,343 | 2,088 | 1,474 | 1,516 | 1,377 | 0,375 |
| 1993 | 2,282 | 1,589 | 1,580 | 1,444 | 0,356 | 2,365 | 1,574 | 1,528 | 1,548 | 0,343 |
| 1994 | 2,250 | 1,444 | 1,500 | 1,500 | 0,336 | 2,471 | 1,697 | 1,500 | 1,647 | 0,366 |
| 1995 | 2,182 | 1,600 | 1,548 | 1,409 | 0,362 | 2,576 | 1,637 | 1,614 | 1,596 | 0,363 |
| 1996 | 2,262 | 1,531 | 1,562 | 1,448 | 0,345 | 2,764 | 1,652 | 1,652 | 1,673 | 0,379 |
| 1997 | 2,500 | 1,538 | 1,673 | 1,494 | 0,368 | 2,768 | 1,704 | 1,644 | 1,684 | 0,393 |
| 1998 | 2,463 | 1,570 | 1,717 | 1,435 | 0,379 | 2,606 | 1,687 | 1,613 | 1,615 | 0,395 |
| 1999 | 2,478 | 1,577 | 1,735 | 1,429 | 0,386 | 2,500 | 1,714 | 1,553 | 1,609 | 0,384 |

Anmerkung: Der Variationskoeffizient beschreibt das Verhältnis von Standardabweichung zu Mittelwert. 90/10, 75/25, 90/50, und 50/10 beschreiben das Verhältnis des Bruttoeinkommens des 90. bzw. 75. Perzentils zum Bruttoeinkommen des 10. bzw. 25. Perzentils.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

C. Theoretischer Rahmen und Literaturüberblick

Die ökonomische Literatur zur Modellierung der Lohn- und Einkommensverteilung wird mit Bezug auf die Entwicklung in den USA von *Katz* und *Autor* (KA (1999)) zusammengefasst. Nach KA lässt sich die Gesamtverteilung der Löhne und Einkommen in Lohndifferenzen zwischen demographischen und qualifikatorischen Gruppen und in Differenzen innerhalb dieser Gruppen aufteilen. Erstere können somit als erklärte, letztere als unerklärte oder Residualdifferenzen interpretiert werden.

Im Aggregat werden Änderungen der Lohnstruktur auf das Zusammenwirken der Marktkräfte von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage mit Arbeitsmarktinstitutionen wie beispielsweise Mindest- oder Tariflohnstrukturen zurückgeführt. Alle drei Faktoren können Änderungen im Lohngefüge zwischen den Gruppen hervorrufen. Entwicklungen innerhalb der Gruppen können durch Änderungen der Rendite auf beobachtbare und unbeobachtbare Merkmale (wie Schulbildung) bei der Lohnbestimmung erklärt werden.

In den USA haben in den letzten Dekaden Verschiebungen in der Arbeitsnachfrage zu deutlich steigenden Renditen auf Humankapital und einer wachsenden Ungleichheit in der Einkommensverteilung geführt (*KA* (1999) oder *Gottschalk* und *Smeeding* (1997)). Vor diesem Hintergrund werden in international vergleichenden Analysen typischerweise (beispielsweise *Blau* und *Kahn* (1996)) zuerst die Auswirkungen von Kompositionseffekten in Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage für die Lohnentwicklung berechnet, deren zentrale Determinanten über die Industrieländer hinweg vergleichbar sein sollten.⁹ Dann noch verbleibende Unterschiede in der Entwicklung der Einkommensstrukturen werden anschließend mit institutionellen Faktoren erklärt. So wird zur Erklärung der verhältnismäßig stabilen Lohnentwicklung in Deutschland allgemein auf das Tarifsystem als Hemmnis der freien Marktpreisbildung verwiesen. Die zweistufige Dekomposition von Verteilungsänderungen unterstellt, dass die Auswirkungen von Marktfaktoren und Institutionen in den Daten separierbar sind. Dies ist nur möglich, wenn Angebot und Nachfrage ihre Wirkung unabhängig von möglichen Änderungen in den institutionellen Rahmenbedingungen entfalten.

Studien, die sich mit der Analyse der Lohn- und Einkommensverteilung in Deutschland beschäftigen, gehen nur in Ausnahmen auf die theoretisch vermuteten Zusammenhänge ein. So betrachtet *Prasad* (2000) auf Basis der Residuen jahrespezifischer Verdienstfunktionen, ob sich die damit beschreibbare Ungleichheit innerhalb von demographischen und qualifikatorischen Gruppen über die Zeit geändert hat, was nicht der Fall ist. Um Aussagen zur Stabilität der Lohndifferenzen zwischen den Gruppen zu gewinnen, prüft er mit Kleinstquadrat- und Quantilsregressionen, ob sich die „Preise für Charakteristika“, die durch die Koeffizienten der Verdienstfunktionen repräsentiert sind, über den Beobachtungszeitraum geändert haben, was ebenfalls nicht der Fall ist. Schließlich wird mittels der von *Juhn* et al. (1993) entwickelten Dekompositionstechnik überprüft, ob die Lohnverteilung auf Änderungen in unbeobachtbaren Faktoren reagiert hat, was nur in geringem Maß zutrifft. Auch Beschäftigungsverschiebungen zwischen den Branchen hatten keine Verteilungswirkungen, und anstelle dessen scheinen Verschiebungen innerhalb der Branchen zu dominieren. Nachdem auch geänderte Kohortenstärken, Effekte von Sonderzahlungen und Stichprobenselektion als Determinanten von Lohnverteilungsänderungen ausgeschlossen werden können, folgert der Verfasser, dass die stabile Lohnverteilung mehr auf institutionelle Restriktionen denn auf Marktkräfte zurückzuführen ist. *Prasad* schließt, dass sich auch in Deutschland die Arbeitsnachfrage hin zu Höherqualifizierten verschoben hat, was er durch die

⁹ Als solch zentrale Determinanten nennen *Gottschalk* und *Smeeding* (1997) die sinkende Nachfrage nach niedrig qualifizierter und die steigende Nachfrage nach hochqualifizierten Arbeitskräften. Als Ursachen dieser Trends werden der industrielle Wandel hin zur Dienstleistungsgesellschaft, intensivierter internationaler Handel sowie technologische Innovationen diskutiert, welche zu verstärktem Einsatz hochqualifizierter Arbeitskräfte führte. In den USA haben ebenfalls mit den Gewerkschaften und den temporär niedrigen Mindestlöhne diejenigen Arbeitsmarktinstitutionen an Einfluss eingebüßt, die die Lohnstreuung gebremst haben.

steigende Nichtbeschäftigung von Geringqualifizierten belegt sieht. Dies würde in einem funktionierenden Markt eine Preisanpassung auslösen, die am deutschen Arbeitsmarkt ausgeblieben ist. Der Verfasser folgert daher, dass die Arbeitslosigkeit durch fehlende Lohnflexibilität verursacht wurde.

Die Studie von *Steiner und Wagner* (1998) trennt Lohndifferenzen in solche zwischen und innerhalb von qualifikatorischen Beschäftigtengruppen auf. Aus für die Beispieljahre 1984 und 1990 geschätzten Verdienstfunktionen folgern sie, dass es keine Änderung der Lohndifferenzen zwischen den Gruppen gegeben hat. Anschließend werden die (geringen) beobachteten Änderungen in den Einkommensstrukturen zwischen 1984 und 1990 in die Einzelwirkungen von geänderten Charakteristika, Koeffizienten und Residuen zerlegt. Im Ergebnis gehen die marginalen Änderungen der Einkommensstruktur auf geringfügige Änderungen in jeder der drei Komponenten zurück. Die Stabilität der Einkommensverteilung in den 80er Jahren führen die Autoren auf institutionelle Faktoren wie tarifliche Mindestlöhne, die Tarifanhebung für untere Lohngruppen sowie großzügige Lohnersatzleistungen zurück, die einer stärkeren Spreizung der Lohnstruktur im Wege stehen.

Fitzenbergers (1999) Analyse der Lohnentwicklung geht über das Aufsplitten von Trends in der Einkommensungleichheit in solche innerhalb und zwischen Gruppen hinaus. Er betrachtet die zeitliche Entwicklung dieser Trends mit Hilfe von Quantilsregressionen. Dabei werden zwei Uniformitätshypothesen überprüft. Die erste besagt, dass wenn das Lohnwachstum über die Zeit für alle Qualifikationsgruppen und Geburtskohorten einheitlich verläuft (nachdem Lebenszykluseffekte herausgerechnet wurden), diese Entwicklung durch makroökonomische Faktoren bestimmt wird. Die zweite betrachtet die Entwicklung der Lohnverteilung über die Zeit. Bleibt sie konstant, so wirken sich die makroökonomischen Faktoren unabhängig von den Determinanten der individuellen Selektion in die verschiedenen Qualifikationsgruppen aus. Nach einer detaillierten Betrachtung dieser Fragen widmet sich Fitzenberger der Untersuchung von Hypothesen hinsichtlich der Bedeutung des Außenhandels, der Struktur der Arbeitsnachfrage und von Lohnverhandlungen für die Lohnverteilung.

Bei *Hunt* (2001) steht die Analyse der Entwicklung ostdeutscher Bruttoeinkommen in Reaktion auf Arbeitsplatzwechsel im Vordergrund. Allgemeine Determinanten der Lohn- und Einkommensstruktur werden nicht diskutiert. Auch *Becker* (2000) führt eine nicht primär theoretisch fundierte Dekompositionsanalyse von Haushaltsgesamteinkommen durch, die zeigt, dass die Ungleichheit der Gesamteinkommen zentral durch Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Arbeit determiniert ist. *Steiner und Hölzle* (2000) hinterfragen die Anpassung der ostdeutschen Lohnstruktur an die Westdeutschlands. Sie schätzen Lohnfunktionen für die Zeit von 1990 bis 1997, in der sich die ostdeutsche Lohnstruktur an die westdeutsche angepasst hat.

Steiner und Mohr (2000) untersuchen die Determinanten des fallenden Beschäftigtenanteils der Geringqualifizierten in Deutschland und stützen sich auf theore-

tischer Ebene auf partielle Arbeitsmarktmodelle. Von zentralem Interesse ist die Substitutionselastizität zwischen hoch- und geringqualifizierter Arbeit, da sie die Beschäftigungswirkung von Lohnverschiebungen und exogenen Schocks bestimmt. Die Verfasser stellen einen starken Trend zugunsten der Beschäftigung qualifizierter Arbeitskräfte fest, den sie jedoch von der Angebots- und Nachfrageseite gespeist sehen. Die geringe geschätzte Substitutionselastizität spricht für schwache Auswirkungen von Nachfrageschocks (z. B. verstärkter internationaler Wettbewerb) auf die Beschäftigtenstruktur. Stärkere Bedeutung wird hingegen dem technologischen Wandel zugesprochen, da in Industrien mit hohem Produktivitätsfortschritt der Beschäftigungsrückgang für Geringqualifizierte besonders stark ausfiel.

Die in der Literatur zu den Determinanten von Lohnstruktur und Einkommensverteilung entwickelten Verfahren erlauben es, die Frage nach den möglichen Ursachen von Änderungen der Einkommensverteilung zu beantworten. Hierbei werden analytisch die Auswirkungen von Markt faktoren und institutionellen Determinanten der Entwicklung getrennt. Geht man davon aus, dass sich die Einkommen (y) der einzelnen Individuen (i) als Funktion von Merkmalen (X) und Parametern (β) mit einer Restgröße ϵ an unerklärten Faktoren ergeben:

$$(1) \quad y_i = \beta X_i + \epsilon_i$$

so ist bei der Analyse der Einkommensverteilung zu prüfen, ob Änderungen auf Verschiebungen der Charakteristika X , der Parameter β oder der Restgröße ϵ zurückzuführen sind. Diese Überprüfung soll im Folgenden für den gravierenden Anstieg der Einkommensungleichheit unter ausländischen Männern seit 1990 (siehe Ergebnis 5, oben) angewendet werden.

Damit wird die Thematik der Einkommensliteratur für Deutschland in verschiedener Hinsicht erweitert. Bislang traten ausländische Erwerbstätige immer nur als Teil einer größeren Gruppe in Erscheinung, für deren Status in der Regel lediglich eine Indikatorvariable in der Gesamtregression berücksichtigt wurde.¹⁰ Zuwanderer haben jedoch am deutschen Arbeitsmarkt ein immer stärkeres Gewicht. Dieser Trend wird sich auch durch die bevorstehende Osterweiterung der Europäischen Union fortsetzen. Darüber hinaus ist die Analyse der Lohnspreizung für diese Gruppe insbesondere angesichts der relativ niedrigen Humankapitalinvestitionen von Zuwanderern der zweiten Generation (siehe *Riphahn* (2001a), (2001b)) unter Anreizaspekten von großer Bedeutung.

¹⁰ Siehe beispielsweise *Prasad* (2000) oder *Hunt* (2001); *Steiner* und *Wagner* (1998) verwenden drei zusätzliche Interaktionen, um unterschiedliche Renditen für Ausländer in Deutschland abzubilden.

D. Empirische Analyse

I. Geänderte Charakteristika

Eine Begründung für die gestiegene Ungleichheit in der Verteilung der Einkommen ausländischer Erwerbstätiger in Deutschland könnte in einer Verschiebung der Charakteristika dieser Bevölkerungsgruppe – auch relativ zu denen deutscher Erwerbstätiger – liegen. So könnte der Anstieg der Einkommen in der oberen Hälfte der Einkommensverteilung bei Ausländern beispielsweise auf eine erhöhte Qualifikation in Teilen der ausländischen Beschäftigten zurückgehen.

Die für die Einkommensbestimmung relevanten Charakteristika werden in der ökonomischen Literatur auf Basis der Humankapitaltheorie abgeleitet. In den daraus folgenden empirischen Modellen der Verdienstfunktion spielen Humankapital, Berufserfahrung und Dauer der Betriebszugehörigkeit entscheidende Rollen als Determinanten der Einkommen. Einkommensunterschiede zwischen Gruppen, die durch Merkmalsausprägungen wie Schulabschluss, Dauer von Erwerbstätigkeit und Firmenangehörigkeit charakterisiert sind, werden als Entlohnungsdifferentiale für unterschiedliche Produktivität interpretiert.

Für unsere Analyse sind daher folgende Merkmale relevant: *Humankapital* wird in der amerikanischen Literatur mit der Anzahl der erfolgreich absolvierten Ausbildungsjahre gemessen. Dieser Ansatz ist im deutlich heterogenen deutschen Schul- und Berufsbildungssystem wenig plausibel. Daher werden hier wie auch bei *Prasad* (2000) oder *Steiner* und *Wagner* (1998) aus der Kombination von Schul- und Berufsabschlüssen der beobachteten Stichprobe Qualifikationsindikatoren definiert:

Qual 1: weder Schul- noch Berufsabschluss

Qual 2: Schulabschluss liegt vor, aber kein Berufsabschluss

Qual 3: Berufsabschluss liegt vor, aber kein abgeschlossenes Hochschulstudium

Qual 4: Abgeschlossenes Hochschulstudium (Universität oder Fachhochschule)

Neben der Ausbildung wird das Humankapital einer Person auch durch die *Erfahrung* in der Erwerbstätigkeit bestimmt. Angesichts der Problematik, die Arbeitserfahrung über den Lebenszyklus zu messen, greifen wir wie auch *Prasad* (2000) auf die Approximation zurück, Erfahrung als „potentielle“ Erfahrung zu bestimmen, also Alter minus Ausbildungszeit minus 6. Da sich die Analyse auf Männer mit typischerweise hoher Erwerbsbeteiligung bezieht, scheint die Approximation angemessen.¹¹ Für den Zusammenhang der Erfahrungsvariable mit dem Lohn-

¹¹ Die im sozioökonomischen Panel erfassten Informationen erlauben es, die Lebensarbeitszeit der Individuen direkt und genau zu messen. Ein Nachteil dieser Vorgehensweise liegt darin, dass diese Informationen für einige Personen fehlende Werte aufweisen, was zum Verlust von Beobachtungen in der Regressionsanalyse führt.

satz ergibt sich aus der Humankapitaltheorie Mincers die Hypothese konkav verlaufender Lohn-Erfahrungsprofile. Die Rendite auf zusätzliche Erfahrung ist im relevanten Bereich positiv und fallend. Daher werden bei quadratischer Modellierung der Erfahrung in der Verdienstfunktion positive Koeffizienten des linearen und negative Koeffizienten des quadratischen Terms erwartet.

Während Erfahrung allgemeines Humankapital misst, ist für die Produktivität der Beschäftigten – und damit für die Lohnsetzung – auch betriebsspezifisches Erfahrungswissen bedeutsam. Dessen Auswirkung auf die Entlohnung kann durch die *Dauer der Betriebszugehörigkeit* gemessen werden.¹² Unterstellt wird ein positiver Zusammenhang zwischen Lohn und Betriebszugehörigkeitsdauer.

Tabelle 3 listet die deskriptiven Statistiken der genannten Merkmale für die hier untersuchte Stichprobe ausländischer und deutscher vollzeiterwerbstätiger Männer im Alter zwischen 18 und 65 Jahren auf. Hinsichtlich der diskutierten Variablen stellen wir fest, dass deutsche Erwerbstätige ein höheres Qualifikationsniveau und längere Betriebszugehörigkeiten haben, während für ausländische Erwerbstätige die durchschnittliche Berufserfahrung länger ist.

Auf der Suche nach einer Erklärung des starken Anstiegs der Ungleichheit in den Einkommen der Ausländer genügt es jedoch nicht, die Mittelwerte der erklärenden Variablen zu betrachten. Vielmehr muss deren Entwicklung über die Zeit ins Auge gefasst werden. Die Abbildungen 12 (a, b) beschreiben die Entwicklung der Qualifikationsniveaus für die Periode zwischen 1984 und 1999 separat für die deutsche und die ausländische Stichprobe anhand gewichteter Daten. Im direkten Vergleich bestätigen sich die markanten Unterschiede zwischen den beiden Gruppen, die bereits in Tabelle 3 sichtbar wurden. So ist der Anteil deutscher Männer mit abgeschlossener Berufsausbildung (Gruppe 3) mit über 70 Prozent wesentlich höher als unter Ausländern mit unter 50 Prozent. Ähnliches gilt für die Anteile der Hochqualifizierten mit Hochschulabschluss (Gruppe 4). Dabei hat unter den ausländischen Beschäftigten ein höherer Anteil keinen Abschluss (Gruppe 1) oder mit nur einen schulischen Abschluss (Gruppe 2).

Sollte die Entwicklung der Einkommensverteilung unter Ausländern durch ihre Qualifikation erklärt werden, so müßte ein Anstieg der Variation der Merkmalsausprägungen zu beobachten sein. Auf den ersten Blick scheint die Anteilsaufteilung in beiden Fällen über die Zeit recht stabil zu sein. Unter den deutschen Beschäftigten ist ein leichter Rückgang der Qualifikationsstufen 2 und 3 zugunsten des Anteils der Beschäftigten mit Hochschulabschluss festzustellen. Der Anteil dieser Gruppe stieg über den betrachteten Zeitraum von 15 auf circa 20 Prozent. Unter den ausländischen Beschäftigten ändern sich die Strukturen stärker, wenn auch weniger linear: Über die Zeit nahm der Anteil der Niedrigstqualifizierten (Gruppe 1) und derjenigen mit Berufsausbildung (Gruppe 3) leicht ab, der Anteil

¹² In Probeschätzungen wurde dieses Maß wie die Erfahrung quadratisch berücksichtigt. Der quadratische Term war jedoch nicht statistisch signifikant.

Tabelle 3

Beschreibende Statistiken für erklärende Variablen

| Variable | Deutsche | | Ausländer | |
|---|-------------------|----------------------------|-------------------|----------------------------|
| | Mittelwert | Standard-abweichung | Mittelwert | Standard-abweichung |
| Bruttonatseinkommen | 4495,345 | 2163,470 | 3835,268 | 1520,837 |
| Reales Bruttonatseinkommen | 4899,172 | 2192,512 | 4132,976 | 1492,734 |
| Log. reales Bruttonatseinkommen | 8,423 | 0,371 | 8,274 | 0,316 |
| Qual (Qualifikationsstufe) 1 | 0,006 | 0,077 | 0,158 | 0,364 |
| Qual (Qualifikationsstufe) 2 | 0,095 | 0,293 | 0,303 | 0,460 |
| Qual (Qualifikationsstufe) 3 | 0,725 | 0,446 | 0,442 | 0,497 |
| Qual (Qualifikationsstufe) 4 | 0,174 | 0,379 | 0,097 | 0,295 |
| Jahre Arbeitserfahrung / 10 | 2,215 | 1,118 | 2,381 | 1,166 |
| Jahre Arbeitserfahrung^2 / 100 | 6,158 | 5,375 | 7,031 | 5,784 |
| Jahre Betriebszugehörigkeitsdauer / 10 | 1,232 | 1,019 | 1,078 | 0,825 |
| Im öffentlichen Dienst | 0,277 | 0,447 | 0,091 | 0,287 |
| Trend * Betriebszugehörigkeit / 10 | 10,348 | 11,328 | 10,099 | 10,501 |
| Trend * Erfahrung / 10 | 18,719 | 14,457 | 21,715 | 16,526 |
| Trend * Erfahrung^2 / 100 | 51,519 | 57,322 | 65,113 | 70,619 |
| Trend * Qual 2 | 0,781 | 2,782 | 2,725 | 4,780 |
| Trend * Qual 3 | 6,107 | 5,404 | 3,932 | 5,351 |
| Trend * Qual 4 | 1,533 | 3,849 | 0,963 | 3,257 |
| Trend * Deutsch | 8,474 | 4,559 | 0,000 | 0,000 |
| Beobachtungsjahr | 1991,474 | 4,559 | 1991,998 | 4,501 |
| Bundesland 1 | 0,041 | 0,199 | 0,041 | 0,197 |
| Bundesland 2 | 0,047 | 0,212 | 0,013 | 0,112 |
| Bundesland 3 | 0,022 | 0,147 | 0,039 | 0,195 |
| Bundesland 4 | 0,123 | 0,328 | 0,054 | 0,227 |
| Bundesland 5 | 0,011 | 0,106 | 0,003 | 0,058 |
| Bundesland 6 | 0,268 | 0,443 | 0,253 | 0,435 |
| Bundesland 7 | 0,090 | 0,287 | 0,117 | 0,322 |
| Bundesland 8 | 0,075 | 0,263 | 0,043 | 0,204 |
| Bundesland 9 | 0,149 | 0,356 | 0,277 | 0,448 |
| Überstunden im letzten Monat | 2,933 | 10,281 | 2,868 | 9,346 |
| Zahl bezahlter Überstunden im letzten Monat | 0,433 | 0,496 | 0,306 | 0,461 |

Anmerkung: Die Mittelwerte und Standardabweichungen beschreiben die in den Analysen genutzten gewichteten Stichproben. Sie wurden auf der Basis von 12.347 ausländischen und 30.191 deutschen ungewichteten Beobachtungen gewonnen.

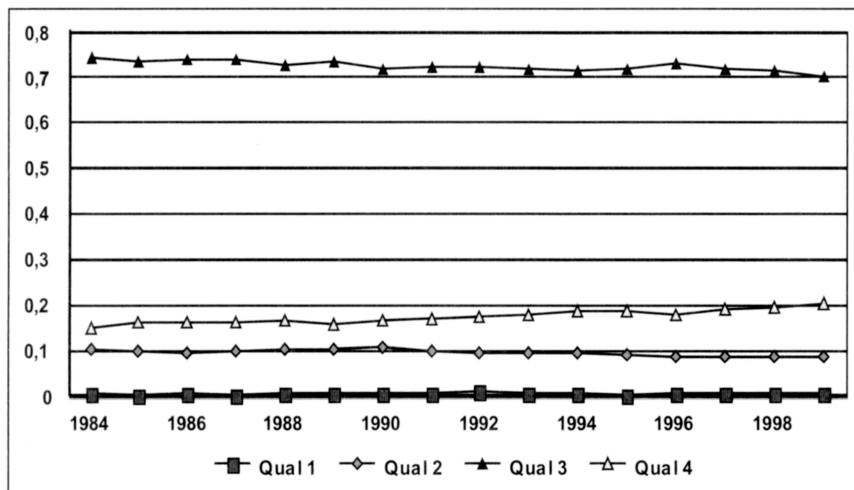
Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

der Erwerbstätigen ohne Berufsabschluss in Gruppe 2 schwankte und der Anteil der Personen mit Hochschulabschluss stieg von 7 auf zuletzt circa 12 Prozent. Als Indikator für die Variation der Merkmale kann approximativ der Anteil der ausländischen Erwerbstätigen in den Qualifikationsrandgruppen 1 und 4 betrachtet werden. Hier liegt der Wert 1990 mit 21,6 Prozent am niedrigsten und steigt anschließend auf bis zu 29,6 Prozent im Jahr 1997 an (siehe Abbildung 12 (c)). Bei steigender Besetzung der Randgruppen der Qualifikation erscheint die oben festgestellte Verbreiterung der Einkommensverteilung seit 1990 plausibel.

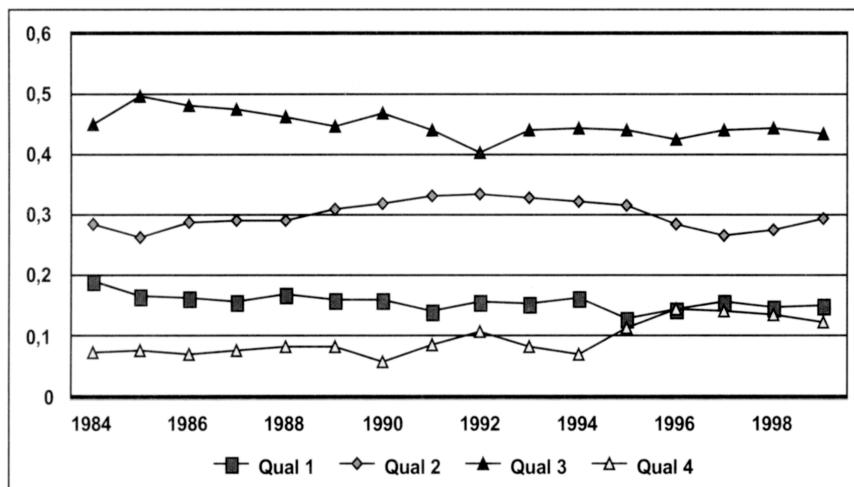
Abbildung 12 (d) stellt die Entwicklung von Mittelwert und Standardabweichung der Arbeitserfahrung für Deutsche und Ausländer dar. Während die Werte für die deutsche Stichprobe relativ konstant über die Zeit verlaufen, ist für die Bevölkerung ausländischer Erwerbstätiger sowohl der Mittelwert als auch – und das ist hier von größerer Bedeutung – die Varianz dieses Merkmals über die Zeit und insbesondere seit 1990 angestiegen. Dies harmoniert mit der beobachteten Entwicklung der Einkommensverteilung.

Die entsprechenden Statistiken der Betriebszugehörigkeitsdauer sind in Abbildung 12 (e) dargestellt. Wiederum ist die Entwicklungen für Deutsche relativ konstant, mit leicht fallender durchschnittlicher Betriebszugehörigkeit und letztlich steigender Varianz. Im Gegensatz dazu steigt die mittlere Dauer der Betriebszugehörigkeit für Ausländer von ungefähr 9 bis auf 12 Jahre an, begleitet von einem deutlichen Anstieg der Standardabweichung über die betrachtete Periode. Auch diese Beobachtung passt zur steigenden Einkommensungleichheit unter ausländische Erwerbstätigen.

Insgesamt zeigen damit alle betrachteten Merkmale der ausländischen Erwerbstätigen Entwicklungen, die mit der gestiegenen Einkommensungleichheit übereinstimmen und kausal für die Ungleichheitstrends sein können. Darüber hinaus kann der Anstieg der Einkommensungleichheit ebenfalls durch einen Anstieg der „Preise“ der Charakteristika, also des Parametervektors β aus Gleichung (1) erklärt werden. Wenn beispielsweise Arbeitserfahrung mit einer höheren Rendite vergütet wird, steigt bei gegebener Verteilung der Arbeitserfahrung die Varianz der Einkommen. Die Trends in den Preisen für arbeitsmarktrelevante Merkmale werden im nächsten Unterabschnitt mit Hilfe von Regressionsanalysen untersucht.



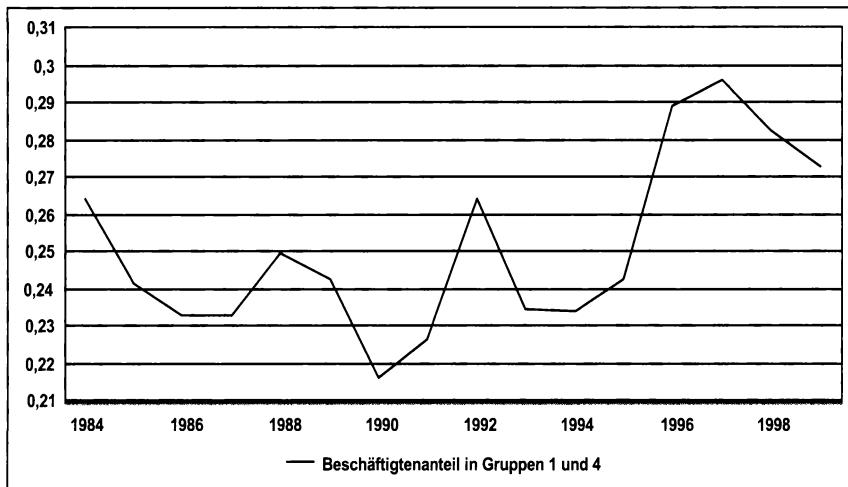
(a) Qualifikationsstufanteile – Deutsche



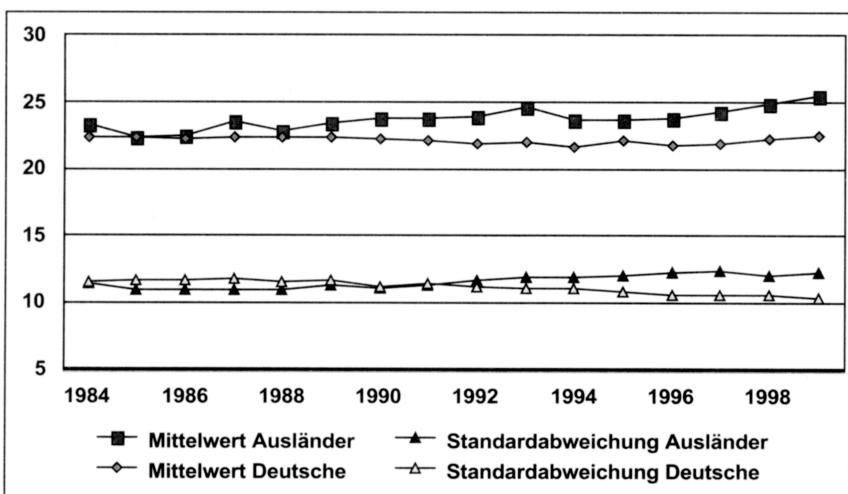
(b) Qualifikationsstufanteile – Ausländer

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 12: Entwicklung von Merkmalen über die Zeit



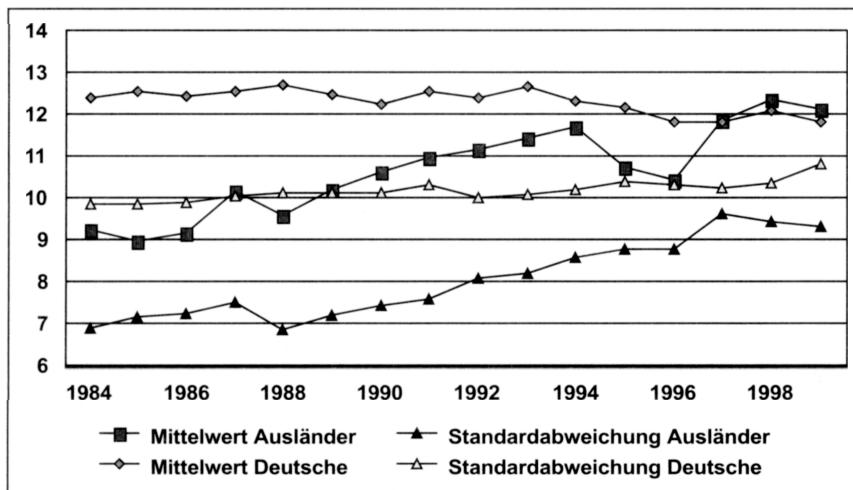
(c) Beschäftigtenanteil in den Randgruppen der Qualifikation



(d) Arbeitserfahrung

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 12 (Fortsetzung): Entwicklung von Merkmalen über die Zeit



(e) Betriebszugehörigkeitsdauer

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 12 (Fortsetzung): Entwicklung von Merkmalen über die Zeit

Im Unterabschnitt B. II. wurde die Bedeutung von Überstunden diskutiert. Auch eine Änderung der Häufigkeit bezahlter Überstunden kann die Verteilung der Bruttoeinkommen über die Zeit beeinflussen. Eine breitere Streuung der Einkommen wäre zu erwarten, wenn die Häufigkeit bezahlter Überstunden bei den besser Verdienenden steigt oder bei den geringer Verdienenden fällt. Tabelle 4 beschreibt auf Basis der im Datensatz des SOEP vorhandenen Informationen (a) die Wahrscheinlichkeit im letzten Monat Überstunden geleistet zu haben und (b) die mittlere Anzahl finanziell abgegolter Überstunden nach Einkommensquartil und Jahr. Die Ziffern beschreiben nicht das mit der Verbreiterung der Einkommensverteilung übereinstimmende Bild, sondern zeigen im untersten Quartil einen Anstieg von Überstunden und bezahlten Überstunden zwischen 1992 und 1996, und im obersten Quartil einen Rückgang von 1994 bis 1998. Daher erscheint es wenig plausibel, die beobachtete Entwicklung auf den Verlauf der Überstundenentwicklung zurückzuführen zu wollen.

Tabelle 4: Überstundenentwicklung für Ausländer

| | Gesamt | ZBÜ | ÜST | 1. Quartil | ZBÜ | ÜST | 2. Quartil | ZBÜ | ÜST | 3. Quartil | ZBÜ | ÜST | 4. Quartil | ZBÜ |
|------|--------|------|-------|------------|-------|-------|------------|-------|-------|------------|------|-----|------------|-----|
| 1984 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| 1985 | - | - | 15,8 | 0,184 | 12,9 | 0,386 | 8,5 | 0,301 | 17,9 | 0,619 | 23,4 | - | - | - |
| 1986 | 0,353 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| 1987 | - | - | 20,3 | 0,281 | 15,8 | 0,177 | 13,0 | 0,255 | 20,1 | 0,587 | 25,4 | - | - | - |
| 1988 | 0,338 | - | 19,8 | 0,164 | 14,1 | 0,193 | 13,3 | 0,277 | 17,3 | 0,559 | 27,4 | - | - | - |
| 1989 | 0,309 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| 1990 | 0,371 | 22,0 | 0,139 | 18,9 | 0,267 | 14,9 | 0,267 | 13,8 | 0,701 | 28,2 | - | - | - | - |
| 1991 | 0,398 | 22,0 | 0,161 | 12,8 | 0,261 | 11,9 | 0,424 | 26,9 | 0,603 | 22,8 | - | - | - | - |
| 1992 | 0,414 | 18,8 | 0,140 | 16,8 | 0,293 | 13,0 | 0,382 | 18,6 | 0,574 | 21,4 | - | - | - | - |
| 1993 | 0,327 | 16,5 | 0,171 | 10,3 | 0,284 | 12,9 | 0,290 | 17,4 | 0,452 | 22,2 | - | - | - | - |
| 1994 | 0,374 | 20,1 | 0,215 | 16,1 | 0,277 | 15,1 | 0,392 | 11,5 | 0,561 | 30,4 | - | - | - | - |
| 1995 | 0,353 | 19,7 | 0,246 | 16,5 | 0,260 | 8,8 | 0,298 | 16,7 | 0,511 | 30,7 | - | - | - | - |
| 1996 | 0,380 | 22,7 | 0,305 | 16,1 | 0,233 | 19,9 | 0,362 | 24,2 | 0,512 | 24,8 | - | - | - | - |
| 1997 | 0,376 | 16,3 | 0,295 | 11,8 | 0,338 | 8,3 | 0,293 | 18,0 | 0,465 | 23,6 | - | - | - | - |
| 1998 | 0,358 | 20,1 | 0,190 | 14,4 | 0,221 | 18,8 | 0,357 | 16,6 | 0,463 | 25,3 | - | - | - | - |
| 1999 | 0,345 | 17,2 | 0,269 | 12,0 | 0,423 | 13,9 | 0,333 | 14,2 | 0,354 | 24,4 | - | - | - | - |

Anmerkung:

- Alle Ziffern beschreiben die Merkmale der gewichteten Ausländerstichprobe.
- In den letzten Spalten wird die Gesamtstichprobe gemäß ihrer Position in der Gesamteinommensverteilung gruppiert.
- Die Variable ÜST beschreibt den Anteil der Personen, die angeben im letzten Monat Überstunden geleistet zu haben, die Variable ZBÜ beschreibt die durchschnittliche Anzahl von Überstunden in der Gruppe von Personen die tatsächlich Überstunden gemacht habe und deren Überstunden bezahlt wurden.
- In den Jahren 1984, 1985, und 1987 wurde die Überstundeninformation nicht abgefragt.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

II. Geänderte Rendite

Die Rendite auf Merkmale beschreibt die Einkommensunterschiede *zwischen* Qualifikationsgruppen (siehe Abschnitt 3). Die Betrachtung der Charakteristika ausländischer und deutscher Beschäftigten ergab, dass sich die Gruppen in ihren Merkmalen deutlich unterscheiden. Insofern als sich über die Zeit die Preise für diese Merkmale geändert haben, wäre eine Verschiebung der Einkommensverteilungen eine plausible Folge. In diesem Unterabschnitt werden zwei verschiedene Verfahren angewandt, um diese Möglichkeit zu überprüfen. Zunächst wird überprüft, ob Deutsche und Ausländer unterschiedliche Trends in den Merkmalspreisen aufweisen. Anschliessend werden die dabei gemachten Annahmen gelockert und die Entwicklung der Parameter separat für beide Stichproben in jahresweise geschätzten Verdienstfunktionen überprüft.

Die gewichteten Kleinstquadrateschätzer werden für eine Stichprobe von 12.347 ausländischen und 30.191 deutschen vollzeiterwerbstätigen Männer (gesamt 42.538) angewandt. Die abhängige Variable ist das logarithmierte Bruttomonatseinkommen. Da die Beschreibung sehr ähnliche Entwicklungen der Einkommen mit und ohne Sonderzahlungen ergab (siehe Abschnitt 2 oder Abbildungen 1, 3, 5, 8 oder 10) und bei Berücksichtigung der Sonderzahlungen zahlreiche Beobachtungen mit fehlenden Werten für die Sonderzahlungen verloren gehen, betrachten wir im weiteren nur die Ergebnisse für die Bruttoeinkommen ohne Sonderzahlungen.

Die Spezifikation berücksichtigt die Indikatoren für die formale Qualifikation, wobei Personen ohne Abschluss die Referenzgruppe darstellen. Die Erfahrungsvariable wird quadratisch und die Betriebszugehörigkeitsdauer linear modelliert.¹³ Die Literatur kontrolliert in Schätzungen der Verdienstfunktion gelegentlich für Branche, Unternehmensgröße oder Beruf. Diese Variablen erhöhen die Erklärungskraft des Modells, sind jedoch potentiell endogen, da sich Erwerbstätige in die unterschiedlichen Kategorien von Firmengröße, Branche und Beruf hinein selektieren. Hier werden sie daher nicht berücksichtigt. In den über Beobachtungsjahre und Stichproben gepoolten Schätzungen werden jedoch zusätzlich fixe Bundesland- und Jahreseffekte kontrolliert, um mögliche regionale und bundesweite makroökonomische Effekte wie Konjunkturentwicklungen aufzufangen.

Schritt 1: Über Stichproben und Jahre gepoolte Schätzungen

Die Ergebnisse der gepoolten Schätzungen für Schritt 1 der Analyse finden sich in Tabelle 5. Geschätzt wurden vier Spezifikationen, zunächst nur mit den erklä-

¹³ In Probeschätzungen wurde mit anderen Modellierungen experimentiert. Eine quadratische Formulierung der Betriebszugehörigkeit war nicht statistisch signifikant und auch Interaktionen der formalen Qualifikationsindikatoren mit den Erfahrungs- oder Betriebszugehörigkeitsvariablen führten nur zu marginaler Erhöhung der Erklärungskraft des Modells. Die Schätzungen wurden ebenfalls ohne Gewichte durchgeführt, was zu keinen größeren Abweichungen in den Ergebnissen führte.

renden Variablen (X) und fixen Effekten, anschließend zusätzlich mit Interaktionstermen für die ausländische Stichprobe (A^*X); in Spezifikation 3 werden Trendinteraktionen der Variablen (T^*X) ergänzt und schließlich werden in Schätzung 4 dreifach-Interaktionen von Ausländer-, Trendindikator und erklärenden Variablen (A^*T^*X) hinzugefügt.

Im Ergebnis sehen wir die Hypothesen für die Effekte der erklärenden Variablen bestätigt: Je höher die formale Qualifikation, um so höher das Einkommen. Das Einkommen-Erfahrungs-Profil verläuft konkav, und mit längerer Betriebszugehörigkeit steigt das Einkommen signifikant. Solange keine weiteren Ausländer-Interaktionen berücksichtigt sind, verdienen Deutsche bei gegebenen Merkmalen signifikant circa 8 Prozent mehr als Ausländer (Schätzung 1). Das Modell erklärt unabhängig von der Spezifikation knapp 40 Prozent der Gesamtvariation, und die fixen Jahres- und Bundeslandeffekte sind durchgehend statistisch hoch signifikant und können so jahresspezifische makroökonomische Effekte wie etwa konjunkturabhängige Einkommenssteigerungen kontrollieren.

Die in Schätzung 2 hinzugefügten Ausländerinteraktionen sind gemeinsam am 1-Prozent-Niveau signifikant, wobei sich die Koeffizienten der Haupteffekte (X) nur geringfügig ändern. Im Vergleich zu Deutschen sind die Renditen auf formale Qualifikation für Ausländer geringer und auf die Betriebszugehörigkeitsdauer höher. Auch ihr Erfahrungsprofil verläuft signifikant flacher. Die in Spezifikation 3 hinzugefügten Trend-Interaktionen haben kleine Koeffizienten, sind jedoch gemeinsam am 1-Prozent-Niveau statistisch signifikant. Insgesamt haben sich die Renditen über die Zeit tendenziell erhöht.

Die letzte Spezifikation prüft schließlich, ob sich die Zeittrends in Renditen für Ausländer signifikant von denen für deutsche Erwerbstätige unterscheiden. Gemeinsam sind die Dreifachinteraktionen an üblichen Signifikanzniveaus nicht statistisch signifikant (der P -Wert beträgt 12 Prozent). Interessant sind in der letzten Schätzung der signifikant positive (Gesamt-)Zeittrend für Deutsche, wonach – bedingt auf die Merkmale – der Einkommensanstieg für Deutsche signifikant um 2,2 Prozent höher liegt als für Ausländer. Bei dieser Interpretation ist jedoch der sehr hohe und signifikante Gesamtunterschied zwischen beiden Stichproben (siehe erste Zeile) in Höhe von 26 Prozent zu berücksichtigen. Die positiven Rendite-trends aus Schätzung 3 scheinen sich nun in negative Trends für deutsche und positive Trends für ausländische Erwerbstätige aufzuteilen: Im Vergleich zu Deutschen erfahren ausländische Beschäftigte signifikant stärkere Renditezuwächse auf formale Schulbildung, was der Beobachtung steigender Diversifizierung ausländischer Monatseinkommen entspricht. Damit könnte die Änderung der Renditen auf formale Ausbildung für Ausländer zumindest einen Teil der beobachteten Entwicklung der Einkommensungleichheit erklären.

Tabelle 5: Gepoolte Regressionen, abh. Variable Logarithmus der realen Bruttonomateinkommen

| Variable | Schätzung 1 | | Schätzung 2 | | Schätzung 3 | | Schätzung 4 | |
|--------------------------------------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Koeff. | T-Wert | Koeff. | T-Wert | Koeff. | T-Wert | Koeff. | T-Wert |
| Deutsche Nationalität | 0,076 | 15,59 | 0,071 | -2,46 | -0,092 | -3,02 | 0,258 | -3,94 |
| Qualifikationsstufe 2 | 0,006 | 0,54 | 0,005 | 0,25 | -0,019 | 0,65 | 0,052 | 1,12 |
| Qualifikationsstufe 3 | 0,141 | 14,03 | 0,154 | 7,99 | 0,139 | 5,00 | 0,213 | 4,72 |
| Qualifikationsstufe 4 | 0,582 | 55,00 | 0,591 | 30,33 | 0,586 | 20,41 | 0,659 | 14,45 |
| Erfahrung / 10 | 0,336 | 58,96 | 0,350 | 57,50 | 0,421 | 35,90 | 0,425 | 34,54 |
| Erfahrung ² / 100 | -0,059 | -51,19 | -0,062 | -49,69 | -0,077 | -31,72 | -0,077 | -30,30 |
| Betriebszugehörigkeit / 10 | 0,043 | 23,62 | 0,041 | 21,68 | 0,028 | 7,16 | 0,027 | 6,69 |
| Ausländer * Qual 2 | - | - | 0,024 | 1,00 | 0,029 | 1,22 | -0,063 | -1,15 |
| Ausländer * Qual 3 | - | - | -0,047 | -2,04 | -0,042 | -1,79 | -0,158 | 2,97 |
| Ausländer * Qual 4 | - | - | -0,007 | -0,26 | 0,004 | 0,14 | -0,116 | -1,87 |
| Ausl. * Erfahrung / 10 | - | - | -0,126 | -7,17 | -0,125 | -7,06 | -0,174 | 4,60 |
| Ausl. * Erfahrung ² / 100 | - | - | 0,022 | 6,17 | 0,021 | 5,99 | 0,027 | 3,57 |
| Ausl. * Betriebszug. / 10 | - | - | 0,017 | 2,55 | 0,018 | 2,63 | 0,028 | 1,71 |
| Trend * Qual 2 | - | - | - | - | 0,002 | 1,01 | -0,006 | -1,18 |
| Trend * Qual 3 | - | - | - | - | 0,001 | 0,54 | -0,007 | -1,54 |
| Trend * Qual 4 | - | - | - | - | 0,000 | 0,04 | -0,008 | -1,77 |
| Trend * Erfahrung / 10 | - | - | - | - | -,009 | -6,94 | -0,009 | -6,94 |
| Trend * Erfahrung ² / 100 | - | - | - | - | 0,002 | 7,06 | 0,002 | 6,87 |
| Trend * Betriebszug. / 10 | - | - | - | - | 0,001 | 3,71 | 0,002 | 3,88 |
| Trend * Deutsche Nation. | - | - | - | - | 0,003 | 3,06 | 0,022 | 3,33 |

II*

Fortsetzung Tabelle 5:

| Variable | Schätzung 1 | | Schätzung 2 | | Schätzung 3 | | Schätzung 4 | |
|---|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Koeff. | T-Wert | Koeff. | T-Wert | Koeff. | T-Wert | Koeff. | T-Wert |
| Ausl.*Trend * Qual 2 | – | – | – | – | – | – | 0,010 | 1,85 |
| Ausl.*Trend * Qual 3 | – | – | – | – | – | – | 0,013 | 2,43 |
| Ausl.*Trend * Qual 4 | – | – | – | – | – | – | 0,013 | 2,15 |
| Ausl.*Trend * Erfahrg./10 | – | – | – | – | – | – | 0,006 | 1,51 |
| Ausl.*Trend * Erfahrg. ² /100 | – | – | – | – | – | – | -0,001 | -0,99 |
| Ausl.*Trend * Betriebsz./10 | – | – | – | – | – | – | -0,001 | -0,75 |
| <i>R</i> ² | 0,389 | | 0,390 | | 0,392 | | 0,392 | |
| Angepasstes <i>R</i> ² | 0,389 | | 0,390 | | 0,391 | | 0,391 | |
| Signifikanztests für fixe Effekte: | | | | | | | | |
| <i>F</i> -Test: Bundeslandeffekte (8) | 0,389 | ** | 37,170 | ** | 36,960 | ** | 36,680 | ** |
| <i>F</i> -Test: Jahreseffekte (15) | 118,560 | ** | 116,590 | ** | 14,220 | ** | 11,760 | ** |
| Signifikanztests für Interaktionsterme (Parameterzahl in Klammern): | | | | | | | | |
| <i>F</i> -Test: A*X (6) | – | 15,95 | ** | 15,91 | ** | – | 7,51 | ** |
| <i>F</i> -Test: A*X (7) | – | – | – | 12,08 | ** | – | 10,76 | ** |
| <i>F</i> -Test: A*T*X (6) | – | – | – | – | – | – | 1,68 | |

Anmerkung: Alle Schätzungen werden für die gepoolten Daten der deutschen und ausländischen Stichprobe über alle Jahre mit 42.538 Beobachtungen durchgeführt. Sie kontrollieren zusätzlich für 8 Bundesland-, 15 Jahresindikatoren und die Regressionskonstante (nicht dargestellt). Die Ergebnisse von *F*-Tests auf gemeinsame Signifikanz der Indikatorgruppen sowie der Gruppen von Interaktionsvariablen sind mit ** bei Signifikanz am 1- und mit * bei Signifikanz am 5-Prozent-Niveau gekennzeichnet. Die Interaktionen mit Ausländerindikatoren sind mit „A“ abgekürzt, „T“ steht für den Zeitrend, und „X“ steht für die Variablengruppe mit 3 Qualifikationsindikatoren, zwei Erfahrungsvariablen und dem Maß für Betriebszugehörigkeitsdauer.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

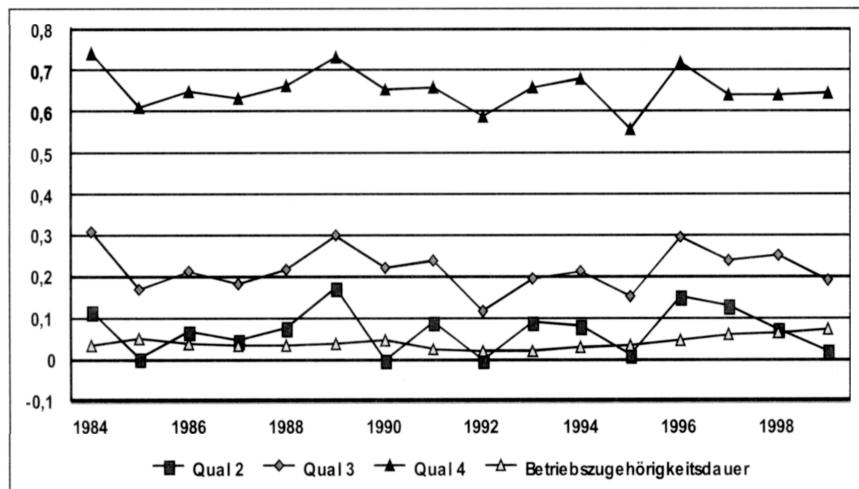
Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, wurden alle Regressionen unter Hinzunahme von Kontrollvariablen für die geleisteten bezahlten Überstunden inklusive ihrer Interaktionen mit der Ausländer- und Trendvariable wiederholt. Alle beschriebenen Ergebnisse bleiben nahezu unverändert erhalten. Die Variable „bezahlte Überstunden“ hat den erwarteten signifikant positiven Effekt auf den Bruttolohn, wobei eine zusätzliche bezahlte Überstunde den Monatslohn im Mittel um 0,34 Prozent erhöht. Alle Interaktionseffekte mit Ausnahme des Effekts der Dreifachinteraktion sind statistisch signifikant und weisen auf höhere Einkommensanstiege durch Überstunden für Ausländer als für Deutsche, sowie auf fallende Einkommensanstiege durch Überstunden über die Zeit hinweg hin.

Schritt 2: Separate Schätzungen – nach Jahren und Stichproben

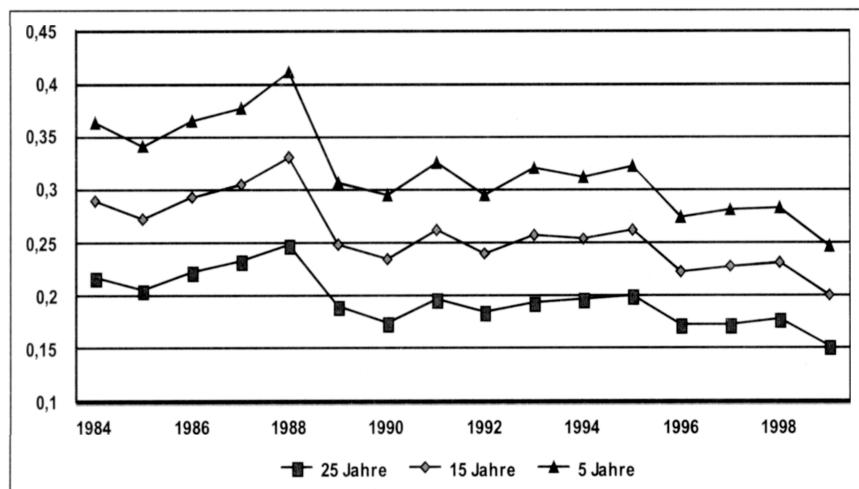
Die Analyse von Schritt 1 unterstellt, dass die Zeittrends linear und gleichförmig über den gesamten Zeitraum von 16 Jahren verlaufen. Diese restriktive Annahme soll in Schritt 2 zugunsten einer deutlich flexibleren Spezifikation der zeitlichen Entwicklung aufgehoben werden. Zu diesem Zweck wird Spezifikation 1 separat für beide Stichproben und getrennt nach Jahren geschätzt, um anschließend die Koeffizienten über die Zeit hinweg zu vergleichen. Wenn der Anstieg in der Ungleichheit ausländischer Einkommen tatsächlich auf die Renditen zurückgeht, sollten wir einen Anstieg der Humankapitalrenditen mindestens seit 1990 beobachten.

Die Ergebnisse der jahres- und stichprobenspezifischen Schätzungen sind in Abbildung 13 für deutsche und in Abbildung 14 für ausländische Erwerbstätige dargestellt. Der Appendix weist die Koeffizienten der jahresspezifischen Schätzungen aus. Die Entwicklung für deutsche Erwerbstätige bestätigt für den Zeitraum bis 1999 was *Prasad* (2000) für einen kürzeren Zeitabschnitt festgestellt hat, nämlich eine hohe Stabilität der Koeffizienten der Verdienstfunktion. Überragend ist die Rendite auf einen Hochschulabschluss, aber unabhängig von ihrem jeweiligen Niveau weisen die in Abbildung 13(a) betrachteten Faktoren nur eine geringe Variation über die Zeit auf. Da die Änderung der Erfahrungsrendite wegen ihrer quadratischen Formulierung nur indirekt aus der Entwicklung der Koeffizienten abzulesen ist, sind in Abbildung 13(b) die durchschnittlichen Rendite an drei Beispielwerten über die Jahre hinweg dargestellt.¹⁴ Dem konkaven Einkommens-Erfahrungs-Profil entsprechend ist die durchschnittliche Rendite auf ein Jahr Arbeitserfahrung umso höher, je weniger Erfahrung angesammelt ist. Eine interessante Entwicklung liegt im tendenziell fallenden Verlauf der Rendite auf Erfahrung für die deutschen Erwerbstätigen.

¹⁴ Die durchschnittliche Rendite ist bestimmt als $\beta_1 + \beta_2 * E$, wobei β_1 der Koeffizient des linearen Erfahrungsterms ist, β_2 der Koeffizient des quadratischen Terms, und E die Werte 5, 15, und 25 als Beispiel für Arbeitserfahrung annimmt.



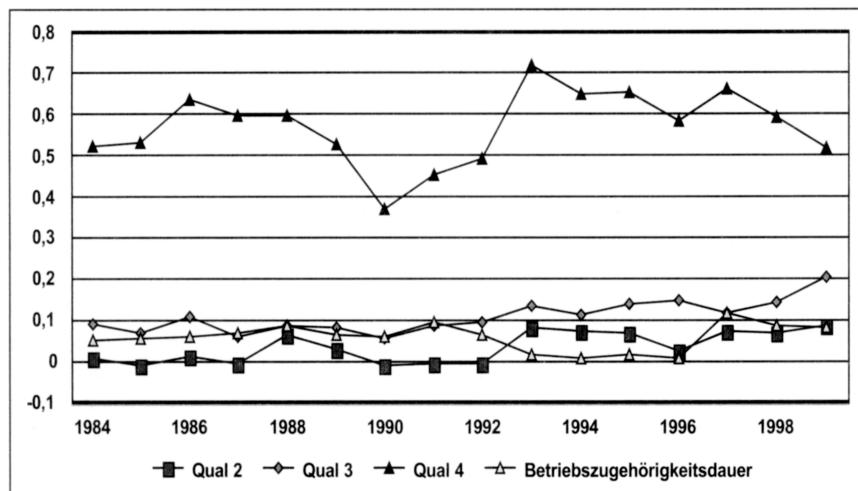
(a) Koeffizienten für formale Qualifikation und Betriebszugehörigkeit



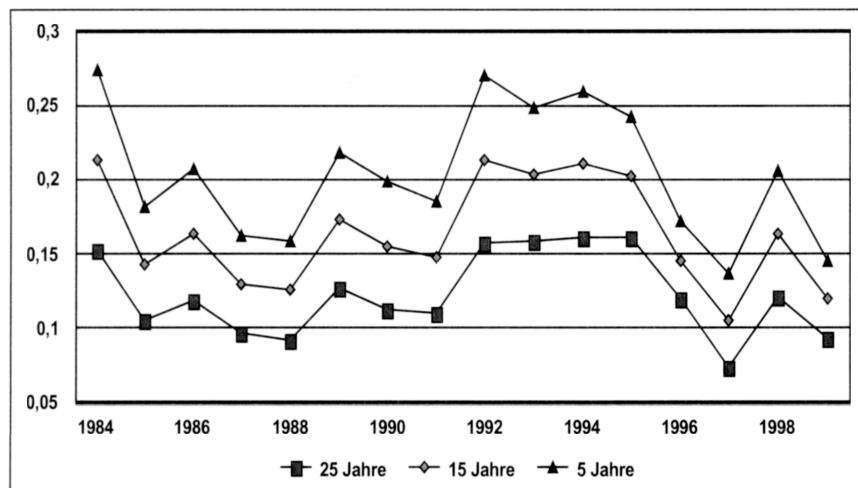
(b) Durchschnittliche Rendite auf Erfahrung

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 13: Renditeentwicklung – Deutsche



(a) Koeffizienten für formale Qualifikation und Betriebszugehörigkeit



(b) Durchschnittliche Rendite auf Erfahrung

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 14: Renditeentwicklung – Ausländer

Die Entwicklung der Koeffizienten für Ausländer ist in Abbildungen 14 (a,b) dargestellt. In den Koeffizienten zeigen sich ab 1990 leichte Renditeanstiege für die oberen beiden Qualifikationsstufen. Auch die durchschnittliche Rendite auf Erfahrung hatte zwischen 1992 und 1995 ein höheres Niveau als zuvor. Diese Entwicklungen harmonieren mit der beobachteten Entwicklung der gestiegenen Einkommensungleichheit und können ebenfalls kausal für die gestiegene Ungleichheit sein.

In anderen Schätzungen, die aus Platzgründen nicht präsentiert werden, wurde zusätzlich für die Branche, in der die Erwerbstätigen beschäftigt sind, sowie für die Firmengröße kontrolliert. Die Ergebnisse steigender Renditen auf Universitätsabschlüsse sowie die höheren durchschnittlichen Renditen auf Arbeitserfahrung bestätigen sich auch hier. Um die Robustheit auch dieser Ergebnisse hinsichtlich der Bedeutung von bezahlten Überstunden zu überprüfen, wurden die Schätzungen für Ausländer bei Kontrolle für die Anzahl der geleisteten bezahlten Überstunden wiederholt. Die Ergebnisse sind im Anhang wiedergegeben. Ein Vergleich mit den Koeffizienten im ersten Anhangsteil ergibt auch hier keine wesentlichen Änderungen. Die Ergebnisse sind robust.

E. Zusammenfassung und Ausblick

Diese Studie untersucht die Entwicklung der realen Bruttomonatseinkommen in der Bundesrepublik für die Zeit von 1984 bis 1999 für die Gruppe der Vollzeiterwerbstätigen. Während die bisherige Literatur immer wieder bestätigte, dass die Einkommensentwicklung in Deutschland von besonderer Stabilität gekennzeichnet ist, wurden hier eine Reihe davon abweichender Entwicklungen präsentiert. So sind über die letzten Jahre deutliche Anstiege in den Medianeinkommen vollzeiterwerbstätiger Frauen in der Privatwirtschaft Westdeutschlands und im öffentlichen Dienst in den neuen Bundesländern zu beobachten. Auch die Einkommensverteilung wandelte sich für manche Bevölkerungsgruppen. So stieg die Streuung der Einkommensverteilung für Männer in der westdeutschen Privatwirtschaft seit 1992 und für ausländische Männer bereits seit 1990: Betrug das Bruttoeinkommen des 90. Perzentils ausländischer Männer in Westdeutschland 1990 noch das 1,8-fache der Einkommen im 10. Perzentil, so war dieser Betrag im Jahr 1997 auf das 2,7-fache angewachsen, eine Steigerung um 50 Prozent.

Nach einer Diskussion der in der Literatur erörterten Zusammenhänge analysierte Kapitel 4 mögliche Determinanten der Einkommensentwicklung ausländischer vollzeiterwerbstätiger Männer. In Schritt 1 wurde die Entwicklung der einkommensrelevanten Merkmale der Beschäftigten, wie Schul- und Berufsabschluss, Jahre der Arbeitserfahrung und Dauer der Betriebszugehörigkeit beschrieben. Hier zeigte sich ein Anstieg in der Streubreite der formalen Abschlüsse, insbesondere ein Anstieg des Anteils derjenigen mit Hochschulabschluss, sowie der Betriebszugehörigkeitsdauer für ausländische Beschäftigte, der zur Erklärung der gestiegenen Einkommensungleichheit beitragen kann.

In Schritt zwei wurde die Entwicklung der Renditen der einkommensrelevanten Merkmale sowohl in gepoolten als auch in jahresspezifischen Regressionsgleichungen untersucht. Hier ergab sich eine zweite mögliche Erklärung für die gestiegene Einkommensungleichheit, da die Rendite auf hohe formale Qualifikationen sowie auf Arbeitserfahrung für ausländische Beschäftigte in der relevanten Periode gestiegen ist. Selbst bei konstanter Merkmalsverteilung kann der Anstieg der „Preise“ für diese Merkmale am Arbeitsmarkt zu einer höheren Ungleichheit der Verteilung führen.

Damit sind zwei mögliche Determinanten der wachsenden Einkommensdifferenzierung bei ausländischen Beschäftigten identifiziert. Die erhöhte Einkommensstreuung insbesondere im oberen Teil der Einkommensverteilung hat in der öffentlichen und wissenschaftlichen Diskussion bislang noch keine Beachtung gefunden. Dabei ist diese Entwicklung von erheblicher ökonomischer und sozialer Relevanz. Zum einen liegen die mittleren Bruttonatseinkommen ausländischer Vollzeiterwerbstätiger deutlich unter denen ihrer deutschen Kollegen (siehe Abbildung 11). Somit mag eine stärkere Streuung der Bruttonatseinkommen auf eine allmähliche Angleichung sowohl der Qualifikation ausländischer Arbeitnehmer als auch deren Bewertung am Arbeitsmarkt hindeuten. Darüber hinaus ist die Entwicklung der Rendite auf formale Qualifikation als Anreiz für Humankapitalinvestitionen bedeutsam. Während sich einige Studien mit der Entwicklung der Rendite auf Schulbildung für Deutschland insgesamt beschäftigt haben (siehe *Lauer und Steiner 2000*) ist die Analyse noch nicht separat für die ausländische Bevölkerung durchgeführt worden. In früheren Studien (*Riphahn (2001a), (2001b)*) habe ich gezeigt, dass für vor 1975 geborene Kohorten von Zuwanderern der zweiten Generation (in Deutschland geborene Ausländer) die Schulabschlüsse relativ hinter die von gleichaltrigen Deutschen zurückgefallen sind. Angesichts der im Vergleich zu Deutschen niedrigeren Rendite auf formale Abschlüsse für Ausländer (vergleiche Abbildungen 13 (a) und 14 (a)) ist eine solche Entwicklung wenig verwunderlich.

Die vorgelegte Untersuchung soll in Zukunft in verschiedenen Dimensionen erweitert werden: So wäre es prinzipiell sinnvoll, die Ergebnisse an anderen Datensätze zu überprüfen. *Steiner und Wagner (1998)* zeigen jedoch bereits, dass die Unterschiede in den Ergebnissen auf Basis des GSOEP und der IAB-Daten unerheblich sind. Auch in methodischer Hinsicht sind interessante Erweiterungen möglich. So sind die Untersuchungen der Renditeänderungen über die Zeit auch mit Hilfe von Quantilsschätzungen möglich, die nicht nur die mittleren Renditen für die gesamte Stichprobe betrachten, sondern auch unterschiedliche Entwicklungen für verschiedene Teile der gesamten Einkommensverteilung aufdecken können. Diese Untersuchung wurde von *Prasad (2000)* für einen kürzeren Beobachtungszeitraum durchgeführt und bestätigte die von ihm gefundene Stabilität der Renditen. *Fitzenberger (1999)* hingegen fand in seinen Quantilsschätzungen für die Periode von 1975 bis 1990 durchaus Verschiebungen in der Einkommensverteilung über die Zeit.

Ein hier wie auch bei *Prasad* (2000) und *Hunt* (2001) vernachlässigter Aspekt, der möglicherweise gerade für ausländische Vollzeitbeschäftigte eine Rolle spielt, ist die Frage der Stichprobenselektion. Während Männer in der Regel eine höhere Erwerbsbeteiligung aufweisen als Frauen, spielt für Vollzeitbeschäftigung auch das Arbeitslosigkeitsrisiko eine Rolle. Dieses ist unter ausländischen Erwerbspersonen in Deutschland besonders hoch und sollte in zukünftigen Studien berücksichtigt werden. In dem Maße wie eine solche Selektion stattfindet, sind die hier dokumentierten Einkommen für Ausländer überschätzt. *Steiner* und *Wagner* (1998) sowie *Steiner* und *Hölzle* (2000) finden, dass die Heckman-Korrektur für Stichprobenselektion die Ergebnisse der Einkommensuntersuchungen auf Basis der GSOEP-Daten nicht beeinflusst.

Neben den untersuchten Änderungen in Merkmalen und Renditen, die Rückschlüsse auf die Änderung der Einkommensverteilung zwischen qualifikatorischen Gruppen zulassen, können Verschiebungen der Einkommensstruktur ebenfalls auf Änderungen innerhalb der Gruppen zurückgehen. Dies ist durch eine Betrachtung der unbeobachteten, in den Fehlertermen repräsentierten Faktoren feststellbar. Zur Quantifizierung der relativen Bedeutung von Änderungen in den Merkmalen, den Renditen und den unbeobachteten Einflüssen bietet sich eine Dekompositionsanalyse der Änderung der Einkommensverteilung nach dem Verfahren von *Juhn* et al. (1993) an. Weitere Analysen sollten die durch stärkere Selektionseffekte ausgezeichneten weiblichen Stichproben untersuchen sowie für geänderte Rahmenbedingungen wie die Höhe der Arbeitslosigkeit kontrollieren. Diese wurden hier nur indirekt durch jahres- und bundeslandspezifische fixe Effekte aufgefangen.

Literatur

- Becker*, I. (2000): Einkommensverteilung in Deutschland. Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Band 220 (4), S. 400 – 418.
- Blau*, F.D. / *Kahn*, L.M. (1996): International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces, Journal of Political Economy, Band 104 (4), S. 791 – 837.
- Brenke*, K. (2001): Löhne in Ostdeutschland – Anpassung an das westdeutsche Niveau erst auf lange Sicht möglich, DIW-Wochenbericht 24 – 01, von: <http://www.diw.de/deutsch/publikationen/wochenberichte/jahrgang01/>
- Bundesregierung* (2001): Lebenslagen in Deutschland – Der erste Armutts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, von: <http://www.bma.bund.de/de/sicherung/armutsbericht>.
- Fitzenberger*, B. (1999): Wages and Employment Across Skill Groups. An Analysis for West Germany, ZEW Economic Studies 6, Physica Verlag, Heidelberg.
- Gottschalk*, P. / *Smeeding*, T.M. (1997): Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality, Journal of Economic Literature, Band 35 (2), S. 633 – 687.

- Hunt, J. (2001): Post-Unification Wage Growth in East Germany, *The Review of Economics and Statistics*, Band. 83 (1), S. 190 – 195.
- Juhn, C. / Murphy, K.H. / Pierce, B. (1993): Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill, *Journal of Political Economy*, Band 101 (3): S. 410 – 442.
- Katz, L.F. / Autor, D. H. (1999): Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality, in: Ashenfelter, O.C. and D. Card, *Handbook of Labor Economics* Vol. 3A, North Holland, Amsterdam, S. 1463 – 1555.
- Krause, P. et al. (2001): Einkommensverteilung und Einkommensmobilität, Beitrag zur Armut- und Reichtumsberichterstattung der Bundesregierung im Auftrag des BMA. mimeo, Berlin.
- Lauer, C. / Steiner, V. (2000): Returns to Education in West Germany – An Empirical Assessment, ZEW Discussion Paper No. 00 – 04, Mannheim.
- Prasad, E.S. (2000): The Unbearable Stability of the German Wage Structure: Evidence and Interpretation, IMF Working Paper WP/00/22, Washington D.C.
- Riphahn, R.T. (2001a): Dissimilation? The Educational Attainment of Second Generation Immigrants, CEPR-Discussion Paper Nr. 2903, CEPR – London.
- (2001b): Cohort Effects in the Educational Attainment of Second Generation Immigrants in Germany: An Analysis of Census Data, IZA Diskussionspapier Nr. 291, IZA Bonn.
- SOEP Group (2001): The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years – Overview. in: Holst, E. / Lillard, D.R. / DiPrete, T.A. (Hrsg.): Proceedings of the 2000 Fourth International Conference of German Socio-Economic Panel Study Users (GSOEP 2000): Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Band 70 (1): S. 7 – 14.
- Steiner, V. / Hözle, T. (2000): The Development of Wages in Germany in the 1990s – Descriptions and Explanations, in: Becker, I. / Hauser, R., *The Personal Distribution of Income in an International Perspective*, Springer-Verlag, Heidelberg, S. 7 – 30.
- Steiner, V. / Mohr, R. (2000): Industrial Change, Stability of Relative Earnings and Substitution of Unskilled Labor in West Germany, in: Salverda, W. / Lucifora, C. / Nolan, B. (Hrsg.): *Policy Measures for Low-Wage Employment in Europe*, Edward Elgar, Cheltenham UK, S. 169 – 190.
- Steiner, V. / Wagner, K. (1998): Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980s?, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Band 118, S. 29 – 59.
- SVR (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung) (2000): Jahresgutachten 00 / 1, von: <http://www.sachverständigenrat-wirtschaft.de>

Anhang

Tabelle A 1: Schätzergebnisse ohne Überstundenkontrolle

| Deutsche Beschäftigte | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---|------|------|---|------|---|---|---|
| | 1984 | | | 1985 | | | 1986 | | | 1987 | | | 1988 | | | 1989 | | | 1990 | | | | | |
| | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | | |
| Q 2 | 0,12 | 1,29 | 0,00 | 0,01 | 0,07 | 0,69 | 0,04 | 0,39 | 0,08 | 0,78 | 0,17 | 2,15 | -0,00 | -0,04 | 0,09 | 1,19 | | | | | | | | |
| Q 3 | 0,31 | 3,43 | 0,17 | 1,67 | 0,21 | 2,21 | 0,18 | 1,62 | 0,22 | 2,24 | 0,30 | 3,80 | 0,22 | 2,78 | 0,24 | 3,22 | | | | | | | | |
| Q 4 | 0,74 | 8,19 | 0,61 | 5,94 | 0,65 | 6,62 | 0,63 | 5,54 | 0,66 | 6,84 | 0,73 | 9,19 | 0,65 | 8,05 | 0,66 | 8,83 | | | | | | | | |
| Erf | 0,40 | 18,08 | 0,38 | 15,44 | 0,40 | 15,47 | 0,41 | 15,84 | 0,45 | 16,87 | 0,34 | 13,30 | 0,32 | 11,44 | 0,36 | 13,49 | | | | | | | | |
| Erf2 | -0,07 | 15,76 | -0,07 | 13,47 | -0,07 | 13,26 | -0,07 | 13,59 | -0,08 | 14,75 | -0,06 | 11,38 | -0,06 | 10,35 | -0,06 | 12,01 | | | | | | | | |
| B | 0,03 | 4,40 | 0,05 | 6,16 | 0,04 | 4,33 | 0,03 | 3,78 | 0,03 | 3,82 | 0,04 | 4,42 | 0,05 | 5,40 | 0,03 | 3,13 | | | | | | | | |
| | | | | | | | | | | | | 1992 | | | 1993 | | | 1994 | | | 1995 | | | |
| | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | | | | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t |
| | -0,00 | -0,04 | 0,09 | 1,11 | 0,08 | 0,71 | 0,01 | 0,10 | 0,15 | 1,46 | 0,13 | 1,29 | 0,07 | 0,74 | 0,02 | 0,22 | | | | | | | | |
| Q 2 | 0,12 | 1,61 | 0,20 | 2,57 | 0,21 | 1,86 | 0,15 | 1,34 | 0,29 | 2,93 | 0,24 | 2,48 | 0,25 | 2,67 | 0,19 | 2,24 | | | | | | | | |
| Q 3 | 0,59 | 7,89 | 0,66 | 8,50 | 0,68 | 5,97 | 0,56 | 4,90 | 0,72 | 7,08 | 0,64 | 6,53 | 0,64 | 6,74 | 0,64 | 7,49 | | | | | | | | |
| Q 4 | 0,32 | 12,01 | 0,35 | 12,11 | 0,34 | 11,25 | 0,35 | 11,59 | 0,30 | 9,47 | 0,31 | 9,76 | 0,31 | 9,87 | 0,27 | 8,91 | | | | | | | | |
| Erf | -0,06 | 10,09 | -0,06 | 10,75 | -0,06 | -9,28 | -0,06 | -9,95 | -0,05 | -7,85 | -0,05 | -8,54 | -0,05 | -8,31 | -0,05 | -7,56 | | | | | | | | |
| Erf2 | 0,02 | 2,16 | 0,02 | 2,38 | 0,03 | 2,90 | 0,03 | 3,59 | 0,05 | 4,94 | 0,06 | 6,63 | 0,06 | 6,68 | 0,07 | 9,08 | | | | | | | | |

| Ausländische Beschäftigte | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1984 | | 1985 | | 1986 | | 1987 | | 1988 | | 1989 | |
| | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t |
| Q 2 | 0,01 | 0,29 | -0,01 | -0,44 | 0,01 | 0,51 | -0,00 | -0,15 | 0,06 | 2,42 | 0,03 | 1,08 |
| Q 3 | 0,09 | 4,33 | 0,07 | 2,74 | 0,11 | 4,60 | 0,06 | 2,30 | 0,08 | 3,33 | 0,08 | 3,13 |
| Q 4 | 0,52 | 15,69 | 0,53 | 13,81 | 0,64 | 17,03 | 0,60 | 14,89 | 0,60 | 15,84 | 0,53 | 13,67 |
| Erf | 0,30 | 12,04 | 0,20 | 6,48 | 0,23 | 7,75 | 0,18 | 5,46 | 0,18 | 4,97 | 0,24 | 6,75 |
| Erf2 | -0,06 | 12,07 | -0,04 | 6,03 | -0,04 | 7,25 | -0,03 | 4,87 | -0,03 | -4,55 | -0,05 | -6,25 |
| B | 0,05 | 3,77 | 0,05 | 3,72 | 0,06 | 4,25 | 0,07 | 4,79 | 0,08 | 5,33 | 0,06 | 4,04 |
| | | | | | | | | | | | | |
| | 1992 | | 1993 | | 1994 | | 1995 | | 1996 | | 1997 | |
| | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t |
| Q 2 | -0,01 | -0,22 | 0,08 | 2,91 | 0,07 | 2,44 | 0,07 | 2,04 | 0,03 | 0,67 | 0,07 | 2,06 |
| Q 3 | 0,09 | 3,34 | 0,13 | 4,73 | 0,11 | 3,93 | 0,14 | 4,24 | 0,15 | 4,09 | 0,12 | 3,53 |
| Q 4 | 0,49 | 12,35 | 0,72 | 17,78 | 0,65 | 14,67 | 0,65 | 15,66 | 0,58 | 13,17 | 0,66 | 16,65 |
| Erf | 0,30 | 8,35 | 0,27 | 7,86 | 0,28 | 7,70 | 0,26 | 6,53 | 0,19 | 3,88 | 0,15 | 3,44 |
| Erf2 | -0,06 | -8,04 | -0,04 | -6,60 | -0,05 | -6,58 | -0,04 | -5,12 | -0,03 | -2,82 | -0,03 | -3,69 |
| B | 0,06 | 4,43 | 0,01 | 1,06 | 0,01 | 0,42 | 0,01 | 0,96 | 0,01 | 0,52 | 0,12 | 7,44 |

Anmerkungen:

- Die Indikatoren K und t stehen für Koeffizient und t-Wert.
- Die Indikatoren Q2, Q3, Q4, Erf, Erf2 und B stehen für Qualifikationsstufe 2 – 4, Erfahrung * 10⁻¹, Erfahrung 10⁻¹ zum Quadrat und Betriebszugehörigkeitsdauer * 10⁻¹.
- Die Schätzungen kontrollieren zusätzlich für fixe Bundeslandeffekte und eine Konstante.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle A 2: Schätzergebnisse mit Überstundenkontrolle für Ausländer

| | 1984 | | 1985 | | 1986 | | 1987 | | 1988 | | 1989 | | 1990 | | 1991 | |
|------|------|---|------|---|-------|-------|------|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t |
| NÜ | - | - | - | - | 0,04 | 5,09 | - | - | 0,05 | 6,11 | 0,05 | 5,87 | 0,06 | 7,77 | 0,05 | 5,87 |
| Q 2 | - | - | - | - | 0,02 | 0,70 | - | - | 0,07 | 2,59 | 0,03 | 1,22 | -0,01 | -0,26 | 0,00 | 0,04 |
| Q 3 | - | - | - | - | 0,11 | 4,89 | - | - | 0,09 | 3,59 | 0,09 | 3,50 | 0,06 | 2,40 | 0,09 | 3,06 |
| Q 4 | - | - | - | - | 0,63 | 16,90 | - | - | 0,62 | 16,63 | 0,54 | 14,33 | 0,40 | 9,10 | 0,47 | 10,48 |
| Erf | - | - | - | - | 0,22 | 7,36 | - | - | 0,15 | 4,28 | 0,23 | 6,46 | 0,19 | 5,72 | 0,18 | 4,77 |
| Erf2 | - | - | - | - | -0,04 | -6,79 | - | - | -0,03 | -3,80 | -0,04 | -5,84 | -0,04 | -5,53 | -0,03 | -4,40 |
| B | - | - | - | - | 0,06 | 4,13 | - | - | 0,09 | 5,75 | 0,06 | 3,95 | 0,07 | 4,58 | 0,10 | 6,07 |

| | 1992 | | 1993 | | 1994 | | 1995 | | 1996 | | 1997 | | 1998 | | 1999 | |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t | K | t |
| NÜ | 0,05 | 4,98 | 0,04 | 4,17 | 0,06 | 6,87 | 0,04 | 4,58 | 0,05 | 4,16 | 0,02 | 1,26 | 0,03 | 2,25 | 0,04 | 1,96 |
| Q 2 | -0,01 | -0,40 | 0,08 | 2,85 | 0,06 | 1,95 | 0,07 | 2,17 | 0,02 | 0,48 | 0,07 | 2,06 | 0,07 | 1,78 | 0,08 | 2,04 |
| Q 3 | 0,09 | 3,41 | 0,13 | 4,76 | 0,10 | 3,78 | 0,14 | 4,39 | 0,14 | 3,95 | 0,12 | 3,51 | 0,15 | 3,82 | 0,20 | 4,86 |
| Q 4 | 0,50 | 12,73 | 0,73 | 18,26 | 0,66 | 15,48 | 0,67 | 16,27 | 0,59 | 13,56 | 0,67 | 16,70 | 0,60 | 13,82 | 0,52 | 10,39 |
| Erf | 0,28 | 8,03 | 0,27 | 8,07 | 0,29 | 8,01 | 0,24 | 5,91 | 0,18 | 3,86 | 0,15 | 3,41 | 0,23 | 4,58 | 0,16 | 2,89 |
| Erf2 | -0,05 | -7,77 | -0,05 | -6,79 | -0,05 | -6,87 | -0,04 | -4,44 | -0,03 | -2,72 | -0,03 | -3,64 | -0,04 | -4,46 | -0,03 | -2,49 |
| B | 0,07 | 4,75 | 0,02 | 1,20 | 0,01 | 0,68 | 0,02 | 1,27 | 0,01 | 0,57 | 0,12 | 7,45 | 0,09 | 5,45 | 0,08 | 4,73 |

Anmerkungen:

– s.o.

- Der Indikator NÜ repräsentiert die Variable „Zahl der Überstunden im letzten Monat * 10^{-1} “, die nur für diejenigen kodiert ist, die einen finanziellen Ausgleich für die Überstunden erhalten. Da die Variable in den Jahren 1984, 1985 und 1987 nicht zur Verfügung steht, konnten hier keine Vergleichsschätzungen erfolgen. Die Variable ist nach oben am Wert 99 zensiert, was circa 0,45 Prozent der ausländischen Beobachtungen betrifft.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Koreferat zum Beitrag von Regina T. Riphahn

Von *Johannes Schwarze*, Bamberg und Berlin

A. Einleitung

Mit der Entwicklung der Verteilung der Brutto(erwerbs)einkommen in Deutschland für den Zeitraum 1984 bis 1999 greift Regina Riphahn ein Thema auf, das in der deutschen Forschungslandschaft – anders als beispielsweise in England oder den USA – nur wenig bearbeitet wurde. Auch die explizite Analyse der Bruttoerwerbseinkommen der ausländischen Beschäftigten ist für Deutschland etwas neues und dürfte vor dem Hintergrund der Zuwanderungsdiskussion auch fruchtbar sein. Insofern liefert das Papier einen Beitrag zur aktuellen Diskussion.

Die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen ist aus mehrfacher Sicht von Relevanz. In der Diskussion über die Flexibilisierung des Arbeitsmarktes ist die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen von zentralem Interesse. Von einer stärker gespreizten Lohnstruktur verspricht man sich einen Rückgang der Arbeitslosigkeit und erhöhte Anreizwirkungen für die Investition in Humankapital.

Für die Sozialpolitik sind die Bruttoerwerbseinkommen als wesentlicher Bestandteil der verfügbaren Haushaltseinkommen von Interesse. Die Verteilung der individuellen Wohlfahrt wird durch die Verteilung dieser Komponente entscheidend beeinflusst. Auch in Deutschland hat die Ungleichheit der personellen Einkommensverteilung in den letzten Jahren zugenommen. Anders als in England oder den USA ist dies jedoch weniger auf eine zunehmende Ungleichheit der Erwerbseinkommen zurückzuführen. Gemessen an ihrem Anteil am Haushaltseinkommen, übt die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen nur einen unterdurchschnittlichen Einfluss auf die personelle Einkommensverteilung aus. Ergebnisse empirischer Studien zeigen, dass der Einfluss der Erwerbseinkommen auf die Ungleichheit sogar zurückgegangen ist. Von größerer Bedeutung für die Zunahme der Ungleichheit sind die Kapitaleinkommen.

Regina Riphahn konzentriert sich – aus vielleicht verständlichen Gründen – auf die Bruttoerwerbseinkommen Vollzeitbeschäftigter. Sowohl für die Arbeitsmarkt- als auch die sozialpolitische Diskussion greift dies aber möglicherweise zu kurz. Die Flexibilisierung des Arbeitsmarktes hat insbesondere auch zu einer Flexibilisierung der Beschäftigungsverhältnisse geführt. Deren Auswirkungen auf die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen dürften nur dann analysierbar sein, wenn die

Erwerbseinkommen aus allen Beschäftigungsverhältnissen (Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung, geringfügige Beschäftigung) berücksichtigt werden.

Regina Riphahn betont allerdings, dass es ihr insbesondere um den Preis für den Faktor Arbeit geht und beschränkt sich deshalb auf die vermeintlich homogene Gruppe der Vollzeitbeschäftigen.

Das Papier ist insgesamt sehr sauber gearbeitet. Wenn auch die Ergebnisse nicht spektakulär sind und die Ergebnisse bisheriger Studien weitgehend bestätigen, dass nämlich die Verteilung der Bruttoerwerbseinkommen in Deutschland – von Ausnahmen abgesehen – keine dramatischen Veränderungen aufweist, so werden doch einige neue Details und innovative methodische Vorgehensweisen diesem Puzzle hinzugefügt.

Zunächst möchte ich, dem Aufbau des Papiers folgend, einige kleinere Anmerkungen machen, die vor allem die Ergebnisse, deren Interpretation sowie einige methodische Fragen betreffen. Abschließend gehe ich etwas ausführlicher auf die Bedeutung der Arbeitszeit und der Überstundenregelungen ein. Anzumerken ist, dass die Autorin das Manuskript für die Drucklegung noch einmal wesentlich überarbeitet und dabei auch einige der in diesem Koreferat angemerkteten Punkte berücksichtigt hat.

B. Zunehmende Ungleichheit der Erwerbseinkommen (?)

Basierend auf Daten des Sozio-oekonomischen Panels (*SOEP*) der Jahre 1984 bis 1999 fördert Regina Riphahn eine ganze Reihe interessanter Ergebnisse zu Tage, von denen nur einige hier näher beleuchtet werden sollen. Ein interessanter Befund ist, dass die Medianeinkommen der Frauen stärker zugenommen haben als die der Männer. Dass die Einkommenssteigerungen in den neuen Bundesländern im öffentlichen Dienst höher ausfallen als im privaten Sektor, ist wohl weniger überraschend und von der Autorin auch erklärt worden.

Weiter stellt die Autorin fest, dass die Ungleichheit der Einkommen in der Privatwirtschaft steigt. Dazu ist zweierlei festzustellen: Wird die gesamte Zeitreihe betrachtet, dann lässt sich ein eindeutiger Trend nicht erkennen. Der Verlauf der ausgewiesenen Ungleichheitsmaße zeigt keinen eindeutigen Trend. In vielen Darstellungen wird 1999 der Stand der frühen 80er Jahre erreicht. Zudem werden in den Graphiken ausschließlich die 90/10 Percentil-Verhältnisse ausgewiesen, also jeweils nur der untere und obere Bereich der Verteilung relativ zueinander betrachtet. Hier möchte ich anregen, zusätzlich andere Verteilungsmaße zu nutzen, die den gesamten Bereich der Einkommensverteilung erfassen und unterschiedliche Schwerpunkte auf den unteren (z. B. I_0), den mittleren (z. B. Gini) oder den oberen Bereich der Verteilung legen (z. B. I_2). Unterschiedliche Verteilungsmaße können durchaus zu unterschiedlichen Ergebnissen führen. Für alle Maße wären auch inferenzstatistische Angaben hilfreich. Einen ersten Eindruck, ob und wie sich die

Verteilung geändert hat, würden zudem auch graphische Darstellungen von Kern-Dichte-Schätzern geben.

Eine zunehmende Ungleichheit der Erwerbseinkommen könnte – wie auch die Autorin anmerkt – durch die Labor-Demand-Shift Hypothese erklärt werden. Demnach müssten die Erwerbseinkommen (Löhne) im gering qualifizierten Bereich sinken, während sie im hoch qualifizierten Bereich ansteigen. Mit der Berechnung von 90/10 Percentil-Verhältnissen lässt sich diese These nur indirekt testen, da eine Zunahme des Verhältnisses auch ausschließlich auf einer Zunahme der Einkommen im oberen, bzw. Abnahme der Einkommen im unteren Bereich zurückgeführt werden kann. Hier wäre es sinnvoll, zusätzlich die Verläufe der Einkommen im unteren und oberen Percentil zu präsentieren, in dem z. B. die Einkommen im unteren, bzw. im oberen Percentil in Relation zum Medianeinkommen gesetzt werden (vgl. z. B. Atkinson (2000)).

C. Determinanten zunehmender Ungleichheit

Für die Erklärung der sich ändernden Ungleichheit der Bruttoerwerbseinkommen analysiert die Autorin zwei mögliche Komponenten. Zum einen untersucht sie, ob sich die Zusammensetzung der Erwerbstätigen im Hinblick auf die Ausstattung mit Humankapital geändert hat (Kompositionseffekte). Diese Analyse wird deskriptiv durchgeführt. Hier zeigen sich insbesondere Veränderungen bei den ausländischen Beschäftigten, nämlich eine Zunahme der Beschäftigten mit Hochschulabschluss und eine bemerkenswerte Steigerung der durchschnittlichen Dauer der Betriebszugehörigkeit. Letzteres geht mit einer hohen Standardabweichung einher. Zusammen könnte dies durchaus eine Zunahme der Einkommensungleichheit unter den ausländischen Beschäftigten erklären.

Zum anderen geht die Autorin der Frage nach, ob sich die Renditen für Humankapital geändert haben (Preiseffekte). Dazu werden Einkommensregressionen vom Mincer-Type durchgeführt. Komposition- und Preiseffekte hätten in einer Dekompositionsanalyse gemeinsam analysiert werden können. Dies hätte den Vorteil, dass auch Änderungen in der nicht erklärbaren Varianz hätten kontrolliert werden können. Die Autorin weist darauf hin und möchte dies in folgenden Analysen nachholen.

Einige Anmerkungen zu den Einkommensregressionen:

- Die Berufserfahrung wird als potentielle Berufserfahrung gemessen. Aus vielen Studien ist bekannt, dass Diskontinuitäten der Erwerbsbiographie deutliche Spuren in den Renditen für Humankapital hinterlassen (einen Überblick gibt Schwarze (2001)). Gibt es hier Unterschiede zwischen Ausländern und Deutschen oder Veränderungen über die Zeit, dann wäre die Berücksichtigung der tatsächlichen Berufserfahrung angebracht. Das „Missing Values“ Argument erscheint in Anbetracht der hohen Fallzahlen als nicht stichhaltig.

- Die Schätzungen über den gesamten Zeitraum werden als Pooled-Regression durchgeführt. Dies führt bei Paneldaten zu verzerrten Schätzern der Koeffizienten und / oder Standardfehlern, wenn unbeobachtete Heterogenität vorliegt. Angemessen wäre möglicherweise eine Fixed-Effects Schätzung, die allerdings in diesem Fall den gravierenden Nachteil hätte, dass keine Renditen für die Schul- und Berufsausbildung ermittelt werden könnten, da diese Merkmale keine oder eine nur sehr geringe intrapersonelle Varianz aufweisen.
- Auf mögliche Selektions- und Selbstselektionseffekte weist die Autorin hin. Eine Berücksichtigung durch eine Heckman-Korrektur wäre einfach möglich. Gerade vor dem Hintergrund der Tatsache, dass Ausländer und Deutsche ganz unterschiedlich von Arbeitslosigkeit betroffen sind und deutsche Frauen ein anderes Erwerbsverhalten haben als Ausländische, könnte eine Selektionskorrektur zu anderen Befunden führen.
- Das nächste Argument weist in dieselbe Richtung. Die Arbeitsmarktsituation könnte durch regionsspezifische Arbeitsmarktindikatoren für Ausländer und Deutsche modelliert werden. Derartige Informationen stehen für das SOEP zur Verfügung.
- Die ausgewiesenen Informationen für die nach Jahren getrennten Schätzungen sind etwas dürftig. Fraglich bleibt auch, inwieweit sich die geschätzten Renditen signifikant voneinander unterscheiden. Hier könnten Tests durchgeführt werden.
- Für die Entwicklung der Renditen bei den Ausländern gilt das gleiche wie für die Entwicklung der Ungleichheit. Eigentlich sind keine Veränderungen erkennbar, wenn man nicht von 1990 – ein Jahr das allgemein aus dem Rahmen zu fallen scheint – ausgeht, sondern die gesamte Zeitreihe betrachtet.
- Schätzungen für einzelne Jahre würden sich erübrigen, wenn in einem Pooled-Regression- oder besser einem Random-Effects Model Interaktionseffekte der Zeitdummys mit den Humankapitalvariablen geschätzt würden.

D. Bruttonmonatseinkommen, Arbeitszeit und Überstundenregelungen

Regina Riphahn beschränkt alle Analysen auf vollzeiterwerbstätige abhängig Beschäftigte im Alter zwischen 18 und 65 Jahren. Da keine näheren Angaben im Papier gemacht werden, gehe ich davon aus, dass die Identifizierung der Vollzeiterwerbstätigen über die subjektive Selbsteinschätzung erfolgt ist. Als Einkommensvariable wird das monatliche Bruttoerwerbseinkommen, einmal mit und einmal ohne Zusatzzahlungen / Sonderzahlungen gewählt. Eine Alternative zu Monatseinkommen sind Stundenlöhne. Die Berechnung von Stundenlöhnen wird von Regina Riphahn mit dem Hinweis darauf verworfen, dass zum einen nicht für alle befragten Erwerbstätigen Informationen zur Arbeitszeit verfügbar sind, zum anderen die Angaben zur Arbeitszeit mit Messfehlern behaftet seien. Nach meinen

Informationen liegen im SOEP für alle Erwerbstätigen Angaben zur tatsächlichen Arbeitszeit vor. Der Anteil der Angabeverweigerer liegt im normalen Rahmen. Nicht klassische Messfehler bei der Erhebung der Arbeitszeit, sind in der Tat ein ernst zu nehmender Einwand (vgl. *Bound et al.* (2000)), allerdings sind auch die Einkommensangaben mit Messfehlern behaftet und das Argument kann nicht dazu führen, dass die Arbeitszeit vollkommen ignoriert wird.

Ein näherer Blick in die Daten zeigt, dass sich hinter den subjektiv erfahrenen Vollzeitbeschäftigungen ein breites Spektrum von Wochen- bzw. Monatsarbeitszeiten verbirgt. Eine These könnte sein, dass die Variabilität der Arbeitszeiten – auch bei Vollzeitbeschäftigungen – mit zunehmender Flexibilisierung der Arbeitszeiten zugenommen hat. Insbesondere dürften Überstunden und die Art ihrer Abgeltung eine nicht unbedeutende Rolle spielen. *Pannenberg und Wagner* (2001) kommen zu folgenden Befunden: Der Anteil der Vollzeiterwerbstätigen, die Überstunden leisten, hat zwischen 1990 und 1997 deutlich zugenommen. Insbesondere gilt dies für geringqualifizierte Angestellte. Gleichzeitig ist ein Rückgang der bezahlten Überstunden zugunsten von Arbeitszeitkonten und unbezahlter Mehrarbeit zu verzeichnen. Eigene Berechnungen mit dem SOEP (vgl. SOEP Group (2001)) zeigen, dass dies auch für die ausländischen Beschäftigten zutrifft (vgl. die Tabelle).

Wie sich die Veränderung der Arbeitszeiten und der Überstundenregelungen auf die Entwicklung der Verteilung der Bruttomonatseinkommen auswirken, dürfte theoretisch nicht eindeutig zu beantworten sein, da Effekte in verschiedene Richtungen zu erwarten sind. Auf jeden Fall dürfte eine Analyse der Verteilung von Bruttomonatseinkommen durch Einbezug der geleisteten Arbeitszeit und der Überstundenentgeltregelungen bereichert werden.

Tabelle

Überstunden und Entgeltregelungen Vollzeitbeschäftigter 1984 und 1999 (in %)

| Überstunden | Deutsche | | Ausländer | |
|----------------------|-----------------|------|------------------|------|
| | 1984 | 1999 | 1984 | 1999 |
| Keine | 23,1 | 31,8 | 46,9 | 49,4 |
| Bezahlt | 25,0 | 8,6 | 39,2 | 16,9 |
| Nicht bezahlt | 21,6 | 13,1 | 3,1 | 3,2 |
| „Abgefeiert“ | 20,6 | 30,7 | 6,0 | 17,4 |

Quelle: SOEP (1984) und (1999).

Die Ungleichheit der logarithmierten Bruttomonatseinkommen (*BM*) lässt sich in folgender Beziehung darstellen:

$$(1) \quad \begin{aligned} \text{Var}(\ln BM) &= \text{Var}(\ln w + \ln H) \\ &= \text{Var}(\ln w) + \text{Var}(\ln H) + 2\text{Cov}(\ln w, \ln H). \end{aligned}$$

Von Bedeutung scheint vor allem der letzte Term der Gleichung zu sein, die Kovarianz zwischen Arbeitszeit H und Stundenentlohnung w . Bisher vorliegende empirische Untersuchungen kommen zu höchst unterschiedlichen Befunden (vgl. Schwarze (2001)), zeigen aber gleichwohl, dass eine Unabhängigkeit auszuschließen ist.

Dies lässt sich in den Schätzgleichungen kontrollieren, mit denen die Autorin den möglicherweise veränderten Renditen für Humankapital auf die Spur kommen möchte. Hier könnten auch Regelungen zur Abgeltung von Überstunden (*OVER*) kontrolliert werden:

$$(2) \quad \ln BM_{it} = (\ln w_{it} + \ln H_{it}) = X'_{it}\beta + a \ln H_{it} + OVER'_{it}c + \varepsilon_{it}$$

Mit X als Vektor erklärender Merkmale (wie Ausbildung, Berufserfahrung u.a.) und β , a und c als zu schätzende Koeffizienten. Schätzungen für die Renditen auf Humankapital lassen sich, zumindest theoretisch, am ehesten gewinnen, wenn die abhängige Variable der Stundenlohn ist. Aus verschiedenen, schon angesprochenen Gründen, hat die Autorin die Bruttomonatslöhne gewählt. Mögliche Messfehler bei den Arbeitszeiten, dürften bei der Berechnung von Stundenlöhnen tatsächlich ein Problem darstellen. Dieses Problem tritt aber nur in verschärfter Form auf, wenn die Arbeitszeiten auf der rechten Seite der Schätzgleichung eingehen. Allerdings muss hier mit einer verzerrten Schätzung der übrigen Parameter gerechnet werden (vgl. dazu Bound et al. (2000)).

Nehmen wir zunächst an, dass die Arbeitszeiten ohne systematische Messfehler erhoben werden, dann ist eine unverzerrte Schätzung der Renditen für Humankapital mit Gleichung (2) nur dann möglich, wenn $a = 1$ gilt. Nur in diesem Fall ist die Schätzung identisch mit einer Regression in der die Stundenlöhne die abhängige Variable sind (aus Illustrationsgründen wird angenommen, dass es nur eine zusätzliche erklärende Größe, die Qualifikation, gibt):

$$(3) \quad \ln w_{it} = \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ergebnisse von Studien mit deutschen Daten zeigen Schätzwerte für a , die zwischen 0.5 und 0.6 liegen, also deutlich kleiner sind als eins. In diesem Fall sollte die Arbeitszeit in der Gleichung (2) kontrolliert werden, ansonsten können verzerrte Schätzer für die Rendite β resultieren:

$$(4) \quad E(\hat{\beta}) = \beta + \frac{Cov(X, H)}{Var(X)} a$$

Ist die Qualifikation (X) mit der tatsächlichen Arbeitszeit positiv korreliert und wird angenommen, dass $a > 0$, dann werden die tatsächlichen Renditen für Ausbildung überschätzt. Eine Studie von Bell und Hart (1999) liefert empirische Belege dazu. In derselben Studie wird auch der Einfluss von Überstundenregelungen ana-

lysiert. Dabei zeigt sich z. B., dass die Nichtberücksichtigung unbezahlter Überstunden ebenfalls zu einer Überschätzung der Bildungsrenditen führt.

Das Ergebnis dieser Betrachtungen ist klar: Gibt es systematische Unterschiede zwischen Ausländern und Deutschen oder systematische Veränderungen über die Zeit, dann erscheint eine Kontrolle der Arbeitszeiten und auch der Überstundenregelungen sinnvoll. Beides könnte einen nicht unerheblichen Teil der Veränderung der Erwerbseinkommensverteilung erklären. Es ist beispielsweise auch denkbar, dass trotz steigender Ungleichheit der Stundenlöhne eine vergleichsweise stabile Verteilung der Bruttonomateinkommen resultiert. Fraglich bleibt zu Recht, wie mit der Messfehlerproblematik der Arbeitszeiten umzugehen ist.

Literatur

- Atkinson, A. B. (2000): The Changing Distribution of Income: Evidence and Explanations, German Economic Review, Band 1, S. 3 – 18.*
- Bell, D. N. F. / Hart, R.A. (1999): Unpaid Work, Economica, Band 66, S. 271 – 290.*
- Bound, J. / Brown, Ch. / Mathiowetz, N. (2000): Measurement Error in Survey Data. Population Studies Center, Report No. 00 – 450, University of Michigan.*
- Pannenberg, M. / Wagner, G.G. (2001): Overtime Work, Overtime Compensation and the Distribution of Economic Well Being – Evidence for West Germany and Great Britain. IZA Discussion Paper No. 318, Bonn.*
- Schwarze, J. (2001): Auswirkung von Diskontinuitäten und „atypischer“ Beschäftigung in der Erwerbsbiographie auf das individuelle Erwerbseinkommen: Theoretische Analysen und Befunde empirischer Studien für Deutschland, Expertise im Rahmen des Projektes „Soziale Sicherung und Flexibilisierung der Arbeits- und Lebensverhältnisse“ der Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf.*
- SOEP Group (2001): The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years – Overview, in: Holst, E. / Lillard, D.R. / DiPrete, T.A. (Hrsg.), Proceedings of the 2000 Fourth International Conference of German Socio-Economic Panel Study Users (GSOEP 2000), Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 70 (1), S. 7 – 14.*

Immigration und soziale Sicherung

Von *Alexander Haupt* und *Wolfgang Peters**, Frankfurt (Oder)

A. Einleitung

As the costs of factor mobility fall (...) the effectiveness of redistributive policies is more limited, and governments have weaker incentives to pursue them. Liberalized immigration policies, EU enlargement, and other steps that promote integration of the factor markets of Western Europe with those of surrounding regions thus present a challenge to policy-makers if they also wish to maintain fiscal systems with extensive redistribution. (*Wildasin* (2000, S. 337))

In den letzten Dekaden sind die Systeme der umlagefinanzierten sozialen Sicherung in allen OECD Ländern unter Druck geraten. Da steigenden Leistungsansprüchen immer weniger Beitragszahler gegenüber stehen, wird die Zunahme auf der Ausgabenseite nicht mehr durch das Lohnsummenwachstum aufgefangen. Als Reaktion auf das verschärzte Ungleichgewicht werden Reformen immer häufiger angemahnt.

Die demografische Entwicklung steht als Ursache für die Misere in den öffentlich finanzierten Sicherungssystemen außer Frage. Sinkende Geburtenraten und steigende Lebenserwartung erhöhen den Alterslastquotienten. Die entstehenden Probleme für die sozialen Sicherungssysteme werden durch zwei weitere Tendenzen verschärft. Auf der einen Seite des Altersspektrums führen verlängerte durchschnittliche Ausbildungszeiten von Kindern und Jugendlichen zu einem immer späteren Eintritt in das Erwerbsleben. Auf der anderen Seite sinkt das durchschnittliche Alter bei Renteneintritt kontinuierlich ab, obwohl diesem Trend mit verschiedenen Maßnahmen entgegen gewirkt wird.

* Teile dieses Forschungspapiers entstanden während eines durch die Fritz Thyssen Stiftung geförderten Forschungsaufenthalts des ersten Autors am Department of Economics der University of Colorado at Boulder. Beiden Institutionen gebührt ein besonderer Dank. Frühere Fassungen von diesem Aufsatz und zwei weitere Papiere zu dieser Thematik haben durch zahlreiche Kommentare gewonnen. Die Teilnehmer der EEA Konferenz in Santiago de Compostela, eines CESifo Workshops zur Rentenversicherung in München, und an weiteren Seminaren in Göttingen, Linz, Mainz und Tellow standen uns mit ihren Anmerkungen hilfreich zur Seite. Für die verbliebenen Unzulänglichkeiten tragen natürlich weiterhin die Autoren selbst die Verantwortung.

Fazit: Immer weniger Beitragszahler müssen in den umlagefinanzierten Kassen der sozialen Sicherung die steigende Zahl der Leistungsempfänger alimentieren.

Angesichts dieser Entwicklung wird in der politischen Diskussion immer häufiger vorgeschlagen, zumindest partiell zu einem kapitalgedeckten System zu wechseln. Alternativ existiert jedoch die Möglichkeit, die demografische Lücke wenigstens temporär zu begrenzen oder zu schließen. Reiche Länder wie die gegenwärtigen Mitglieder der Europäischen Union können den Mangel an eigenem Nachwuchs durch Immigration kompensieren. Das fehlende Bevölkerungswachstum in einzelnen Regionen kann dabei entweder durch einen Zustrom aus den Staaten außerhalb der heutigen EU – besonders im Zuge der Osterweiterung der Union – oder durch Wanderungsbewegungen innerhalb der EU ausgeglichen werden. Die Migrationsströme helfen den Zuwanderungs ländern Finanzlöcher zu stopfen, während sich in den Abwanderungsstaaten neue zusätzliche Probleme herausbilden.

Natürlich führt Immigration nicht notwendigerweise zu Gewinnen für alle Haushalte in den Zielländern. Sie kann selbst Auslöser für weitere Probleme der sozialen Sicherungssysteme sein. Bei rigiden Löhnen ist ein zumindest temporärer Anstieg der Arbeitslosenquote und der damit verbundenen Lohnersatzleistungen möglich.¹ Auf vollkommenen Arbeitsmärkten wird es zu einem (kurzfristigen) Reallohnverlust für bestimmte Gruppen kommen, wenn sich beispielsweise der Kapitalstock nur langsam an die neuen Gegebenheiten anpasst.

Zwar sind alle umlagefinanzierten Systeme der sozialen Sicherung von diesen demografischen Entwicklungen betroffen, aber die nachhaltigsten Probleme treten bei der Alterssicherung auf. Dieser Beitrag konzentriert sich deshalb auf die Wechselwirkungen zwischen Migration und gesetzlicher Rentenversicherung. Zunächst beschäftigen wir uns mit dem potentiellen Zufluss von Arbeitskräften aus Regionen außerhalb der heutigen EU, der besonders durch die Osterweiterung erfolgen kann. Da diese Wanderungsbewegungen durch entsprechende Beitrittsvereinbarungen kurz- und mittelfristig reguliert werden können, stellt sich vor allem die Frage, in welchem Umfang Immigration angesichts der Interessenlage der Beitragszahler und Rentenbezieher mehrheitsfähig ist. Anschließend analysieren wir aus einer politökonomischen Perspektive, wie sich die gesetzlich garantierte Mobilität zwischen den gegenwärtigen EU-Mitgliedern auf die Rentenversicherung der einzelnen Länder auswirkt.

¹ Auf ähnliche Fragen konzentriert sich Michael C. Burda in seinem Vortrag auf der Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik (siehe *Burda* (2000)).

B. Zuwanderung und EU-Osterweiterung

Especially in the EU countries, the ageing of the population is giving rise to increased financial stress on fiscal systems as the population of current beneficiaries increases in relation to the population of current contributors. Some commentators suggest that migration may play an important role in helping to restore the financial health of EU public pension systems. (*Wildasin (2000, S. 358)*)

Bevor wir uns intensiver mit der regulierbaren Zuwanderung aus den potentiellen Beitrittsländern und deren Effekte auf die gesetzliche Rentenversicherung auseinandersetzen, betrachten wir kurz den quantitativen Umfang des Zuwanderungsdrucks im Verlauf der Osterweiterung.

I. Migrationsdruck bei EU-Osterweiterung

Beginnen wir mit dem Migrationspotenzial der EU-Beitrittskandidaten. In einer jüngsten Ifo-Studie² werden die einzelnen Kandidaten auf der Basis der Erfahrungen aus der Vergangenheit (insbesondere der Süderweiterung der EU) und weitergehender ökonomischer Erklärungsgrößen auf den Umfang der zu erwartenden Einwanderungen in die 15 EU ‚Altstaaten‘ hin untersucht.

Tabelle 1

Migrationspotenzial von EU-Beitrittskandidaten, Angaben in 1000 Personen in den nächsten 15 Jahren. Die Prozentangaben beziehen sich auf die Abnahme der relativen Einkommensdifferenzen.

| | Bestand | Zuwanderung bei 2 % | Zuwanderung bei 0 % |
|------------|----------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Polen | 283 | 1298 | 1688 |
| Rumänien | 95 | 1007 | 1272 |
| Slowakei | 9 | 138 | 182 |
| Tschechien | 20 | 139 | 200 |
| Ungarn | 52 | 184 | 254 |

Die Tabelle 1 zeigt uns zunächst den aktuellen Bestand ausländischer Mitbürger in Deutschland nach ihrer Herkunft aus den Beitrittskandidaten in Mittel- und Ost-

² Die Langfassung der Ifo-Studie findet man in *Sinn et al. (2001)*, eine Kurzfassung, die sich auf die Kernelemente beschränkt, ist im Ifo-Schnelldienst erschienen, siehe *Sinn und Werding (2001)*. Ähnliche Studien finden sich in *Brücker (2001)* bzw. im *European Integration Consortium* (DIW, CEPR, FIEF, IAS, IGIER) aus dem Jahr 2000.

europa gestaffelt.³ Die größte Einwanderungswelle ist aus Polen zu erwarten. Rumänien weist zwar auch ein hohes Potenzial auf, ist aber in näherer Zukunft noch nicht für eine Beitritt vorgesehen. Die dargestellten Schätzungen beziehen sich nur auf die Zuwanderung nach Deutschland und bilden eine Art *benchmarking* für den Arbeitsmarkt in der EU.

Neben vielen anderen Einflussgrößen steht besonders die Entwicklung der Einkommensunterschiede im Vordergrund der Untersuchung. Folgen wir der Ifo-Studie, so bewirkt ein um 2% geringerer Rückgang der Einkommensunterschiede zwischen dem Beitrittskandidaten und Deutschland, dass in den nächsten 15 Jahren zwischen 26% (Rumänien) und 44% (Tschechien) mehr Zuwanderer aus diesen Gebieten zu erwarten sind. Der Zuwanderungsdruck wird also deutlich geringer ausfallen, wenn es die Transformationsökonomien schaffen ihren Entwicklungsabstand zu den EU Ländern durch Ausnutzung ihrer Wachstumspotenziale zu verringern.

II. Kurzfristige Wohlfahrtseffekte der Immigration

Inflows of labour from neighbouring countries also put downward pressure on wages in the EU countries, harming native workers whose labour is substitutable with that of migrants. (...) Redistributive policies provide a means by which policy-makers can ameliorate undesired adverse distributional effects arising from increased immigration. (Wildasin (2000), S. 366/367)

Wenden wir uns nun einer einfachen grafischen Wohlfahrtsanalyse zu, die sich an *Borjas* (1995) orientiert. Bei einem vollkommenen Arbeitsmarkt und einer *kurzfristig unelastischen*, also fixen Kapitalausstattung entspricht das gesamte Sozialprodukt der Fläche unter der Arbeitsnachfragefunktion (siehe Abbildung 1). Diese Nachfrage ergibt sich aus dem Grenzprodukt der Arbeit. Gehen wir von einer Ausgangssituation mit einer ansässigen Bevölkerung von N Personen aus, die ihre Arbeitskraft unelastisch anbieten, so bildet das Viereck $ONBW_O$ die Bruttolohnsumme, das Dreieck ABW_O repräsentiert die Unternehmensgewinne bzw. die Kapitalentlohnung.

Wenn nun durch Zuwanderung von M Personen das Arbeitsangebot in entsprechendem Umfang wächst, dann sinken im Gleichgewicht die Löhne während die Kapitalentlohnung steigt.⁴ Die Zusammensetzung des Sozialprodukts ändert sich dann wie folgt: Die Lohnsumme wird zu $OLCW_1$, die Unternehmensgewinne wachsen auf ACW_1 . Im traditionellen Verständnis bildet sich ein *immigration surplus* heraus, das Dreieck BCD ist Ausdruck für diesen Zuwachs. Dieser Anstieg des Gesamteinkommens der ‚Alteinwohner‘ birgt aber auch Verteilungsimplikationen.

³ Die Angaben in der Tabelle 1 sind aus *Sinn* und *Werdung* (2001) entnommen.

⁴ Dies lässt sich leicht anhand der bekannt Lohn-Zins-Kurve aus der Wachstumstheorie verdeutlichen.

nen, da das Einkommen eines Arbeitnehmerhaushaltes sinkt, sofern er über keine nennenswerten Kapitaleinkünfte verfügt. Die Unternehmerseite gehört dagegen zu den eindeutigen Nutznießern.

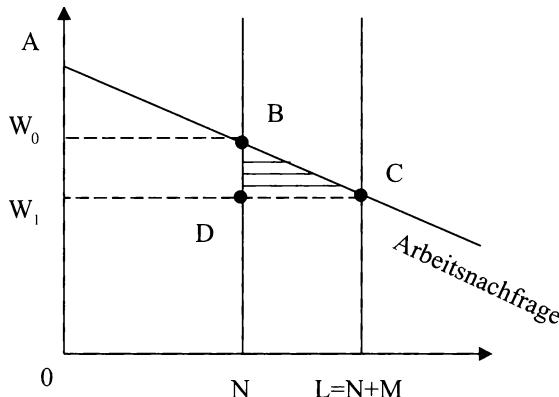


Abbildung 1: Immigration und Wohlfahrt

Diese Verluste der Arbeitnehmerhaushalte können jedoch geringer oder sogar zu Gewinnen werden, wenn man berücksichtigt, dass aus der gesamten Lohnsumme (der ‚Alteingesessenen‘ und der Immigranten) die Beiträge zur Rentenversicherung geleistet werden, die dann wiederum zur Finanzierung der Altersrenten dienen. Die Rentnergeneration besteht zudem nur aus der alten ‚Urbevölkerung‘. Erst in ferner Zukunft (ca. 25 – 30 Jahren) werden auch die Renten der Zuwanderer zu finanzieren sein. Diese langfristigen Konsequenzen der Immigration sind jedoch in der Regel für die aktuellen politischen Entscheidungen von deutlich geringerer Bedeutung als die kurzfristigen Effekte. Dies liegt zum einen an der Zeitdiskontierung, zum anderen an der kürzeren Restlebenserwartung vieler Wähler und der politischen Entscheidungsträger.

Auf den ersten Blick scheinen alle Bevölkerungsgruppen aus der Einwanderung Vorteile zu ziehen. Die Rentnergeneration befürwortet eine Zuwanderung, da ihre Rentenleistungen durch eine erhöhte Anzahl von Beitragsszahlern gegenüber dem *status quo* verbessert werden können. Die Erwerbstätigen können auf geringere Beitragsszahlungen hoffen, da die Belastung auf mehr Schultern verteilt wird. Somit wäre es möglich, steigende Nettolöhne selbst bei fallenden Bruttolöhnen zu realisieren.

In einer Simulationsanalyse aus dem Jahr 1994 weist *Felderer* darauf hin, dass eine jährliche Zuwanderung von 400.000 Immigranten eine Reduktion des Beitragssatzes zur deutschen Rentenversicherung um 3% ermöglichen würde. Dies

führt zu einer ca. 15%igen Senkung der individuellen Beitragszahlung und stellt somit eine substantielle Entlastung dar.⁵

Untersuchen wir im folgenden Abschnitt die polit-ökonomischen Triebfedern für eine freizügige Immigration etwas genauer.⁶ Im Rahmen der EU-Osterweiterung können die Staaten zwischen einer sehr moderaten, die Öffnung des Arbeitsmarktes erst langfristig realisierenden und einer eher liberalen, die Freizügigkeit fast übergangslos herstellenden Variante wählen. Neben den Wünschen der Beitrittskandidaten spielt in den Verhandlungen sicherlich die politische Interessenslage der Stammbevölkerung der 15 EU-Länder eine entscheidende Rolle.

In unserer Analyse schließen wir eine differenzierte Immigrationspolitik, die bestimmte Arbeitskräfte (z. B. hochqualifizierte Fachkräfte der IT-Branche) mit einer *green card* ins Land lässt und für andere die bestehenden Barrieren beibehält, aus. Diese einschränkende Annahme ist sinnvoll, da sich im Hinblick auf die EU-Erweiterung wie auch auf Migrationsbewegungen innerhalb der EU-, Altstaaten-solche Rekrutierungsbeschränkungen nicht umsetzen lassen. Eine Politik der selektiven Immigration kann nur gegenüber dem außer-europäischen Raum angewandt werden.⁷

Wir unterstellen ferner in unserer Betrachtung, dass sich die Zuwanderung aus dem Osten auf arbeitsfähige junge Immigranten beschränkt. Aber diese Annahme ist unproblematisch, da einwandernde Rentner keine Ansprüche gegenüber der deutschen GRV haben und somit deren Haushaltsslage nicht beeinflussen.⁸

III. Immigrationspolitik und Rentenversicherung

A first question for policy is whether and by how much to impede the flow of population into the EU countries. (*Wildasin* (2000, S. 366))

⁵ Eine etwas umfassendere Analyse befindet sich in der Dissertation von *Poschner* (1996), der auf zahlreiche demografische und ökonometrische Studien zurückgreift.

⁶ Erste Ansätze einer solchen Analyse findet man bei *Scholten* und *Thum* (1996) sowie *Haupt* und *Peters* (1998). In einem anderen Zusammenhang betrachten *Shea* und *Woodfield* (1996) Immigration im Rahmen einer optimalen Bildungspolitik.

⁷ Die Befürworter einer differenzierten Immigration argumentieren häufig, dass junge, überdurchschnittlich ausgebildete Einwanderer komplementäre Faktoren zu den anderen Arbeitskräften in der Produktion darstellen. Sie schaffen deshalb neue Arbeitsplätze und erhöhen außerdem die Löhne im unteren und mittleren Lohnsegment. Diese Argumentationskette hängt jedoch an der Komplementaritätsannahme der unterschiedlichen Typen (*high skilled* und *low skilled*). Empirisch ist diese Voraussetzung nicht eindeutig geklärt. Das macht auch die zurückhaltende Stellung der Arbeitnehmer und der Gewerkschaften in diesem Punkt verständlich.

⁸ Die zu erwartenden Migrationsbewegungen im Rahmen der Osterweiterung der EU betreffen im Normalfall keine Deutschstämmlinge. Dies ist von Bedeutung, da Spätaussiedler im Gegensatz zu sonstigen Einwanderern Renten auch ohne vorherige Beitragszahlungen gewährt bekommen.

Fokussieren wir vollständig auf die Implikationen einer Zuwanderung auf die Rentenversicherung und ihrer Mitglieder (Beitragszahler wie Rentner) und wählen den *status quo* zunächst als Referenzpunkt. Hier stehen N Arbeitnehmern R Rentner gegenüber. Aufgrund der Umlagefinanzierung ergibt sich bei einem aktuellen Lohnsatz w_o ein eindeutiger Zusammenhang zwischen dem Beitragssatz b_o und dem Rentenniveau q_o , der aus der Budgetgleichung der GRV folgt:

$$(1) \quad b_o w_o N = q_o w_o R .$$

Da die Beiträge und Rentenniveaus nicht unabhängig voneinander gewählt werden können, muss vor der Wahl einer geeigneten Immigrationsstrategie zunächst festgelegt werden, welcher der beiden Parameter frei gewählt und welcher abhängig bestimmt werden soll. Es gibt dabei zwei konträre Vorgehensweisen. Erstens, das Rentenniveau q_o wird fixiert. Wenn die Leistungsansprüche in diesem Sinne aufrecht erhalten werden, bleibt kein Spielraum bei der Festlegung der Beiträge. In der Vergangenheit konnte dieses Herangehen an Rentenreformen lange Zeit beobachtet werden. Die Lohnersatzquote von ca. 70% stand außer Frage, notwendige Anpassungen bezogen sich stets auf die zur Finanzierung der Renten erforderlichen Beitragssätze.

Zweitens, das Beitragsniveau wird festgelegt. Dieses Gegenstück zur Sicherung der Bestandsrenten erzwingt eine Anpassung der Rentenhöhe bei einem veränderten Alterslastquotienten. In letzter Zeit ist dieses Vorgehen häufiger zu beobachten. Aufgrund der hohen Beiträge, die zugleich auch Lohnnebenkosten darstellen, scheint eine Art Schmerzgrenze erreicht zu sein. Politische Maßnahmen zielen deshalb vermehrt auf eine Einschränkung des Leistungsumfangs oder eine Finanzierung durch staatliche Zuschüsse aus allgemeinen Steuermitteln. Während die erstgenannte Vorgehensweise die Rentner zu begünstigen scheint, ist letztere für die jüngeren Generationen von Vorteil.

Gehen wir auf die Interessenlage der Stammbevölkerung ein. Welche politischen Vorschläge befinden sich im Einklang mit ihren ökonomischen Interessen? Während die Beitragszahler einen möglichst hohen Nettolohn $(1 - b)w$ realisieren wollen, richten die Rentner ihr Augenmerk auf die Altersbezüge qw .

Wie wir zuvor gesehen haben reduziert eine Immigration in Höhe von M neuen Arbeitskräften auf der einen Seite die Bruttolöhne $w(M)$, mit $w'(M) < 0$ für $M > 0$. Auf der anderen Seite verringert sich der Alterslastquotient, also das Verhältnis der Rentner R zu den Erwerbstätigen $N + M$. Jetzt kann man die unterschiedlichen Politiken in ihrer Wirkung genauer beschreiben:

$$\text{b-Politik: } q(M) = b_o \frac{N + M}{R}$$

$$\text{q-Politik: } b(M) = q_o \frac{R}{N + M}$$

Während Immigration zu einem steigenden Rentenniveau bei konstantem Beitragssatz (b-Politik) führt, reduziert die Einwanderung die Beitragssätze bei konstantem Rentenniveau (q-Politik). Nun bedarf es keiner hellseherischen Fähigkeiten um eine gegenläufige Interessenlage von Rentnern und Beitragszahlern zu vermuten. Viel interessanter ist es, die Umkehr der Interessenlage je nach der vorher gewählten Politik zu erkennen:

| | Junge Generation | Rentnergeneration |
|------------------|--|---|
| b-Politik | $1 - b_o)w(M) \rightarrow M^* = 0;$ | $b_o \frac{N + M}{R} w(M) \rightarrow M^* > 0;$ |
| q-Politik | $(1 - q_o \frac{R}{N + M})w(M) \rightarrow M^* > 0;$ | $q_o w(M) \rightarrow M^* = 0.$ |

Immer diejenige Bevölkerungsgruppe, deren Interessenparameter fixiert ist, kann aus einer Immigration im Vergleich zum *status quo* keinen Vorteil ziehen. Im Fall der b-Politik erhöht Immigration die Lohnsumme und somit die Rentenzahlungen, während der Zustrom die Brutto- und somit Nettolöhne reduziert. Dagegen verringert Einwanderung das Alterseinkommen im Fall der q-Politik, aber die Nettolöhne steigen infolge geringerer Beitragszahlungen.⁹

Fragen wir nun, welche Politik die Interessen der beiden Generationen am besten vertritt, so sieht man leicht, dass sich die junge Generation, wenn sie alleine entscheiden kann bzw. politische Mehrheiten auf sich vereinigt, nur mit einer q-Politik gegenüber dem *status quo* verbessern kann. Im Fall fixierter Rentenniveaus unterstützen die Erwerbstätigen eine liberale Immigrationspolitik. Bei der Rentnergeneration ist dies jedoch wieder genau umgekehrt. Sie zieht ausschließlich bei einer b-Politik Vorteile aus der Immigration und unterstützt eine dementsprechende Politik.

Wir können demnach festhalten, dass aus einem vermeintlichen Vorteil (b-Politik zum Schutz der Beitragszahler, q-Politik zum Schutz der Rentner) ein Nachteil für die jeweilige Generation wird, wenn es zu Immigration kommt. Ursache ist die

⁹ Letzteres gilt nur, wenn der Lohnsatz hinreichend unelastisch auf Immigration reagiert. Diese Annahme wird durch zahlreiche ökonometrische Untersuchungen gestützt (vgl. *Friedberg und Hunt (1995)*). In der bisherigen Betrachtung wurde immer davon ausgegangen, dass bei der Entscheidung sowohl die junge als auch die Rentnergeneration über keinerlei Vermögen und damit Kapitaleinkünfte verfügt. Gibt man diese unrealistische Annahme auf, so wird bei Immigration die Kapitalverzinsung erhöht während die Bruttolöhne weiterhin sinken. Es kommt demnach zu einem zusätzlichen *trade-off* und die optimale Immigrationspolitik wird gegenüber der vorherigen Analyse liberaler ausfallen. Da die Vermögen der älteren Generation allerdings deutlich höher sind als die der jüngeren Generation, wird der Einfluss der Kapitaleinkünfte sich bei den Rentnern stärker in Richtung einer liberaleren Politik auswirken als bei den Beitragszahlern der Rentenversicherung. Je vermögender eine Nation ist bzw. je gleichmäßiger die Vermögensverteilung ausfällt, desto stärker wird dieser Trend.

Inflexibilität der Rentenversicherung aufgrund der vorab fixierten Niveaus von b oder q . Diese extremen Ansätze verhindern somit eine Verbesserung für alle Bevölkerungsgruppen durch die Wahl einer geeigneten Immigrationspolitik.

Allerdings treten diese beiden Formen im politischen Prozess nicht in Rein-Kultur auf. In der Regel beobachten wir einen Mix zwischen der b- und der q-Politik.¹⁰ Da die unterschiedlichen Politikszenarien die präferierten Immigrationsraten beider Generationen in entgegengesetzte Richtungen beeinflussen, wird ein entsprechender *policy mix* alle beteiligten Generationen zu einer moderateren Politikempfehlung bewegen. Hierdurch wird der ansonsten scharfe Interessengegensatz bei der Einwanderungspolitik aufgehoben. Allerdings bleibt ein anderer Gegensatz erhalten. Fragt man nämlich bei der Politikgestaltung zunächst nach dem bevorzugten *policy mix*, so befürworten die Rentner eine Politik der konstanten Beiträge und die Beitragszahler eine Politik der konstanten Rentenniveaus. Die jeweils obsiegende Seite wird dann anschließend auch für die hierzu passende liberale Einwanderung eine Mehrheit finden. Es sind zwar beide Generationen für Einwanderung, aber jeweils nur zu Lasten der anderen Generation.

C. Migration zwischen den EU-‘Altstaaten’

Taxation (...) that finances extensive programmes of cash and in-kind redistribution creates incentives for capital owners and workers to locate in regions where they obtain favourable fiscal treatment. (Wildasin (2000, S. 337))

Wie im letzten Abschnitt untersuchen wir hier exemplarisch die Auswirkungen einer zunehmenden Arbeitsmobilität auf die Rentenversicherung. Ähnliche Betrachtungen lassen sich jedoch auch für andere Sozialsysteme anstellen. Im Gegensatz zum vorhergehenden Kapitel stehen nun Wanderungsbewegungen zwischen den EU-‘Altstaaten’ im Mittelpunkt. Spätestens seit Einführung der Freizügigkeit innerhalb der EU hat jeder Arbeitnehmer implizit auch eine Wahl bezüglich Art und Umfang der angestrebten sozialen Sicherung. Sind nämlich alle anderen ökonomischen Faktoren wie z. B. der Bruttolohn, die Kaufkraft oder die Arbeitslosenquote in den betrachteten Ländern nicht signifikant verschieden, dann werden die Rahmendaten der Versicherungssysteme mitbestimmen, wo man seinen Wohn- bzw. Arbeitsplatz wählt. Besonders wird dies natürlich die Grenzregionen betreffen, denn hier kann diese Entscheidung ohne große Kosten vollzogen werden. Damit treten die unterschiedlichen nationalen Versicherungen miteinander in Konkurrenz. Ähnlich dem durch die Globalisierung eingetretenen Steuerwettbewerb kommt es zu einem Wettbewerb der Sozialsysteme.

Allerdings wird diese Konkurrenz in Zeiten einer alternden Bevölkerung nicht zwingend zu einem niedrigeren Umverteilungsvolumen zwischen den Generatio-

¹⁰ Wir danken Friedrich Breyer für seine Anregung einen *policy mix* in die Analyse zu integrieren.

nen führen. Mit einem Anstieg des Durchschnittsalters der Bevölkerung wächst der politische Einfluss der älteren Generationen. Dieser kann, insbesondere wenn gleichzeitig die Gegenkräfte schwächer werden, auch zu einer Ausweitung des Leistungsumfangs genutzt werden. Wer das oft zögerliche Verhalten der Parteien in Bezug auf notwendige, aber schmerzhafte Einschnitte in den Leistungskatalog der Umlageversicherungen beobachtet, findet hierin ein Indiz für diesen Einfluss, der einem erfolgreichen *rent seeking* sehr nahe kommt. Die Rentnergeneration kann sich erhebliche Vorteile zu Lasten der arbeitenden Generationen verschaffen.

Aus einer ‚traditionellen‘ polit-ökonomischen Perspektive wird die ‚Ausbeutungsmöglichkeit‘ der jungen durch die alte Generation nur durch ein im Aggregat elastisches Arbeitsangebot begrenzt. Disaggregiert kann das auf eine individuell elastische Arbeits-Freizeit-Entscheidung zurückgeführt werden. In diesem Sinne erklären *Breyer* und *Stolte* (1998) die begrenzte Macht der Rentner über den negativen Effekt einer Beitragserhöhung auf die geleisteten Arbeitsstunden. Dieser Ansatz liefert somit eine positive Erklärung für die Begrenzung des *rent seeking* der älteren Generationen. Allerdings ist die Annahme, dass Arbeitnehmer hinreichend flexibel ihre Arbeitszeit gestalten können, unter empirischen Gesichtspunkten problematisch.¹¹

Eine andere Ursache für eine elastische aggregierte Lohnsumme auf nationaler Ebene ist der integrierte Arbeitsmarkt innerhalb der EU. Da das Maastrichter Abkommen eine freie Wahl des Arbeitsplatzes zulässt, können Zu- und Abwanderung von Arbeitskräften zu einer ausreichend flexiblen Bemessungsgrundlage führen, um die Leistungsansprüche der alten, zu alimentierenden Generation zu bremsen.

Ein polit-ökonomischer Erklärungsansatz hilft auch hier den Wettbewerb der Sozialsysteme zwischen den Mitgliedsstaaten der EU zu analysieren. Wir gehen davon aus, dass im doppelten Sinne eine Wahlentscheidung zu treffen ist: Erstens, eine politische Entscheidung, die den Umfang der intergenerativen Umverteilung festlegt, und zweitens, eine Abstimmung mit den Füßen, die es den Verlierern der Umverteilung ermöglicht durch Migration ihren ‚Schaden‘ in Grenzen zu halten.¹² Diese zwei Arten von Wahlen begründen ein Gleichgewicht der politischen Macht zwischen den jungen und älteren Generationen.

Der nun folgende Teil des Beitrags verbindet Immigration mit einer staatlichen Rentenpolitik, die im demokratischen Willensbildungsprozess mehrheitsfähig ist.¹³

¹¹ Die sehr unflexible Gestaltung der Arbeitszeiten in den Tarifverträgen engt jedoch die Entscheidungsfreiheit der Arbeitnehmer stark ein. Man kann die Elastizität natürlich auch auf den Leistungswillen und damit die Bruttoentlohnung beziehen, dann spielt die Arbeitszeit nur eine untergeordnete Rolle. Allerdings ist diese Interpretation hauptsächlich für den Bereich der aussertariflich bezahlten Beschäftigten zutreffend. Die Beitragsbemessungsgrenzen deckeln jedoch in diesem Lohnsegment die potenziellen Wirkungen der sozialen Sicherungssysteme.

¹² Timothy *Goodspeed* wies in einem 1998 erschienen Artikel darauf hin, dass ökonomische Modelle, die den Ansatz von Tiebout mit politischen Wahlen verknüpfen, für eine Erklärung von Phänomenen in Zeiten der Globalisierung zunehmend an Bedeutung gewinnen.

Die Analyse basiert auf einem simplen Zwei-Länder-Modell mit überlappenden Generationen. Zur Vereinfachung gehen wir davon aus, dass die politische Mehrheit bei den älteren Generationen liegt. Mit anderen Worten: Die aktuellen Rentenbezieher und jene Arbeitnehmer, die unmittelbar in den nächsten Jahren in das Rentenalter eintreten, können die politische Entscheidung zu ihren Gunsten beeinflussen.

Die politischen Repräsentanten der Rentner legen ihre Entscheidung so fest, dass in Antizipation der durch die Wahl der Beiträge ausgelösten Wanderungsbewegungen das Leistungsvolumen der GRV möglichst groß ausfällt. Im internationalen Wettbewerb stehen sich somit quasi zwei Rentnergenerationen im Kampf um die Beitragszahler gegenüber. Ihr Verhalten ist dabei einem Leviathan, der sich um die Attrahierung einer mobilen Steuerbasis bemüht, nicht ganz unähnlich. Damit ergibt sich zwangsläufig ein Bezug zur Literatur über den internationalen Steuerwettbewerb.¹⁴

Im engeren Bereich der Analyse des internationalen Sozialwettbewerbs gibt es noch relativ wenige Beiträge, die sich zudem häufig auf andere Aspekte der sozialen Sicherung beziehen. Hier ist besonders Kai A. Konrad (1995) zu erwähnen, der ähnlich wie wir von einer Leviathan-gleichen Gerontokratie ausgeht, jedoch seinen Fokus auf die Ausgabenstruktur der öffentlichen Hand legt. Breyer und Kolmar (1998) behandeln dagegen die Koordinationsprobleme, die in einem integrierten EU-Arbeitsmarkt auftreten, wenn man angesichts möglicher Wanderungsbewegungen eine effiziente Ausgestaltung der Umlageversicherung implementieren möchte. Ihre Empfehlung läuft auf eine Harmonisierung der nationalen Alterssicherungssysteme hinaus. Ähnliche Betrachtungen werden auch in diesem Beitrag angestellt. Im Gegensatz zu Breyer und Kolmar haben wir jedoch die Implikationen des internationalen Wettbewerbs vorangestellt und können somit aus dem polit-ökonomischen Ansatz heraus Anregungen für die Verbesserung der allokativen Effizienz geben. Weitere Beiträge widmen sich der intra- und nicht der intergenerativen Umverteilung.¹⁵

Die Literaturquelle, die unserer Fragestellung am nächsten kommt, findet man in von Hagen und Walz (1995). Ähnlich wie wir betrachten sie die Rentenpolitik in

¹³ Wesentliche Teile der nun folgenden Analyse gehen auf Haupt und Peters (2002) zurück. Die hier gewählte Darstellung konzentriert sich allerdings auf die ökonomisch intuitiven Zusammenhänge, lässt jedoch weitergehende dynamische Aspekte der Migration unberücksichtigt.

¹⁴ Besonders ist hier auf Kanbur und Keen (1993) zu verweisen, die in der parallelen Welt des Steuerwettbewerbs den Einfluss von grenzüberschreitenden Einkäufen auf die Gestaltung der Umsatzsteuer und den möglichen Erfolg von Harmonisierungsvorschlägen der EU-Kommission analysieren.

¹⁵ In einem Aufsatz von 1991 zeigt Wildasin, dass Mittelzuweisungen einer übergeordneten Gebietskörperschaft an eine nachgelagerte zu einer effizienten Umverteilung führen können, obwohl fiskalische Externalitäten im regionalen Wettbewerb Migration erzeugen. Ferner zeigen Myers (1990) sowie Mansoorian und Myers (1993), dass zwischenstaatliche Transfers unerwünschte bzw. ineffiziente Wanderungsbewegungen vermeiden helfen. Vgl. hierzu auch Hercowitz und Pines (1991).

Gerontokratien, wenn die Erwerbstätigen auswandern (oder in die Schattenwirtschaft fliehen) können. Im Gegensatz zu unserem Beitrag betrachten sie ursprünglich symmetrische Länder und Haushalte, und erhalten eher unrealistische Randlösungen, in denen die gesamte junge Bevölkerung eines Landes entweder zu Hause bleibt oder komplett in das Nachbarland flieht.¹⁶

I. Langfristige Implikationen der Migration

While simple models based on polar assumptions offer great analytical advantages, they may also be misleading. In the context of European integration, it is difficult to justify a priori characterizations of capital and labour mobility in terms of extreme polar assumptions. With respect to labour mobility, language and cultural barriers are obviously important impediments to movement among some countries; by the same token, it is obvious that these impediments are not prohibitively high. (*Wildasin* (2000, S. 348))

Obwohl die EU deutlich mehr als zwei Mitglieder hat, genügt es, wenn wir uns zur Beschreibung der strategischen Implikationen des Sozialwettbewerbs auf ein Modell mit zwei Ländern beschränken. Alle qualitativen Aussagen bleiben in einer allgemeineren Analyse erhalten, quantitative Aussagen sind sowieso nur in gut kalibrierten Simulationsrechnungen herleitbar. Die Bevölkerung der beiden Länder *A* und *B*, die sich auf eine Freizügigkeit für die Faktoren Arbeit und Kapital geeinigt haben, setzt sich in jeder Periode aus zwei Generationen zusammen: Die junge Generation arbeitet, die ältere Generation bezieht schon ihre Altersrente; implizit gibt es auch noch eine ganz junge Generation, die ist jedoch erst in ihrer Ausbildungsphase und darf zudem auch noch nicht wählen. Sie ist somit für den politischen Wahlprozess nicht ausschlaggebend.

Der Bruttolohn *w* ist in beiden Ländern konstant und unabhängig von den durch den Sozialwettbewerb ausgelösten Wanderungsbewegungen. Im ersten Moment klingt die Annahme, dass Migration das Lohnniveau nicht beeinflusst, unrealistisch. Aber aufgrund der Freizügigkeit für den Faktor Kapital ist, abgesehen von einigen kurzfristigen Implikationen, der Weltkapitalmarkt für die Zinsgestaltung verantwortlich, solange die betrachteten Staaten gegenüber dem Rest der Welt hinreichend klein sind. Dann werden sich, nachdem die Migration abgeschlossen ist, *langfristig* die Kapitalintensitäten durch einen entsprechenden Ex- bzw. Import von Kapital wieder an das alte ex ante Niveau anpassen. Dieses Argument aus der Wachstumstheorie entbehrt nicht einer empirischen Relevanz, da in den meisten Untersuchungen zur Wirkung der Immigration auf den Arbeitsmarkt sich nur ein sehr kleiner Einfluss auf die Löhne ökonometrisch nachweisen lässt.¹⁷

¹⁶ Von Hagen und Walz (1995) nutzen in ihrem Beitrag eine Modellierung, die einige technische Probleme aufweist; dies sind beispielsweise multiple Gleichgewichte bzw. die Nicht-Existenz von Gleichgewichten in reinen Strategien.

¹⁷ Vergleiche hierzu Friedberg und Hunt (1995), die einen geeigneten Überblick zu empirischen Ansätzen in diesem Bereich zusammen gestellt haben.

Ferner gehen wir von der derzeit gültigen Anspruchsnorm für den Rentenbezug aus, d. h. das Wohnsitz- oder Beschäftigungslandprinzip wird angewandt. Somit erwirbt man einen Rentenanspruch nur in dem Land, in dem man auch langfristig arbeitet und nur die Beschäftigten dieses Landes kommen für die Renten der dort lebenden alten Generation auf. Mit der Migration entscheiden sich die Jungen also für bzw. gegen eine nationale Rentenpolitik.

Der Wettbewerb der Rentenversicherungen wird in unserem Modell durch einen zwei-stufigen Prozess abgebildet: Zuerst legen die Gerontokratien in jedem Land ihre Beitragssätze der Rentenversicherung, a bzw. b , simultan fest. Angesichts der ökonomischen Rahmendaten entscheiden dann auf der zweiten Stufe die Erwerbstätigen über ihren Arbeitsort.

Die Wahl des bevorzugten Landes hängt von zwei Faktoren ab. Erstens vergleicht jeder Arbeitnehmer als *homo oeconomicus* sein Nettoeinkommen, das er oder sie in den beiden Ländern erzielen kann, i.e. I^A mit I^B . Zur Vereinfachung unterstellen wir, dass die Erwerbstätigen nur ihr Nettoarbeitseinkommen im Auge haben und ihre zukünftigen Renten nicht beachten. Diese Annahme kann ange-sichts der großen Unsicherheit über die Zukunft der GRV als gute Approximation des Haushaltsverhaltens angesehen werden. Die Beitragszahlungen führen zwar Dank der Teilhabeäquivalenz zu einem Anspruch auf spätere Rentenzahlungen, allerdings ist dieser nur in der Art aber nicht dem Umfang nach fixiert und damit auch nicht vorhersehbar.¹⁸ Somit werden bei der Migrationsentscheidung zwar die heutigen Beiträge, nicht jedoch die spätere Rentenhöhe berücksichtigt.

Neben diesen ökonomischen Anreizen beeinflussen kulturelle Motive die Entscheidung über den Arbeitsort. Diese zweite Komponente muss sich nicht notwendigerweise als Mobilitätshindernis erweisen. So wie es stark heimatverbundene Charaktere gibt, so kann man auch den Typus des Zugvogels finden.

Um nun die beiden Motive zu einer Entscheidungsregel verbinden zu können, bietet es sich an, den nicht-ökonomischen Anreiz zu wandern in ein pekuniäres Äquivalent umzurechnen. Der Vorteil im Heimatland zu verbleiben, s , repräsentiert dabei die Kosten einer Auswanderung; angefangen von den reinen Umzugskosten bis hin zu einem Wohlfühlen in der neuen Kultur. Dieser Parameter bildet die nicht-ökonomischen Präferenzen der Bevölkerung ab.¹⁹

Fügt man die ‚rein‘ ökonomische und die kulturelle Komponente zusammen, so wird ein Mitglied der jungen Generation vom Typ $s > 0$ nicht emigrieren, solange

¹⁸ In seinem Urteil aus dem Jahr 1981 verweist das Bundesverfassungsgericht gerade auf diesen Umstand. Die Teilhabeäquivalenz führt danach zwar zu einem eigentumsrechtlichen Schutz der Rentenanwartschaften, die Höhe der Ansprüche wird jedoch nicht fixiert und bleibt damit den aktuellen rechtlichen Regelungen des Gesetzgebers unterworfen (vgl. *BVerfGE* (1981)).

¹⁹ Vergleiche hierzu unter anderem Beckmann und Papageorgiou (1989), De Palma und Papageorgiou (1988) oder Mansoorian und Myers (1993). Diese Parameter werden häufig als *attachment-to-home technologies* bezeichnet.

es sich in seiner Heimat mit einem ökonomischen Nachteil konfrontiert sieht, der die Höhe von s nicht übersteigt. Auf der anderen Seite gibt es aber auch Typen mit $s < 0$, die selbst unter Inkaufnahme eines ökonomischen Verlustes noch auswandern werden. Die kulturellen Wanderungsanreize können die Einkommensmotive dominieren und umgekehrt. Die Migrationsentscheidung basiert daher auf folgendem Vergleich:

$$(2) \quad H(I^A - I^B + s) = \begin{cases} 1 & \text{wenn } I^A - I^B + s < 0 \\ 0 & I^A - I^B + s \geq 0 \end{cases}$$

Ein Mitglied der jungen Generation vom Typ s , das in Land A geboren wurde wird danach in Land B emigrieren (1) (bzw. seiner Heimat treu bleiben (0)), wenn die beiden Nettoeinkommen um mehr (bzw. weniger) als die Kosten der Auswanderung s voneinander abweichen.

Die Individuen unterscheiden sich nicht durch ihre ökonomischen Alternativen, sondern nur in ihren kulturellen Präferenzen. Diese Migrationspräferenz ist innerhalb der Bevölkerung heterogen und unterliegt einer Dichte $f(s)$, die sich in den beiden Ländern nicht unterscheidet.²⁰

Annahme: Zur Vereinfachung der Darstellung wird eine Gleichverteilung unterstellt: $f(s)$ ist positiv und konstant; ferner gilt $0 < F(0) < 0.5$.²¹

Während der erste Teil der Annahme rein technischer Natur ist, wird der zweite empirisch motiviert. Bei Abwesenheit von ökonomischen Unterschieden werden weniger als 50% der Bevölkerung emigrieren. Diese Bedingung reflektiert eine Affinität der meisten Individuen, in ihrem ursprünglichen kulturellen Umfeld zu verbleiben.

Die individuellen Migrationsentscheidungen differieren, aber zur Bestimmung der Implikationen der Migration im Aggregat genügt es, Informationen über die Verteilung der Präferenzen zu besitzen. Die folgende Gleichung beschreibt den Prozentsatz der in Land A geborenen Beitragszahler, die sich zu einer Emigration entschlossen haben

$$(3) \quad \int_{\underline{s}}^{\bar{s}} H(s - \Delta) f(s) ds = \int_{\underline{s}}^{\Delta} f(s) ds = F(\Delta) .$$

Zur Verkürzung der Schreibweise wurde $\Delta \equiv I^B - I^A$ gewählt. Diese Variable misst den Einkommensnachteil, der durch den Verbleib in Land A entsteht.²²

²⁰ Wie in *Haupt und Peters (2002)* gezeigt wird, bleiben die Ergebnisse der Analyse unverändert wenn die Dichtefunktion allgemeinere Eigenschaften aufweist bzw. sich länderspezifische Unterschiede ergeben.

²¹ Diese Annahme impliziert, dass die Dichte sich auf ein fest vorgegebenes Intervall $[\underline{s}, \bar{s}]$ bezieht.

²² Analog lässt sich für Land der Prozentsatz der Migranten mit $F(-\Delta)$ angeben.

Die politisch entscheidenden Rentnergenerationen zielen auf einen möglichst hohen Leistungsumfang ihrer GRV. Um nun deren optimale Beitragspolitik bestimmen zu können muss die Einnahmeseite der Rentenversicherung unter Berücksichtigung des Migrationsverhaltens der jungen Generationen beider Länder untersucht werden. Diese Einnahmen hängen sowohl von der Beitragshöhe als auch vom Alterslastquotienten ab. Der Alterslastquotient ergibt sich wiederum aus der Wachstumsrate der Bevölkerung n , die zur Vereinfachung als exogen gegeben angesehen wird, und dem Migrationsprofil der jungen Generation, also dem Anteil der verbleibenden Geburtsbevölkerung und dem der zugewanderten Arbeitskräfte. Der Beitragssatz in einem Land beeinflusst somit das Rentenniveau nicht nur unmittelbar, sondern auch noch indirekt durch den Effekt auf die Wanderungsbewegungen. Angesichts langfristig fixer Löhne lässt sich die Rentenhöhe P wie folgt darstellen:

$$(4) \quad P^A = (1+n)aw\{1 - \underbrace{F(\Delta)}_{\text{Emigranten}} + \underbrace{\theta F(-\Delta)}_{\text{Immigranten}}\}$$

$$P^B = (1+n)bw\{1 - \widehat{F(-\Delta)} + \widehat{F(\Delta)}/\theta\}.$$

Der Parameter $\theta \equiv R^B/R^A$ gibt die relative Größe der beiden Rentnergenerationen der Länder zueinander an. Es lässt sich somit auch der Zusammenhang zwischen der optimalen Beitragspolitik und der relativen Größe des Bevölkerungsbestands genauer untersuchen.

Die obige Gleichung macht vor allem deutlich, dass die Beitragspolitik sowohl Erwerbstätige aus dem Mutterland vertreiben kann als auch zur Attrahierung von Immigranten dient. Dies geschieht sogar gleichzeitig, da die Bevölkerung in beiden Ländern auch ohne ökonomische Unterschiede die Grenze in beide Richtungen passiert. Die Einkommensdifferenz führt nur dazu, dass natürliche Migration durch eine ökonomisch motivierte Wanderungsbewegung überlagert wird.

Die Beitragssätze können auch als Preis für Nachfrage nach Ansiedlung in einem Land interpretiert werden. Niedrige Beiträge stellen einen Anreiz für eine Zuwanderung dar, hohe dagegen lassen sogar stark heimatverbundene Typen über eine Auswanderung nachdenken. Wollen nun die Entscheidungsträger der beiden konkurrierenden Länder ihre jeweiligen Rentenniveaus möglichst groß werden lassen, dann verhalten sie sich praktisch wie zwei umsatzmaximierende Oligopolisten im Bertrand- bzw. Preiswettbewerb bei differenzierten Produkten.

II. Wettbewerb der Sozialsysteme

Competition among countries for mobile resources constrains their ability to alter the distribution of income and may lead to reductions in the size and scope of redistributive policies. (Wildasin (2000, S. 337))

Den Wettbewerb der Sozialsysteme werden wir in diesem Abschnitt genauer untersuchen. Wenn die Entscheidung der Erwerbstätigen nur auf dem Vergleich der aktuellen Arbeitseinkommen in beiden Ländern basiert und die Bruttolohnsätze dort identisch sind, dann entspricht der wahrgenommene Einkommensunterschied der Beitragsdifferenz $\Delta = w(a - b)$.²³ Die Gerontokratie in jedem Land wählt den Beitragssatz, der die Rentenniveaus unter Berücksichtigung der induzierten Wanderungsbewegungen maximiert. Die Reaktionsfunktion, d. h. die beste Politik der alten Generation eines Landes auf die Entscheidung im Nachbarland, sind dann implizit durch die Optimalitätsbedingungen gegeben:²⁴

$$(5) \quad P_a^A = (1+n)w\{1 - F(\Delta) + \theta F(-\Delta) - afw(1+\theta)\} = 0 \\ P_b^B = (1+n)w\{1 - F(-\Delta) + F(\Delta)/\theta - bfw(1+1/\theta)\} = 0 .$$

Die Gleichungen verdeutlichen zwei gegenläufige Effekte erhöhter Beitragssätze in einer Region. Auf der einen Seite steigen direkt die Einnahmen der GRV und somit die Renten. Auf der anderen Seite sinkt die Zahl der Erwerbstätigen, da mehr junge Leute aus dem entsprechenden Land emigrieren und weniger in diese Region immigrieren. Folglich steigt der Alterslastquotient. Somit löst die optimale Beitragspolitik diesen *trade-off* zwischen den beiden Effekten. Im Optimum ist die Inverse-Elastizitäten-Regel analog zur Ramsey-Regel der Besteuerung erfüllt. Die beiden Bedingungen in (5) bestimmen zusammen das nicht-kooperative Nash-Gleichgewicht.

Proposition I

- i) Es existiert ein eindeutiges Nash-Gleichgewicht mit Beitragssätzen $(a^*, b^*) > 0$.

²³ Wenn die Erwerbstätigen die Wirkung ihrer Migrationsentscheidung auf ihre zukünftigen Renten antizipieren, dann wird die Wahl des Arbeitsortes durch strategische Effekte beeinflusst, da sich eine Migration später auch noch ein zweites Mal bezahlt machen kann. Wenn ein Beitragszahler sieht, dass ein kleines Land im Sozialwettbewerb Vorteile für die Rentner realisiert, dann gibt es einen zusätzlichen Anreiz in ein kleines Land zu ziehen. Vgl. hierzu besonders *Haupt* und *Peters* (1998 und 2002) in Bezug auf die Rentenfinanzierung und *Konrad* (1995) im Hinblick auf Bildungsinvestitionen. Die grundsätzlichen qualitativen Ergebnisse, die wir im folgenden darstellen, werden jedoch durch die Vernachlässigung dieses zusätzlichen strategischen Effekts nicht verändert.

²⁴ Hinreichende Bedingungen, die die optimalen Beitragssätze im Gleichgewicht unterhalb von 100% halten, seien an dieser Stelle implizit angenommen.

- ii) Sind beide Länder gleich groß ($\theta = 1$), dann gilt im Gleichgewicht $a^* = b^*$.
- iii) Das kleinere Land unterbietet im Wettbewerb das größere, d. h. $a^* < b^*$ gilt genau dann, wenn $\theta < 1$.²⁵

Die sich aus den Marginalbedingungen in (5) ergebenden Reaktionskurven der beiden Länder sind in Abbildung 2 skizziert. Die beste Antwort der Rentnergeneration des Landes A auf B's Wahl, $r_a(b)$, zeigt, dass beide Entscheidungen strategische Komplemente darstellen. Höhere Beiträge in Land B verstärken die Auswanderung in Richtung Land A bzw. reduzieren die Bereitschaft aus Land A zu emigrieren. Würden in Land A als Antwort auf eine Erhöhung der Beiträge um δ in Land B die Beiträge um den gleichen Wert zunehmen, dann bliebe die Zahl der Beitragszahler unverändert. Das Rentenniveau steigt an. Fällt die Erhöhung der Beiträge in Land A jedoch nicht ganz so hoch aus, dann können die Renten sogar deutlicher erhöht werden, und zwar aufgrund zusätzlicher Beitragszahler. Daraus ergibt sich, dass die besten Antworten strategische Komplemente sind, die Steigung der Reaktionskurve jedoch kleiner als 1 ist.

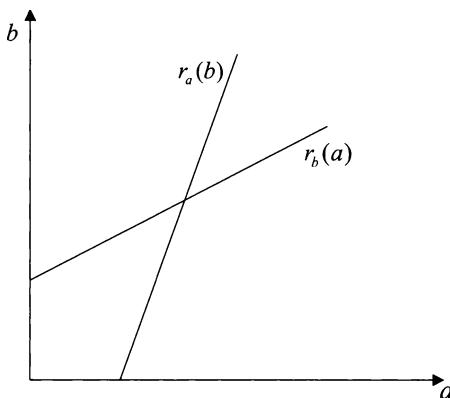


Abbildung 2: Reaktionskurven

Proposition 1 weist darauf hin, dass das Land mit der kleineren Bevölkerung stets das andere mit seinen Beitragssätzen unterbietet.²⁶ Die ökonomische Intuition dahinter ist sehr einfach. Das kleinere Land kann viel durch eine Politik der niedrigen Beiträge an Einnahmen bei seinen Immigranten hinzugewinnen, verliert jedoch nur wenig bei der eigenen Geburtsbevölkerung. Eine Zunahme in der Zahl der Beitragszahler kompensiert voll für den Rückgang in den Pro-Kopf-Beiträgen.

²⁵ Der Beweis befindet sich im Appendix.

²⁶ Hier zeigt sich erneut die Analogie zum Bertrand Wettbewerb. Ähnliche Ergebnisse im Rahmen des Steuerwettbewerbs findet man auch bei Kanbur und Keen (1993).

Die Marginalbedingungen in (5) verdeutlichen, dass die Entscheidungen unabhängig von der Wachstumsrate der Bevölkerung n getroffen werden. Damit ändert sich mit der demografischen Entwicklung nichts bei der strategischen Verhaltensweise. Dies liegt vor allem daran, dass die Migrationsentscheidung nur auf Einkommensunterschiede in der laufenden Periode zurückzuführen ist. Hierauf hat aber die Wachstumsrate n keinen Einfluss. In diesem Fall tragen die Rentner die volle Last des Geburtenrückgangs.

III. Migration und Effizienz

The foregoing analysis shows that increasing factor mobility tends to limit the effectiveness and the attractiveness of redistributive policies. (*Wildasin* (2000, S. 365))

Die Mobilität der Beitragszahler führt zum internationalen Wettbewerb der Sozialsysteme und erodiert die Finanzierungsbasis. Um aus Sicht der Entscheidungsträger unerwünschte Verteilungskonsequenzen zu vermeiden, können die konkurrierenden Staaten ihre Politik koordinieren. Neben den distributiven Effekten zieht der Sozialwettbewerb zwischen den Regionen im allgemeinen Ineffizienzen nach sich. Die staatlichen Maßnahmen verzerrn die individuellen Entscheidungen und führen somit zu suboptimalen Allokationen. Mit zunehmender Integration Europas werden diese Probleme vermutlich virulenter.

Bevor wir jedoch auf mögliche Strategien der alten Generationen zur Eindämmung der drohenden Erosion der sozialen Sicherung eingehen ist es sinnvoll, effiziente Allokationen zu charakterisieren. Die ermittelten Eigenschaften können dann als *benchmark* dienen, um die vorgeschlagenen Reformen nicht nur unter Verteilungs- sondern auch Effizienzaspekten zu beurteilen.

Bei einem unelastischen Arbeitsangebot ist in jeder Periode die Lohnsumme in der Welt unserer beiden Länder konstant und exogen gegeben. Jede Aufteilung dieses Gesamteinkommens zwischen den jungen und den alten Generationen im In- und Ausland ist daher effizient.²⁷ Damit führt die Finanzierung der Altersrenten zwar zu Verteilungskonflikten, nicht aber notwendigerweise auch zu Wanderungsineffizienzen.

Es zeigt sich jedoch, dass der Sozialwettbewerb in der Regel mit Migrationsverzerrungen einher geht. Diese treten immer dann auf, wenn jemand aufgrund von Einkommensunterschieden in ein Land emigriert, in das er bei Abwesenheit von diesem ökonomischen Motiv nicht gewandert wäre. In diesem Fall entstehen kulturelle Kosten, da sich der Akteur in dem von ihm kulturell weniger präferierten Land ansiedelt, ohne dadurch das Welteinkommen zu erhöhen. Wir können also festhalten, dass

²⁷ Aufgrund der Annahme eines negativen Bevölkerungswachstums (d. h. $n < 0$) sind Ponzi-Kontrakte unmöglich.

- jede beliebige Verteilung der Einkommen zwischen den Generationen und den Ländern effizient ist, und
- die Wahl des Wohnsitzlandes effizient ist, wenn man an dem Ort wohnt, der den höchsten kulturellen (nicht-monetären) Nutzen bringt. Ein Typ mit $s > 0$ sollte danach im Geburtsland verbleiben während jemand mit $s < 0$ nicht von einer Emigration abgehalten werden sollte. Dies gilt natürlich unabhängig vom Geburtsland.

Die Konsequenzen dieser Überlegungen sind offensichtlich: Der Wettbewerb der Sozialsysteme löst allokativen Ineffizienzen nur durch eine Verzerrung der Migrationsentscheidung aus. Effiziente Wanderungsbewegungen erfordern somit zwingend eine im internationalen Vergleich identische Belastung der jungen Generationen bei der Finanzierung der Rentenversicherung, also gleiche Beitragssätze in beiden Ländern. Dies ist jedoch im Nash-Gleichgewicht ausschließlich bei symmetrischen Ländern der Fall.²⁸

IV. Harmonisierung der Sozialpolitik in der EU

Policy-makers face a dilemma in dealing with the migration pressures now bearing on Western Europe. (Wildasin (2000, S. 367))

Der Wettbewerb der Sozialsysteme ist zumindest für die Rentnergenerationen nachteilig, da die Erwerbstätigen durch die potenzielle Drohung mit einer Emigration höhere Beitragsszahlungen vermeiden können. Jede weitere Zunahme der internationalen Mobilität des Faktors Arbeit würde diesen Effekt noch verstärken. Ein Einbruch oder Zusammenbruch der Sozialsysteme könnte die Folge sein. Diese Befürchtung wurde und wird als Argument gegen die Freizügigkeit innerhalb des EU-Binnenmarktes vorgebracht. Die Frage, wie man sich vor zu viel Wanderungsbewegungen und den damit einhergehenden Gefahren eines Abbaus der sozialen Sicherung schützen kann, spielt bei jeder EU-Erweiterung erneut eine Rolle. Ein ‚Unterbietungswettbewerb‘ lässt sich allerdings im Prinzip auch ohne Einschränkung der Freizügigkeit durch eine Koordination der Sozialpolitik in den Mitgliedsländern der EU verhindern.

Wir beschränken uns im folgenden auf die beiden Harmonisierungsstrategien der EU, die zur Verhinderung von unerwünschtem Wettbewerb zwischen den Mitgliedsstaaten immer wieder diskutiert werden:

²⁸ Ähnliche Resultate findet man in anderem Zusammenhang auch bei Mansoorian und Myers (1993) sowie Wildasin (1991). In dieser Literatur führt der internationale Wettbewerb zu einer ineffizienten Allokation des Faktors Arbeit, da sich aufgrund von Beitrags- bzw. Transferunterschieden die Grenzproduktivitäten der Arbeit in den verschiedenen Ländern nicht angeleben.

- Die Harmonisierung H^1 setzt *identische Beitragssätze* c in allen Ländern fest.
- Die Harmonisierung H^2 sieht dagegen nur einen *Mindeststandard der sozialen Sicherung in Form eines Mindestbeitragssatzes* β für alle Länder vor.²⁹

Grundlage für diese Politikharmonisierungen bilden die Vertragswerke zur Europäischen Gemeinschaft. Dort werden explizit Mindeststandards an ein geeignetes gemeinsames Vorgehen formuliert (vgl. insbesondere die Artikel 136 und 137).

Beide Harmonisierungstypen unterliegen erfahrungsgemäß noch weiteren Beschränkungen. In der politischen Praxis wird vielfach vorgegeben, dass bei der Koordination nicht über den Bereich der ohne Kooperation beobachteten Größen hinaus gegangen werden darf. In unserem theoretischen Modell ist somit der Spielraum für c und β durch die Spannbreite der Beitragssätze im nicht-kooperativen Gleichgewicht $[a^*, b^*]$ begrenzt. Ausgangspunkt der Harmonisierung bildet damit das Nash-Gleichgewicht des internationalen Wettbewerbs der Rentenversicherungen.

Die Entstehung solcher Beschränkungen ist zwar ein sehr interessantes Problem, kann jedoch nicht Gegenstand der vorliegenden Untersuchung sein. Diese Fragestellung würde den Rahmen des gewählten Modells sprengen.

Konzentrieren wir uns zunächst auf den ersten Typus von Harmonisierung H^1 . Dieser eliminiert den Wettbewerb der Länder vollständig, da eine einheitliche Höhe der Beitragssätze europaweit angestrebt wird ($c = a = b$).

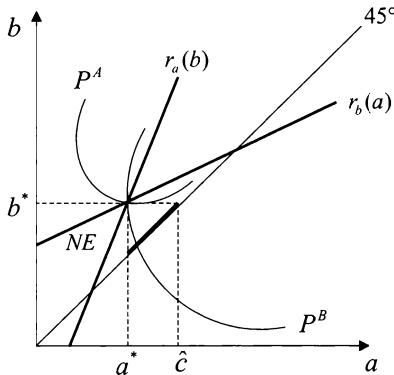
Proposition 2

Als Ausgangspunkt wählen wir ein Nash-Gleichgewicht bei $\theta > 1$ mit den Beitragssätzen $a^* < b^* < 1$.

- i) Ab einem kritischen Wert $\hat{c} > b^*$ eine Verbesserung für die Rentnergenerationen in beiden Ländern dar.
- ii) Eine moderate Harmonisierung verfehlt jedoch das Ziel einer beiderseitigen Verbesserung gegenüber dem Nash-Gleichgewicht.

Statt einen formalen Beweis zu führen, konzentrieren wir uns auf die ökonomische Intuition mit Hilfe der Abbildung 3. In dieser Grafik sind die Reaktionsfunktionen und die Indifferenzkurven für beide Länder mit dem Nash-Gleichgewicht als Ausgangspunkt eingezeichnet.

²⁹ Da die politischen Vorgaben zur Beschränkung von Instrumenten nicht nur in der sozialen Sicherung, sondern auch bei anderen Themenkomplexen zur Anwendung kommen, ist es nicht verwunderlich, dass es schon ähnliche Analysen in der Literatur gibt. Insbesondere im Bereich des Steuerwettbewerbs findet man in Kanbur und Keen (1993) eine vergleichbare Vorgehensweise bei der Beurteilung von Steuerharmonisierungsvorschlägen bzgl. der Umsatzsteuer.

Abbildung 3: H^1 -Harmonisierung

Da eine Erhöhung der Beitragssätze im Nachbarland eine Zunahme der Nettozuwanderungen verursacht und damit höhere Rentenniveaus ermöglicht, implizieren die Zielfunktionen positive fiskalische Externalitäten. Grafisch spiegelt sich dies in der Öffnung der Indifferenzkurven noch oben bzw. nach rechts wieder. Gegenüber dem Nash-Gleichgewicht verbessern sich alle Rentner rechts oberhalb dieser Kurven, also wenn die Beiträge allgemein erhöht werden.

Starten wir mit dem Nash-Gleichgewicht mit $a^* < b^* < 1$, so sieht man direkt, dass einheitliche Beitragssätze allein noch nicht zur Verbesserung in beiden Ländern führen. Erst ab einem kritischen Wert $\hat{c} > b^*$ macht sich diese Harmonisierungsmaßnahme für alle Rentner in A und B bezahlt. Wie man aber auch leicht sieht, ist dieser Bereich der allseitigen Verbesserung nicht mit einer moderaten Harmonisierung $c < \hat{c}$ zu erreichen (Vgl. hierzu den fett markierten Bereich entlang der 45° -Linie in Abbildung 3).

Nur das größere Land B kann einen Vorteil durch ein moderates Vorgehen realisieren. Es kommt zwar zu einer Senkung des Beitragssatzes unter b^* , aber durch die Anhebung der Beiträge im Nachbarland A wandern weniger junge Arbeitskräfte ins Ausland ab und mehr Immigranten von dort zu. Damit wird die aggregierte Bemessungsgrundlage breiter und kompensiert für die Verluste aufgrund reduzierter Pro-Kopf-Beiträge. Das kleine Land verliert gegenüber dem Nash-Gleichgewicht Erwerbstätige. Dadurch reduziert sich die aggregierte Bemessungsgrundlage so stark, dass der hierdurch auftretende Einnahmeverlust nicht mehr durch höhere Beiträge aufgeholt werden kann.

Dieser negative Effekt ändert sich, wenn wir eine Harmonisierung mit Mindestbeitragssätzen betrachten. Hier wird zwar der Wettbewerb der Rentenversicherungen begrenzt, jedoch behält zumindest das große Land noch einen gewissen Verhaltensspielraum.

Proposition 3

Gehen wir wieder von $\theta > 1$ und Beitragssätzen $a^* < b^* < 1$ aus. Wird nun eine Unterschranke $\beta > a^*$ eingeführt (Harmonisierung vom Typ H^2), so steigen in beiden Ländern die Rentenniveaus gegenüber dem Nash-Gleichgewicht an.

Wie bei der vorhergehenden Proposition können wir den formalen Beweis durch eine ökonomische Argumentation und eine Grafik ersetzen. Die Einführung einer Untergrenze für Beitragssätze beschränkt die Reaktionskurve des kleineren Landes A nach unten hin. Die fette Linie in Abbildung 4 gibt alle möglichen Koordinationslösungen bei Harmonisierung H^2 wieder. Sie liegen entweder auf der Reaktionskurve des großen Landes oder auf der 45° -Linie. In diesen Fällen steigen die Beitragssätze in beiden Ländern an, jedoch wird der Unterschied in den Beitragssätzen (Δ) reduziert.

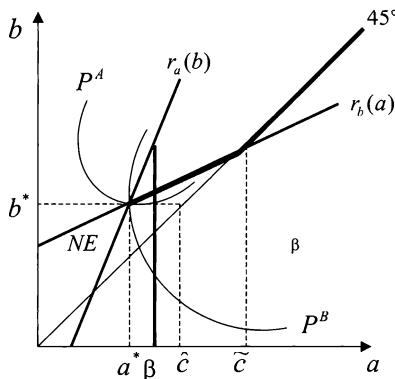


Abbildung 4: H^2 -Harmonisierung

Während die Harmonisierung vom Typ H^1 die Migration auf ihr natürliches Niveau reduziert, zielt eine Politik vom Typ H^2 auf eine Begrenzung der zulässigen Strategien. Ansatz H^2 vermeidet damit die Folgen eines Unterbietungswettbewerbs zumindest teilweise.

Eine Harmonisierung H^2 ist zwar erfolgreich für die Rentnergenerationen, führt aber nicht zu einer effizienten Allokation, da weiterhin Migration aus ökonomischen Motiven auftritt. Dies gilt zumindest für moderate Schranken, d. h. $\beta < b^*$. Allerdings wird die Differenz der Beitragssätze kleiner. Somit reduziert sich die Ineffizienz, da die ursprünglich auftretende Verzerrung der Wanderungsbewegungen $|\Delta| > 0$ abnimmt.

Damit unterscheiden sich die beiden Harmonisierungsstrategien deutlich in ihrer Wirkung: Während H^1 zwar zu keiner Verbesserung der Ausgangssituation für alle beteiligten Länder führt, aber die Migrationsineffizienz nachhaltig beseitigt, gilt

für H^2 das genaue Gegenteil. Eine Sicherung der Altersrenten gegen die Folgen des Wettbewerbs der Sozialsysteme wird durch die Inkaufnahme einer ineffizienten Migration realisiert. Beide Ziele, Effizienz und Reduktion des sozialen Dumping, lassen sich jedoch nicht gleichzeitig in vollem Umfang erreichen.

D. Geburtslandprinzip als Alternative?

In unserer bisherigen Argumentation gingen wir stets davon aus, dass das Wohnsitzlandprinzip der Sozialversicherung zur Anwendung kommt. Da dieses innerhalb der EU vorherrscht, kann unser Beitrag als Analyse der Implikationen der derzeitigen Rahmenbedingungen betrachtet werden. Wir sehen, dass die Ineffizienzen auf ökonomische Migrationsanreize zurückgehen. Da im bestehenden System aber nur einheitliche Beiträge dies verhindern können, ist eine größere internationale Flexibilität bei der Ausgestaltung der Versicherungsbedingungen und eine Vermeidung einer Erosion der sozialen Sicherung nur durch einen Wechsel zum Geburtslandprinzip zu realisieren. Dieser radikale Vorschlag wird besonders von Hans-Werner Sinn propagiert.³⁰ Sobald nur gegenüber dem Geburtsland Rechtsansprüche im Rahmen der sozialen Sicherung erworben werden können, entfällt jedwede Möglichkeit des Sozialwettbewerbs, da niemand mehr sein angeborenes System der Sicherung verlassen kann. Damit liegt der Vorteil dieses Prinzips darin, dass es Sozialdumping infolge des internationalen Wettbewerbs vermeidet. Migrationseffizienz würde sich zwangsläufig einstellen.

Allerdings ist diese Effizienz auch nicht ohne Kosten zu erreichen. Als Konsequenz könnten Verzerrungen auf dem Arbeitsmarkt auftreten. Wenn nämlich die Arbeitskräfte sich hinsichtlich ihres Geburtslands unterscheiden, sie aber im gleichen Land arbeiten, dann sind zwei ansonsten gleiche Arbeitskräfte bereit zu unterschiedlichen Bruttolöhnen zu arbeiten. Arbeitsplätze würden damit gezielt einer Teilpopulation angeboten. Da somit gleiche Grenzproduktivitäten (brutto) nicht zu gleichem Arbeitseinkommen (netto) führen, wird das Geburtslandprinzip möglicherweise auf dem Arbeitsmarkt stärkere Verzerrungen hervorrufen als es bei den Rentenversicherungsbeiträgen zu verhindern trachtet.

Das Geburtslandprinzip hat sicherlich seine attraktiven Seiten, solange aber der Arbeitsmarkt mit seinen Flächentarifverträgen und Interessenverbänden der Arbeitgeber- und Arbeitnehmerseite weit von einem Konkurrenzmarkt entfernt ist, werden sich Zweifel an einem nachhaltigen Erfolg eines Wechsels der Prinzipien nur schwer ausräumen lassen. Ein weiteres Problem des Geburtslandprinzips ist, dass ihm kleine Länder nicht unbedingt zustimmen werden. Diese Regionen würden ihrer Möglichkeit beraubt, durch eine für die Erwerbstätigen attraktive Gestaltung der Sozialversicherung ihre Steuerbasis zu verbreitern.

³⁰ Vergleiche hierzu die beiden Beiträge von *Sinn* aus den Jahren 1990 und 2000.

E. Zusammenfassung

In diesem Beitrag betrachteten wir zwei unterschiedliche Probleme, die sich den EU-Mitgliedsländern im Zusammenhang mit Migration und sozialer Sicherung stellen. Erstens wirft besonders die Osterweiterung die Frage auf, wie viele Immigranten aus Ländern außerhalb der heutigen EU in nächster Zukunft in die gegenwärtigen Mitgliedsstaaten hineingelassen werden. Wie dargestellt, würde dann eine liberale Einwanderungspolitik aufgrund der kurzfristigen Entlastung der Rentenkassen im Interesse breiter Schichten sein. Allerdings hängt der Konsens über Immigrationsraten von der grundsätzlichen Ausrichtung der GRV ab. Wenn beispielsweise die alte Generation durchsetzt, dass die Beitragssätze fixiert werden, dann findet Immigration zu Lasten der inländischen Erwerbstätigen statt. Hinter der ökonomischen Diskussion über die Einwanderungspolitik verbirgt sich ein Konflikt über die Rentenpolitik.

Während es in Verbindung mit der Osterweiterung um das Ausmaß der Freizügigkeit geht, ist die freie Wahl des Arbeitsplatzes innerhalb der EU-, Altstaaten'-Realität. Dementsprechend steht bei dem zweiten Problemkomplex nicht die Einwanderungspolitik sondern die Reaktion der Rentenpolitik auf Arbeitsmobilität im Mittelpunkt. Internationaler Wettbewerb beschränkt die zunehmende Macht der Rentner in „alternden“ Demokratien, über das soziale Sicherungssystem zu ihren Gunsten umzuverteilen. Er führt ferner zu Einkommensunterschieden, die ineffiziente Wanderungsbewegungen auslösen. In der EU beobachtete Harmonisierungsstrategien können entweder zwar diese Migrationsbewegungen vermeiden, finden aber nicht die Zustimmung der alten Generationen, oder stehen zwar im Einklang mit den Interessen der Rentner, erreichen allerdings keine Effizienz.

Literatur

- Beckmann, M.J. / Papageorgiou, Y.Y. (1989): Heterogeneous tastes and residential location, Journal of Regional Science, 29, S. 317 – 323.*
- Borjas, G.J. (1995): The economic benefits from immigration, Journal of Economic Perspectives, 9, S. 3 – 22.*
- Breyer, F. / Kolmar, M. (1998): The optimal structure of public-pension systems in integrated markets when labor is (un-)restrictedly mobile, Diskussionsbeitrag, Universität Konstanz.*
- Breyer, F. / Stolte, K. (1998): Demographic change, endogenous labor supply and the political feasibility of pension reform, Diskussionsbeitrag, Universität Konstanz.*
- Brücker, H. (2001): Die Folgen der Freizügigkeit für die Ost-West-Migration. Schlussfolgerungen aus einer Zeitreihenanalyse der Migration nach Deutschland, 1967 bis 1998, erscheint demnächst in Konjunkturpolitik.*
- Burda, M.C. (2000): Mehr Arbeitslose – Der Preis für die Osterweiterung? Zur Auswirkung der EU-Erweiterung auf die europäischen Arbeitsmärkte im Osten und Westen. Schriften des Vereins für Socialpolitik, Erweiterung der EU, 274, S. 79 – 102.*

- BVerfGe (1981): Urteil vom 1.Juli 1981, 58 (4): S. 81 – 136.
- De Palma, A./Papageorgiou, Y.Y. (1988): Heterogeneity in tastes and urban structures, *Regional Science and Urban Economics*, 18, S. 37 – 56.
- European Integration Consortium* (DIW, CEPR, FIEF, IAS, IGIER) (2000): The impact of eastern enlargement on employment and labour markets in the EU member states, report on behalf of the employment and social affairs directorate general of the European Commission, Berlin – Mailand.
- Felderer, B. (1994): Can immigration policy help to stabilize social security systems, in: Giersch, H. (Hrsg.) *Economic aspects of international migration*, Berlin, S. 197 – 226.
- Friedberg, R.M./Hunt, J. (1995): The impact of immigrants on host country wages, employment and growth, *Journal of Economic Perspectives*, 9, S. 23 – 44.
- Friedman, J. (1986): *Game theory with applications to economics*, Oxford.
- Goodspeed, T.J. (1998): On the importance of public choice in migration models, *Economic Letters*, 59, S. 373 – 379.
- Von Hagen, J./Walz, U. (1995): Social security and migration in an ageing Europe, in: Eichengreen, B./Frieden, J./Von Hagen, J. (Hrsg.) *Politics and Institutions in an integrated Europe*, Berlin.
- Haupt, A./Peters, W. (1998): Public pensions and voting on immigration, *Public Choice*, 95, S. 403 – 413.
- (2002): Voting on public pensions with hands and feet, Erscheint demnächst in *Economics of Governance*.
- Hercowitz, Z./Pines, D. (1991): Migration and fiscal externalities, *Journal of Public Economics*, 46, S. 163 – 180.
- Kanbur, R./Keen, M. (1993): Jeux sans frontieres: Tax competition and tax coordination when countries differ in size, *American Economic Review*, 83, S. 877 – 892.
- Konrad, K.A. (1995): Fiscal federalism and intergenerational redistribution, *Finanzarchiv NF*, 52, S. 166 – 181.
- Mansoorian, A./Myers, G.M. (1993): Attachment to home and efficient purchases of population in a fiscal externality economy, *Journal of Public Economics*, 52, S. 117 – 132.
- Myers, G.M. (1990): Optimality, free mobility, and the regional authority in a federation, *Journal of Public Economics*, 43, S. 107 – 121.
- Poschner, H. (1996): Die Effekte der Migration auf die soziale Sicherung, Regensburg.
- Scholten, U./Thum, M. (1996): Public pensions and immigration policy in a democracy, *Public Choice*, 87, S. 347 – 361.
- Shea, K.-L./Woodfield, A.E. (1996): Optimal immigration, education and growth in the long run, *Journal of International Economics*, 40, S. 495 – 506.
- Sinn, H.-W. (1990): Tax harmonization and tax competition in Europe, *European Economic Review*, 34, S. 489 – 504.
- (2000): EU enlargement and the future of the welfare state, CESifo Diskussionsbeitrag 307, München.

Sinn, H.-W. / Flraig, G. / Werding, M. / Munz, S. / Düll, N. / Hofmann, H. / Hänelein, A. / Kruse, J. / Reinhard, H.-J. / Schulte, B. (2001): EU-Erweiterung und Arbeitskräftemigration. Wege zu einer schrittweisen Annäherung der Arbeitsmärkte, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung 2, München.

Sinn, H.-W. / Werding, M. (2001): Zuwanderung nach der EU-Osterweiterung: Wo liegen die Probleme? Ifo Schnelldienst, 54 (8): S. 18–27.

Wildasin, D.E. (1991): Income redistribution in a common labor market, American Economic Review, 81, S. 757–774.

– (2000): Factor mobility and fiscal policy in the EU: Policy issues and analytical approaches, Economic Policy, 31, S. 337–378.

Anhang: Beweis von Proposition 1

- i) Die Existenz und Eindeutigkeit folgt aus den streng konkaven Zielfunktionen in Verbindung mit Reaktionsfunktionen, die eine Steigung kleiner als 1 aufweisen.³¹ Die positiven Gleichgewichtsbeiträge ergeben sich aus $P_a^A(0, 0) > 0$ und $P_b^B(0, 0) > 0$.
- ii) gilt aufgrund von Symmetrie und Eindeutigkeit.
- iii) Aus den beiden Gleichungen in (5) kann man durch Einsetzen der Definitionsgleichung für Δ eine Bestimmungsgleichung für genau diese Differenz in Abhängigkeit von der relativen Größe der beiden Länder θ herleiten:

$$(6) \quad \Delta f(1 + \theta) - [1 - 2F(\Delta)] + \theta[1 - 2F(-\Delta)] = 0 .$$

Aus dieser Gleichung (6) folgt, dass für $\theta \rightarrow 0$ das Nash-Gleichgewicht gegen $\hat{\Delta}$ konvergiert. Dieser Wert wird implizit durch $\hat{\Delta}f - [1 - 2F(\hat{\Delta})] = 0$ bestimmt. Ferner gilt für $\theta \rightarrow \infty$ eine Konvergenz gegen $\tilde{\Delta}$. Dies wiederum löst $\tilde{\Delta}f + 1 - 2F(-\tilde{\Delta}) = 0$. Beide Grenzwerte stimmen bis auf ihr Vorzeichen überein. Implizites Differenzieren von (6) ergibt ferner:

$$(7) \quad \frac{d\Delta}{d\theta} = \frac{2F(-\Delta) - 1 - \Delta f}{3f(1 + \theta)} .$$

Das Vorzeichen dieser Ableitung wird ausschließlich durch den Zähler determiniert. Dieser ist jedoch im Intervall $[\tilde{\Delta}, \hat{\Delta}]$ stets negativ. Da aber im Symmetriefall für $\theta = 1$ die Differenz das Vorzeichen wechselt, d. h. $\Delta = 0$, folgt die Behauptung in iii).

³¹ Vgl. hierzu Friedman (1986).

Koreferat zu Alexander Haupt und Wolfgang Peters

Von *Volker Meier*, München

Haupt und Peters untersuchen die Interaktion von Zuwanderung und Alterssicherungspolitik. Diese Problematik ist hochaktuell angesichts der Krise der umlagefinanzierten Rentenversicherung aufgrund der seit Jahrzehnten niedrigen Fertilität in Deutschland und anderen EU-Ländern. Diese verbindet sich nämlich mit der Erwartung zunehmender internationaler Mobilität der Arbeitskräfte im EU-Raum, insbesondere vor dem Hintergrund der anstehenden Aufnahme neuer Mitglieder, deren Bürger früher oder später auch das Recht der Arbeitnehmerfreiheit erhalten werden. Bei der Abwägung möglicher Gewinne und Verluste aus einer Wanderung werden potentielle Migranten zweifellos auch die Belastungen über Sozialversicherungsbeiträge in unterschiedlichen Ländern berücksichtigen. Der damit induzierte Wettbewerb der Sozialsysteme beschränkt die Möglichkeiten der älteren Bürger, ihre sich abzeichnenden politischen Mehrheiten durch Setzung exzessiver Beiträge auszunutzen. Vielmehr wird die drohende Abwanderung von Teilen der jüngeren Generation verbunden mit geringerer Zuwanderung aus dem Ausland im Eigeninteresse der Rentner zu vergleichsweise moderaten Beiträgen führen. Haupt und Peters interessieren sich insbesondere für die Effizienz der Allokation bei einer Laissez-faire-Politik sowie für die Frage nach den Konsequenzen verschiedener politischer Maßnahmen auf EU-Ebene, die auf eine Koordination der nationalen Sozialpolitiken abzielen.

Die Analyse setzt ein mit einer Untersuchung der Interessenlage junger und alter Einheimischer im Zuwanderungsland. Es zeigt sich, dass das gewünschte Zuwanderungsvolumen wesentlich von den Anpassungsprozessen in der Rentenversicherung abhängt. Dabei wird unterstellt, dass ein erhöhtes Arbeitsvolumen mit einer niedrigeren Grenzproduktivität und damit verringerten Lohnsätzen einhergeht, die Zuwanderer aber kein Kapital mitbringen. Während eine Politik eines konstanten Beitragssatzes zu einer Ablehnung jeglicher Zuwanderung durch die Jungen führt, würden die Älteren bei einer Politik des konstanten Rentenniveaus gegen eine Zuwanderung opponieren. Die jeweils andere Gruppe plädiert dagegen für ein positives Zuwanderungsvolumen.

Diese Botschaft wird aus mehrerlei Gründen eingeschränkt. Zum ersten wird die Erhöhung des Kapitaleinkommens, welches typischerweise den Älteren zugute kommt, vernachlässigt. Wird dieser Punkt berücksichtigt, ist eine Ablehnung der Zuwanderung durch die Älteren bei konstantem Rentenniveau nicht mehr offen-

kündig. Zum zweiten ist zu beachten, dass die Lohnsumme nicht zwingend mit höherer Beschäftigtenzahl steigt. Es zeigt sich, dass bei einem konstanten Beitragsatz zur Rentenversicherung ein positives Zuwanderungsvolumen unter Außerachtlassung der Kapitaleinkommensgewinne von den Alten nur dann gewünscht wird, wenn die Lohnfunktion unelastisch auf eine Beschäftigungserhöhung reagiert. Drittens hängt bei konstantem Rentenniveau die Präferenz der Jungen für eine positive Zuwanderung von einer komplizierteren Bedingung ab, in die unter anderem auch das Umverteilungsvolumen in der Rentenversicherung eingeht. Bei einem sehr geringen Rentenniveau wird tendenziell der Lohneinkommensverlust die geringere Beitragslast mehr als aufwiegen. Der letzte Punkt bleibt bei den Autoren unerwähnt.

Die Möglichkeit einer Pareto-Verbesserung durch eine geeignete Anpassung des Rentensystems mit einer Senkung der Beitragssätze und einer Erhöhung des Rentenniveaus wird von Haupt und Peters nur am Rande diskutiert. Die Pareto-Verbesserung scheint leicht realisierbar zu sein. Immerhin führt die Zuwanderung in einer umlagefinanzierten Rentenversicherung für eine Generation zu einer Erhöhung des Einkommens der Einheimischen in Höhe der Beiträge der Zuwanderergeneration, sofern deren Renten durch Beiträge der Kinder der Zuwanderer gedeckt sind (*Sinn, 2001*). Die Autoren bleiben hier aber ihrer auf Mehrheitsentscheidungen fokussierten Linie treu und argumentieren, dass die zahlenmäßig stärkere Generation Zuwanderung zu Konditionen durchsetzen wird, welche die politisch schwächere Generation benachteiligt.

Im Hauptteil wird ein anderer Ansatz gewählt, wobei zwei Gerontokratien über Beitragssätze zur jeweiligen nationalen Rentenversicherung entscheiden. Da die Faktorpreise weltweit identisch sind, entscheiden allein kulturelle Präferenzen und die Ausgestaltung der Rentenversicherungssysteme über Wanderungsbewegungen. Haupt und Peters wählen einen sehr eleganten Ansatz, um Existenz und Eindeutigkeit eines Migrationsgleichgewichts mit jungen Bevölkerungen in beiden Ländern bei nahezu beliebigen Beitragssatzkonstellationen zu gewährleisten. Dies wird durch die Annahme eines Kontinuums heterogener kultureller Präferenzen erreicht. Die beiden Hauptresultate sind wie folgt: Das Land mit der größeren Ausgangsbevölkerung wählt einen höheren Beitragssatz zur Rentenversicherung, und eine effiziente Allokation erfordert identische Beitragssätze. Infolgedessen führt ein unkoordinierte Politik in der Regel nicht zu einer effizienten Allokation.

Ein kritischer Punkt betrifft die Modellierung der Migrationsentscheidung. In diese gehen nur die Beitragssätze zur Rentenversicherung ein, aber aufgrund myopischen Verhaltens nicht die zukünftigen Renten. Nun ist aber zu beachten, dass bei einem Steady state in einer Überinvestitionssituation Beiträge zur Rentenversicherung das Lebenseinkommen erhöhen, was die Migrationsanreize beeinflusst (*Meier, 2000*). In einer derartigen Ausnahmesituation wäre ein höherer Beitragssatz mit einem positiven Migrationsanreiz verbunden. Somit ist die Ansicht, die Berücksichtigung zukünftiger Renten würde für das Entscheidungskalkül der Migranten keine fundamentale Rolle spielen, mit einem Vorbehalt zu versehen.

Man muss den Autoren allerdings zugute halten, dass durch die fehlende Berücksichtigung von Erwartungen über zukünftige Renten (und Kapitaleinkommen) das Problem der Modellierung der Erwartungsbildung und der Analyse komplexer Übergangsdynamiken mit Migration vermieden wird. Dass ein solcher Weg überhaupt gangbar ist, wurde erst in jüngster Zeit in einem Aufsatz von *Leers, Meijdam und Verbon* (2001) gezeigt, die perfekte Voraussicht der Individuen unterstellen, wobei anstelle einer Gerontokratie die Rentenversicherungsbeiträge von den Anteilen der jungen und alten Bevölkerung in dem jeweiligen Land abhängen.

Natürlich muss die Analyse von der Modellierung vieler wichtiger Elemente Abstand nehmen, deren Berücksichtigung noch einen interessanten Stoff für zukünftige Forschung beinhaltet. Es ist durchaus vorstellbar, dass aufgrund technologischer Differenzen ein Zinsausgleich immer noch mit einem internationalen Lohngefälle einhergeht – ein Szenario, dass zumindest noch einige Jahre im Zusammenhang mit der Osterweiterung der Europäischen Union Relevanz besitzen wird. Ferner liegt es nicht auf der Hand, dass alle beteiligten Staaten im Ausgangszustand und im demographischen Entwicklungsprozess angemessen als Gerontokratien charakterisiert sind. So können etwa in Zuwanderungsländern bei frühzeitiger Wahlrechtsteilung an die Immigranten die Alten einen erheblichen Teil ihres politischen Einflusses einbüßen.

Da angesichts der Ineffizienz der resultierenden Allokation bei verschiedenen großen Ländern Raum für politische Maßnahmen besteht, werden die Harmonisierungspolitiken eines Mindestbeitragssatzes und eines identischen Beitragssatzes sowie das Geburtslandprinzip behandelt. Während die beiden letzten Alternativen eine effiziente Allokation erzeugen, wird eine Pareto-Verbesserung relativ zum Referenzszenario nicht erreicht. Hinsichtlich des Geburtslandprinzips ist den kritischen Anmerkungen der Autoren anzufügen, dass die Ausschaltung des Wettbewerbs der umlagefinanzierten Rentenversicherungen das Risiko höherer Lohnnebenkosten aufgrund höherer Beitragssätze zur Rentenversicherung in sich birgt. Diese könnten zu höheren Lohnforderungen und einer steigenden Arbeitslosigkeit in allen Ländern führen. Insofern ist es möglich, dass ein Effizienzgewinn bezüglich der räumlichen Allokation der Individuen durch Effizienzverluste auf den nationalen Arbeitsmärkten erkauft wird.

Literatur

- Leers, T. / Meijdam, L. / Verbon, H. A. A. (2001): Ageing, Migration and Endogenous Public Pensions, Working Paper, Tilburg University.*
- Meier, V. (2000): Time Preference, International Migration, and Social Security, Journal of Population Economics 13, S. 127 – 146.*
- Sinn, H.-W. (2001): The Value of Children and Immigrants in a Pay-as-you-go Pension System: A Proposal for a Partial Transition to a Funded System, ifo Studien 47, S. 77 – 94.*