

Beiträge zur WIRTSCHAFTSFORSCHUNG

JOHANNES GUTENBERG-UNIVERSITÄT MAINZ

Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften

**Fiskalische Konsequenzen und Arbeits-
markteffekte von Reformvorschlägen für die
Sozialhilfe in Deutschland**

Bruno Kaltenborn

Nr. 57, Juni 1998

Kontaktadresse:

Univ.-Prof. Dr. Hermann Bartmann, Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften, Johannes Gutenberg-
Universität Mainz, D-55099 Mainz

**Fiskalische Konsequenzen
und Arbeitmarkteffekte von
Reformvorschlägen für die
Sozialhilfe in Deutschland**

von

Bruno Kaltenborn

Beitrag Nr. 57

Juli 1998

Kontaktadresse:

Univ.-Prof. Dr. Hermann Bartmann, Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften,
Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, D-55099 Mainz

Ich danke ALOYS PRINZ für wertvolle Diskussionen. FRANÇOIS LAISNEY und KLAUS F. ZIMMERMANN danke ich für die kritische Diskussion der ökonometrischen Schätzungen. JOHANNA PULHEIM danke ich für die Erörterung wissenschaftsethischer Fragen. Außerdem gilt den folgenden Institutionen mein Dank für ihre Unterstützung: Die Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf, hat ein Promotionsstipendium gewährt. Vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, stammen die in der Arbeit verwendeten anonymisierten Individualdaten des Sozio-ökonomischen Panels.

Zusammenfassung der Ergebnisse

Die Untersuchung der fiskalischen Konsequenzen und der Arbeitsmarkteffekte für West- und Ostdeutschland heterogener Reformvorschläge verschiedener politischer Akteure für die Sozialhilfe offenbart stets erhebliche Probleme. Die Vorschläge erreichen angestrebte arbeitsmarktpolitischen Ziele nicht oder erzeugen unerwünschte Nebenwirkungen auf Fiskus und / oder Arbeitsmarkt.

Eine Senkung der Anrechnung des Nettoerwerbseinkommens zur Stärkung der Arbeitsanreize und damit zur Erreichung positiver Arbeitsmarkteffekte erweist sich als weitgehend untauglich im Hinblick auf die Zielsetzung. Dies wird wesentlich durch die quantitativ bedeutsame und überdies besonders reagible Gruppe der Frauen mit erwerbstätigem Partner verursacht:

- Falls die Frau nicht erwerbstätig ist, *erhöht* sich durch die reduzierte Anrechnung des Erwerbseinkommens des Partners auf den Transfer das gemeinsame Nettoeinkommen.
- Falls die Frau eine Beschäftigung aufnimmt, *vermindert* sich das zusätzlich erzielbare Nettoeinkommen, weil das Erwerbseinkommen nunmehr auch auf den verbleibenden Transfer angerechnet wird.

Eine Erwerbstätigkeit für diese Frau wird also durch die verminderte Anrechnung von Erwerbseinkommen weniger attraktiv. Dieses Problem betrifft auch und gerade die von F.D.P. und Christlich-Demokratischer Arbeitnehmerschaft propagierte negative Einkommensteuer (bzw. Bürgergeld), aber auch den Kombilohn-Vorschlag der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände und einen entsprechenden Verordnungsentwurf des für die Sozialhilfe zuständigen Bundesministeriums für Gesundheit.

Die Vorschläge für eine „Grundsicherung“ von Grünen, PDS und Paritätischem Wohlfahrtsverband mit umfassender sozialpolitischer Zielsetzung für eine materielle Verbesserung zugunsten grundsätzlich der gesamten Armutspopulation erweisen sich als sehr kostenträchtig und haben überdies unerwünschte, teilweise sehr bedeutsame Arbeitsmarkteffekte. Der Vorschlag der SPD für eine Ergänzung der Sozialhilfe um eine „Soziale Grundsicherung“ hat etwas geringere unerwünschte Auswirkungen. Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, daß keine Verbesserung für grundsätzlich die gesamte Armutspopulation erreicht wird, sondern lediglich für einen privilegierten Personenkreis.

Angesichts der überraschenden Verfehlung der eigenen arbeitsmarktpolitischen Ziele der untersuchten Reformvarianten wird die Eignung von Variationen der Anrechnung von Einkommen auf Transfers zur Verfolgung arbeitsmarktpolitischen Ziele skeptisch beurteilt. Gleichwohl ist es nicht ausgeschlossen, daß künftige konzeptionelle Kreativität unkonventionelle Maßnahmen hervorbringt, die positive Arbeitsmarkteffekte erzeugen. Auch ist konzeptionelle Kreativität gefordert, um Maßnahmen mit sozialpolitischer Zielsetzung zugunsten der gesamten Armutspopulation zu identifizieren, die weniger kostenträchtig und vor allem möglichst keine unerwünschten Arbeitsmarkteffekte hervorbringen. Einfache Lösungen sind nicht ersichtlich. Gewisse Ansätze enthält ein bereits an anderer Stelle gemachter eigener Reformvorschlag, der insbesondere eine strukturelle Reform der Leistungsausgestaltung vorsieht (KALTENBORN [1998a, S. 156-173]).

Zusammenfassung der Methodik

Die Prognose der fiskalischen Konsequenzen alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe basiert auf dem eigenen Mikrosimulationsmodell SIMTRANS, das die wichtigsten Komponenten des deutschen Steuer-Transfer-Systems berücksichtigt. Im einzelnen werden Sozialversicherungsbeiträge, Einkommensteuer, Solidaritätszuschlag, Kirchensteuer, Kindergeld, Kindergeldzuschlag, Erziehungsgeld, Arbeitslosengeld und -hilfe (Arbeitslosengeld nur partiell), Ausbildungsförderungsleistungen nach dem BAföG, familiäre Unterhaltsansprüche und -verpflichtungen, Unterhaltsvorschuß, Wohngeld und Sozialhilfe endogen ermittelt. Datengrundlage sind die anonymisierten Individualdaten des repräsentativen Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) für 1995, einer im jährlichen Turnus wiederholten Befragung von Haushalten und ihren Mitgliedern in West- und Ostdeutschland. Die fiskalischen Konsequenzen einzelner Reformvarianten ergeben sich als Differenz zwischen den simulierten Sozialhilfeansprüchen und den simulierten Ansprüchen bei Geltung alternativer oder ergänzender Systeme. Dadurch wird die Beseitigung der sogenannten „Dunkelziffer“ der Sozialhilfe nicht den alternativen Reformkonzepten angelastet.

Die Prognose der Arbeitmarkteffekte erfolgt ebenfalls auf Basis des SOEP. Dabei werden für Westdeutschland die Angaben für 1986 bis 1995 und für Ostdeutschland für 1991 bis 1995 verwendet. Zunächst werden für die nicht beschäftigten Personen Bruttostundenlöhne auf Basis selektionskorrigierter OLS-Lohnschätzungen prognostiziert. Gepoolte binäre Probit-Schätzungen getrennt für alle relevanten Gruppen (alleinstehende und partnergebundene Frauen und Männer sowie alleinerziehende Mütter) der west- und ostdeutschen Bevölkerung quantifizieren die notwendigen Determinanten des nachfrage-restringierten Arbeitsangebots. Dabei wird auch das anhand der eigenen Steuer-Transfer-Simulation SIMTRANS ermittelte Haushaltsnettoeinkommen bei alternativen Erwerbsumfängen berücksichtigt. Für die Prognose werden anstelle der Haushaltsnettoeinkommen des Status quo die Haushaltsnettoeinkommen verwendet, die aus alternativen Reformvarianten resultieren.

Inhaltsverzeichnis

| | |
|---|-----------|
| Zusammenfassung der Ergebnisse | 3 |
| Zusammenfassung der Methodik | 4 |
| Tabellenverzeichnis..... | 7 |
| 1 Einleitung | 9 |
| 2 Reformvarianten für die Sozialhilfe | 11 |
| 3 Datengrundlage..... | 14 |
| 4 Modell SIMTRANS zur Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer- Systems und alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe..... | 16 |
| 5 Quantifizierung der Determinanten der Arbeitsmarktpartizipation..... | 18 |
| 5.1 Methodik | 18 |
| 5.1.1 Überblick..... | 18 |
| 5.1.2 Selektion der Beobachtungen..... | 21 |
| 5.1.3 Methodik der Schätzungen der Partizipation am Arbeitsmarkt..... | 23 |
| 5.1.4 Methodik der Schätzungen des Bruttolohnsatzes | 24 |
| 5.1.5 Auswahl und Deskription der Variablen | 26 |
| 5.1.6 Bewertung..... | 32 |
| 5.2 Ergebnisse..... | 33 |
| 5.2.1 Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form | 33 |
| 5.2.2 OLS-Lohnschätzungen | 34 |
| 5.2.3 Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form | 35 |
| 6 Fiskalische Konsequenzen und Arbeitsmarkteffekte alternativer Re- formvarianten für die Sozialhilfe..... | 42 |
| 6.1 Arbeitsmarkteffekte..... | 42 |
| 6.1.1 Literaturüberblick | 42 |
| 6.1.2 Eigene Prognose..... | 43 |

| | |
|---|-----------|
| 6.1.2.1 Relative Arbeitsmarkteffekte..... | 43 |
| 6.1.2.2 Absolute Arbeitsmarkteffekte..... | 48 |
| 6.2 Fiskalische Konsequenzen | 52 |
| 6.2.1 Literaturüberblick | 52 |
| 6.2.2 Eigene Prognose..... | 56 |
| 6.3 Zusammenfassung | 58 |
| 7 Resümee..... | 63 |
| Anhang 1: Ergebnisse der selektionskorrigierten Lohnschätzung..... | 66 |
| Literaturverzeichnis..... | 72 |

Tabellenverzeichnis

| | |
|--|----|
| Tabelle 1: Gruppeneinteilung für die Schätzungen von Partizipation und Löhnen | 27 |
| Tabelle 2: Deskription der in den Schätzungen verwendeten Variablen | 29 |
| Tabelle 3: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form für Westdeutschland | 37 |
| Tabelle 4: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form für Ostdeutschland..... | 39 |
| Tabelle 5: Aus den Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form resultierende Elastizitäten für die Einkommensvariablen | 41 |
| Tabelle 6: Prognose der relativen Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Westdeutschland im Jahr 1995..... | 46 |
| Tabelle 7: Prognose der relativen Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Ostdeutschland im Jahr 1995 | 47 |
| Tabelle 8: Erwerbstätige am Familienwohnsitz im Jahr 1995..... | 49 |
| Tabelle 9: Prognose der absoluten Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Westdeutschland im Jahr 1995..... | 50 |
| Tabelle 10: Prognose der absoluten Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Ostdeutschland im Jahr 1995..... | 51 |
| Tabelle 11: Prognose der absoluten Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Deutschland im Jahr 1995 | 52 |
| Tabelle 12: Zusätzliche gesamtfiskalische Kosten alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Deutschland | 55 |
| Tabelle 13: Datengrundlagen der Schätzungen der fiskalischen Konsequenzen alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe | 56 |
| Tabelle 14: Prognostizierte fiskalische Kosten alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe im Jahr 1995..... | 58 |
| Tabelle 15: Prognose von fiskalischen Konsequenzen und Arbeitsmarkteffekten alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Deutschland..... | 59 |
| Tabelle 16: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form für Westdeutschland | 66 |

| | |
|---|----|
| Tabelle 17: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form für Ostdeutschland..... | 68 |
| Tabelle 18: Ergebnisse der OLS-Lohnschätzungen | 70 |

1 Einleitung

Die Diskussion um die Ausgestaltung der Sozialhilfe hat in den letzten beiden Jahren durch neue konzeptionelle Vorschläge ein breiteres Fundament erhalten (vgl. KALTENBORN [1998a, S. 63-123]). Dabei haben sich erfreulich viele und heterogene politische Akteure erstmals oder erneut mit solchen Konzeptionen befaßt. So heterogen wie die Akteure sind, so facettenreich sind auch ihre Motive und Reformvorschläge. So stehen etwa Vorschläge für eine stärkere Pauschalierung und Anhebung der Leistungen anderen gegenüber, die den Anstieg der Leistungen zumindest bremsen und die Anrechnungsfreibeträge vom Erwerbseinkommen zur Stärkung der Arbeitsanreize erhöhen wollen. Doch auch die weitere Ausgestaltung der vorliegenden Konzeptionen weist bedeutsame Varianten auf, etwa im Hinblick auf die kritische Frage nach dem Vorrang von familiären Unterhaltsansprüchen.

Für eine verantwortungsbewußte Entscheidung über eine Reform der Sozialhilfe ist eine Politikfolgenabschätzung erforderlich. Die meisten Protagonisten treffen Aussagen über die fiskalischen Konsequenzen. Dabei sind die Angaben für unterschiedliche Konzepte nicht miteinander vergleichbar, weil sie auf verschiedenen Methoden basieren. Überdies handelt es sich meist lediglich um überschlägige Abschätzungen.

Mit dieser Arbeit soll eine wesentliche Lücke in der Politikfolgenabschätzung geschlossen werden. Auf *einheitlicher* methodischer Basis werden erstmals *alle* aktuellen Vorschläge der Politik im Hinblick auf ihre fiskalischen Konsequenzen und die zu erwartenden Arbeitsmarkteffekte untersucht, soweit sie für eine entsprechende Analyse geeignet, insbesondere hinreichend konkret sind.

Die Abschätzung der fiskalischen Konsequenzen erfolgt anhand des eigenen Modells SIMTRANS zur Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten auf Basis anonymisierter Individualdaten des Sozio-ökonomischen Panels, einer im jährlichen Turnus seit 1984 in Westdeutschland und seit 1990 in Ostdeutschland wiederholten Haushaltsbefragung. Bisher liegt kein anderes Mikrosimulationsmodell für Deutschland vor, das hinsichtlich der einbezogenen Komponenten des Steuer-Transfer-Systems, Detailtreue und der Möglichkeit der Berücksichtigung *beliebiger* Familien- und Haushaltsstrukturen mit SIMTRANS vergleichbar ist.

Die Arbeitsmarkteffekte werden unter Verwendung des Steuer-Transfer-Modells SIMTRANS ebenfalls auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels anhand eigener ökonometrischer Schätzungen prognostiziert. Dabei berücksichtigt die Schätzungen alle relevanten Gruppen (alleinstehende und partnergebundene Frauen und Männer sowie allein-erziehende Mütter) der west- und ostdeutschen Bevölkerung.

Auch wenn hier eine Politikfolgenabschätzung nur für Reformvarianten der Sozialhilfe erfolgt, so ist die zugrundeliegende Methode keinesfalls hierauf beschränkt. Sie ist vielmehr sehr viel allgemeiner und kann grundsätzlich für Reformen aller simulierten Elemente des Steuer-Transfer-System herangezogen werden.

Die Darstellung ist in insgesamt sieben Kapitel gegliedert und wird ergänzt um einen Anhang.

In Kapitel 2 werden die im weiteren Verlauf näher untersuchten Reformvarianten für die Sozialhilfe ausgewählt.

Kapitel 3 enthält eine kurze Darstellung der verwendeten Datengrundlage, dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) für West- und Ostdeutschland.

Kapitel 4 gibt einen kurzen Überblick über das der empirischen Analyse zugrundeliegende eigene Modell SIMTRANS zur Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe.

Das Kapitel 5 ist den ökonometrischen Schätzungen der Arbeitsmarktpartizipation gewidmet, deren Ergebnisse die Grundlage für die Prognose der Arbeitsmarkteffekte bei Geltung alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe bilden.

In Kapitel 6 werden schließlich die Arbeitsmarkteffekte und die fiskalischen Konsequenzen verschiedener Reformvarianten für die Sozialhilfe prognostiziert.

Ein kurzes Resümee wird in Kapitel 7 gezogen.

Anhang 1 enthält schließlich einen Teil der Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen, die aus Platzgründen nicht in Kapitel 5 enthalten sind.

2 Reformvarianten für die Sozialhilfe

An anderer Stelle wurden bereits alternative Konzepte der Politik für eine Reform oder Ergänzung der Sozialhilfe detailliert und vergleichend dargestellt und ergänzend auch kurz die wichtigsten davon abweichenden Vorschläge der Wissenschaft skizziert (KALTENBORN [1998a, S. 63-126]). Hier ist daher lediglich auf die Auswahl der empirisch zu untersuchenden Vorschläge einzugehen.

Für die weitere Analyse sind nur jene Konzepte relevant, deren fiskalische Konsequenzen und Arbeitsmarkteffekte abgeschätzt werden können.

Für die weitere Betrachtung scheiden zunächst solche Vorschläge aus, die für eine Untersuchung ihrer Folgen für Fiskus und Arbeitsmarkt nicht hinreichend konkret sind. Dies betrifft die Modelle und Vorschläge für ein Bürgergeld bzw. eine Negativsteuer der F.D.P. und der Christlich-Demokratischen-Arbeitnehmerschaft (CDA), die Mindestsicherungskonzepte der Gewerkschaften (Deutscher Gewerkschaftsbund und Gewerkschaft Öffentliche Dienste, Transport und Verkehr) sowie den Vorschlag des Deutschen Caritasverbandes, der vor allem auf die Anerkennung eines einheitlichen Existenzminimums in verschiedenen Rechtsbereichen zielt.

Nicht berücksichtigt werden kann aus methodischen Gründen auch der sehr weitgehende Vorschlag der Bundesarbeitsgemeinschaft der Sozialhilfeinitiativen für ein bedürftigkeitsunabhängiges Existenzgeld, der so gravierende Änderungen am gegenwärtigen System vorsieht, daß eine vom Status quo ausgehende Folgenabschätzung mit besonderen Problemen behaftet ist.

Nicht berücksichtigt werden kann auch der auf eine Pauschalierung der Sozialhilfe abzielende Vorschlag des Deutschen Landkreistages (KLINGER [1998]). Er sieht gravierende Strukturveränderungen, jedoch nur geringe Niveauveränderungen vor. Dadurch sind die prognostizierten Wirkungen sehr empfindlich gegenüber kleinen Änderungen in der genauen Abbildung insbesondere der gegenwärtigen Ermessensentscheidungen bei der Sozialhilfe, so daß eine Prognose mit größeren Unsicherheiten behaftet ist. Aus dem gleichen Grund kann im übrigen auch der eigene Reformvorschlag (KALTENBORN [1998a, S. 156-173]) nicht berücksichtigt werden.

Die Vorschläge der Wissenschaft, soweit sie überhaupt welche hervorgebracht hat, sind im übrigen entweder ebenfalls nicht hinreichend konkret für eine Analyse oder ihre Untersuchung stößt auf methodische Probleme.

Die nunmehr verbleibenden Vorschläge beinhalten kein Modell einer negativen Einkommensteuer. Um auch ein solches Konzept zu berücksichtigen, wird ein einfacher Repräsentant einer negativen Einkommensteuer konstruiert und in die folgende Analyse einbezogen. Die Protagonisten einer negativen Einkommensteuer (NIT) verfolgen im wesentlichen zwei Ziele:

- Durch eine Reduktion der gegenwärtig als prohibitiv hoch angesehenen Anrechnung von Erwerbseinkommen auf Transferleistungen, insbesondere die Sozialhilfe, sollen die Arbeitsanreize gestärkt und somit positive Beschäftigungseffekte erzielt werden.

- Die Zusammenfassung verschiedener staatlicher (steuerfinanzierter) Transfers zu einem negativen Ast der Einkommensbesteuerung sollen Transparenz und Konsistenz des Steuer-Transfer-Systems verbessern und eine Verwaltungsvereinfachung herbeiführen.

Die hier konstruierte und im folgenden untersuchte Variante einer negativen Einkommensteuer berücksichtigt nur die arbeitsmarktpolitische Zielsetzung. Der einzige Unterschied der negativen Einkommensteuer zur Sozialhilfe besteht in der Anrechnung von Nettoerwerbseinkommen. Bei der negativen Einkommensteuer wird Nettoerwerbseinkommen durchgehend zu 50% angerechnet.

Dadurch lassen sich die Wirkungen einer drastisch reduzierten Anrechnung von Nettoerwerbseinkommen isoliert abschätzen. Die hier berücksichtigte Variante kommt den Protagonisten einer negativen Einkommensteuer insofern entgegen, als der grundsätzlich anspruchsberechtigte Personenkreis gegenüber der gegenwärtigen Sozialhilfe nicht erweitert wird. Insbesondere wird die Bedürftigkeitsprüfung (Vorrang familiärer Einstandspflichten, Einkommens- und Vermögensanrechnung) abgesehen von der Anrechnung von Erwerbseinkommen nicht eingeschränkt. Dadurch werden sowohl die fiskalischen Kosten begrenzt als auch unerwünschte Arbeitsanreizwirkungen bei jenem Personenkreis, der gegenwärtig grundsätzlich, insbesondere wegen der Bedürftigkeitsprüfung, vom Sozialhilfebezug ausgeschlossen ist, vermieden.

Außerdem werden zwei Referenzszenarien, eine lineare Erhöhung und eine ebensolche Verminderung der Leistungen¹ der gegenwärtigen Sozialhilfe um jeweils 10%, berücksichtigt.

Neben den beiden Referenzszenarien lassen sich bei den übrigen berücksichtigten Vorschlägen anhand ihrer Zielsetzungen drei Gruppen identifizieren. Die eine Gruppe beinhaltet Vorschläge, die vorwiegend positive Arbeitsmarkteffekte bezwecken, und zwar durch eine verminderte Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe zur Stärkung der Arbeitsanreize. Eine zweite Gruppe sieht die Sicherung des Existenzminimums durch ein vorrangiges Leistungssystem zugunsten bestimmter Personengruppen vor. Die dritte Gruppe schließlich hat eine umfassende sozialpolitische Zielsetzung zugunsten grundsätzlich der gesamten Armutspopulation.

Für die weitere Untersuchung werden folgende Vorschläge und Modelle berücksichtigt:

- Referenzszenarien:
 - leistungsverminderte Sozialhilfe;
 - leistungserhöhte Sozialhilfe;
- Vorschläge mit vorwiegend arbeitsmarktpolitischer Zielsetzung:
 - Negative Einkommensteuer (NIT);

¹ Variiert wird der Gesamtbedarf Hilfe zum Lebensunterhalt der Sozialhilfe, also Regelsätze, anerkannte kalte Wohnkosten, anerkannte Heizkosten, Mehrdarfszuschläge und einmalige Bedarfe.

- Bundesministerium für Gesundheit (BMG);
- Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA);
- Vorschlag zur Sicherung des Existenzminimums durch ein vorrangiges Leistungssystem zugunsten bestimmter Personengruppen:
 - Sozialdemokratische Partei Deutschlands (SPD);
- Vorschläge mit einer umfassenden sozialpolitischen Zielsetzung:
 - Bündnis 90 / Die Grünen (Grüne);
 - Partei des Demokratischen Sozialismus (PDS);
 - Paritätischer Wohlfahrtsverband (DPWV).

3 Datengrundlage

Datengrundlage der Untersuchung sind die anonymisierten Individualdaten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP).² Das SOEP ist eine Wiederholungsbefragung von Haushalten und ihren erwachsenen Mitgliedern, die in jährlichem Turnus („Wellen“) von Infratest Sozialforschung, München, durchgeführt und von der Projektgruppe „Das Sozio-ökonomische Panel“ am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, aufbereitet wird. Das SOEP gliedert sich inzwischen in vier Teilstichproben:

- Teilstichprobe A („Westdeutsche“) enthielt im Basisjahr 1984 etwa 4.500 (1996: 3.500) Privathaushalte in Westdeutschland mit deutschem Haushaltsvorstand oder einem ausländischen Haushaltsvorstand, der nicht zur Teilstichprobe B gehört;
- Teilstichprobe B („Ausländer“) enthielt im Basisjahr 1984 etwa 1.400 (1996: 960) Privathaushalte in Westdeutschland mit einem italienischen, griechischen, jugoslawischen, spanischen oder türkischen Haushaltsvorstand;
- Teilstichprobe C („Ostdeutsche“) enthielt im Basisjahr 1990 etwa 2.200 (1996: 1.950) Privathaushalte in Ostdeutschland mit deutschem Haushaltsvorstand;
- Teilstichprobe D („Zuwanderer“) enthält etwa 500 Privathaushalte, in denen seit 1984 mindestens eine Person nach Westdeutschland zugewandert ist, etwa hälftig unterteilt in die beiden Substichproben D1 (Basisjahr 1994) und D2 (Basisjahr 1995).

Das SOEP enthält im wesentlichen drei Erhebungsinstrumente:

- Ein Haushaltsfragebogen wird von jeweils einer Person im Haushalt beantwortet und enthält insbesondere Fragen zu Kindern im Haushalt, die nicht selbst befragt werden, zur Wohnung, zum Vermögen und seinen Erträgen sowie zu haushaltsbezogenen Transfers.
- Ein Personenfragebogen wird allen Personen vorgelegt, die bei Beginn des Erhebungsjahres mindestens 15 Jahre alt waren. Er enthält insbesondere zahlreiche individuelle sozio-ökonomische Merkmale einschließlich Fragen zu Einkommen und Erwerbsbeteiligung.
- Die Familien- und Erwerbsbiographie wurde mit den Personenfragebögen der Weststichproben der ersten drei Wellen (1984-1986) sukzessive erhoben. Personen, die seit 1988 neu in das SOEP eingetreten sind, erhalten einmalig einen eigenen Biografiefragebogen.

Der wesentliche Teil der Angaben im Haushalts- und Personenfragebogen wird in jeder Welle unverändert erhoben. Darüber hinaus werden in jeder Welle Fragen zu einem bestimmten Schwerpunkt eingearbeitet. Für die hier vorzunehmenden Analysen muß weitgehend eine Beschränkung auf die Wiederholungsfragen erfolgen, da mehrere Wellen auf einheitlicher methodischer Basis untersucht werden sollen. Die Fragebögen für die unterschiedlichen Teilstichproben sind weitgehend identisch.

² Für eine nähere Beschreibung vgl. etwa BURKHAUSER, KREYENFELD und WAGNER [1997].

Neben den biographischen Angaben, die sich auf die Zeit bis zum entsprechenden Interview beziehen, werden weitere relevante Angaben retrospektiv für das der jeweiligen Welle vorangehende Jahr erhoben. Dies betrifft etwa weitgehend die Einkommen nach Einkommensarten. Daher sind häufig für Auswertungen *zu* einem Zeitpunkt die Angaben *aus* zwei Erhebungszeitpunkten erforderlich.

4 Modell SIMTRANS zur Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe

Für die Betrachtung des Zusammenhangs von Arbeitszeit und Haushaltsnettoeinkommen zur Prognose der fiskalischen Konsequenzen verschiedener Reformvarianten für die Sozialhilfe sowie ihrer Arbeitsmarkteffekte auf Basis der in Kapitel 3 dargestellten Datengrundlage (vgl. Kapitel 5 und 6) wurde das eigene Modell SIMTRANS zur Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten eingesetzt (KALTENBORN [1998b]). Ziel der Simulation ist die Ermittlung

- der Haushaltsnettoeinkommen bei gegebener Erwerbsbeteiligung (zur Prognose fiskalischer Konsequenzen) sowie
- der Haushaltsnettoeinkommen bei alternativen Erwerbsumfängen der Haushaltsmitglieder (zur Prognose der Arbeitsmarkteffekte)

jeweils sowohl bei Geltung des tatsächlichen Steuer-Transfer-Systems als auch alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe. Das in der Programmiersprache GAUSS erstellte Simulationsmodell berücksichtigt die institutionellen Regelungen Westdeutschlands seit 1984 und Ostdeutschlands seit 1991. Ausgehend von zahlreichen exogenen Variablen, die insbesondere die Familien- und Haushaltsstruktur, Alter und Geschlecht sowie Bruttoeinnahmen differenziert nach Quellen repräsentieren, werden direkte Steuern und Sozialabgaben sowie staatliche und private Transfers simuliert. Als exogen werden aus Sicht des Simulationsmodells Bruttoeinnahmen aus Zinsen und Dividenden, aus selbständiger Tätigkeit sowie aus Vermietung und Verpachtung, die Renten der gesetzlichen Rentenversicherung und der Kriegsopferversorgung, Beamtenpensionen sowie Unterhaltsgeld der Bundesanstalt für Arbeit betrachtet. Ausgehend hiervon werden simuliert:

- Pflichtbeiträge zur Sozialversicherung,
- Einkommensteuer,
- Solidaritätszuschlag,
- Kirchensteuer,
- Kindergeld,
- Kindergeldzuschlag,
- Erziehungsgeld,
- Arbeitslosengeld und -hilfe (Arbeitslosengeld nur partiell)
- Ausbildungsförderungsleistungen für Studenten nach dem BAföG,
- familiäre Unterhaltsansprüche und -verpflichtungen,
- Unterhaltsvorschuß,
- Tabellenwohngeld und
- Hilfe zum Lebensunterhalt der Sozialhilfe sowie alternative Reformvarianten.

Bei der Sozialhilfe und den alternativen Reformvarianten wird der Unterschied zwischen kurz- und langfristigem Bezug durch zwei unterschiedliche Varianten berücksichtigt. In der kurzfristigen Variante wird davon ausgegangen, daß keine einmaligen Bedarfe, dafür jedoch - soweit die Sozialhilfe bzw. eine Reformvariante die individuelle Übernahme vorsehen - die kalten Wohnkosten in tatsächlicher Höhe als Bedarf geltend gemacht werden können. Für die langfristige Variante wird unterstellt, daß einmalige Bedarfe - soweit von der Sozialhilfe bzw. ihren Reformvarianten vorgesehen - in einer gewissen Höhe geltend gemacht werden können, wobei jedoch gleichzeitig die kalten Wohnkosten - sofern von den Konzepten vorgesehen - nur begrenzt berücksichtigt werden.³

Für die Einzelheiten des Mikrosimulationsmodells SIMTRANS wird auf KALTENBORN [1998b] verwiesen.

³ Demgegenüber kann die an anderer Stelle verwendete Variante (KALTENBORN [1998a, S. 128-138]) als Maximalvariante charakterisiert werden, denn es werden die höheren einmaligen Bedarfe der Variante L und der höhere Wohnbedarf der Variante K berücksichtigt.

5 Quantifizierung der Determinanten der Arbeitsmarktpartizipation

Dieses Kapitel ist der ökonometrischen Analyse von anonymisierten Individualdaten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) gewidmet, durch die die Basis für qualitative und quantitative Prognosen über die Arbeitsmarkteffekte von Änderungen des deutschen Steuer-Transfer-Systems gelegt wird. Angaben zur verwendeten Datengrundlage können dem Kapitel 3 entnommen werden. Das Modell SIMTRANS zur Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe wurde bereits an anderer Stelle dargestellt (Kapitel 4, KALTENBORN [1998b]).

Für Deutschland liegen bisher nur wenige ökonometrische Schätzungen des Arbeitsangebots, die auch wesentliche Elemente des Steuer-Transfer-Systems berücksichtigen, vor. ZIMMERMANN [1993] gibt einen entsprechenden Überblick über Schätzungen für den deutschsprachigen Raum. Dabei wird nur von einem Teil dieser Schätzungen berücksichtigt, daß Steuern, Abgaben und Transfers mit dem Erwerbsumfang variieren, einige Schätzungen unterstellen diese Zahlungen als exogen. Durch diese realitätsferne Annahme der Exogenität wird ein Endogenitätsproblem erzeugt, weil die als exogen unterstellten Zahlungen tatsächlich von der endogenen Variablen (Arbeitsangebot) abhängig sind. Eine Abkehr von einer derart realitätsfernen Modellierung verlangt jedoch ein aufwendiges Modell zur Mikrosimulation des Steuer-Transfer-Systems; geeignete Simulationsmodelle liegen für Deutschland jedoch nur in geringer Zahl vor (vgl. KALTENBORN [1998b]). Notwendig ist eine ökonometrische Schätzung von Verhaltensgleichungen unter Verwendung eines Simulationsmodells.

Im Anschluß wird zunächst die Methodik der eigenen Schätzungen dargestellt. Anschließend werden die Ergebnisse vorgestellt.

5.1 Methodik

In diesem Abschnitt wird die Methodik eigener Schätzungen zur Quantifizierung der Determinanten der Arbeitsmarktpartizipation dargestellt.

Im folgenden Unterabschnitt wird zunächst ein Überblick über die gewählte Methodik gegeben. Im Anschluß wird die Selektion der für die Schätzungen verwendeten Beobachtungen beschrieben. Im dritten und vierten Unterabschnitt werden die Methoden der einzelnen Schätzungen dargestellt. Schließlich wird eine kurze Bewertung des gewählten Ansatzes gegeben.

5.1.1 Überblick

Von grundlegendem Interesse ist nicht nur die Auswirkung von Änderungen des Steuer-Transfer-Systems auf das Arbeitsangebot, sondern auf das *realisierte* Arbeitsangebot (Erwerbstätigkeit). Neben dem Arbeitsangebot ist hierfür auch die Arbeitsnachfrage relevant. Angesichts der damit verbundenen vielfältigen Probleme wurde keine explizite Schätzung der Arbeitsnachfrage durchgeführt. Um diese zumindest indirekt zu berücksichtigen, wird als endogene Variable nicht die gewünschte, sondern die tatsächliche Er-

werbstätigkeit gewählt. Gleichzeitig wird als Indikator für die Arbeitsnachfrage die Lage auf dem regionalen Arbeitsmarkt als exogene Variable berücksichtigt. Abgesehen hiervon wird ein Modellansatz gewählt, der zur Bestimmung des Arbeitsangebots geeignet ist. Insgesamt kann das Ergebnis dieses Ansatzes als auf die Arbeitsnachfrage bedingtes oder restringiertes Arbeitsangebot verstanden werden.

Schätzungen des Arbeitsangebots sollten berücksichtigen, daß strukturelle Unterschiede in den Möglichkeiten und Präferenzen für eine Tätigkeit als Beamter, Selbständiger oder eine (sonstige) abhängige Beschäftigung (Arbeiter, Angestellter) bestehen können. Im folgenden erfolgt daher eine Konzentration der Betrachtung auf das Arbeitsangebot für eine abhängige Beschäftigung (ohne Beamte).

Die Modellierung des Arbeitsangebots kann in zwei Teilentscheidungen zerlegt werden. Eine dichotome Entscheidung über die Partizipation am Arbeitsmarkt und im Fall der Partizipation eine stetige Entscheidung über den Umfang des Arbeitsangebots. Hier erfolgt eine Konzentration auf die Partizipation.

In theoretischen Analysen des Arbeitsangebots wird meist von nutzenmaximierenden Entscheidungsträgern ausgegangen, die auf Basis einer Nutzenfunktion aus den gegebenen und bekannten Alternativen (Budgetbeschränkung) die nutzenmaximale auswählen. Angesichts der verfügbaren Methoden setzt eine Übertragung dieses Ansatzes auf die empirische Analyse voraus, daß sowohl die Nutzenfunktion mit Ausnahme einiger zu schätzender Parameter als auch die Alternativen bekannt bzw. ermittelbar sind. Dabei kann unter der Annahme der Nutzenmaximierung anstelle der Nutzenfunktion äquivalent auch die Arbeitsangebotsfunktion betrachtet werden.

Die für Modellierung erforderliche Kenntnis der Budgetrestriktion setzt den potentiell erzielbaren Bruttostundenlohn voraus. Für die Beschäftigten kann hierfür der tatsächlich erzielte Lohnsatz zugrundegelegt werden. Für die Nicht-Beschäftigten muß zuvor ein Lohnsatz geschätzt werden. Dazu wird auf Basis der Löhne der Beschäftigten eine Lohnfunktion geschätzt. Anhand der geschätzten Parameter werden anschließend für die nicht Beschäftigten erzielbare Bruttostundenlöhne prognostiziert. Dabei muß bei der Lohnschätzung berücksichtigt werden, daß die Selektion in Beschäftigte und Nicht-Beschäftigte zumindest auch durch den erzielbaren Lohnsatz bedingt sein kann. Die Schätzung der Lohnfunktion muß daher um diese Selektion korrigiert werden. Zur Durchführung dieser Korrektur wird ein von HECKMAN [1979] vorgeschlagenes zweistufiges Verfahren verwendet. Zunächst wird auf Basis aller Personen in einer reduzierten Form die Partizipationswahrscheinlichkeit und damit gleichzeitig die Wahrscheinlichkeit für die Beobachtung eines Lohnsatzes geschätzt. Anschließend wird selektionskorrigiert auf Basis der tatsächlich Beschäftigten die Lohnfunktion geschätzt.

Das Vorgehen kann in chronologischer Folge zusammengefaßt werden:

- Schätzung der Partizipationswahrscheinlichkeit (reduzierte Form) auf Basis aller Beobachtungen;
- selektionskorrigierte Schätzung der stetigen Lohnfunktion auf Basis der Beschäftigten;

- Prognose eines erzielbaren Bruttolohnsatzes für die Nicht-Beschäftigten auf Basis der geschätzten Lohnfunktion;
- Simulation der Budgetbeschränkung auf Basis der Lohnsätze der Beschäftigten und der prognostizierten Lohnsätze der Nicht-Beschäftigten unter Verwendung der Steuer-Transfer-Simulation für alle Personen;
- Schätzung der Partizipationswahrscheinlichkeit (strukturelle Form) unter Verwendung der Budgetbeschränkung auf Basis aller Beobachtungen.

Für die Durchführung der ökonometrischen Schätzungen müssen insbesondere Annahmen getroffen werden über

- die Determinanten (exogene, unabhängige oder erklärende Variablen) der endogenen, zu erklärenden oder abhängigen Variablen,
- den funktionalen Zusammenhang zwischen den Determinanten und der endogenen Variablen mit Ausnahme eines zu schätzenden Koeffizientenvektors,
- den funktionalen Zusammenhang zwischen der stochastischen Komponente (Störterm) und der abhängigen Variablen,
- Wechselwirkungen zwischen den Determinanten und der stochastischen Komponente sowie
- die Verteilung der stochastischen Komponente.

Die Auswahl der Determinanten kann auf Basis der ökonomischen Theorie sowie Plausibilitätserwägungen erfolgen. Die Festlegung der funktionalen Zusammenhänge beinhaltet jedoch ein hohes Maß an Willkür, weil i.d.R. keine geeigneten Theorien zur Verfügung stehen. Zum einen kann hier ein Rückgriff auf bereits bewährte Spezifikationen erfolgen, zum anderen ist zu berücksichtigen, daß die resultierenden Modelle statistisch handhabbar sein müssen. Letzteres ist vor allem hinsichtlich der Spezifikation der stochastischen Komponente relevant. Aus theoretischer Perspektive können ebenfalls wenig Aussagen über die Wechselwirkungen zwischen den Determinanten und der stochastischen Komponente gemacht werden. Im Interesse der Begrenzung der Komplexität der erforderlichen statistischen Verfahren wird i.d.R. eine solche Wechselwirkung annahmegemäß ausgeschlossen. Auch über die Verteilung der stochastischen Komponente sind aus theoretischer Perspektive kaum Annahmen abzuleiten. Aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes, nach der die Summe von unabhängig identisch verteilten Zufallsvariablen mit finitem Erwartungswert und finiter Varianz asymptotisch normalverteilt ist, besteht eine gewisse theoretische Begründung für eine Normalverteilungsannahme. Überdies verlangen die verfügbaren Verfahren restriktive Annahmen über die Verteilung der stochastischen Komponenten, etwa deren Unabhängigkeit untereinander und identische Verteilungen.

5.1.2 Selektion der Beobachtungen

Eine Selektion erfolgt in zweifacher Hinsicht. Zum einen werden nicht alle Wellen und zum anderen nicht alle Beobachtungen aus den verwendeten Wellen einbezogen. Beides wird im folgenden kurz begründet und die Selektion dargestellt.

Selektion von Wellen

Das deutsche Steuer-Transfer-System variiert über den Erhebungszeitraum des Sozio-ökonomischen Panels. Die mit diesen Variationen einhergehenden Änderungen im Erwerbsverhalten kann Anhaltspunkte über den Wirkungszusammenhang geben. Daher ist es grundsätzlich wünschenswert, möglichst viele Wellen in die Betrachtung einzubeziehen. Gleichwohl werden für Ostdeutschland die erste Welle (1990) und für Westdeutschland die ersten beiden Wellen (1984 und 1985) nicht verwendet. Die erste Erhebung in Ostdeutschland erfolgte während einer bedeutenden gesellschaftlichen und ökonomischen Umbruchsituation. Es ist daher davon auszugehen, daß hier auch die Erwerbstätigkeit besonderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt und insoweit nicht mit der Zeit danach vergleichbar ist. Überdies ist die Simulation des Steuer-Transfer-Systems für diesen Zeitraum mit besonderen Schwierigkeiten verbunden. Der Ausschluß der ersten beiden Wellen in Westdeutschland ist das Ergebnis von mehreren, einzeln nicht so bedeutenden Erwägungen:

- Für die Jahre 1984 und 1985 wurden die empfangenen Renten anders als für die Folgejahre erhoben. Dies verursacht Probleme im Hinblick auf die Vergleichbarkeit.
- Für die Jahre 1984 und 1985 liegen im Gegensatz zu späteren Jahren keine Angaben über die Heizkosten vor. Diese sind jedoch bedeutsam für die Simulation der Hilfe zum Lebensunterhalt der Sozialhilfe.
- Für die Modellierung des Steuer-Transfer-Systems sind die familiären Beziehungen bedeutsam. Diese lassen sich auf Basis entsprechender Antworten aus mehreren Wellen naturgemäß besser generieren; überdies wurde 1985 einmalig die Ehe- und Familienbiographie erhoben. Soweit Personen oder Haushalte nur an wenigen Wellen teilgenommen haben, ist die Generierung mit Schwierigkeiten verbunden. Der Ausschluß der Wellen 1984 und 1985 schließt zugleich auch solche Haushalte aus.
- Das Bundesministerium für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau war nicht mehr in der Lage, die den bis September 1990 geltenden gesetzlichen Wohngeldtabellen zugrundeliegenden (Wohngeld-) Funktionen anzugeben. Ab 1986 kann die Funktion durch die später zugrundeliegende Funktion hinreichend gut approximiert werden. Dies gilt jedoch nur eingeschränkt für die Jahre 1984 und 1985.

Selektion von Beobachtungen innerhalb der Wellen

Im Interesse der Repräsentativität der Ergebnisse für die gesamte Bevölkerung wäre es wünschenswert, alle Beobachtungen der verwendeten Wellen in die Schätzungen einzubeziehen. Aus zwei Gründen werden jedoch bestimmte Beobachtungen aus der Betrachtung ausgeschlossen:

- Um die Komplexität der empirischen Analyse zu begrenzen, werden Individuen ausgeschlossen, bei denen vermutet werden kann, daß sich ihr Verhalten von der Mehrheit der für eine Erwerbstätigkeit in Betracht kommenden Personen deutlich unterscheidet. Dies betrifft insbesondere Ausländer, Zuwanderer, Landwirte, Beamte, Selbständige, Jugendliche, Ältere, Rentner sowie Personen in Aus- oder Weiterbildung.

- Ausgeschlossen werden auch Beobachtungen, für die wichtige Angaben für die Schätzung, insbesondere die Simulation des Steuer-Transfer-Systems, nicht vorliegen oder sehr unplausibel erscheinen. Besonders bedeutsam in diesem Zusammenhang ist der Ausschluß von Personen in einem *Case*, in dem jemand an der folgenden Welle nicht teilgenommen hat, weil dann die retrospektiv erhobenen Angaben vollständig fehlen.

Mithin erfolgt eine Konzentration auf West- und Ostdeutsche im Alter vom 25 bis 54 Jahren, die nicht erwerbstätig oder abhängig beschäftigt sind. Im einzelnen erfolgt der Ausschluß von

- Personen aus dem SOEP-Sample B („Ausländer“),
- Personen aus dem SOEP-Sample D („Zuwanderer“),
- Personen, die nicht die deutsche Staatsangehörigkeit innehaben,
- Personen bis 24 Jahre,
- Personen ab 55 Jahre,
- Selbständigen,
- Beamten,
- Personen aus einem *Case*, in dem jemand Wehr- oder Zivildienst leistet,
- Personen in Aus- oder Weiterbildung,
- Personen mit Bezug einer Rente oder Pension (auch Hinterbliebenenrenten und -pensionen),
- Personen aus einem *Case*, in dem jemand in der Landwirtschaft tätig ist,
- Personen, die nicht in einem Privathaushalt leben,
- Personen aus einem *Case*, in dem für mindestens einen Haushalt die Anzahl der erfolgreich interviewten Personen zuzüglich der im Haushalt vorhandenen Kinder nicht der Haushaltsgröße entspricht,
- Personen aus einem *Case*, in dem jemand an der folgenden Welle nicht teilgenommen hat,
- Personen aus einem *Case*, in dem für mindestens eine Person das Geburtsjahr nicht bekannt ist,
- Personen aus einem *Case*, in dem für mindestens eine Person das Geschlecht nicht bekannt ist,
- Personen aus einem Haushalt, für den das Bundesland nicht bekannt ist,
- Personen, für die der höchste erreichte Schul-, Berufsbildungs- oder Hochschulabschluß nicht bekannt ist,
- Personen aus einem *Case*, in dem für mindestens eine Person weder die tatsächliche noch die vereinbarte wöchentliche Arbeitszeit bekannt ist,

- Personen aus einem *Case*, in dem für mindestens einen Arbeitnehmer (ohne Beamte) weder der aktuelle Bruttoarbeitsverdienst noch der in der folgenden Welle retrospektiv erhobene Bruttolohn bekannt ist,
- Personen aus einem *Case*, in dem jemand mehr als 60 Stunden wöchentlich arbeitet,
- Personen aus einem *Case*, in dem jemand weniger als 10 Stunden wöchentlich arbeitet und gleichzeitig einen Bruttostundenlohn von mehr als 100 DM erzielt.

5.1.3 Methodik der Schätzungen der Partizipation am Arbeitsmarkt

Sowohl die Schätzungen der Partizipation am Arbeitsmarkt in reduzierter als auch in struktureller Form erfolgen als binomiales Probit. Die Darstellung der Methodik erfolgt daher gemeinsam für diese Schätzungen.

Ein Individuum $n = 1, \dots, N$ partizipiere in Periode $t = 1, \dots, T$ dann am Arbeitsmarkt ($Q_{nt} = 1$), falls die stetige Variable Q_{nt}^* positiv ist:

$$(1) \quad Q_{nt} = \begin{cases} 1 & \text{falls } Q_{nt}^* > 0 \\ 0 & \text{falls } Q_{nt}^* \leq 0 \end{cases}, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T.$$

Im Fall einer Modellierung des reinen Arbeitsangebots kann die stetige Variable Q_{nt}^* als Nutzendifferenz zwischen den Alternativen Beschäftigung und Nicht-Beschäftigung interpretiert werden. Determiniert werde die endogene Variable durch einen Vektor exogener individuen- und / oder zeitspezifischer Variablen \mathbf{S}_{nt}^q . Überdies gebe es einen unabhängig identisch normalverteilten stochastischen Einfluß \mathbf{e}_{nt}^q mit einem Erwartungswert von null und einer Varianz von \mathbf{s}_q^2 , also $\mathbf{e}_{nt}^q \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{s}_q^2)$. Außerdem sei ein funktionaler Zusammenhang der Form

$$(2) \quad Q_{nt}^* = \sum_{k=1}^{K^q} X_{knt}^q \mathbf{b}_k^q + \mathbf{e}_{nt}^q, \quad X_{knt}^q = \mathbf{g}_k^q(\mathbf{S}_{nt}^q), \quad k = 1, \dots, K^q, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$

bzw. in Matrixschreibweise

$$\begin{aligned} Q_{nt}^* &= \mathbf{X}_{nt}^q \boldsymbol{\beta}^q + \mathbf{e}_{nt}^q, \quad \mathbf{X}_{nt}^q = \mathbf{g}^q(\mathbf{S}_{nt}^q), \\ \mathbf{X}_{nt}^q &= \mathbf{d}_{1nt}^q, X_{2nt}^q, X_{3nt}^q, \dots, X_{K^q nt}^q \mathbf{i}, \quad \boldsymbol{\beta}^q = \mathbf{d}_1^q, \mathbf{b}_2^q, \mathbf{b}_3^q, \dots, \mathbf{b}_{K^q}^q \mathbf{i}', \quad n = 1, \dots, N, \\ &t = 1, \dots, T, \end{aligned}$$

gegeben. Dabei bezeichnen \mathbf{g}_k^q , $k = 1, \dots, K^q$, Funktionen, die keine zu schätzenden Parameter enthalten. Die Elemente von $\boldsymbol{\beta}^q$ (Koeffizienten) sind unbekannt, sie sind zu schätzen.

Die Schätzung erfolgt durch die *Maximum-Likelihood*-Methode. Der *Maximum-Likelihood*-Schätzer ist asymptotisch konsistent, d.h. bei unendlich großen Stichproben trifft er im Mittel den unbekannt Parameter.

5.1.4 Methodik der Schätzungen des Bruttlohnsatzes

Die Schätzungen des Bruttlohnsatzes erfolgen selektionskorrigiert nach dem von HECKMAN [1979] vorgeschlagenen Verfahren nach dem Prinzip der kleinsten Quadrate (*ordinary least squares* - OLS).

Der von Individuum $n = 1, \dots, N$ in Periode $t = 1, \dots, T$ erzielbare reale Bruttlohnsatz W_{nt}^*/p_t , wobei W_{nt}^* den erzielbaren nominalen Bruttlohnsatz und p_t das zeitspezifische Preisniveau bezeichnen, sei eine Funktion eines Vektors individuen- und / oder zeitspezifischer Variablen \mathbf{S}_{nt}^w . Überdies unterliege der erzielbare nominale Bruttlohnsatz einem unabhängig und identisch normalverteilten stochastischen Einfluß \mathbf{e}_{nt}^w mit einem Erwartungswert von null und einer Varianz von $\mathbf{s}_{w'}^2$, also $\mathbf{e}_{nt}^w \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{s}_{w'}^2)$. Außerdem sei der funktionale Zusammenhang gegeben durch

$$(3) \quad w_{nt}^* := \ln \frac{W_{nt}^*}{p_t} = \sum_{k=1}^{K^w} X_{knt}^w \mathbf{b}_k^w + \mathbf{e}_{nt}^w, \quad X_{knt}^w = g_k^w(\mathbf{S}_{nt}^w), \quad k = 1, \dots, K^w, \quad n = 1, \dots, N, \\ t = 1, \dots, T,$$

bzw. in Matrixschreibweise

$$w_{nt}^* = \mathbf{X}_{nt}^w \boldsymbol{\beta}^w + \mathbf{e}_{nt}^w, \\ \mathbf{X}_{nt}^w = (\mathbf{x}_{1nt}^w, \mathbf{x}_{2nt}^w, \mathbf{x}_{3nt}^w, \dots, \mathbf{x}_{K^w nt}^w) \mathbf{i}, \quad \boldsymbol{\beta}^w = (\mathbf{b}_1^w, \mathbf{b}_2^w, \mathbf{b}_3^w, \dots, \mathbf{b}_{K^w}^w) \mathbf{i}', \quad n = 1, \dots, N, \\ t = 1, \dots, T,$$

wobei die Funktionen g_k^w , $k = 1, \dots, K^w$, keine zu schätzenden Parameter enthalten. Der erwartete logarithmierte reale Bruttlohnsatz ist damit gegeben durch

$$(4) \quad E(\mathbf{e}_{nt}^* | \mathbf{X}_{nt}^w) = \mathbf{X}_{nt}^w \boldsymbol{\beta}^w, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$

wobei $E(A|B)$ den Erwartungswert von A unter der Bedingung, daß B eingetreten ist, bezeichnet. Beobachtbar ist der erzielbare Lohnsatz W_{nt}^* jedoch nur für die tatsächlich Beschäftigten, so daß für den beobachteten logarithmierten realen Bruttlohnsatz w_{nt} gilt:

$$(5) \quad w_{nt} = \begin{cases} w_{nt}^* & \text{falls } Q_{nt}^* > 0 \\ 0 & \text{falls } Q_{nt}^* \leq 0 \end{cases}, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T.$$

Daher kann eine Schätzung des unbekanntenen Koeffizientenvektors β^w nur auf Basis der Lohnsätze der tatsächlich Beschäftigten erfolgen. Der erwartete erzielbare Bruttolohnsatz für die Beschäftigten ist gegeben durch

$$(6) \quad E\mathbf{e}_{nt}^* | \mathbf{X}_{nt}^w, Q_{nt}^* > 0 \mathbf{j} = E\mathbf{e}_{nt}^* | \mathbf{X}_{nt}^w \mathbf{j} + E\mathbf{e}_{nt}^w | Q_{nt}^* > 0 \mathbf{j}, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$

Im Falle der angenommenen Normalverteilung ist der bedingte Erwartungswert $E\mathbf{e}_{nt}^w | Q_{nt}^* > 0 \mathbf{j}$ gegeben durch (HECKMAN [1979])

$$(7) \quad E\mathbf{e}_{nt}^w | Q_{nt}^* > 0 \mathbf{j} = E\mathbf{e}_{nt}^w | \mathbf{e}_{nt}^q > -\mathbf{X}_{nt}^q \beta^q \mathbf{j} = \frac{\mathbf{s}_{wq}}{\mathbf{s}_q} I_{nt}, \quad I_{nt} = \lambda \frac{\phi(\mathbf{X}_{nt}^q \beta^q)}{\Phi(\mathbf{X}_{nt}^q \beta^q)}$$

$$\lambda \frac{\phi(\mathbf{X}_{nt}^q \beta^q)}{1 - \Phi(\mathbf{X}_{nt}^q \beta^q)} \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$

wobei $\mathbf{s}_{wq} = \text{COV}(\mathbf{e}_{nt}^w, \mathbf{e}_{nt}^q)$ die Kovarianz der beiden stochastischen Komponenten, ϕ die Dichtefunktion und Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung bezeichnen. Unter den getroffenen Annahmen ist der bedingte Erwartungswert $E\mathbf{e}_{nt}^w | Q_{nt}^* > 0 \mathbf{j}$, $n = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, nicht allgemein Null. Eine Schätzung unter Vernachlässigung dieses Erwartungswerts führt zu inkonsistenten Schätzern. HECKMAN [1979] hat vorgeschlagen, eine asymptotisch konsistente Schätzung für den unbekanntenen bedingten Erwartungswert als zusätzlichen Regressor in die Schätzgleichung für den Bruttolohnsatz aufzunehmen. Aus den *Maximum-Likelihood*-Schätzern $\hat{\beta}^q$ für β^q / \mathbf{s}_q in der reduzierten Form kann ein ebenfalls asymptotisch konsistenter *Maximum-Likelihood*-Schätzer \hat{I}_{nt} für I_{nt} , $n = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, durch

$$(8) \quad \hat{I}_{nt} = \lambda \exp(\mathbf{X}_{nt}^q \hat{\beta}^q) \mathbf{j}, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$

konstruiert werden. Damit ist bis auf einen unbekanntenen Skalierungsparameter $\frac{\mathbf{s}_{wq}}{\mathbf{s}_q}$ der bedingte Erwartungswert $E\mathbf{e}_{nt}^w | Q_{nt}^* > 0 \mathbf{j}$, $n = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, asymptotisch konsistent geschätzt. \hat{I}_{nt} wird als zusätzlicher Regressor in die Schätzgleichung für die logarithmierten realen Bruttolohnsätze w_{nt}^* , $n = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, aufgenommen. Diese Gleichung wird dann nur unter Verwendung der Beobachtungen mit $Q_{nt}^* > 0$, $n = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$, geschätzt:

$$(9) \quad w_{nt}^* | Q_{nt}^* > 0 = \mathbf{X}_{nt}^w \beta^w + \mathbf{g}^w \hat{I}_{nt} + \mathbf{u}_{nt}^w, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$

wobei \mathbf{u}_{nt}^w eine mit Erwartungswert Null und Varianz \mathbf{s}_w^2 unabhängig normalverteilte stochastische Komponente ist, $\mathbf{u}_{nt}^w \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{s}_w^2) \mid n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$.

Die Schätzung erfolgt als *ordinary least squares* (OLS).

Wie HECKMAN [1979] gezeigt hat, führt das Verfahren unter den getroffenen Verteilungsannahmen für die stochastischen Komponenten für $N \rightarrow \infty$ zu asymptotisch konsistenten, wenn auch nicht effizienten Schätzern $\hat{\beta}^w$ für β^w . Dabei ist die Varianz des resultierenden Schätzers $\hat{\beta}^w$ für β^w aufgrund des geschätzten Regressors größer als bei bekanntem bedingtem Erwartungswert. Außerdem resultiert ein Schätzer \hat{g}^w für g^w .

5.1.5 Auswahl und Deskription der Variablen

Die Auswahl der endogenen Variablen - Partizipation am Arbeitsmarkt und logarithmierter realer Bruttostundenlohn - wurde bereits im Zusammenhang mit der Erläuterung des ökonometrischen Modells im vorangegangenen Abschnitt dargestellt. Hier verbleibt daher die Darstellung der Auswahl der exogenen Variablen sowie die Deskription aller Variablen.

Als exogene Variable können nur solche berücksichtigt werden, die sowohl für die Beschäftigten als auch für die Nicht-Beschäftigten beobachtbar sind, denn

- die Schätzungen der Partizipation erfolgt auf Basis aller Beobachtungen,
- die Lohnschätzung erfolgt zwar nur auf Basis der Beschäftigten, jedoch sollen mit den Ergebnissen die erzielbaren Löhne der Nicht-Beschäftigten prognostiziert werden.

Nicht berücksichtigt werden können also etwa betriebs- und branchenbezogene Variablen.

Für das Arbeitsangebot sind die Nutzenfunktion und die Budgetbeschränkung entscheidend. Daher werden entsprechende Variablen als exogene Determinanten berücksichtigt. Da die Beschäftigung nicht nur durch das Arbeitsangebot, sondern auch durch die Arbeitsnachfrage determiniert wird, wird auch die Lage auf dem regionalen Arbeitsmarkt berücksichtigt. Insgesamt gibt es damit drei Gruppen von Einflüssen, die berücksichtigt werden. Dabei kann es einzelne Variablen geben, die mehreren Gruppen zuzuordnen sind.

Bei den Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form kann die Budgetbeschränkung nur partiell berücksichtigt werden, denn die für die Kalkulation erforderlichen Bruttolöhne sind nur für die Beschäftigten bekannt. Daher werden hier als Proxy auch die exogenen Variablen der Lohnschätzungen berücksichtigt.

Wesentliche Unterschiede in den Präferenzen und/ oder in den Arbeitsmarktchancen können insbesondere vermutet werden zwischen West- und Ostdeutschen, zwischen den Geschlechtern sowie zwischen Alleinstehenden, Alleinerziehenden und Personen mit

Partner(in). Daher erfolgen die Schätzungen getrennt für West- und Ostdeutsche und darüber hinaus getrennt für folgende Gruppen:

- Frauen ohne Partner und ohne Kind(er),
- Frauen ohne Partner mit Kind(ern),
- Frauen mit Partner,
- Männer ohne Partnerin und ohne Kind(er),
- Männer mit Partnerin.

Insgesamt ergeben sich somit zehn getrennte Gruppen für die Schätzungen der Partizipation. Alleinerziehende Männer können aufgrund der geringen Fallzahlen nicht berücksichtigt werden. Über die Abgrenzungskriterien gibt Tabelle 1 Auskunft.

Tabelle 1: Gruppeneinteilung für die Schätzungen von Partizipation und Löhnen

| Kriterium | Ausprägungen | Abgrenzung |
|-------------|--------------------------|---|
| Herkunft | West- und Ostdeutschland | SOEP-Sample A (Westdeutschland) und C (Ostdeutschland) |
| Geschlecht | weiblich und männlich | Längsschnittgeprüftes Geschlecht |
| Partner(in) | ohne und mit | Längsschnittgeprüfte Existenz eines ehelichen oder nichtehelichen Partners im Haushalt |
| Kinder | ohne und mit | Längsschnittgeprüfte Existenz mindestens eines <i>eigenen</i> Kindes bis 15 Jahre im Haushalt |

Quelle: Eigene Darstellung.

Anders als bei der Partizipation ist bei den Löhnen ein entscheidender Einfluß von Partnerschaft und Kindern nicht zu vermuten. Entsprechend ergeben sich für die Lohnschätzungen nur vier getrennte Gruppen, nämlich westdeutsche Frauen, westdeutsche Männer, ostdeutsche Frauen und ostdeutsche Männer.

In den Partizipationsschätzungen kann die aus Sicht der betrachteten Person exogene Budgetbeschränkung durch die bei alternativen Erwerbsumfängen erzielbaren Nettoeinkommen repräsentiert werden. Wegen der ausgeprägten interpersonellen Abhängigkeit direkter Steuern und Sozialabgaben sowie staatlicher und privater Transfers kann ein *individuelles* Nettoeinkommen nicht sinnvoll ermittelt werden. Als exogene Variable wird daher das Haushaltsnettoeinkommen bei alternativen Erwerbsumfängen der betrachteten Person verwendet. Die Berechnung der Steuern und Transfers erfolgt dabei auf Grundlage einer individuell langfristigen Perspektive, d.h. der resultierende Zustand wird als dauerhaft unterstellt (Variante L der Steuer-Transfer-Simulation; vgl. hierzu Kapitel 4, KALTENBORN [1998b]). Die Erwerbsbeteiligung der übrigen Haushaltsmitglieder wird bei der Kalkulation des Haushaltsnettoeinkommens als gegeben angenommen.

Aufgrund der Ausgestaltung des Steuer-Transfer-Systems kann die Budgetbeschränkung bei freier Variation des Erwerbsumfangs nur durch eine sehr komplexe Formel beschrieben werden. Daher können in den Partizipationsschätzungen nur die aus bestimmten Erwerbsumfängen resultierenden Haushaltsnettoeinkommen berücksichtigt werden. Überdies ist davon auszugehen, daß der Erwerbsumfang nicht frei gewählt werden kann, sondern insbesondere institutionellen Restriktionen unterliegt. Tatsächlich ist auch die Variation der Arbeitszeiten von Beschäftigten relativ gering. Neben der klassischen Vollzeitbeschäftigung sind Teilzeitbeschäftigungen nur für westdeutsche Frauen mit Partner und / oder Kind(ern) sowie in bereits deutlich geringerem Maße für ostdeutsche Frauen mit Partner quantitativ bedeutsam. Daher werden neben dem Haushaltsnettoeinkommen ohne Beschäftigung der betrachteten Person nur das bei einer Vollzeitbeschäftigung resultierende Haushaltsnettoeinkommen sowie bei den drei genannten Gruppen von Frauen eine Teilzeitbeschäftigung berücksichtigt. Für eine Vollzeitbeschäftigung wird dabei weitgehend willkürlich eine wöchentliche Arbeitszeit von 38 Stunden und für eine Teilzeitbeschäftigung von 18 Stunden zugrundegelegt. Durch eine wöchentliche Arbeitszeit von 18 Stunden wird im Beobachtungszeitraum keine Beitragspflicht zur Arbeitslosenversicherung begründet und ein Bezug von Lohnersatzleistungen der Bundesanstalt für Arbeit sowie von Erziehungsgeld nicht ausgeschlossen. Dies gilt jedoch nicht mehr bei einer wöchentlichen Arbeitszeit von mehr als 19 Stunden. Um den Einfluß der willkürlichen Wahl der zugrundegelegten Arbeitszeit beurteilen zu können, wurden alle Schätzungen und Berechnungen alternativ auch mit einer wöchentlichen Arbeitszeit von 19,01 Stunden durchgeführt. Eine ausführliche Darstellung dieser Ergebnisse erfolgt jedoch aus Platzgründen nicht; soweit sich bei den Beschäftigungsprognosen erhebliche Abweichungen ergeben, wird darauf hingewiesen.

Als präferenzbestimmende Determinanten werden in den Partizipationsschätzungen Variablen für die Haushaltszusammensetzung, insbesondere die Kinder, und das Lebensalter berücksichtigt. Gleichzeitig können diese Variablen auch als Indikatoren für die Budgetbeschränkung verstanden werden, weil sie die (notwendigen) Ausgaben beeinflussen.

In den Partizipationsschätzungen wird die Arbeitsnachfrage durch Indikatoren für die Lage auf dem regionalen Arbeitsmarkt berücksichtigt. Als Indikator wird in allen Partizipationsschätzungen das Verhältnis der Arbeitslosen zu den offenen Stellen verwendet. Darüber hinaus wird für die Schätzungen für Westdeutschland ein weiterer regional- und überdies qualifikationsspezifischer Indikator berücksichtigt, und zwar die Differenz zwischen den Arbeitslosen je offene Stelle (qualifikations- und regionalspezifisch) und den Arbeitslosen je offene Stelle (regionalspezifisch). Dabei ist eine Region in der Regel ein Bundesland, jedoch werden Berlin-West und Berlin-Ost getrennt und Rheinland-Pfalz und das Saarland gemeinsam betrachtet. Die Qualifikationen werden nach drei beruflichen Abschlüssen differenziert: Ohne Berufsabschluß, mit Lehre oder vergleichbarer Qualifikation (Berufsfachschule, Schule des Gesundheitswesens, Fachschule, Beamtenausbildung) sowie mit (Fach-) Hochschulabschluß. Für Ostdeutschland erscheint eine qualifikationsspezifisch differenzierte Betrachtung problematisch, weil das frühere ostdeutsche Bildungssystem nur bedingt mit den heutigen beruflichen Anforderungen kongruent ist. Überdies gibt es kaum Ostdeutsche ohne abgeschlossene Berufsausbildung.

Mögliche Heterogenität über die Zeit wird sowohl in den Partizipations- als auch in den Lohnschätzungen durch Wellendummies berücksichtigt.

In der Lohnschätzung werden das Lebensalter, interpretiert als potentielle Berufserfahrung, die tatsächliche Berufserfahrung und als Indikator für den Wert der Qualifikation der höchste erreichte Schul- und Berufsbildungsabschluß berücksichtigt. Wegen der bereits erwähnten Problematik hinsichtlich der ostdeutschen Berufsbildungsabschlüsse erfolgt deren Berücksichtigung nur eingeschränkt. Außerdem wird die im Zusammenhang mit der ökonometrischen Spezifikation beschriebene Selektionskorrekturvariable \hat{I} berücksichtigt.

Die Spezifikation der verwendeten Variablen und die genauen funktionalen Formen sind aus Tabelle 2 ersichtlich.

Tabelle 2: Deskription der in den Schätzungen verwendeten Variablen

| Symbol | Bedeutung | Meßniveau | Wertebereich |
|---|--|-----------|----------------------------------|
| ENDOGENE VARIABLE | | | |
| Q | Arbeitsmarktpartizipation (tatsächliche, hilfsweise vereinbarte Arbeitszeit positiv) | nominal | 1=ja, 0=nein |
| w^* | Logarithmierter realer Bruttostundenlohn in DM (Basis: 1995=100%) | kardinal | $-\infty \geq w^* \geq \infty^a$ |
| Z | Erwerbsumfang: Vollzeit (tatsächliche, hilfsweise vereinbarte Arbeitszeit mehr als 30 Std. wtl.) | nominal | 1=ja, 0=nein |
| EXOGENE VARIABLE | | | |
| Dummies für das Jahr, für das die Beobachtung erfolgt (Basis: 1995) | | | |
| D19## | Beobachtung für 19## (1986-1994) | nominal | 1=ja, 0=nein |

| Symbol | Bedeutung | Meßniveau | Wertebereich |
|---|--|-----------|---|
| Reales Haushaltsnettoeinkommen (Basis: 1995=100%) in DM jährlich (Variante L) ohne Beschäftigung der betrachteten Person und gegebener Erwerbsbeteiligung aller übrigen Personen | | | |
| RSH0 ^b | ohne Beschäftigung | kardinal | RSH0 ≥ 0 |
| Veränderung des realen Haushaltsnettoeinkommens (Basis: 1995=100%) in DM jährlich (Variante L) bei Variation des Erwerbsumfanges der betrachteten Person und gegebener Erwerbsbeteiligung aller übrigen Personen | | | |
| RSH01 ^b | Teilzeitbeschäftigung (18 Std. wtl.) anstelle Nicht-Beschäftigung | kardinal | -RSH0 ≤ RSH01 ≤ ∞ ^c |
| RSH12 ^b | Vollzeit- anstelle Teilzeitbeschäftigung (38 anstelle 18 Std. wtl.) | kardinal | -RSH0-RSH01 ≤ RSH12 ≤ ∞ ^c |
| RSH02 ^b | Vollzeitbeschäftigung (38 Std. wtl.) anstelle Nicht-Beschäftigung | kardinal | -RSH0 ≤ RSH02 ≤ ∞ ^c |
| Anzahl der Personen im Haushalt | | | |
| PANZK15 | Anzahl der eigenen Kinder bis 15 Jahre im Haushalt | kardinal | PANZK15 ∈ N |
| HANZSON | Anzahl der Personen im Haushalt neben der betrachteten Person, seinem Partner und eigenen Kindern bis 15 Jahre | kardinal | HANZSON ∈ N |
| Dummies für das Alter des jüngsten eigenen Kindes im Haushalt (Basis: 12 bis 15 Jahre) | | | |
| DK3 | bis drei Jahre | nominal | 1=ja, 0=nein |
| DK46 | vier bis sechs Jahre | nominal | 1=ja, 0=nein |
| DK711 | sieben bis elf Jahre | nominal | 1=ja, 0=nein |

| Symbol | Bedeutung | Meßniveau | Wertebereich |
|--|--|-----------|---|
| Regionale Arbeitsmarktlage | | | |
| ALOFFFA | Arbeitslose je offene Stelle im Jahresdurchschnitt (regional-spezifisch ^d) | kardinal | ALOFFFA \geq 0 |
| ALOFFFS | Differenz zwischen den Arbeitslosen je offene Stelle (qualifikations- ^e und regionalspezifisch ^d) und den Arbeitslosen je offene Stelle (regionalspezifisch ^d) im September des entsprechenden Jahres | kardinal | $-\infty \leq \text{ALOFFFS} \leq \infty$ |
| Lebensalter / Potentielle Berufserfahrung | | | |
| POTEN | Potentielle Berufserfahrung in Jahrzehnten (Lebensalter in Jahrzehnten abzüglich 1,6) | kardinal | $0,9 \leq \text{POTEN} \leq 3,8$ |
| POTENSQ | POTEN quadriert | kardinal | $0,81 \leq \text{POTENSQ} \leq 14,44$ |
| Berufserfahrung | | | |
| VOTE | Berufserfahrung in Jahrzehnten (Teilzeittätigkeit hälftig) | kardinal | VOTE \geq 0 |
| VOTESQ | VOTE quadriert | kardinal | VOTESQ \geq 0 |
| Dummies für den höchsten erreichten Schulabschluß (Basis: höchstens Hauptschulabschluß) | | | |
| DREAL | Realschulabschluß | nominal | 1=ja, 0=nein |
| DABI | Fachabitur oder Abitur | nominal | 1=ja, 0=nein |
| Dummies für den höchsten erreichten Berufsbildungsabschluß (Basis: Lehre, Berufsfachschule, Schule des Gesundheitswesens, Fachschule oder Beamtenausbildung) | | | |
| DOHNBAB | ohne Abschluß | nominal | 1=ja, 0=nein |
| DUNI | (Fach-) Hochschulabschluß | nominal | 1=ja, 0=nein |

| Symbol | Bedeutung | Meßniveau | Wertebereich |
|--|-----------------------------|-----------|------------------|
| Selektionskorrektur für Lohnschätzung | | | |
| \hat{I} | Selektionskorrekturvariable | kardinal | $\hat{I} \geq 0$ |
| ^a Tatsächlich ist diese Größe für alle Beobachtungen positiv. ^b Zur Berechnung vgl. die Darstellung der Steuer-Transfer-Simulation in Kapitel 4 und KALTENBORN [1998b]. ^c Durch das Steuer-Transfer-System kann die Aufnahme oder Ausweitung einer Beschäftigung mit einer Verminderung des Haushaltsnettoeinkommens verbunden sein. ^d Differenziert nach Bundesländern, wobei jedoch Berlin-West und Berlin-Ost getrennt und Rheinland-Pfalz und das Saarland gemeinsam betrachtet werden. ^e Es werden drei Qualifikationsstufen berücksichtigt: ohne beruflichen Abschluß, mit Lehre oder vergleichbarer Qualifikation (Berufsfachschule, Schule des Gesundheitswesens, Fachschule, Beamtenausbildung) sowie (Fach-) Hochschulabschluß. | | | |

Quelle: Eigene Darstellung.

5.1.6 Bewertung

Das gewählte Verfahren weist eine Reihe von Vorzügen auf:

- detaillierte Berücksichtigung der maßgeblichen Komponenten des deutschen Steuer-Transfer-Systems;
- Verwendung der Information von mehreren Zeitpunkten mit unterschiedlichen Steuer-Transfer-Systemen;
- grundsätzlich repräsentative Aussagen möglich, weil grundsätzlich die gesamte deutsche Bevölkerung in die Schätzungen einbezogen werden;
- einheitliche Methodik für die berücksichtigten Gruppen;
- Prognose der Partizipation am Arbeitsmarkt für verschiedene Reformvarianten für die Sozialhilfe oder für andere Elemente des Steuer-Transfer-Systems möglich.

Diesen Vorzügen stehen jedoch auch einige Nachteile gegenüber:

- keine explizite Nutzung der Panelstruktur der Daten, mögliche unbeobachtete Heterogenität zwischen den Individuen wird vernachlässigt;
- keine Berücksichtigung der Simultanität der Partizipationsentscheidung von Paaren;
- keine eigenständige Modellierung der Arbeitsnachfrage;
- keine Berücksichtigung von Ausländern.

Allerdings ist bisher kein Ansatz bekannt, der die genannten Vorzüge aufweist und zugleich zumindest einen der genannten Nachteile vermeidet.

5.2 Ergebnisse

Anhang 1 zeigt die Ergebnisse der OLS-Lohnschätzung einschließlich der diese voraussetzenden Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form; im übrigen sind die Ergebnisse in den folgenden Unterabschnitten enthalten. Die Ergebnisse beinhalten jeweils die geschätzten Koeffizienten, Angaben zu ihrer Signifikanz und ein Maß für die Anpassungsgüte (Bestimmtheitsmaß oder *Likelihood-Ratio-Index*). Die Signifikanzen werden jeweils auf Basis eines zweiseitigen Tests zu Signifikanzniveaus von 1% (starke Signifikanz) und 5% (schwache Signifikanz) angegeben. Die ausgewiesenen Signifikanzen berücksichtigen nicht die aus den jeweils vorhergehenden Schätzungen resultierende zusätzliche Varianz. Entsprechend können Signifikanzen ermittelt werden, obwohl dies eigentlich nicht gerechtfertigt ist.

Darüber hinaus werden für die prognoserelevanten Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form auch die Elastizitäten für die interessierenden Einkommensvariablen ausgewiesen. Die Prognose der Arbeitsmarktwirkungen alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe selbst erfolgt nicht in diesen, sondern in Unterabschnitt 6.2.2.

5.2.1 Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form

Anhang 1 zeigt die Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form. Gemessen am *Likelihood-Ratio-Index* können die Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form insgesamt als akzeptabel angesehen werden. Lediglich für die Männer mit Partnerin ist dieser Index in Westdeutschland mit 6,2% und in Ostdeutschland mit 2,6% gering; allerdings ist diese Gruppe in beiden Teilen Deutschlands mit jeweils etwa 90% ganz überwiegend und mehr als jede andere Gruppe in Beschäftigung präsent. Daher ist hier auch ein geringer *Likelihood-Ratio-Index* zu erwarten.

Die geschätzten Koeffizienten der Partizipationsschätzung in der reduzierten Form haben überwiegend plausible Vorzeichen und Größenordnungen. Insgesamt tendieren die Schätzungen für Westdeutschland eher zu signifikanten Koeffizienten als jene für Ostdeutschland. Die geschätzten Koeffizienten für die Wellendummies sind mit Ausnahme jener für die westdeutschen Frauen mit Partner insignifikant. Signifikante Wellendummies könnten auf bedeutsame, jedoch nicht berücksichtigte Variable hindeuten. Ursache der Ergebnisse für die westdeutschen Frauen mit Partner dürften die in den achtziger Jahren erzielten gesamtwirtschaftlichen Beschäftigungszuwächse sein, die vor allem zugunsten von Frauen realisiert wurden (vgl. z.B. STEINER und KALTENBORN [1995, S. 33-36]).

Die geschätzten Koeffizienten für das Haushaltsnettoeinkommen für den Fall der Nicht-Beschäftigung der betrachteten Person haben mit einer Ausnahme das erwartete negative Vorzeichen und sind für westdeutsche Frauen mit Kind(ern) oder Partner und Männer mit Partnerin sowie für ostdeutsche Frauen mit Partner und Männer signifikant. Für ostdeutsche Männer ohne Partnerin ist dieser Koeffizient jedoch positiv und schwach signifikant. Eine plausible Erklärung hierfür ist nicht ersichtlich.

Die Wahrscheinlichkeit einer Partizipation westdeutscher Frauen nimmt erwartungsgemäß mit dem Alter des jüngsten eigenen Kindes stark signifikant zu. Bei westdeutschen Männern ist kein relevanter Einfluß des Alters des jüngsten Kindes feststellbar. Dies gilt in der Regel auch für die ostdeutschen Frauen, lediglich bei Frauen mit Partner ist eine Partizipation signifikant geringer, falls ihr jüngstes Kind höchstens drei Jahre alt ist. Die ostdeutschen Männer partizipieren schwach signifikant mit einer höheren Wahrscheinlichkeit, falls ihr jüngstes Kind zwischen vier und elf Jahre alt ist; dies erscheint unplausibel.

Jeweils einer der Koeffizienten, die die regionale Arbeitsmarktlage widerspiegeln, ist in allen Schätzungen für Westdeutschland erwartungsgemäß stark signifikant und negativ. In Ostdeutschland ist ein relevanter Einfluß der regionalen Arbeitsmarktlage auf die Partizipation nur für die alleinstehenden Männer feststellbar.

Die geschätzten Koeffizienten für die potentielle und tatsächliche Berufserfahrung können nur gemeinsam und daher nur schwer interpretiert werden, weil zwischen ihnen enge Beziehungen bestehen, so daß Kompensationseffekte zwischen den geschätzten Koeffizienten zu vermuten sind. Während diese Koeffizienten in Westdeutschland überwiegend signifikant, meist sogar stark signifikant sind, sind sie in Ostdeutschland fast ausschließlich insignifikant. Insgesamt erscheinen die Ergebnisse plausibel.

Sowohl in Westdeutschland als auch überwiegend in Ostdeutschland ist der höchste Schulabschluß relevant für die Partizipation; für die ostdeutschen Frauen ist jedoch keine Aussage hierüber möglich. Bei den alleinstehenden Westdeutschen ist die Partizipationswahrscheinlichkeit für Personen mit Realschulabschluß jeweils geringfügig höher als für solche mit Abitur. Eine Begründung hierfür ist nicht ersichtlich.

Der höchste Berufsbildungsabschluß hat in der Regel keinen signifikanten Einfluß auf die Partizipationswahrscheinlichkeit. Für westdeutsche alleinerziehende Frauen sowie westdeutsche Männer ist die Partizipationswahrscheinlichkeit jedoch signifikant geringer, falls sie über keinen Berufsbildungsabschluß verfügen. Bei alleinstehenden Männern in Westdeutschland mit Hochschulabschluß ist die Partizipationswahrscheinlichkeit signifikant geringer; eine Erklärung für dieses unplausibel erscheinende Ergebnis ist nicht ersichtlich.

5.2.2 OLS-Lohnschätzungen

Anhang 1 zeigt die Ergebnisse der OLS-Lohnschätzungen. Gemessen am Bestimmtheitsmaß zwischen 17,9% für ostdeutsche Männer und 33,2% für westdeutsche Frauen können auch die OLS-Lohnschätzungen insgesamt als akzeptabel angesehen werden. Die geschätzten Koeffizienten haben überwiegend plausible Vorzeichen und Größenordnungen.

Die geschätzten Koeffizienten für die Wellendummies sind für die jeweils ersten drei bis sechs berücksichtigten Wellen zumeist stark signifikant und negativ. Ursache hierfür dürfte die gesamtwirtschaftliche positive Lohnentwicklung im Beobachtungszeitraum sein.

Die Koeffizienten für die potentielle und tatsächliche Berufserfahrung können wiederum nur gemeinsam sinnvoll und daher nur schwer interpretiert werden. Die Koeffizienten für die potentielle Berufserfahrung sind überwiegend nicht, diejenigen für die tatsächliche Berufserfahrung überwiegend stark signifikant. Bei ausschließlicher Betrachtung der Koeffizienten für die tatsächliche Berufserfahrung ergibt sich für die ostdeutschen Frauen sowie für die Westdeutschen mit zunehmender Berufserfahrung bis zu einigen Jahren zunächst ein steigender Lohnsatz, um dann abzusinken. Dies wird jedoch zumindest für die westdeutschen Männer und die ostdeutschen Frauen dadurch kompensiert, daß der Lohnsatz mit dem Alter zunimmt. Eine mögliche Begründung für das Ergebnis für diese beiden Gruppen könnte in der Überlagerung von zwei Effekten liegen: einem mit zunehmender Berufserfahrung grundsätzlich steigendem Lohnprofil und einem im Zeitverlauf steigenden Einstiegslohn (Kohorteneffekt). Für die westdeutschen Frauen sinkt der Lohnsatz mit dem Lebensalter; dies allein erscheint plausibel, jedoch ist für diese Gruppe keine plausible Begründung für die geschätzten Koeffizienten für die tatsächliche Berufserfahrung ersichtlich. Für die ostdeutschen Männer schließlich ergibt sich mit Ausnahme der ersten Berufsjahre eine mit der Berufserfahrung durchgehend steigendes Lohnprofil. Umgekehrt ergibt sich mit steigendem Lebensalter für diese Gruppe eine Senkung des Lohnsatzes. Damit erscheinen insgesamt die Ergebnisse auch für die ostdeutschen Männer plausibel.

Die geschätzten Koeffizienten für den höchsten Schul- und Berufsbildungsabschluß haben alle die erwarteten Vorzeichen und plausible Größenordnungen und sind alle stark signifikant.

Die geschätzten Koeffizienten für die Selektionskorrekturvariable ist für die ostdeutschen Männer und die Westdeutschen negativ und stark signifikant, für die westdeutschen Frauen positiv und schwach signifikant. Das Vorzeichen des Koeffizienten spiegelt das Vorzeichen der Kovarianz zwischen den beiden stochastischen Komponenten der Partizipations- und Lohnleichung wider (vgl. Unterabschnitt 5.1.4). Es ist kaum sinnvoll interpretierbar.

5.2.3 Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form

Die Tabellen 3 und 4 zeigen die Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form. Der *Likelihood-Ratio*-Index nimmt für die unterschiedlichen Gruppen sehr unterschiedliche Werte an. Für die Frauen mit Kind(ern) oder Partner liegt er zwischen 15% und 20%, für die westdeutschen Männer bei 2,7% und 3,8% und für die übrigen Gruppen zwischen 8% und 11%. Dabei ist allerdings wiederum zu berücksichtigen, daß der Partizipationsanteil für die einzelnen Gruppen sehr unterschiedlich ist. Für die Frauen mit Kind(ern) oder Partner liegt er in Westdeutschland zwischen 52% und 59% und in Ostdeutschland zwischen 73% und 75%. Für die anderen Gruppen beträgt er zwischen 80% und 91%. Allerdings ist nicht ersichtlich, weshalb der *Likelihood-Ratio*-Index für die westdeutschen Männer deutlich geringer als etwa für die alleinstehenden Frauen oder die ostdeutschen Männer ist. Insgesamt erscheinen die Ergebnisse angesichts der teilweise sehr hohen Partizipationsanteile dennoch akzeptabel.

Ähnlich wie bei den Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form sind die Koeffizienten für die Wellendummies lediglich für die westdeutschen Frauen mit Partner signifikant und negativ. Wiederum dürfte hierfür die gleiche Ursache verantwortlich sein, nämlich die in den achtziger Jahren erzielten Beschäftigungszuwächse, die vor allem zugunsten von Frauen realisiert wurden.

Der Koeffizient für das reale Haushaltsnettoeinkommen bei Nicht-Beschäftigung der betrachteten Person ist überwiegend insignifikant, für die Frauen ohne Partner anders als erwartet jedoch positiv. Für die Frauen mit Partner ist er signifikant und erwartungsgemäß negativ. Wie auch schon bei der Partizipationsschätzung in der reduzierten Form ist er für die ostdeutschen Männer ohne Partnerin signifikant und unerwartet positiv. Wiederum ist keine plausible Begründung für dieses Ergebnis ersichtlich.

Die Koeffizienten für die Veränderung des realen Haushaltsnettoeinkommens durch Aufnahme einer Beschäftigung haben alle das erwartete positive Vorzeichen und sind alle zumindest schwach signifikant oder nur sehr knapp nicht schwach signifikant. Während bei den Frauen mit Partner der Koeffizient für die Veränderung des realen Haushaltsnettoeinkommens beim Übergang von einer Teil- in eine Vollzeitbeschäftigung deutlich größer als für dessen Veränderung beim Übergang von Nicht- zu Teilzeitbeschäftigung ist, ist dieses Verhältnis bei den alleinerziehenden Frauen umgekehrt. Insgesamt ist die Relevanz des durch Beschäftigungsaufnahme real erzielbaren zusätzlichen Haushaltsnettoeinkommens größer als das reale Einkommen bei Nicht-Beschäftigung.

Die Koeffizienten für die Haushaltszusammensetzung sind meist insignifikant und haben plausible Vorzeichen.

Die Koeffizienten für das Alter des jüngsten eigenen Kindes sind mit Ausnahme derjenigen für die ostdeutschen Männer fast durchgehend negativ, haben plausible Größenordnungen und sind insbesondere für die westdeutschen Frauen, teilweise auch für die ostdeutschen Frauen mit Partner signifikant. Für die ostdeutschen Männer sind diese Koeffizienten alle positiv und für die jüngeren Altersgruppen signifikant. Insgesamt erscheinen die Ergebnisse hier plausibel.

Die regionale Arbeitsmarktlage hat vor allem in Westdeutschland einen signifikanten Einfluß, hier sind alle Koeffizienten erwartungsgemäß negativ. Für die ostdeutschen Männer ohne Partnerin ist er schwach signifikant und unerwarteterweise positiv.

Die Koeffizienten für das Lebensalter sind nur für Westdeutschland teilweise signifikant; insgesamt erscheinen auch hier die Ergebnisse plausibel.

Für die besonders interessierenden Einkommensvariablen wurden zudem die Elastizitäten kalkuliert (Tabelle 5). Die Elastizitäten wurden für jedes Individuum berechnet und anhand der Hochrechnungsfaktoren für einen Zwei-Wellen-Längsschnitt für die angegebene und die folgende Welle hochgerechnet. Die Elastizitäten für das reale Haushaltsnettoeinkommen bei Nicht-Beschäftigung der betrachteten Person sind meist nahe null, lediglich für die ostdeutschen Frauen mit Partner und die ostdeutschen alleinstehenden Männer sind sie deutlicher von null verschieden. Entsprechend dem Vorzeichen der geschätzten

Koeffizienten sind die Elastizitäten für diese Frauen negativ und jene Männer positiv. Besonders empfindlich reagieren vor allem die Frauen mit Partner und auch die westdeutschen Frauen mit Kind(ern) auf eine Variation des durch eine Beschäftigung real zusätzlich erzielbaren Haushaltsnettoeinkommens. Bei den anderen Gruppen ist die Reaktion in Ostdeutschland ausgeprägter als in Westdeutschland.

Tabelle 3: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form für Westdeutschland

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|--|---------------|--------------------|---------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| GESCHÄTZTE KOEFFIZIENTEN | | | | | |
| Konstante | | | | | |
| CONST | 2,126 | 1,819 | 1,250 | 1,594 | 1,930 |
| Wellendummies | | | | | |
| D1986 | 0,020 | 0,704 | -0,218 | 0,375 | -0,024 |
| D1987 | 0,124 | 0,777 | -0,165 | 0,529 | 0,068 |
| D1988 | -0,149 | 0,674 | -0,270 | 0,368 | -0,037 |
| D1989 | 0,012 | 0,149 | -0,257 | 0,381 | -0,052 |
| D1990 | 0,061 | -0,126 | -0,287 | 0,368 | -0,067 |
| D1991 | -0,160 | -0,028 | -0,208 | 0,214 | -0,012 |
| D1992 | -0,027 | -0,225 | -0,175 | 0,237 | 0,038 |
| D1993 | -0,073 | 0,215 | -0,089 | -0,005 | 0,064 |
| D1994 | 0,016 | -0,189 | -0,020 | 0,051 | 0,007 |
| Reales Haushaltsnettoeinkommen | | | | | |
| RSH0 | 0,006 | 0,025 | -0,013 | -0,023 | -0,005 |
| Veränderung des realen Haushaltsnettoeinkommens | | | | | |
| RSH01 | - | 0,816 | 0,203 | - | - |
| RSH12 | - | 0,286 ^a | 0,512 | - | - |
| RSH02 | 0,212 | - | - | 0,102 | 0,107 |

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|---|---------------|---------------|---------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| Haushaltszusammensetzung | | | | | |
| PANZK15 | - | -0,197 | -0,191 | - | 0,052 |
| HANZSON | -0,076 | -0,277 | -0,080 | -0,009 | 0,030 |
| Alter des jüngsten eigenen Kindes | | | | | |
| DK3 | - | -1,046 | -1,246 | - | -0,082 |
| DK46 | - | -0,552 | -0,617 | - | -0,049 |
| DK711 | - | -0,535 | -0,291 | - | -0,053 |
| Regionale Arbeitsmarktlage | | | | | |
| ALOOFFA | -0,015 | -0,072 | -0,021 | -0,018 | -0,018 |
| ALOOFFS | -0,041 | -0,015 | -0,001 | -0,029 | -0,010 |
| Lebensalter / Potentielle Berufserfahrung | | | | | |
| POTEN | -0,925 | -0,989 | -0,293 | -0,646 | -0,455 |
| POTENSQ | 0,147 | 0,246 | -0,022 | 0,131 | 0,062 |
| ANZAHL DER BEOBACHTUNGEN (GEPOOLT 1986-1995) | | | | | |
| | 1.360 | 449 | 10.446 | 1.889 | 8.345 |
| ANPASSUNGSGÜTE: LIKELIHOOD-RATIO-INDEX (PSEUDO-R²) | | | | | |
| | 0,080 | 0,203 | 0,161 | 0,038 | 0,027 |
| Impact: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 1%. | | | | | |
| Fett: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 5%. | | | | | |
| ^a Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 6%. | | | | | |

Anmerkung: Gepooltes Probit (1986-1995).

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Tabelle 4: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form für Ostdeutschland

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|--|---------------|--------------------|---------------|----------------|---------------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| GESCHÄTZTE KOEFFIZIENTEN | | | | | |
| Konstante | | | | | |
| CONST | -1,214 | 1,754 | -0,091 | 1,427 | 0,726 |
| Wellendummies | | | | | |
| D1991 | 0,091 | 0,844 | 0,258 | 0,877 | 0,329 |
| D1992 | 0,672 | 0,635 | 0,030 | 0,973 | 0,368 |
| D1993 | -0,044 | -0,067 | -0,135 | 0,756 | 0,222 |
| D1994 | -0,308 | 0,010 | -0,249 | 0,044 | 0,108 |
| Reales Haushaltsnettoeinkommen | | | | | |
| RSH0 | 0,067 | 0,006 | -0,062 | 0,241 | -0,053 ^a |
| Veränderung des realen Haushaltsnettoeinkommens | | | | | |
| RSH01 | - | - | 0,470 | - | - |
| RSH12 | - | - | 1,015 | - | - |
| RSH02 | 0,418 | 0,342 ^a | - | 0,241 | 0,540 |
| Haushaltszusammensetzung | | | | | |
| PANZK15 | - | -0,182 | -0,029 | - | 0,038 |
| HANZSON | -0,016 | -0,445 | -0,001 | -0,250 | 0,166 |
| Alter des jüngsten eigenen Kindes | | | | | |
| DK3 | - | -0,159 | -0,939 | - | 0,349 |
| DK46 | - | -0,122 | -0,257 | - | 0,305 |
| DK711 | - | 0,233 | -0,002 | - | 0,166 |

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|---|---------------|---------------|--------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| Regionale Arbeitsmarktlage | | | | | |
| ALOFFFA | 0,009 | -0,016 | 0,010 | -0,046 | -0,006 |
| Lebensalter / Potentielle Berufserfahrung | | | | | |
| POTEN | 1,094 | -1,414 | 0,254 | -0,337 | -0,265 |
| POTENSQ | -0,184 | 0,456 | -0,091 | 0,052 | 0,063 |
| ANZAHL DER BEOBACHTUNGEN (GEPOOLT 1991-1995) | | | | | |
| | 209 | 209 | 3.204 | 400 | 2.957 |
| ANPASSUNGSGÜTE: LIKELIHOOD-RATIO-INDEX (PSEUDO-R²) | | | | | |
| | 0,109 | 0,155 | 0,195 | 0,080 | 0,094 |
| Impact: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 1%. | | | | | |
| Fett: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 5%. | | | | | |
| ^a Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 6%. | | | | | |

Anmerkung: Gepooltes Probit (1991-1995).

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Tabelle 5: Aus den Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form resultierende Elastizitäten für die Einkommensvariablen

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|---|---------------|---------------------|-------------|----------------|----------------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| Westdeutschland | | | | | |
| RSH0 | 0,0032 | 0,0499 | -0,0564 | -0,0165 | -0,0029 |
| RSH01 | - | 0,2246 | 0,1545 | - | - |
| RSH12 | - | 0,0883 ^a | 0,3227 | - | - |
| RSH02 | 0,0858 | - | - | 0,0508 | 0,0483 |
| Ostdeutschland | | | | | |
| RSH0 | 0,0469 | 0,0087 | -0,1107 | 0,1861 | -0,0360 ^a |
| RSH01 | - | - | 0,1313 | - | - |
| RSH12 | - | - | 0,1704 | - | - |
| RSH02 | 0,1100 | 0,1169 ^a | - | 0,0777 | 0,1050 |
| Impact: Zugrundeliegender Parameter signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 1%. | | | | | |
| Fett: Zugrundeliegender Parameter signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 5%. | | | | | |
| ^a Zugrundeliegender Parameter signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 6%. | | | | | |

Anmerkung: Gewichteter Durchschnitt der individuell prognostizierten Elastizitäten; Gewichtung mit einem Zwei-Wellen-Längsschnitt für die jeweilige und die folgende Welle. Die Elastizität gibt das Verhältnis der relativen Änderung der endogenen Variablen zur marginalen relativen Veränderung einer exogenen Variablen an.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

6 Fiskalische Konsequenzen und Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe

In diesem Kapitel werden fiskalische Konsequenzen und Arbeitsmarkteffekte der in Kapitel 2 ausgewählten Reformkonzepte für die Sozialhilfe prognostiziert. Zunächst wird im folgenden Abschnitt auf die Arbeitsmarkteffekte und im zweiten auf die fiskalischen Konsequenzen eingegangen. Der dritte und letzte Abschnitt dieses Kapitels faßt die Ergebnisse zusammen und gibt eine kurze Interpretation.

6.1 Arbeitsmarkteffekte

Bevor im zweiten Unterabschnitt eine Prognose der Arbeitsmarkteffekte von verschiedenen Reformkonzepten für die Sozialhilfe eingegangen wird, wird zunächst im folgenden Unterabschnitt ein kurzer Literaturüberblick über vorliegende Schätzungen gegeben.

6.1.1 Literaturüberblick

Die Studie von LAISNEY u.a. [1996] ist die einzige bekannte Untersuchung für Deutschland, die auf Basis einer ökonometrischen Schätzung der Determinanten des Arbeitsangebots bei endogenen Steuern und Transfers eine Prognose für die Arbeitsmarkteffekte einer Sozialhilfereform gibt.

Darüber hinaus prognostizieren TRABERT u.a. [1998] ebenfalls auf Basis einer ökonometrischen Schätzung der Determinanten des Arbeitsangebots die Arbeitsmarktwirkungen für Sachsen-Anhalt für arbeitslose Sozialhilfeempfänger einer veränderten Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe. Als einzige Komponente des Steuer-Transfer-Systems wird in dieser Untersuchung jedoch offenbar die Hilfe zum Lebensunterhalt der Sozialhilfe endogen bestimmt, im übrigen wird von exogenen *Nettostundenlöhnen* ausgegangen.

LAISNEY u.a. [1996] untersuchen auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels für Westdeutschland der Jahre 1984 bis 1990 das Arbeitsangebot alleinerziehender Frauen. Dabei wird unbeobachtete Heterogenität zwischen den Individuen in den Schätzungen berücksichtigt. Es werden jeweils zwei Einkommensvariablen als exogene Variable verwendet: Auf Basis des prognostizierten Bruttostundenlohns werden für zwei unterschiedliche Erwerbsumfänge (ohne und Vollzeitbeschäftigung) der betrachteten Person die Haushaltsnettoeinkommen simuliert. Dabei werden auch Transfers berücksichtigt. Es werden neben den Einkommensvariablen in den interessierenden Partizipationsschätzungen und auch in den bivariaten Schätzungen der Voll- / Teilzeitbeschäftigung exogene Variablen differenziert berücksichtigt: Wellendummies, Anzahl der Kinder in vier verschiedenen Altersgruppen, Verfügbarkeit von Kinderbetreuungseinrichtungen, Dummies für drei Lebensaltersgruppen sowie Familienstand.

LAISNEY u.a. [1996] schätzen die Arbeitsmarktpartizipation mit zwei unterschiedlichen Verfahren. Die Ergebnisse im Hinblick auf die Vorzeichen der signifikanten Koeffizienten für die Einkommensvariablen werden jedoch hiervon nicht berührt. LAISNEY u.a. [1996] können einen erwartungsgemäß signifikant negativen Einfluß des Einkommens ohne Be-

schäftigung auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit feststellen. Die andere berücksichtigte Einkommensvariable für eine Vollzeitbeschäftigung ist nicht signifikant.

Schließlich prognostizieren LAISNEY u.a. [1996] für westdeutsche Alleinerziehende für die Jahre 1984 bis 1990 auch den Arbeitsmarkteffekt einer Senkung der Hilfe zum Lebensunterhalt der Sozialhilfe um 10%. Sie prognostizieren für diese Personengruppe eine Zunahme des Arbeitsangebots um 3,5 (1984) bis 4,3 (1990) Prozentpunkte.

TRABERT u.a. [1998] schätzen anhand des Arbeitsmarktmonitors für Sachsen-Anhalt für 1997 die Determinanten des Arbeitsangebots der erwerbsfähigen Bevölkerung. Aufbauend auf den anhand einer selektionskorrigierten Nettostundenlohnschätzung prognostizierten Nettostundenlöhnen für die nicht beschäftigten Personen wird eine Tobit-Schätzung des Arbeitsangebots durchgeführt.⁴ Alle Schätzungen erfolgen getrennt für Männer und Frauen. Unter Verwendung der Schätzergebnisse prognostizieren TRABERT u.a. [1998] für Sachsen-Anhalt die Arbeitsmarktwirkungen für arbeitslose Sozialhilfeempfänger durch eine Umsetzung des Verordnungsentwurfs des Bundesministeriums für Gesundheit für eine verminderte Anrechnung von Nettoerwerbseinkommen auf die Sozialhilfe (vgl. hierzu etwa KALTENBORN [1998a, S. 64-66]). Für diesen Personenkreis prognostizieren sie eine Zunahme des Arbeitsangebots um 540 Personen. Unter Berücksichtigung einer geschätzten Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage von 1,156 sagen sie eine Beschäftigungszunahme um 130 Personen vorher.

6.1.2 Eigene Prognose

Auf Basis der Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der strukturellen Form und der Simulation alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe lassen sich ihre Arbeitsmarkteffekte prognostizieren. Bei der Interpretation der prognostizierten Arbeitsmarkteffekte ist zu berücksichtigen, daß sie aus einer Schätzung des nachfragerstringierten Arbeitsangebots resultieren, die Arbeitsnachfrage also lediglich indirekt eingeht. Daher dürften die aus den untersuchten Reformvarianten resultierenden Beschäftigungsänderungen weniger ausgeprägt sein als die im folgenden ausgewiesenen Änderungen des nachfragerstringierten Arbeitsangebots.

Die Prognose erfolgt ausschließlich für das letzte in den Schätzungen berücksichtigte Jahr, nämlich 1995. Diese Prognosen berücksichtigen *nicht* die Wirkungen, die von der Aufbringung der zusätzlich erforderlichen fiskalischen Mittel ausgehen. Berücksichtigt werden also nur die Wirkungen der Mittelverwendung.

6.1.2.1 Relative Arbeitsmarkteffekte

Die Reformoptionen beeinflussen (unmittelbar) ausschließlich die Einkommensvariablen. Entsprechend werden diese für jede Beobachtung des Jahres 1995 für jedes berücksichtigte Reformmodell kalkuliert; dabei wurde wie auch bei den Schätzungen eine individu-

⁴ Die Schätzungen konnten nicht vollständig nachvollzogen werden, insbesondere wird eine genaue Definition der verwendeten Variablen nicht gegeben.

ell langfristige Perspektive unterstellt (Variante L). Auf Basis der teilweise durch die Reformmodelle veränderten exogenen Variablen wird für jedes Individuum und jedes Reformmodell das nachfragerestringierte Arbeitsangebot prognostiziert. Außerdem wird die Wahrscheinlichkeit für ein positives nachfragerestringierte Arbeitsangebot auf Basis des gegenwärtigen Sozialhilfesystems prognostiziert. Ausgehend von diesen prognostizierten Wahrscheinlichkeiten kann die *Änderung* des nachfragerestringierten Arbeitsangebots durch alternative Verfahren prognostiziert werden:

- Traditionell wird für jedes Individuum ein nachfragerestringiertes Arbeitsangebot vorhergesagt, wenn die prognostizierte Wahrscheinlichkeit hierfür größer (oder gleich) 0,5 ist. Dieses Verfahren führt jedoch bei Personengruppen, die gegenwärtig zu einem sehr großen Anteil beschäftigt sind, zu unplausiblen Prognosen, denn es wird stets für nahezu alle Individuen ein positives nachfragerestringiertes Arbeitsangebot prognostiziert. Dieses Verfahren kann hier daher nicht sinnvoll verwendet werden.
- Als Alternative zum vorstehend beschriebenen Verfahren kommt ein unmittelbarer Vergleich der prognostizierten Wahrscheinlichkeiten für ein positives nachfragerestringiertes Arbeitsangebot in Betracht. Verwendet wird die relative Abweichung der prognostizierten Wahrscheinlichkeit auf Basis der betrachteten Reformvariante von der prognostizierten Wahrscheinlichkeit im gegenwärtigen System. Dieses Verfahren kann auch sinnvoll für Personengruppen, die zu einem sehr hohen Anteil beschäftigt sind, angewendet werden. Hier wird daher dieses Verfahren (für alle Personengruppen) verwendet.

Die relativen Abweichungen (auf Basis des zuletzt genannten Verfahrens) der prognostizierten Wahrscheinlichkeiten für ein positives nachfragerestringiertes Arbeitsangebot werden wie bei der Kalkulation der Elastizitäten anhand der Hochrechnungsfaktoren für einen Zwei-Wellen-Längsschnitt für 1995 und 1996 hochgerechnet. Die Ergebnisse zeigen die Tabellen 6 und 7 getrennt für West- und Ostdeutschland sowie unterschiedliche Personengruppen.

In der Regel werden für Frauen mit Kind(ern) oder Partner die relativ bedeutsamsten Änderungen prognostiziert. Im einzelnen führt die Prognose zu folgenden Ergebnissen:

- Eine Reduktion des Sozialhilfebedarfs um 10% (HLU 90%) führt für alle betrachteten Gruppen mit Ausnahme der ostdeutschen Männer ohne Partnerin zu einer Zunahme des nachfragerestringierten Arbeitsangebots. Das Umgekehrte gilt für eine Erhöhung des Sozialhilfebedarfs um 10% (HLU 110%). Dabei sind mit Ausnahme für die westdeutschen Frauen mit Kind(ern) oder Partner die relativen Wirkungen bei einer Erhöhung der Sozialhilfe stärker als bei einer Verminderung.

- Die untersuchte Variante einer negativen Einkommensteuer (Anrechnung von Nettoerwerbseinkommen auf die Sozialhilfe lediglich zu 50%) (NIT) führt vor allem für die Alleinerziehenden zu einer deutlichen Zunahme des nachfragerestringierten Arbeitsangebots. Gleichzeitig führt sie jedoch für die Frauen mit Partner zu einer *Reduktion* des nachfragerestringierten Arbeitsangebots. Die Ursache hierfür liegt im folgenden, häufig auftretenden Effekt bei der Veränderung der Alternativen begründet: Da der Partner erwerbstätig ist und allein dadurch ein Einkommen erzielt wird, das gegenwärtig einen Sozialhilfeanspruch (gerade) ausschließt wird die Beschäftigungsentscheidung der betrachteten Frau nicht von der Anrechnung ihres potentiellen Einkommens auf die Sozialhilfe tangiert. Eine deutliche Reduktion der Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe führt dazu, daß das Erwerbseinkommen des Partners allein einen Sozialhilfeanspruch nicht ausschließt. Dadurch steht ohne Erwerbstätigkeit der betrachteten Frau ein höheres Nettoeinkommen zur Verfügung, entsprechend sinkt ihre Erwerbsneigung. Außerdem *sinkt* das durch eine Beschäftigung zusätzlich erzielbare Nettoeinkommen, weil das Erwerbseinkommen nunmehr auch auf die Sozialhilfe angerechnet wird. Auch dies reduziert die Wahrscheinlichkeit für ein positives nachfragerestringiertes Arbeitsangebot der Frau.
- Ähnlich wie die negative Einkommensteuer sollen auch bei den Vorschlägen der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA) und des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG) durch eine Verminderung der Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe positive Beschäftigungseffekte erzielt werden. Entsprechend sind auch die Wirkungen ähnlich wie bei der negativen Einkommensteuer, allerdings auf geringerem Niveau.
- Der Vorschlag der SPD führt zur Abnahme des nachfragerestringierten Arbeitsangebots, dies gilt insbesondere für die westdeutschen Alleinerziehenden.
- Der Vorschlag der Grünen führt für die meisten Gruppen zu einer Abnahme des nachfragerestringierten Arbeitsangebots. Besonders deutlich fällt der Rückgang mit über 10% für die ostdeutschen Frauen mit Partner aus. Für die westdeutschen Alleinerziehenden führt der Vorschlag jedoch zu einer Zunahme. Die Ursache hierfür liegt in der speziellen Veränderung der Alternativen für die Alleinerziehenden: Zwar wird das durchschnittliche Einkommen ohne Beschäftigung der betrachteten Person erhöht und das zusätzlich durch eine Voll- anstelle einer Teilzeitbeschäftigung erzielbare Einkommen vermindert, jedoch wird das durch eine Teilzeitbeschäftigung erzielbare zusätzliche Einkommen *erhöht*. Außerdem wird auch für die ostdeutschen Männer ohne Partnerin eine Zunahme des nachfragerestringierten Arbeitsangebots prognostiziert. Die Ursache hierfür liegt in dem geschätzten positiven Koeffizienten für das Einkommen ohne Beschäftigung der betrachteten Person.
- Sowohl der Vorschlag der PDS als auch derjenige des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes (DPWV) führen zu einem nahezu durchgehenden Rückgang des nachfragerestringierten Arbeitsangebots, allerdings fällt dieser für den Vorschlag der PDS weit aus deutlicher als für den anderen aus. Lediglich für die ostdeutschen Männer ohne Partnerin wird aufgrund des geschätzten positiven Koeffizienten für das Einkommen ohne Beschäftigung der betrachteten Person eine Zunahme prognostiziert.

Tabelle 6: Prognose der relativen Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Westdeutschland im Jahr 1995

| Modell | Frauen | | | Männer | |
|---|---------------|---------------|-------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| Durchschnittliche prognostizierte Wahrscheinlichkeit für ein positives nachfragerstringiertes Arbeitsangebot in Prozent | | | | | |
| Status quo | 0,866 | 0,551 | 0,573 | 0,810 | 0,912 |
| Durchschnittliche prognostizierte relative Veränderung der Wahrscheinlichkeit für ein positives nachfragerstringiertes Arbeitsangebot in Prozent | | | | | |
| HLU 90% | 0,068 | 2,419 | 0,279 | 0,019 | 0,068 |
| HLU 110% | -0,118 | -1,793 | -0,256 | -0,030 | -0,076 |
| NIT | 0,223 | 12,705 | -0,560 | 0,149 | 0,135 |
| BDA | 0,021 | 4,322 | -0,084 | 0,009 | 0,004 |
| BMG | -0,004 | 1,019 | -0,011 | 0,000 | 0,008 |
| SPD | -0,525 | -6,372 | -0,401 | -0,036 | -0,123 |
| Grüne | -0,584 | 4,085 | -2,358 | -0,187 | -0,398 |
| PDS | -2,790 | -17,868 | -7,314 | -2,598 | -3,275 |
| DPWV | -0,730 | -4,550 | -0,829 | -0,179 | -0,307 |
| Anzahl der Beobachtungen (1995) | | | | | |
| | 135 | 45 | 881 | 191 | 698 |

Anmerkung: Prognosen längsschnittgewichtet für 1995/96; berücksichtigt werden nur die Wirkungen der Mittelverwendung, nicht jedoch jene der Mittelaufbringung.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Tabelle 7: Prognose der relativen Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Ostdeutschland im Jahr 1995

| Modell | Frauen | | | Männer | |
|---|---------------|---------------|-------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| Durchschnittliche prognostizierte Wahrscheinlichkeit für ein positives nachfragerstringiertes Arbeitsangebot in Prozent | | | | | |
| Status quo | 0,784 | 0,696 | 0,746 | 0,763 | 0,869 |
| Durchschnittliche prognostizierte relative Veränderung der Wahrscheinlichkeit für ein positives nachfragerstringiertes Arbeitsangebot in Prozent | | | | | |
| NIT | 1,870 | 4,769 | -3,163 | 0,941 | 0,519 |
| HLU 90% | 0,172 | 1,023 | 0,830 | -0,073 | 0,487 |
| HLU 110% | -0,458 | -1,327 | -1,258 | 0,101 | -0,741 |
| BMG | -0,005 | 0,366 | -0,235 | 0,012 | 0,035 |
| BDA | 0,183 | 1,087 | -0,599 | 0,148 | -0,074 |
| SPD | -1,238 | -3,253 | -3,501 | 0,005 | -2,186 |
| Grüne | -1,057 | -0,409 | -10,699 | 1,197 | -3,768 |
| PDS | -6,160 | -4,403 | -22,331 | 1,292 | -16,271 |
| DPWV | -2,420 | -4,811 | -5,449 | 0,310 | -3,701 |
| Anzahl der Beobachtungen (1995) | | | | | |
| | 38 | 41 | 616 | 93 | 566 |

Anmerkung: Prognosen längsschnittgewichtet für 1995/96; berücksichtigt werden nur die Wirkungen der Mittelverwendung, nicht jedoch jene der Mittelaufbringung.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Wie in Unterabschnitt 6.1.1 dargestellt, prognostizieren LAISNEY u.a. [1996] für westdeutsche alleinerziehende Frauen für eine Senkung der Sozialhilfe um 10% eine Zunahme des Arbeitsangebots um etwa vier Prozentpunkte. Demgegenüber wird hier für diese Personengruppe bei einer prognostizierten Erwerbsbeteiligung von 55,1% eine Zunahme des *nachfragerstringierten* Arbeitsangebots um 2,419% vorhergesagt; dies entspricht einer Zunahme um etwa 1,3 Prozentpunkte und ist damit in plausibler Weise deutlich geringer als die Prognose für das Arbeitsangebot von LAISNEY u.a. [1996].

Die Prognose von TRABERT u.a. [1998] bezieht sich nur auf arbeitslose Sozialhilfeempfänger in Sachsen-Anhalt und ist daher mit den eigenen Prognosen nicht unmittelbar

vergleichbar. Gleichwohl kommen beide Prognosen zu dem Ergebnis, daß die Arbeitsmarktwirkungen des Verordnungsentwurfs des Bundesministeriums für Gesundheit „gering“ sind.

6.1.2.2 Absolute Arbeitsmarkteffekte

Ausgehend von den prognostizierten relativen Arbeitsmarkteffekten (Tabellen 6 und 7) wird hier eine Prognose der absoluten Arbeitsmarkteffekte vorgestellt. Hierzu wird die Zahl der Beschäftigten in einer vergleichbaren Differenzierung wie in den Schätzungen und relativen Prognosen benötigt. Derartige Angaben enthält zwar der Mikrozensus, jedoch wird dieser nicht entsprechend durch das Statistische Bundesamt ausgewertet. Zugrundegelegt werden daher die in Tabelle 8 dargestellten Angaben für die Erwerbstätigen am Familienwohnsitz. Die Erwerbstätigen umfassen ergänzend zu den in den Schätzungen einbezogenen Personen insbesondere auch Beamte, Selbständige, Ausländer, Landwirte sowie Personen bis 24 und ab 55 Jahre. Für die Prognose muß daher vermutet werden, daß die ergänzend einbezogenen Personen sich zumindest im Durchschnitt analog den in den Schätzungen berücksichtigten Personen verhalten.

Die auf Basis der prognostizierten relativen Veränderungen (Tabellen 6 und 7) und den Erwerbstätigen (Tabelle 8) werden die absoluten Veränderungen des nachfragerestringierten Arbeitsangebots prognostiziert (Tabellen 9, 10 und 11). Die Vorzeichen der Veränderungen entsprechen jenen der relativen Veränderungen, so daß hier nicht erneut darauf eingegangen werden muß. Hier sollen nur die gesamtdeutschen Arbeitsmarkteffekte der einzelnen Modelle erörtert werden, wobei die Auswirkungen der Aufbringung zusätzlich erforderlicher Mittel nicht berücksichtigt werden:

- Variationen des Sozialhilfebedarfs um 10% haben eher bescheidene Auswirkungen auf das nachfragerestringierte Arbeitsangebot: Eine Senkung (HLU 90%) steigert es um 79.000 Personen, eine Erhöhung (HLU 110%) verringert es um 96.000 Personen.
- Die untersuchte Variante einer negativen Einkommensteuer (NIT) sowie die beiden Vorschläge der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA) und des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG), die auch eine Änderung der Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe mit dem Ziel von Beschäftigungseffekten vorsehen, haben mit höchstens 17.000 Personen sehr geringe Wirkungen auf das nachfragerestringierte Arbeitsangebot.
- Der Vorschlag der SPD führt insgesamt zu einer Reduktion des nachfragerestringierten Arbeitsangebots um 248.000 Personen. Werden für die Alternative Teilzeitbeschäftigung bei den Frauen mit Partner sowie die westdeutschen Alleinerziehenden anstelle einer wöchentlichen Arbeitszeit von 18 Stunden 19,01 Stunden angenommen, so wird für das SPD-Konzept ein gesamtdeutscher Rückgang um fast 471.000 Personen prognostiziert. Die Ursache für die nur bei diesem Konzept auftretende bedeutende Abweichung in den Prognosen liegt im wesentlichen darin, daß ein Anspruch auf Soziale Grundsicherung nach dem SPD-Konzept wegen Arbeitslosigkeit und für Alleinerziehende bei einer wöchentlichen Arbeitszeit von 19,01 Stunden anders als bei 18 Stunden nicht mehr begründet werden kann.

- Der Vorschlag der Grünen führt zu einem Rückgang des nachfragerestringierten Arbeitsangebots um fast 600.000 Personen, der Vorschlag des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes reduziert es um etwa 400.000 Personen. Der Vorschlag der PDS führt schließlich zu einer Verminderung um fast 2,3 Millionen Personen.

Tabelle 8: Erwerbstätige am Familienwohnsitz im Jahr 1995

| Gebiet | Frauen | | Männer | | Insg. | |
|-------------|----------------------------|----------------------------|-------------|-----------------------------|--------|---------------|
| | ohne Partner ^a | | mit Partner | ohne Partnerin ^b | | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) ^c | mit Kind(ern) ^d | | | | |
| | 1.000 | | | | | |
| Westdtl. | 3.620 | 455 | 7.991 | 5.481 | 11.660 | 29.542 |
| Ostdtl. | 570 | 184 | 2.281 | 1.127 | 2.671 | 6.844 |
| Deutschland | 4.190 | 639 | 10.272 | 6.608 | 14.331 | 36.386 |

^a Bis 64 Jahre.
^b Erwerbstätige Männer am Hauptwohnsitz abzüglich erwerbstätige Männer mit Partnerin am Familienwohnsitz.
^c Erwerbstätige alleinerziehende Frauen mit Kind(ern) bis 17 Jahre abzüglich erwerbstätige Frauen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften mit Kind(ern) bis 17 Jahre.
^d Erwerbstätige alleinstehende und alleinerziehende Frauen ohne Kind(er) bis 17 Jahre abzüglich erwerbstätige Frauen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften ohne Kind(er) bis 17 Jahre.

Quelle: Statistisches Bundesamt [1997, S. 36, 136, 240, 277f], GREINER [1996, S. 305], telefonische Auskunft des Statistischen Bundesamtes vom 3. Juni 1998, eigene Berechnungen und Schätzungen.

Tabelle 9: Prognose der absoluten Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Westdeutschland im Jahr 1995

| Modell | Frauen | | | Männer | | Insg. |
|--|---|---------------|-------------|----------------|---------------|----------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin | |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | | | |
| | Veränderung des nachfragerestringierten Arbeitsangebots in 1.000 Personen | | | | | |
| HLU 90% | 2,5 | 11,0 | 22,3 | 1,0 | 7,9 | 44,7 |
| HLU 110% | -4,3 | -8,2 | -20,5 | -1,6 | -8,9 | -43,4 |
| NIT | 8,1 | 57,8 | -44,7 | 8,1 | 15,7 | 45,0 |
| BMG | -0,1 | 4,6 | -0,8 | ±0,0 | 0,9 | 4,6 |
| BDA | 0,8 | 19,7 | -6,7 | 0,5 | 0,5 | 14,7 |
| SPD | -19,0 | -29,0 | -32,1 | -2,0 | -14,4 | -96,4 |
| Grüne | -21,1 | 18,6 | -188,5 | -10,2 | -46,4 | -247,6 |
| PDS | -101,0 | -81,3 | -584,4 | -142,4 | -381,9 | -1.291,1 |
| DPWV | -26,4 | -20,7 | -66,2 | -9,8 | -35,8 | -159,0 |
| Anzahl der Beobachtungen (1995) | | | | | | |
| | 135 | 45 | 881 | 191 | 698 | 1.950 |

Anmerkung: Prognosen längsschnittgewichtet für 1995/96; berücksichtigt werden nur die Wirkungen der Mittelverwendung, nicht jedoch jene der Mittelaufbringung.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Tabelle 10: Prognose der absoluten Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Ostdeutschland im Jahr 1995

| Modell | Frauen | | | Männer | | Insg. |
|---|---------------|---------------|-------------|----------------|---------------|--------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin | |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | | | |
| Veränderung des nachfragerestringierten Arbeitsangebots in 1.000 Personen | | | | | | |
| HLU 90% | 1,0 | 1,9 | 18,9 | -0,8 | 13,0 | 34,0 |
| HLU 110% | -2,6 | -2,4 | -28,7 | 1,1 | -19,8 | -52,4 |
| NIT | 10,7 | 8,8 | -72,2 | 10,6 | 13,9 | -28,2 |
| BMG | -0,0 | 0,7 | -5,4 | 0,1 | 0,9 | -3,6 |
| BDA | 1,0 | 2,0 | -13,7 | 1,7 | -2,0 | -10,9 |
| SPD | -7,1 | -6,0 | -79,8 | 0,1 | -58,4 | -151,2 |
| Grüne | -6,0 | -0,8 | -244,1 | 13,5 | -100,6 | -338,0 |
| PDS | -35,1 | -8,1 | -509,4 | 14,6 | -434,6 | -972,6 |
| DPWV | -13,8 | -8,9 | -124,3 | 3,5 | -98,8 | -242,3 |
| Anzahl der Beobachtungen (1995) | | | | | | |
| | 38 | 41 | 616 | 93 | 566 | 1.354 |

Anmerkung: Prognosen längsschnittgewichtet für 1995/96; berücksichtigt werden nur die Wirkungen der Mittelverwendung, nicht jedoch jene der Mittelaufbringung.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Tabelle 11: Prognose der absoluten Arbeitsmarkteffekte alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Deutschland im Jahr 1995

| Modell | Frauen | | | Männer | | Insg. |
|--|---|---------------|-------------|----------------|---------------|-----------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin | |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | | | |
| | Veränderung des nachfragerestringierten Arbeitsangebots in 1.000 Personen | | | | | |
| HLU 90% | 3,5 | 12,9 | 41,2 | 0,2 | 20,9 | 78,6 |
| HLU 110% | -6,9 | -10,6 | -49,2 | -0,5 | -28,7 | -95,8 |
| NIT | 18,7 | 66,6 | -116,9 | 18,7 | 29,6 | 16,8 |
| BMG | -0,2 | 5,3 | -6,2 | 0,1 | 1,8 | 0,9 |
| BDA | 1,8 | 21,7 | -20,4 | 2,2 | -1,5 | 3,8 |
| SPD | -26,0 | -35,0 | -111,9 | -1,9 | -72,7 | -247,6 |
| Grüne | -27,2 | 17,8 | -432,5 | 3,3 | -147,0 | -585,6 |
| PDS | -136,1 | -89,4 | -1.093,8 | -127,8 | -816,5 | -2.263,7 |
| DPWV | -40,2 | -29,6 | -190,5 | -6,3 | -134,7 | -401,3 |
| Anzahl der Beobachtungen (1995) | | | | | | |
| | 173 | 86 | 1.497 | 284 | 1.264 | 3.304 |

Anmerkung: Prognosen längsschnittgewichtet für 1995/96; berücksichtigt werden nur die Wirkungen der Mittelverwendung, nicht jedoch jene der Mittelaufbringung.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

6.2 Fiskalische Konsequenzen

Zunächst wird im folgenden Unterabschnitt ein Überblick über die vorliegenden Schätzungen der fiskalischen Konsequenzen einer Reform der Sozialhilfe in Deutschland gegeben. Im zweiten Abschnitt werden die eigenen Prognosen vorgestellt.

6.2.1 Literaturüberblick

Die Protagonisten der in Kapitel 2 dargestellten Vorschläge geben in der Regel die von ihnen erwarteten fiskalischen Konsequenzen an. Zumindest in Vorträgen verwendet die Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände die Kostenschätzung ihres Vorschlags durch das Bundesministerium für Gesundheit. Die Ergebnisse dieser und alterna-

tiver Prognosen für die in Kapitel 2 dargestellten Vorschläge zeigt Tabelle 12. Dabei werden auch frühere Modellvarianten berücksichtigt.⁵

Bezugnehmend auf die Angaben der jeweiligen Autoren zeigt sich, daß die aktuellen Modelle der SPD, der Grünen und des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes ein vergleichbares Finanzvolumen erfordern (10-15 Mrd. DM jährlich). Ohne Berücksichtigung von Änderungen auf dem Arbeitsmarkt sind auch die Vorschläge des Bundesministeriums für Gesundheit und der Arbeitgeber mit einem gewissen zusätzlichen Finanzbedarf verbunden (0,2-1,3 Mrd. DM jährlich). Als sehr kostenträchtig erweist sich das Modell der PDS.

Andere Prognosen kommen teilweise zu erheblich anderen Ergebnissen als die jeweiligen Autoren, teilweise werden diese jedoch auch bestätigt. Bedeutsame Abweichungen ergeben sich lediglich für die Modelle von SPD und Grünen:

- Während EBERT [1996] den zusätzlichen Finanzbedarf für das SPD-Modell (bei Arbeitslosigkeit) auf 7,2 bzw. 10,4 Mrd. DM jährlich beziffert, ermittelt BECKER [1998, S. 15] lediglich Kosten in Höhe von 1,1 Mrd. DM.
- Bei den Grünen war die Genese des Modells seit 1996 mit kostenträchtigen Änderungen verbunden. Die Kosten des ursprünglichen Modells werden übereinstimmend von FISCHER u.a. [1996] und KALTENBORN [1997b] mit etwa 10 bis 11 Mrd. DM beziffert. Damit vereinbar sind die von BECKER [1998, S. 15] auf 24,4 Mrd. DM jährlich prognostizierten Kosten des Modells von FISCHER u.a. [1997] nach einer deutlichen Niveauanhebung. Der Übergang von diesem Modell zu Bündnis 90 / Die Grünen [1997] war mit weiteren kostenträchtigen Änderungen verbunden, insbesondere durch die Erhöhung der ursprünglichen kalten Wohnkostenpauschale um die Heizkosten und ihre Umwandlung in einen Wohnkostensockelbetrag, die Beibehaltung der einmaligen Hilfen sowie die Leistungsgewährung für Kinder getrennt lebender Eltern unabhängig von den Verhältnissen des erziehenden Elternteils. Dementsprechend sind die von den Grünen nunmehr mit 12 Mrd. DM jährlich bezifferten Kosten nicht mit den Kostenschätzungen für die früheren Varianten des Modells vereinbar.

Für die übrigen Modelle sind Abweichungen zwischen den Ergebnissen alternativer Schätzungen nicht so deutlich:

- Die Änderungen am gegenwärtigen System durch die Vorschläge des Bundesministeriums für Gesundheit und der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände sind vergleichsweise gering. Entsprechend sind die Prognosen für ihre Kosten mit *relativ* großen Unsicherheiten behaftet, die absoluten Abweichungen der verschiedenen Prognoseergebnisse sind jedoch gering.

⁵ Für einen darüber hinausgehenden Literaturüberblick vgl. BECKER [1995], HAUSER [1996, S. 55-88] und HÜTHER [1997].

- Die Prognoseergebnisse für das Modell der PDS kommen zu vergleichbaren Größenordnungen. Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, daß es sich bei der Prognose von ALLEX und KAHRS [1996] vermutlich lediglich um eine aktualisierte Version der den Angaben der PDS zugrundeliegenden Prognose handelt.
- Das frühere Modell des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes beinhaltet eine deutlichere Niveauanhebung als das aktuelle; entsprechend werden die fiskalischen Kosten für das frühere Modell höher veranschlagt.

Die Ursachen für die Abweichungen für die Modelle von SPD und Grünen sind nicht erkennbar, weil die Methoden der Prognosen teilweise nicht dokumentiert sind. Die verwendeten Datengrundlagen sind - soweit bekannt - in Tabelle 13 angegeben. Lediglich die Prognosen von BECKER [1998] basieren auf Individualdaten, alle anderen Prognosen basieren auf eher groben Überschlagsrechnungen. BECKER [1998] verwendet für ihre Schätzungen die anonymisierten Individualdaten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 für Deutschland. Dabei verwendet sie die Einkommen aus der Jahresrechnung und unterstellt für alle Vorschläge, daß die Einkommen aller Haushaltsmitglieder wechselseitig vollständig anrechenbar sind. Dadurch prognostiziert sie zu geringe Finanzbedarfe:

- Durch die Verwendung der Einkommen aus der Jahresrechnung werden Einkommensschwankungen während eines Kalenderjahres ausgeglichen. Dies ist jedoch entgegen der Intention der meisten Reformvorschläge, die eine Leistungsgewährung auf Basis der Einkommen in kürzeren Zeiträumen vorsehen.
- Kein Vorschlag sieht die wechselseitig vollständige Anrechnung von Einkommen aller Haushaltsmitglieder vor; die Anrechnung soll vielmehr in der Regel auf die gemeinsam lebende Kernfamilie beschränkt werden.

Tabelle 12: Zusätzliche gesamtfiskalische Kosten alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Deutschland

| Modell | Angabe der Autoren | | Andere Schätzungen | | |
|--|-------------------------|----------|--------------------|------|-----------------------|
| | Mrd. DM jhrl. | Jahr | Mrd. DM jhrl. | Jahr | Autor(in) |
| BMG | 0,2 | 1995 | 0,6 | 1993 | BECKER [1998] |
| BDA | 1,3 ^a | 1995 (?) | 1,8 | 1993 | BECKER [1998] |
| SPD, nur bei Arbeitslosigkeit | 7,2 / 10,4 ^b | 1996 | 1,1 | 1993 | BECKER [1998] |
| SPD, nur bei Alter und Invalidität | 1,6 | 1996 | | | |
| Grüne, FISCHER u.a. [1996] ^c | 10,0 | k.A. | 10,7 | 1996 | KALTENBORN [1997b] |
| Grüne, FISCHER u.a. [1997] ^c | k.A. | - | 24,4 | 1993 | BECKER [1998] |
| Grüne, Bündnis 90 / Die Grünen [1997] ^c | 12,0 | k.A. | | | |
| PDS / Linke Liste 1993 | 155 | 1991/92 | | | |
| PDS 1996 | 175 ^d | k.A. | 164,5 | 1995 | ALEX und KAHRs [1996] |
| DPWV 1992/93 | 16,7 ^e | 1990 | | | |
| DPWV 1997 | 14,5 ^f | 1996 | 11,9 | 1993 | BECKER [1998] |

^a Schätzung des Bundesministeriums für Gesundheit und daher wohl methodisch mit der Kostenschätzung des Ministeriums für das eigene Modell vergleichbar; zitiert nach ADAMY [1998, S. 33].

^b Berechnung von EBERT [1996]; enthält unterschiedliche Angaben.

^c Die Genese des Modells der Grünen war seit 1996 mit kostenträchtigen Änderungen verbunden.

^d Basiert vermutlich auf einer früheren Version der Schätzung von ALEX und KAHRs [1996].

^e Basiert auf BÖDECKER [1992a; 1992b].

^f Basiert auf KALTENBORN [1997a] und ist methodisch daher mit KALTENBORN [1997b] vergleichbar.

Anmerkung: BMG: Bundesministerium für Gesundheit; DPWV: Paritätischer Wohlfahrtsverband; BDA: Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände; Verhaltensänderungen, insbesondere Arbeitsmarkteffekte, werden nicht berücksichtigt.

Quelle: Bundesministerium für Gesundheit [1997], EBERT [1996], FISCHER u.a. [1996; 1997], Bündnis 90 / Die Grünen [1997], Deutscher Bundestag [1993; 1996], ALEX und KAHRs [1996], Deutscher Paritätischer Wohlfahrtsverband [1992; 1993], BÖDECKER [1992a; 1992b], Paritätischer Wohlfahrtsverband [1997], BECKER [1998, S. 12-15], ADAMY [1998, S. 33], KALTENBORN [1997a; 1997b].

Tabelle 13: Datengrundlagen der Schätzungen der fiskalischen Konsequenzen alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe

| Autor(in) der Schätzung | Analysierte Modelle | Datengrundlage(n) / Methodik |
|---|---|--|
| BMG [1997] | BMG, BDA (?) | gegenwärtige Sozialhilfebezieher: Sozialhilfestatistik 1995; zusätzliche Sozialhilfebezieher: synthetische Verknüpfung von Gehalts- und Lohnstrukturerhebung 1995 und Mikrozensus 1995 anhand einer Sonderauswertung des Sozio-ökonomischen Panels |
| EBERT [1996] | SPD | k.A. |
| FISCHER u.a. [1996], Bündnis 90 / Die Grünen [1997] | FISCHER u.a. [1996], Bündnis 90 / Die Grünen [1997] | k.A. |
| PDS / Linke Liste 1993 | PDS / Linke Liste 1993 | Makroökonomische Überschlagsrechnung |
| PDS 1996 | PDS 1996 | k.A. |
| ALEX und KAHR [1996] | PDS 1996 | Makroökonomische Überschlagsrechnung |
| BÖDECKER [1992a; 1992b] | DPWV 1992/93 | Westdeutsche Sozialhilfestatistik 1989; Berücksichtigung Ostdeutschlands durch pauschalen Zuschlag |
| KALTENBORN [1997a; 1997b] | DPWV 1997, FISCHER u.a. [1996] | Sozialhilfestatistik 1994, ergänzend Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 |
| BECKER [1998] | BMG, BDA, SPD, FISCHER u.a. [1997], DPWV 1997 | Individualdaten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993 |

Anmerkung: BMG: Bundesministerium für Gesundheit; DPWV: Paritätischer Wohlfahrtsverband; BDA: Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände.

Quelle: Bundesministerium für Gesundheit [1997], EBERT [1996], FISCHER u.a. [1996; 1997], Bündnis 90 / Die Grünen [1997], Deutscher Bundestag [1993; 1996], ALEX und KAHR [1996], Deutscher Paritätischer Wohlfahrtsverband [1992; 1993], BÖDECKER [1992a; 1992b], Paritätischer Wohlfahrtsverband [1997], BECKER [1998, S. 12-15], ADAMY [1998, S. 33], KALTENBORN [1997a; 1997b].

6.2.2 Eigene Prognose

Auf Basis der Angaben für 1995 des in Kapitel 3 dargestellten Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) und des Modells SIMTRANS zur Mikrosimulation des deutschen Steuer-

Transfer-Systems und der untersuchten Reformvarianten (Kapitel 4, KALTENBORN [1998b]) wurden die fiskalischen Konsequenzen der in Kapitel 2 dargestellten Reformoptionen für die Sozialhilfe für 1995 geschätzt. Anders als für die Quantifizierung der Determinanten des Arbeitsangebots ist hier jedoch eine für die gesamte Bevölkerung repräsentative Datengrundlage erforderlich. Daher wurden für die Prognose der fiskalischen Konsequenzen grundsätzlich alle Beobachtungen verwendet, ausgeschlossen wurden lediglich Personen, die nicht in Privathaushalten leben.

Bei der Simulation des Steuer-Transfer-Systems wird zwischen einer individuell kurz- und langfristigen Variante (Variante K und L) unterschieden. Anders als für die Prognose der Arbeitsmarktwirkungen ist hier nicht eine dieser Varianten eindeutig vorzuziehen. Daher erfolgt die Berechnung der fiskalischen Konsequenzen für beide Varianten. Berücksichtigt werden Veränderungen der Ausgaben für Sozialhilfe und Wohngeld sowie das alternative oder ergänzende Reformkonzept für die Sozialhilfe. Nicht berücksichtigt werden Veränderungen aufgrund der Übernahme von Sozialversicherungsbeiträgen; dies hat ohnehin keine gesamtfiskalischen Wirkungen, zumindest soweit mit den Beiträgen keine *zusätzlichen* Leistungsansprüche verbunden sind. Nicht berücksichtigt werden auch Veränderungen der Ausgaben durch etwaige arbeitsmarktpolitische Programme. Schließlich berücksichtigt die Prognose auch *keine* Variation von fiskalischen Einnahmen und Ausgaben aufgrund von Verhaltensänderungen, insbesondere aufgrund von Arbeitsmarktwirkungen.

Die prognostizierten fiskalischen Konsequenzen, die Tabelle 14 zeigt, unterstellen also eine vollständige Inanspruchnahme der gegenwärtigen Sozialhilfe *vor* der Einführung eines alternativen oder ergänzenden Systems und eine ebenfalls vollständige Inanspruchnahme *nach* seiner Einführung. Anders ausgedrückt: Verglichen werden also die aus den Ansprüchen, nicht der tatsächlichen Inanspruchnahme unterschiedlicher Systeme resultierenden Kosten. Damit enthalten die ausgewiesenen zusätzlichen Kosten *nicht* jene für Beseitigung der sogenannten Dunkelziffer der Sozialhilfe.

Zunächst wäre eine Variation des gesamten Sozialhilfebedarfs um 10% je nach Richtung mit Mehreinnahmen oder Mehrausgaben von 5,5 bis 7 Mrd. DM für 1995 verbunden (HLU 90% und HLU 110%). Dabei verursacht eine Leistungserhöhung eine geringfügig höhere Variation der fiskalischen Ausgaben als eine Leistungsreduktion. Für die hier berücksichtigte Variante einer negativen Einkommensteuer (NIT) (Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe zu 50%) werden Mehrausgaben in Höhe von knapp 20 Mrd. DM für 1995 vorhergesagt. Die beiden Vorschläge für eine maßvolle Veränderung der Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA) und des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG) sind mit zusätzlichen fiskalischen Kosten in Höhe von etwa 0,4 und 2,5 Mrd. DM für 1995 verbunden. Für den Vorschlag der SPD ergibt sich je nach Schätzvariante ein zusätzlicher Finanzbedarf von etwa 12 bis 13 Mrd. DM jährlich (1995). Der Vorschlag des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes (DPWV) führt zu Mehrausgaben in Höhe von 22 bis 25 Mrd. DM 1995. Lediglich beim Vorschlag der Grünen führen die beiden Schätzvarianten zu sehr deutlich unterschiedlichen Ergebnissen: Während bei der Variante K Mehrausgaben von 37 Mrd. DM für 1995 vorhergesagt werden,

prognostiziert die Variante L Mehrausgaben von fast 56 Mrd. DM. Da sich die prognostizierten Ausgaben für die Sozialhilfe kaum zwischen den beiden Varianten unterscheiden, liegt die Ursache für diese Differenz in den prognostizierten Ausgaben für den Vorschlag der Grünen: Die Variante L berücksichtigt anders als die Variante K auch einmalige Bedarfe, dadurch sind die Ausgaben für den Vorschlag der Grünen wesentlich höher. Gleichzeitig werden zwar anders als in der Variante K in der Variante L sehr hohe Wohnkosten nicht voll übernommen, jedoch ist dieser Unterschied quantitativ von untergeordneter Bedeutung. Der Vorschlag der PDS ist schließlich mit zusätzlichen Ausgaben in Höhe von 127 Mrd. DM 1995 verbunden.

Tabelle 14: Prognostizierte fiskalische Kosten alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe im Jahr 1995

| Modell | Variante K | | | Variante L | | |
|---|-------------|------|--------------|------------|------|--------------|
| | Deutschland | | | | | |
| | West | Ost | Insg. | West | Ost | Insg. |
| Prognostizierte fiskalische Kosten in Mrd. DM | | | | | | |
| Status quo | 29,7 | 6,3 | 36,1 | 29,6 | 7,0 | 36,6 |
| Prognostizierte <i>zusätzliche</i> fiskalischen Kosten in Mrd. DM | | | | | | |
| HLU 90% | -4,6 | -0,8 | -5,4 | -4,6 | -1,1 | -5,8 |
| HLU 110% | 5,5 | 1,1 | 6,6 | 5,7 | 1,5 | 7,3 |
| NIT | 14,1 | 3,1 | 17,1 | 14,1 | 4,7 | 18,8 |
| BMG | 0,2 | 0,1 | 0,3 | 0,4 | 0,2 | 0,5 |
| BDA | 1,7 | 0,6 | 2,3 | 1,8 | 0,9 | 2,7 |
| SPD | 13,6 | 4,2 | 12,6 | 8,8 | 3,3 | 12,1 |
| Grüne | 28,3 | 8,6 | 36,9 | 43,2 | 12,3 | 55,5 |
| PDS | 97,9 | 29,1 | 127,1 | 98,1 | 28,4 | 126,5 |
| DPWV | 19,2 | 5,6 | 24,9 | 15,9 | 5,9 | 21,8 |

Anmerkung: Prognosen längsschnittgewichtet für 1995/96; berücksichtigt werden die Kosten für Wohngeld, Sozialhilfe und jeweils angegebene Reformvariante ohne eine etwaig vorgesehene Übernahme von Sozialversicherungsbeiträgen; Verhaltensänderungen, insbesondere Arbeitsmarkteffekte, werden nicht berücksichtigt.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

6.3 Zusammenfassung

Tabelle 15 faßt nochmals die zentralen Ergebnisse der eigenen Prognosen für die fiskalischen Konsequenzen und die Arbeitsmarkteffekte zusammen. Zum Vergleich werden auch nochmals die von den Protagonisten erwarteten zusätzlichen fiskalischen Kosten

ausgewiesen. Andere Prognosen für die Arbeitsmarkteffekte liegen nicht vor. Bei der Interpretation der eigenen Prognosen ist die Methodik ihrer Erstellung zu beachten:

Tabelle 15: Prognose von fiskalischen Konsequenzen und Arbeitsmarkteffekten alternativer Reformvarianten für die Sozialhilfe in Deutschland

| Modell | Zusätzliche fiskalische Kosten | | Maximale Beschäftigungsänderung ^a |
|----------|--------------------------------|--------------------------|--|
| | Prognose der Protagonisten | Eigene Prognose für 1995 | |
| | Mrd. DM jährlich | | 1.000 Personen |
| HLU 90% | - | -5,5 | +79 |
| HLU 110% | - | 7 | -96 |
| NIT | - | 17-19 | +17 |
| BMG | 0,2 | 0,4 | +1 |
| BDA | 1,3 | 2,5 | +4 |
| SPD | 8,8 / 12,0 ^b | 12-13 | -248 |
| Grüne | 12 | 37-56 | -586 |
| PDS | 175 / 164,5 ^c | 127 | -2.264 |
| DPWV | 14,5 | 22-25 | -401 |

^a Änderung des nachfragerstringierten Arbeitsangebots.
^b Unterschiedliche Angaben; nur bei Arbeitslosigkeit sowie Alter und Invalidität.
^c Die zweite Angabe basiert auf einer aktuelleren Schätzung als die erste.

Anmerkung: Prognosen längsschnittgewichtet für 1995/96; Prognose der Arbeitsmarkteffekte berücksichtigt nur die Wirkungen der Mittelverwendung, nicht jedoch jene der Mittelaufbringung; Prognosen der fiskalischen Kosten freie Mittelung der Varianten L und K, sie berücksichtigen nicht die Wirkungen durch Verhaltensänderungen, insbesondere Arbeitsmarkteffekte.

Quelle: Tabellen 11, 12 und 14, eigene Berechnungen.

- Die Prognose der fiskalischen Konsequenzen lastet den Reformkonzepten die Beseitigung der sogenannten Dunkelziffer der Sozialhilfe, also bisher nicht ausgeschöpfte Ansprüche, *nicht* an.
- Die Prognose der fiskalischen Konsequenzen berücksichtigt nicht die aus den Reformkonzepten resultierenden Arbeitsmarkteffekte. Positive Arbeitsmarkteffekte reduzieren die Kosten, negative Arbeitsmarkteffekte erhöhen sie.
- Die Prognose der Arbeitsmarkteffekte berücksichtigt nur die Mittelverwendung entsprechend den Reformkonzepten, nicht jedoch die Mittelaufbringung. Soweit zusätzliche fiskalische Mittel aufgebracht werden müssen, ist mit (weiteren) negativen Arbeitsmarkteffekten zu rechnen.

- Der Prognose der Arbeitsmarkteffekte liegt die Schätzung der Determinanten eines nachfragerestringierten Arbeitsangebots zugrunde. Daher dürften die ausgewiesenen Änderungen größer als die Arbeitsmarktwirkungen sein.
- Für die Prognose der Arbeitsmarkteffekte wurde angenommen, daß die nicht in den Schätzungen berücksichtigten Teile der Bevölkerung, insbesondere Ausländer, sich im Durchschnitt analog der in den Schätzungen berücksichtigten Bevölkerungsteile verhalten.
- Die Prognosen sind um so treffsicherer, je geringer die durch das untersuchte Reformvorhaben implizierten strukturellen Änderungen des gegenwärtigen Steuer-Transfer-Systems sind. Sehr geringe strukturelle Änderungen sehen die Niveauvariationen der Sozialhilfe, die hier berücksichtigte Variante einer negativen Einkommensteuer (NIT) sowie die Vorschläge des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG) und der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA) vor. Bedeutende strukturelle Änderungen gehen insbesondere von den Vorschlägen der Grünen und der PDS aus.

Ein Vergleich zwischen dem prognostizierten fiskalischen Finanzbedarf und den eigenen Angaben der Protagonisten offenbart teilweise erhebliche Abweichungen in beide Richtungen. Insbesondere die Grünen unterschätzen den zusätzlich erforderlichen Finanzbedarf erheblich. Zwar kam eine frühere eigene Schätzung (KALTENBORN [1997b]) zu einem ähnlichen Ergebnis, jedoch hat das Modell der Grünen inzwischen kostenträchtige Änderungen erfahren (vgl. Unterabschnitt 6.2.1). Auch der Paritätische Wohlfahrtsverband (DPWV) unterschätzt danach den Finanzbedarf erheblich. Dabei basieren die Angaben des DPWV auf einer eigenen Schätzung (KALTENBORN [1997a]), so daß hier ein besonderer Erklärungsbedarf für die Abweichung besteht. Etwa 5 Mrd. DM dieser Abweichung sind dadurch begründet, daß die seinerzeit verwendete Datenbasis eine Berücksichtigung der vom DPWV vorgesehenen nur noch beschränkten Anrechnung von Lohnersatzleistungen einschließlich Renten sowie von Vermögenseinkommen nicht adäquat zuließ. Auch konnte seinerzeit aus dem gleichen Grund die veränderte Anrechnung von Erwerbseinkommen nicht berücksichtigt werden. Auch das Bundesministerium für Gesundheit (BMG) und die Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA) gehen von einem geringeren zusätzlichen Finanzbedarf ihrer Vorschläge aus als hier prognostiziert. Dabei sind die absoluten Abweichungen jedoch vergleichsweise gering und dürften auf die Schätzmethodik zurückzuführen sein. Demgegenüber geht die PDS von einem höheren zusätzlichen Finanzbedarf ihres Vorschlags aus als hier vorhergesagt. Die Angaben der PDS basieren auf einer makroökonomischen Überschlagsrechnung; hier dürfte die Ursache für die Abweichung liegen. Die SPD schließlich geht von einem ähnlichen zusätzlichen Finanzbedarf für ihren Vorschlag aus wie hier prognostiziert.

Die teilweise unerwartet deutlichen Ergebnisse können zusammengefaßt werden:

- Selbst eine erhebliche Senkung des Leistungsniveaus der Sozialhilfe hätte nur geringe positive Arbeitsmarkteffekte (maximal 80.000 Personen). Daher erscheint eine derartig schwerwiegender Eingriff in die Interessen der Hilfebedürftigen nicht gerechtfertigt. Eine solche Maßnahme würde auch die Personen betreffen, denen eine Arbeitsaufnahme nicht möglich ist. Dieser Personenkreis stellt die überwiegende Mehrheit unter den Sozialhilfeempfängern (vgl. KRUG und MECKES [1997]).
- Die arbeitsmarktpolitische Zielsetzung einer negativen Einkommensteuer (NIT) wird durch sie nicht erreicht. Dies resultiert aus einem unerwünschten Effekt bei den Frauen mit erwerbstätigem Partner, einem Personenkreis, der sowohl quantitativ bedeutsam ist als auch besonders empfindlich auf Änderungen des Steuer-Transfer-Systems reagiert: Durch die *verminderte* Anrechnung des Erwerbseinkommen des Partners *erhöht* sich das gemeinsam verfügbare Einkommen ohne Beschäftigung der Frau. Gleichzeitig *reduziert* sich das tatsächlich zusätzlich erzielbare Nettoeinkommen durch eine Erwerbstätigkeit der Frau, weil deren Erwerbseinkommen nunmehr auch der Anrechnung auf den Transfer unterliegt.
- Die Prognose der Arbeitsmarkteffekte einer negativen Einkommensteuer berücksichtigt nicht jene negativen Wirkungen, die aus der Aufbringung der zusätzlich erforderlichen Mittel resultieren. Eine Berücksichtigung auch dieser Effekte dürfte dazu führen, daß aus dem prognostizierten sehr geringen positiven Arbeitsmarkteffekt ein Beschäftigungsverlust wird.
- Die hier berücksichtigte Variante einer negativen Einkommensteuer ist im Vergleich zu anderen Varianten (vgl. Unterabschnitt 6.2.1) mit einem zusätzlichen Finanzbedarf von knapp 20 Mrd. DM jährlich fiskalisch sparsam, weil in der hier untersuchten Variante die Bedürftigkeitsprüfung der Sozialhilfe (mit Ausnahme der Anrechnung von Erwerbseinkommen) nicht eingeschränkt wird. Eine solche Einschränkung würde dazu führen, daß auch bisher nicht anspruchsberechtigte Bevölkerungskreise ohne Beschäftigung Leistungen erhalten könnten.
- Die hier berücksichtigte Variante einer negativen Einkommensteuer ist im Vergleich zu anderen Varianten aus dem gleichen Grund auch beschäftigungsfreundlich. Eine Einschränkung der Bedürftigkeitsprüfung würde dazu führen, daß für die bisher nicht anspruchsberechtigten Bevölkerungskreise die Alternative „ohne Beschäftigung“ aufgrund eines *höheren* Nettoeinkommens attraktiver und die Alternative „Beschäftigung“ aufgrund eines *geringeren* zusätzlichen Nettoeinkommens durch die Anrechnung auf einen Transfer weniger attraktiv würde.
- Die Protagonisten einer negativen Einkommensteuer verfolgen dieses Konzept nicht nur wegen der intendierten, jedoch offenbar nicht erreichbaren positiven Arbeitsmarkteffekte, sondern auch zur Verbesserung von Transparenz und Konsistenz des Steuer-Transfer-Systems. Wie die erforderliche Komplexität der Steuer-Transfer-Simulation nochmals eindrucksvoll zeigt, gibt es erheblichen Bedarf für eine Vereinfachung des Systems.

- Auch die „Juniorvarianten“ einer negativen Einkommensteuer, die Vorschläge des Bundesministeriums für Gesundheit (BMG) und der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände (BDA), verfehlen die arbeitsmarktpolitischen Ziele aus den gleichen Gründen wie die negative Einkommensteuer. Die prognostizierten zusätzlichen fiskalischen Kosten sind mit 0,4 und 2,5 Mrd. DM jährlich jeweils etwa doppelt so hoch wie von den Protagonisten angegeben.
- Von den berücksichtigten Vorschlägen der Parteien ist derjenige der SPD mit einem zusätzlichen Finanzbedarf von 12 bis 13 Mrd. DM jährlich und auch hinsichtlich der prognostizierten Beschäftigungsverluste der Vorschlag mit den geringsten unerwünschten Auswirkungen. Dabei werden die fiskalischen Kosten unterschätzt, weil dort der Arbeitmarkteffekt nicht berücksichtigt wird. Allerdings ist der SPD-Vorschlag auch der einzige Vorschlag, der keine Reform der Sozialhilfe, sondern lediglich die Herausnahme eines privilegierten Personenkreises (ältere Personen, Invalide, bestimmte Alleinerziehende, Arbeitslose) aus der Sozialhilfe vorsieht. Daher ist der Vorschlag auch nicht wie diejenigen der Grünen, der PDS und des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes mit einer materiellen Verbesserung für grundsätzlich die gesamte Armutspopulation verbunden.
- Die Vorschläge der Grünen und des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes (DPWV) verursachen zusätzliche fiskalische Kosten von 37 bis 56 bzw. 22 bis 25 Mrd. DM jährlich und haben erhebliche Beschäftigungsverluste zur Folge. Dabei wird der Finanzbedarf unterschätzt, weil die Beschäftigungsverluste nicht berücksichtigt werden. Umgekehrt dürften auch die Beschäftigungsverluste höher als vorhergesagt ausfallen, weil die Aufbringung des zusätzlich erforderlichen Finanzbedarfs bei der Prognose nicht berücksichtigt wurde. Insbesondere der Vorschlag der Grünen, aber auch derjenige des DPWV werfen hinsichtlich ihres Finanzbedarfs und der Arbeitmarkteffekte damit erhebliche Probleme auf.
- Der Vorschlag der PDS wäre mit einem enorm hohen zusätzlichen Finanzbedarf (127 Mrd. DM jährlich) und mit einem sehr bedeutsamen Beschäftigungsverlust verbunden. Wie auch bei den Vorschlägen von Grünen und DPWV werden dabei sowohl der Finanzbedarf als auch die Beschäftigungsverluste unterschätzt, wobei hier die Größenordnung weitaus bedeutsamer ist. Eine Umsetzung des PDS-Vorschlags dürfte daher ohne erhebliche ökonomische und daraus resultierender gesellschaftlicher Verwerfungen nicht möglich sein.

7 Resümee

Die zentralen Ergebnisse, die ausführlicher in Abschnitt 6.3 dargestellt sind, lassen sich zusammenfassen:

- Die arbeitsmarktpolitische Zielsetzung einer negativen Einkommensteuer wird durch sie nicht erreicht. Dieses Resultat ergibt sich, obwohl die in der Analyse verwendete Variante im Vergleich mit anderen möglichen Ausgestaltungen als beschäftigungsfreundlich gelten muß.
- Trotz der mangelnden Eignung einer negativen Einkommensteuer für ihre arbeitsmarktpolitische Zielsetzung, offenbart die Komplexität des Steuer-Transfer-Systems die Notwendigkeit der ebenfalls von der negativen Einkommensteuer angestrebten Verbesserung von Transparenz und Konsistenz des Systems.
- Die „Juniorvarianten“ einer negativen Einkommensteuer, die Vorschläge des Bundesministeriums für Gesundheit und der Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände für eine reduzierte Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe, verfehlen ebenfalls ihre arbeitsmarktpolitische Zielsetzung.
- Auch eine Reduktion der Sozialhilfeleistungen hätte nur geringe Arbeitsmarkteffekte. Angesichts der damit verbundenen erheblichen materiellen Verschlechterung der Lage der Armutspopulation, auch der nicht arbeitsfähigen, erscheint eine solche Maßnahme nicht gerechtfertigt.
- Die Vorschläge der Grünen und des Paritätisches Wohlfahrtsverbandes und insbesondere der Vorschlag der PDS führen zu einem zusätzlichen fiskalischen Finanzbedarf von 22 bis 127 Mrd. DM jährlich und zu einem erheblichen Beschäftigungsrückgang. Angesichts dieser Wirkungen dürfte eine Realisierung nicht wünschenswert sein.
- Der Vorschlag der SPD für eine Ergänzung der Sozialhilfe durch eine „Soziale Grundsicherung“ führt zu nicht ganz so gravierenden fiskalischen und arbeitsmarktpolitischen Problemen wie die Vorschläge von Grünen, PDS und Paritätischem Wohlfahrtsverband. Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, daß der SPD-Vorschlag keine Verbesserung für grundsätzlich die gesamte Armutspopulation erreicht, sondern lediglich für einen privilegierten Personenkreis (ältere Personen, Invalide, bestimmte Alleinerziehende, Arbeitslose).

Die Verfehlung der arbeitsmarktpolitischen Zielsetzung der negativen Einkommensteuer und auch ihrer „Juniorvarianten“ resultiert aus einem trivialen, jedoch durchschlagenden Argument, das von den Protagonisten ebenso wie den Gegnern eines solchen Systems bisher übersehen wurde. Die eigene empirische Analyse hat dieses Argument zwar offenbart und quantifiziert, die qualitative Gültigkeit dieses Arguments ist jedoch keinesfalls hiervon abhängig und daher immun gegenüber etwaiger Kritik an deren Methodik. Die Argumentation der Protagonisten einer negativen Einkommensteuer für deren positive Arbeitsmarktwirkungen läßt sich einfach zusammenfassen: Bisher werde bei zahlreichen staatlichen Transfers Erwerbseinkommen prohibitiv hoch angerechnet, so daß zumindest die Aufnahme einer gering entlohnten Erwerbstätigkeit nicht attraktiv sei. Würde die Anrechnung von Erwerbseinkommen durch eine negative Einkommensteuer reduziert, so sei erstens das durch eine Erwerbstätigkeit zusätzlich erzielbare Nettoeinkommen höher,

so daß zweitens die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit attraktiver als bisher sei und drittens dadurch die Beschäftigung zunehme. Der bisherige Diskurs um die negative Einkommensteuer setzte beim zweiten und dritten Argumentationsschritt an. So wurde etwa bezweifelt, daß das zusätzlich erzielbare Nettoeinkommen eine entscheidende Determinante für die Erwerbsneigung sei oder die entscheidende Restriktion auf dem Arbeitsmarkt nicht in der Arbeitsbereitschaft, sondern in der Verfügbarkeit von Arbeitsplätzen gesehen (vgl. beispielsweise jüngst BECKER [1998, S. 19f] sowie WAGNER und STANGL [1998, S. 104]). Nicht bezweifelt wurde bisher hingegen der erste Argumentationsschritt, daß eine negative Einkommensteuer dazu führe, bei unverändertem Nettoeinkommen ohne Beschäftigung ein höheres zusätzliches Nettoeinkommen bei Erwerbstätigkeit zu garantieren. Dies wird jedoch für die quantitativ relevante Gruppe der Frauen mit erwerbstätigem Partner, die überdies besonders empfindlich auf institutionelle Änderungen reagiert, häufig nicht erreicht:

- Falls die Frau nicht erwerbstätig ist, *erhöht* sich durch die reduzierte Anrechnung des Erwerbseinkommens des Partners auf den Transfer das gemeinsame Nettoeinkommen.
- Falls die Frau eine Beschäftigung aufnimmt, *vermindert* sich das zusätzlich erzielbare Nettoeinkommen, weil das Erwerbseinkommen nunmehr auch auf den verbleibenden Transfer angerechnet wird.

Eine Erwerbstätigkeit für diese Frau wird also durch die verminderte Anrechnung von Erwerbseinkommen weniger attraktiv.

Insgesamt lassen sich folgende Schlußfolgerungen für die Politik ziehen:

- **Arbeitsmarktpolitische Enthaltensamkeit der Sozialpolitik:** Weder erreicht eines der Reformkonzepte seine eigene arbeitsmarktpolitische Zielsetzung noch ist eine einfache Variation dieser Konzepte ersichtlich, um die erwünschten Arbeitsmarkteffekte zu erreichen. Die Sozialpolitik kann daher allenfalls auf künftige konzeptionelle Kreativität hoffen, um positive Arbeitsmarkteffekte erzielen zu können.⁶ Zunächst sollte die Sozialpolitik sich jedoch vermeintlich positiver wirkender arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen enthalten.
- **Lokal begrenzte Experimente vor flächendeckenden Maßnahmen:** Trotz jahrzehntelanger kritischer Diskussion um die negative Einkommensteuer war die Wissenschaft, aber auch die Politik bisher nicht in der Lage, einen trivialen Mechanismus zu identifizieren, der positive Arbeitsmarkteffekte erheblich beeinträchtigt. Dies läßt allgemein Zweifel an der Vollständigkeit von Argumentationen für die Politikfolgen einer Maßnahme aufkommen. Nicht zuletzt daher gewinnen die bereits an anderer Stelle (KALTENBORN [1998a, S. 141f]) angemahnten lokal begrenzten sozialpolitischen Experimente vor der flächendeckenden Einführung einer arbeitsmarktpolitischen Maßnahme an Bedeutung.

⁶ Gewisse Ansätze hierzu enthalten die auf Veranlassung von ALEXANDER SPERMANN in einigen Kommunen Baden-Württembergs geplanten sozialpolitischen Experimente, bei denen Nettoerwerbseinkommen nach Langzeitarbeitslosigkeit für einen begrenzten Zeitraum vermindert auf die Sozialhilfe angerechnet wird.

- **Konzeptionelle Kreativität für die Sozialpolitik:** Eine Verbesserung der materiellen Lage der gesamten Armutspopulation wird von den vorliegenden Vorschlägen entweder nicht erreicht oder verursacht unerwünschte Arbeitsmarkteffekte und ist mit hohen fiskalischen Kosten verbunden. Auch hier kann die Sozialpolitik nur auf künftige konzeptionelle Kreativität setzen. Gewisse Ansätze liefern die Vorschläge des Deutschen Landkreistages (KLINGER [1998]) und ein eigenes Konzept (KALTENBORN [1998a, S. 156-173]). Allerdings beabsichtigen diese Konzepte nicht unbedingt eine Änderung des durchschnittlichen Leistungsniveaus, sondern sehen strukturelle Änderungen in der Leistungsausgestaltung vor. Gleichwohl schlägt KALTENBORN [1998a, S. 158] vor, andere Leistungen, die wie die Sozialhilfe der vertikalen Umverteilung dienen, in der Sozialhilfe aufgehen zu lassen. Durch den Abbau von Privilegien für einzelne Gruppen können nicht nur Mittel zugunsten der gesamten Armutspopulation erschlossen werden, sondern es kann überdies die horizontale Gerechtigkeit verbessert werden. Dieses Konzept beinhaltet jedoch exakt das Gegenteil vom SPD-Vorschlag, eine weitere Sozialleistung zur vertikalen Umverteilung zugunsten einiger privilegierter Gruppen einzuführen.
- **Politikfolgenabschätzung auf einheitlicher methodischer Basis:** Ein Vergleich verschiedener Reformvorschläge ist nur auf Basis einer Politikfolgenabschätzung auf *einheitlicher* methodischer Basis sinnvoll möglich. Gehen etwa SPD und Grüne von den gleichen fiskalischen Konsequenzen für die Realisierung ihrer Konzepte aus, so hat die eigene Untersuchung ergeben, daß der zusätzliche Finanzbedarf für den Vorschlag der Grünen das drei- bis vierfache des Finanzbedarfs für das SPD-Konzept beträgt.

Anhang 1: Ergebnisse der selektionskorrigierten Lohnschätzung

Tabelle 16: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form für Westdeutschland

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|--|---------------|---------------|-------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| GESCHÄTZTE KOEFFIZIENTEN | | | | | |
| Konstante | | | | | |
| CONST | 2,220 | 3,754 | 1,921 | 2,064 | 2,232 |
| Wellendummies | | | | | |
| D1986 | -0,140 | 0,206 | -0,312 | 0,286 | -0,120 |
| D1987 | -0,018 | 0,262 | -0,281 | 0,534 | -0,024 |
| D1988 | -0,245 | 0,359 | -0,324 | 0,427 | -0,106 |
| D1989 | -0,030 | -0,076 | -0,285 | 0,310 | -0,126 |
| D1990 | 0,077 | -0,015 | -0,211 | 0,374 | -0,095 |
| D1991 | -0,072 | 0,065 | -0,127 | 0,187 | -0,050 |
| D1992 | 0,080 | -0,135 | -0,117 | 0,256 | 0,008 |
| D1993 | -0,037 | 0,196 | -0,055 | -0,028 | 0,052 |
| D1994 | -0,002 | -0,166 | 0,006 | 0,017 | 0,003 |
| Reales Haushaltsnettoeinkommen | | | | | |
| RSH0 | -0,066 | -0,140 | -0,016 | -0,034 | -0,027 |
| Haushaltszusammensetzung | | | | | |
| PANZK15 | - | 0,243 | -0,039 | - | 0,045 |
| HANZSON | 0,199 | 0,265 | 0,095 | 0,059 | 0,055 |
| Alter des jüngsten eigenen Kindes | | | | | |
| DK3 | - | -1,732 | -1,522 | - | -0,092 |
| DK46 | - | -0,960 | -0,743 | - | -0,055 |
| DK711 | - | -0,819 | -0,369 | - | -0,053 |

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|---|---------------|---------------|-------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| Regionale Arbeitsmarktlage | | | | | |
| ALOFFA | -0,004 | -0,045 | -0,014 | -0,020 | -0,019 |
| ALOFFS | -0,045 | 0,044 | 0,001 | 0,004 | 0,005 |
| Lebensalter / Potentielle Berufserfahrung | | | | | |
| POTEN | -1,733 | -3,031 | -1,231 | -1,694 | -0,439 |
| POTENSQ | 0,223 | 0,501 | 0,090 | 0,193 | -0,080 |
| Berufserfahrung | | | | | |
| VOTE | 1,420 | 1,943 | 1,469 | 1,484 | 0,312 |
| VOTESQ | -0,195 | -0,324 | -0,207 | -0,186 | 0,105 |
| Höchster Schulabschluß | | | | | |
| DREAL | 0,398 | 0,599 | 0,173 | 0,879 | -0,090 |
| DABI | 0,371 | 0,967 | 0,396 | 0,811 | 0,232 |
| Höchster Berufsbildungsabschluß | | | | | |
| DOHNBAB | 0,006 | -0,467 | -0,001 | -0,386 | -0,361 |
| DUNI | 0,132 | -0,514 | 0,028 | -0,410 | 0,177 |
| ANZAHL DER BEOBACHTUNGEN (GEPOOLT 1986-1995) | | | | | |
| | 1.360 | 449 | 10.446 | 1.889 | 8.345 |
| ANPASSUNGSGÜTE: LIKELIHOOD-RATIO-INDEX (PSEUDO-R²) | | | | | |
| | 0,196 | 0,247 | 0,226 | 0,167 | 0,062 |
| Impact: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 1%. | | | | | |
| Fett: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 5%. | | | | | |

Anmerkung: Gepooltes Probit (1986-1995).

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Tabelle 17: Ergebnisse der Probit-Schätzungen der Partizipation in der reduzierten Form für Ostdeutschland

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|--|---------------|---------------|---------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| GESCHÄTZTE KOEFFIZIENTEN | | | | | |
| Konstante | | | | | |
| CONST | -0,286 | 1,612 | 0,368 | 1,665 | 1,357 |
| Wellendummies | | | | | |
| D1991 | -0,052 | 0,675 | 0,237 | 0,709 | 0,324 |
| D1992 | 0,429 | 0,339 | 0,031 | 0,856 | 0,350 |
| D1993 | -0,160 | -0,149 | -0,094 | 0,609 | 0,236 |
| D1994 | -0,353 | -0,122 | -0,179 | -0,047 | 0,124 |
| Reales Haushaltsnettoeinkommen | | | | | |
| RSH0 | -0,100 | -0,126 | -0,110 | 0,177 | -0,112 |
| Haushaltszusammensetzung | | | | | |
| PANZK15 | - | -0,253 | -0,040 | - | -0,006 |
| HANZSON | 0,265 | -0,274 | 0,033 | -0,097 | 0,213 |
| Alter des jüngsten eigenen Kindes | | | | | |
| DK3 | - | -0,375 | -0,952 | - | 0,246 |
| DK46 | - | -0,391 | -0,159 | - | 0,338 |
| DK711 | - | 0,145 | 0,005 | - | 0,219 |
| Regionale Arbeitsmarktlage | | | | | |
| ALOFFFA | 0,006 | -0,012 | 0,005 | -0,048 | -0,011 |
| Lebensalter / Potentielle Berufserfahrung | | | | | |
| POTEN | 0,083 | 0,126 | -0,110 | -1,591 | -0,320 |
| POTENSQ | -0,142 | -0,144 | -0,019 | 0,087 | 0,082 |
| Berufserfahrung | | | | | |
| VOTE | 0,935 | -1,497 | 0,359 | 1,387 | 0,238 |
| VOTESQ | 0,005 | 0,795 | -0,008 | -0,050 | -0,054 |

| Variable | Frauen | | | Männer | |
|---|---------------|---------------|-------------|----------------|---------------|
| | ohne Partner | | mit Partner | ohne Partnerin | mit Partnerin |
| | ohne Kind(er) | mit Kind(ern) | | ohne Kind(er) | |
| Höchster Schulabschluß | | | | | |
| DREAL | 0,277 | 0,855 | 0,841 | 0,800 | 0,221 |
| DABI | 0,425 | 0,692 | 1,082 | 1,054 | 0,416 |
| Höchster Berufsbildungsabschluß | | | | | |
| DUNI | 0,995 | 0,054 | 0,206 | 0,375 | 0,054 |
| ANZAHL DER BEOBACHTUNGEN (GEPOOLT 1991-1995) | | | | | |
| | 209 | 209 | 3.204 | 400 | 2.957 |
| ANPASSUNGSGÜTE: LIKELIHOOD-RATIO-INDEX (PSEUDO-R²) | | | | | |
| | 0,153 | 0,170 | 0,133 | 0,143 | 0,026 |
| Impact: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 1%. | | | | | |
| Fett: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 5%. | | | | | |

Anmerkung: Gepooltes Probit (1991-1995).

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Tabelle 18: Ergebnisse der OLS-Lohnschätzungen

| Variable | Westdeutsche | | Ostdeutsche | |
|--|---------------|---------------|-------------|--------|
| | Frauen | Männer | Frauen | Männer |
| GESCHÄTZTE KOEFFIZIENTEN | | | | |
| Konstante | | | | |
| CONST | 2,801 | 3,008 | 2,439 | 2,631 |
| Wellendummies | | | | |
| D1986 | -0,112 | -0,118 | - | - |
| D1987 | -0,110 | -0,111 | - | - |
| D1988 | -0,069 | -0,060 | - | - |
| D1989 | -0,067 | -0,072 | - | - |
| D1990 | -0,040 | -0,038 | - | - |
| D1991 | -0,041 | -0,028 | -0,236 | -0,209 |
| D1992 | -0,011 | -0,027 | -0,166 | -0,153 |
| D1993 | -0,016 | -0,004 | -0,079 | -0,086 |
| D1994 | 0,011 | 0,004 | -0,024 | -0,025 |
| Potentielle Berufserfahrung | | | | |
| POTEN | -0,042 | 0,017 | -0,044 | 0,241 |
| POTENSQ | -0,007 | 0,028 | 0,007 | -0,023 |
| Berufserfahrung | | | | |
| VOTE | 0,335 | 0,256 | 0,152 | -0,129 |
| VOTESQ | -0,048 | -0,076 | -0,015 | 0,011 |
| Höchster Schulabschluß | | | | |
| DREAL | 0,199 | 0,157 | 0,221 | 0,096 |
| DABI | 0,261 | 0,225 | 0,325 | 0,139 |
| Höchster Berufsbildungsabschluß | | | | |
| DOHNBAB | -0,144 | -0,090 | - | - |
| DUNI | 0,225 | 0,246 | 0,274 | 0,193 |

| Variable | Westdeutsche | | Ostdeutsche | |
|---|--------------|--------|--------------|--------|
| | Frauen | Männer | Frauen | Männer |
| GESCHÄTZTE KOEFFIZIENTEN | | | | |
| Selektionskorrektur | | | | |
| \hat{i} | -0,048 | -0,299 | 0,083 | -0,188 |
| ANZAHL DER BEOBACHTUNGEN (BESCHÄFTIGTE) | | | | |
| | 6.907 | 9.262 | 2.726 | 2.965 |
| ANPASSUNGSGÜTE: BESTIMMTHEITSMAB | | | | |
| | 0,209 | 0,332 | 0,214 | 0,176 |
| Impact: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 1%. | | | | |
| Fett: Signifikant von null verschieden bei einem zweiseitigen Test mit einem Signifikanzniveau von 5%. | | | | |

Anmerkung: Gepooltes OLS (Westdeutschland 1986-1995, Ostdeutschland 1991-1995) auf Basis der Beschäftigten; Signifikanzen ohne Berücksichtigung der Selektionskorrektur ermittelt; Signifikanzen berücksichtigen nicht die aus den Partizipationsschätzungen resultierende zusätzliche Varianz.

Quelle: Eigene Auswertung des SOEP.

Literaturverzeichnis

- ADAMY, WILHELM [1998]: „Sozialhilfe und Erwerbstätigkeit. Gibt es eine neue Arbeitslosigkeitsfalle in der Sozialhilfe?“, *Soziale Sicherheit*, Jg. 47, H. 1, S. 29-36.
- ALEX, ANNE, und HORST KAHRS [1996]: „Was kostet die Anschubfinanzierung der Sozialen Grundsicherung?“, „Wer soll das bezahlen, wer hat soviel Geld?“, Fakten und Argumente zur Finanzierung der Grundsicherung, Dossier 10, PDS im Bundestag (Hrsg.), September 1996, Bonn, S. 23-37.
- BECKER, IRENE [1995]: „Das Bürgergeld als alternatives Grundsicherungssystem: Darstellung und kritische Würdigung einiger empirischer Kostenschätzungen“, *Finanzarchiv*, N.F., Jg. 52, H. 3, S. 306-338.
- BECKER, IRENE [1998]: *Vergleich und Bewertung alternativer Grundsicherungskonzepte*, Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt am Main, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Institut für Konjunktur, Wachstum und Verteilung, EVS-Projekt Personelle Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland, Arbeitspapier, Nr. 18, Juni 1998, Frankfurt am Main.
- BÖDECKER, WILHELM [1992a]: *Schätzung des jährlichen Mehraufwands einer bedarfsorientierten Grundsicherung (Weiterentwicklung der Hilfe zum Lebensunterhalt nach dem Bundessozialhilfegesetz auf Basis 1990)*, Zum Diskussionsentwurf des Vorstandes des PARITÄTISCHEN Wohlfahrtsverbandes - Gesamtverband e.V., Verabschiedet im Oktober 1991, unveröffentlichte Langfassung, 15. Februar 1992, Mannheim.
- BÖDECKER, WILHELM [1992b]: „Die Kosten der bedarfsorientierten Grundsicherung“, *Blätter der Wohlfahrtspflege*, Deutsche Zeitschrift für Sozialarbeit, Jg. 139, H. 3, S. 78-83.
- Bündnis 90 / Die Grünen [1997]: *Beschluß zur Grundsicherung*:, Beschluß der 9. Ordentlichen Bundesversammlung vom 14. bis 16. November 1997 in Kassel, unveröffentlicht, Kassel.
- Bundesministerium für Gesundheit [1997]: *Kostenberechnung zum Modell des BMG zu den Freibeträgen bei der Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe (Zweite Verordnung zur Änderung der Verordnung zur Durchführung des § 76 des Bundessozialhilfegesetzes)*, unveröffentlicht, 25. November 1997, Bonn.
- BURKHAUSER, RICHARD V., MICHAELE KREYENFELD und GERT G. WAGNER [1997]: „The German Socio-Economic Panel: A Representative Sample of Reunited Germany and its Parts“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, Jg. 66, H. 1, S. 7-16.
- Deutscher Bundestag [1993]: „Vorlage eines Gesetzes über eine soziale Grundsicherung in der Bundesrepublik Deutschland“, Antrag der Gruppe PDS/Linke Liste, *Bundestagsdrucksache*, 12/5044, 27. Mai 1993, Bonn.

- Deutscher Bundestag [1996]: „Soziale Grundsicherung gegen Armut und Abhängigkeit, für mehr soziale Gerechtigkeit und ein selbstbestimmtes Leben“, Antrag der Gruppe der PDS, *Bundestagsdrucksache*, 13/3628, 30. Januar 1996, Bonn.
- Deutscher Paritätischer Wohlfahrtsverband [1992]: „Bedarfsorientierte Grundsicherung“, *Blätter der Wohlfahrtspflege*, Deutsche Zeitschrift für Sozialarbeit, Jg. 139, H. 3, S. 72-78.
- Deutscher Paritätischer Wohlfahrtsverband [1993]: „Bedarfsorientierte Grundsicherung“, *Blätter der Wohlfahrtspflege*, Deutsche Zeitschrift für Sozialarbeit, Jg. 140, H. 7-8, S. 245-250.
- EBERT, THOMAS [1996]: *Entwurf eines Positionspapiers zur Sozialen Grundsicherung*, [für die SPD-Bundestagsfraktion], Stand 28. Oktober 1996, Bonn.
- FISCHER, ANDREA, u.a. [1996]: *Die BündnisGrüne Grundsicherung: Ein soziales Netz gegen die Armut*, Diskussions-Papier, unveröffentlicht, Oktober 1996, Bonn.
- FISCHER, ANDREA, u.a. [1997]: *Diskussionsentwurf für eine BündnisGrüne Grundsicherung: - Einige Änderungen und Klarstellungen -*, unveröffentlicht, 25. April 1997, Bonn.
- GREINER, ULRICH [1996]: „Erste Ergebnisse des Mikrozensus April 1995“, *Wirtschaft und Statistik*, Jg. 48, H. 5, S. 304-312.
- HAUSER, RICHARD [1996]: *Ziele und Möglichkeiten einer Sozialen Grundsicherung*, unter Mitarbeit von IRENE BECKER, GABI GUTBERLET und KARSTEN WENDORFF, Minister für Arbeit, Soziales und Gesundheit des Landes Rheinland-Pfalz (Hrsg.), Baden-Baden.
- HECKMAN, JAMES J. [1979]: „Sample Selection Bias as a Specification Error“, *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, Januar 1979, S. 153-161.
- HÜTHER, MICHAEL [1997]: *Das Bürgergeld - doch finanzierbar!*, unveröffentlichtes Gutachten über vorliegende Berechnungen zu den fiskalischen Auswirkungen der Einführung eines Bürgergeldes im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung, April 1997, o.O.
- KALTENBORN, BRUNO [1997a]: *Fiskalische Nettokosten der bedarfs- und einkommensorientierten Grundsicherung des Paritätischen Gesamtverbandes*, unveröffentlichte Expertise für den Paritätischen Gesamtverband e.V., 31. Januar 1997, Bonn.
- KALTENBORN, BRUNO [1997b]: *Fiskalische Nettokosten der BündnisGrünen Grundsicherung*, unveröffentlicht, Februar 1997, Bonn.
- KALTENBORN, BRUNO [1998a]: *Von der Sozialhilfe zu einer zukunftsfähigen Grundsicherung*, Baden-Baden. [im Erscheinen]
- KALTENBORN, BRUNO [1998b]: *SIMTRANS: Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten*, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften, Beiträge zur Wirtschaftsforschung, Nr. 56, Juli 1998, Mainz.

- KLINGER, ROLAND [1998]: „Pauschalierung der Hilfe zum Lebensunterhalt nach dem BSHG“, Reformvorschlag der Landkreise als örtliche Sozialhilfeträger, *Nachrichtendienst des Deutschen Vereins für öffentliche und private Fürsorge*, Jg. 78, H. 1, S. 5-9.
- KRUG, WALTER, und RAINER MECKES [1997]: *Hilfe zur Arbeit. Aktualisierte Arbeitspotentialschätzung 1994*, Bundesministerium für Gesundheit (Hrsg.), Schriftenreihe des Bundesministeriums für Gesundheit, Bd. 90, Mai 1997, Baden-Baden.
- LAISNEY, FRANÇOIS, u.a. [1996]: *Work and Welfare of Single Mothers in Germany*, unveröffentlichte Aktualisierung des ZEW Discussion Paper No. 93-26, Mannheim.
- Paritätischer Wohlfahrtsverband [1997]: „*Alles aus einer Hand*“, Von der Hilfe zum Lebensunterhalt zur einkommens- und bedarfsorientierten Grundsicherung, unveröffentlicht, Frankfurt am Main.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) [1997]: *Fachserie 1, Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Reihe 3, Haushalte und Familien (Ergebnisse des Mikrozensus)*, Berichtsjahr 1995, Mai 1997, Stuttgart.
- STEINER, VIKTOR, und BRUNO KALTENBORN [1995]: „Arbeitsmarktdynamik, Langzeitarbeitslosigkeit und der Beitrag der Arbeitsmarktpolitik - Eine Strukturanalyse der westdeutschen Arbeitsmarktentwicklung seit 1980“, *Der westdeutsche Arbeitsmarkt im strukturellen Anpassungsprozeß*, WOLFGANG FRANZ und VIKTOR STEINER (Hrsg.), ZEW-Wirtschaftsanalysen, Bd. 3, Baden-Baden, S. 29-64.
- TRABERT, LIOPA, u.a. [1998]: „Kombilohn in Sachsen-Anhalt“, Gutachten des Instituts für Wirtschaftsforschung Halle (IWH), *Kombilohn in Sachsen-Anhalt*, Gutachten zu den erwarteten fiskalischen Wirkungen des Vorschlags des Bundesministeriums für Gesundheit zu den Freibeträgen bei der Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe, Forschungsbeiträge zum Arbeitsmarkt in Sachsen-Anhalt, Bd. 12, Ministerium für Arbeit, Frauen, Gesundheit und Soziales des Landes Sachsen-Anhalt (Hrsg.), Juni 1998, Magdeburg, S. 9-42.
- WAGNER, GERALD, und JÖRG STANGL [1998]: „Kombilohn in Sachsen-Anhalt“, Gutachten des Instituts für Strukturpolitik und Wirtschaftsförderung Halle-Leipzig e.V. (isw), *Kombilohn in Sachsen-Anhalt*, Gutachten zu den erwarteten fiskalischen Wirkungen des Vorschlags des Bundesministeriums für Gesundheit zu den Freibeträgen bei der Anrechnung von Erwerbseinkommen auf die Sozialhilfe, Forschungsbeiträge zum Arbeitsmarkt in Sachsen-Anhalt, Bd. 12, Ministerium für Arbeit, Frauen, Gesundheit und Soziales des Landes Sachsen-Anhalt (Hrsg.), Juni 1998, Magdeburg, S. 43-107.
- ZIMMERMANN, KLAUS F. [1993]: „Labour Responses to Taxes and Benefits in Germany“, *Welfare and Work Incentives, A North European Perspective*, ANTHONY BARNES ATKINSON und GUNNAR VIBY MOGENSEN (Hrsg.), Oxford, S. 192-240.