

Steuer-Transfer-Mikrosimulation als Instrument  
zur Bestimmung des Einflusses von Steuern und  
Transfers auf Einkommen und Arbeitsangebot  
einzelner Haushalte

Dissertation zur Erlangung des Grades  
eines Doktors der Wirtschaftswissenschaften  
der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften  
der Universität Bielefeld

vorgelegt von  
Dipl.-Volkswirt Peter Jacobebbinghaus

Bielefeld, 2006



1. Gutachter: Prof. Dr. Joachim Frohn
2. Gutachter: Prof. Dr. Notburga Ott

Gedruckt auf alterungsbeständigem Papier °°ISO 9706

## Vorwort

Diese Arbeit ist in mehreren Etappen entstanden, entsprechend lang ist die Liste der Personen, die mich Teile des Weges begleitet und unterstützt haben.

Zunächst gilt mein Dank Hermann Buslei und Viktor Steiner, die mir eine umfassende Einführung in die Methode der Steuer-Transfer-Mikrosimulation gaben, sowohl in die Winkel des deutschen Einkommensteuer- und Transferrechts als auch den Stand der Forschung bezüglich mikroökonomischer Arbeitsangebotsmodelle. Zudem ermöglichten sie mir, das von ihnen am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung entwickelte Modell STSM als Input dieser Arbeit zu verwenden und auszubauen. Gedankt sei in diesem Zusammenhang der Hans-Böckler-Stiftung für die Förderung des Projektes „Beschäftigungseffekte von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich“ und der Fritz-Thyssen-Stiftung für die Förderung des Projektes „Verteilungseffekte und fiskalische Kosten von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich“.

Teile dieser Arbeit sind während meiner Tätigkeit im Forschungsbereich „Arbeitsmärkte, Personalmanagement und Soziale Sicherung“ des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung in Mannheim entstanden, andere anschließend im Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Nürnberger Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Ich danke meinen ehemaligen Kollegen am ZEW und den jetzigen am IAB für fachliche Hinweise und nicht minder für ihre Geduld. Viktor Steiner, Herbert Buscher, Alexander Spermann, Annette Kohlmann und Stefan Bender möchte ich dafür danken, dass sie mir immer wieder Freiräume geschaffen haben.

Meinen Betreuern Prof. Dr. Joachim Frohn und Prof. Dr. Notburga Ott danke ich für ihre für meine Anliegen stets offenen Ohren, ihre wertvollen Kommentare und dafür, dass sie mich fortwährend ermutigt und motiviert haben.

Besonderer Dank gilt Michaela Deppe, Charlotte Lauer, Thomas Zwick, Johannes Ludsteck, Stefan Seth und Christina Gerth, die jede/r auf ihre/seine Weise zur Fertigstellung beigetragen haben.

Für steten Rückhalt, besonders in Phasen der Selbstzweifel, danke ich meinen Eltern, deren Liebe immer ohne Bedingungen war.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
1.1	Problemstellung und Ziel der Arbeit	1
1.2	Gang der Arbeit	5
<b>2</b>	<b>Grundlagen</b>	<b>7</b>
2.1	Theoretischer Zusammenhang von Arbeitsangebot und Steuer-Transfer-System	7
2.2	Umfang einzelner Einnahmen und Ausgaben der öffentlichen Hand	12
2.3	Methode der Mikrosimulation	16
<b>3</b>	<b>Mikrosimulation von Steuern und Transfers</b>	<b>23</b>
3.1	Zur Konstruktion von Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodellen	23
3.2	Das verwendete Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodell <i>STM</i>	28
3.2.1	Ziele und Anwendungsmöglichkeiten	29
3.2.2	Datengrundlage und Selektion der Haushalte	33
3.2.3	Simulierte Einkommenskomponenten	36
3.2.4	Validierung	38
3.2.5	Die Budgetrestriktion verschiedener Haushaltstypen	47
3.2.6	Schätzung hypothetischer Löhne von Nichterwerbstätigen	53
3.3	Simulation der Mehrwertsteuerbelastung	65
3.3.1	Institutioneller Hintergrund	65
3.3.2	Daten und Methode	66
3.3.3	Ergebnisse	74
3.3.4	Integration der Mehrwertsteuer	89
<b>4</b>	<b>Empirische Modellierung des Arbeitsangebotes</b>	<b>91</b>
4.1	Das Potenzial zusätzlicher Beschäftigung	91
4.2	Spezifikation eines diskreten Arbeitsangebotsmodells	93
4.3	Schätzergebnisse	108
4.4	Robustheit der Modelleigenschaften bei alternativen Spezifikationen	115
<b>5</b>	<b>Simulation von Änderungen</b>	<b>121</b>

5.1	Zur Methode der Prognose von Arbeitsangebotseffekten anhand statistischer diskreter Arbeitsangebotsmodelle	121
5.2	Definition von Szenarien und deren Effekte	126
5.2.1	Allgemeine Lohnerhöhung um 10%	126
5.2.2	Einführung eines einheitlichen Einkommensteuersatzes von 30%	134
5.2.3	Erhöhung der Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeiträge um 5 Prozentpunkte	140
5.2.4	Senkung von Regelsatz und Transferenzugsrate in der Sozialhilfe	145
5.2.5	Erhöhung des vollen Mehrwertsteuersatzes auf 20%	151
5.3	Zusammenfassung der zentralen Simulationsergebnisse	158
<b>6</b>	<b>Zusammenfassung und Ausblick</b>	<b>161</b>
6.1	Durchführung und Ergebnisse der Simulationen	161
6.2	Möglichkeiten und Grenzen der Steuer-Transfer-Mikrosimulation	165
6.3	Forschungsausblick	167
	Literatur	169
<b>A</b>	<b>Lohnregression mit arbeitsplatzbezogenen Merkmalen</b>	<b>175</b>
<b>B</b>	<b>Zuordnung von Mehrwertsteuersätzen zu Ausgabenkategorien</b>	<b>180</b>
<b>C</b>	<b>Unstete Mehrwertsteuerbelastung bei hohem Einkommen</b>	<b>183</b>

## Tabellenverzeichnis

3.1	Komponenten des Nettohaushaltseinkommens	36
3.2	Fehlende Informationen im SOEP	38
3.3	Hochgerechnete Empfängerzahlen und Ausgaben	39
3.4	Übereinstimmung simulierter Einkommen mit Angaben im SOEP	40
3.5	Fallzahlen der Lohnschätzung	55
3.6	Beobachtungstypen der Lohnschätzung	56
3.7	Lohnregression mit Selektionskorrektur	58
3.8	Gesamtaufkommen und Belastung der privaten Haushalte	73
3.9	Mehrwertsteuerbelastung nach Äquivalenzeinkommensklassen	83
3.10	Aufkommenswirkung einer Erhöhung der Steuersätze um einen Prozentpunkt	86
4.1	Präferierte versus realisierte Arbeitszeitalternativen	99
4.2	Parameter der Angebotsschätzung: Alleinstehende	110
4.3	Parameter der Angebotsschätzung: Paare	111
4.4	Güte der Anpassung: Prognose des Status quo	113
4.5	Grenznutzen von Konsum und Freizeit	116
4.6	Quasi-Konkavität von $V$ und Pseudo- $R^2$	118
4.7	Reagibilität des Arbeitsangebotes auf Lohnerhöhungen	119
5.1	Struktur der Übergangsmatrix einer Person	122
5.2	Prognose der Arbeitsangebotseffekte einer Lohnerhöhung um 10%	132
5.3	Aggregierte Effekte einer Lohnerhöhung um 10%	133
5.4	Prognose der Arbeitsangebotseffekte der Einführung eines linearen Einkommensteuertarifs	138
5.5	Aggregierte Effekte der Einführung eines linearen Einkommensteuertarifs	139
5.6	Prognose der Arbeitsangebotseffekte einer Erhöhung des Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeitrages um 5 Prozentpunkte	143
5.7	Aggregierte Effekte einer Erhöhung des Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeitrages um 5 Prozentpunkte	144
5.8	Prognose der Arbeitsangebotseffekte der Senkung von Regelsatz und Transferentzugrate der HLU	149

5.9	Aggregierte Effekte der Senkung von Regelsatz und Transferenzugsrate der HLU	150
5.10	Prognose der Arbeitsangebotseffekte einer Erhöhung der Mehrwertsteuer auf 20%	156
5.11	Aggregierte Effekte der Erhöhung der Mehrwertsteuer auf 20%	157
5.12	Vergleich der aggregierten Effekte	158
A.1	Lohnregression mit Selektionskorrektur	176
B.1	Mit Mehrwertsteuer belastete Ausgaben in der EVS	180

## Abbildungsverzeichnis

2.1	Slutsky-Zerlegung der Arbeitsangebotsentscheidung	8
2.2	Wirkung der unterschiedlichen Abgaben auf die Budgetrestriktion	11
2.3	Aufkommen an Steuern und Sozialbeiträgen	14
2.4	Anteile der hier betrachteten Aufkommen am gesamten Abgabenaufkommen	15
2.5	Steuer-Transfer-Mikrosimulation	19
3.1	Streudiagramme: Simulierte Werte versus Angaben im SOEP	46
3.2	Budgetrestriktion und Grenzbelastung 1995 bis 2003: Verheiratete	50
3.3	Budgetrestriktion und Grenzbelastung 1995 bis 2003: Alleinstehende	51
3.4	Zusammensetzung des Nettohaushaltseinkommens 2003	52
3.5	Verteilung der Löhne und Prognosen	64
3.6	Konsum versus Sparen	76
3.7	Ausgabenanteile nach Gütergruppen	77
3.8	Ausgabenanteile nach Steuerbelastung	78
3.9	Mehrwertsteuerbelastung	79
3.10	Relative Mehrwertsteuerbelastung mit unterschiedlichen Bezugsgrößen	81
3.11	Mehrwertsteuerbelastung nach dem Äquivalenzeinkommen	82
3.12	Mehrwertsteuerbelastung nach Haushaltsmerkmalen	84
3.13	Mehrbelastung infolge einer Mehrwertsteuersatzerhöhung	88
3.14	Einkommen, Konsum und Abgabenbelastung nach Alter des Haupteinkommensbeziehers	89
4.1	Präferierte versus realisierte Arbeitszeit	97
5.1	Budgetgerade und Grenzbelastung bei einer Lohnerhöhung um 10% bezogen auf die Arbeitszeit	128
5.2	Relativer Einkommenseffekt der Lohnerhöhung	129
5.3	Budgetgerade und Grenzbelastung bei einem einheitlichen Steuersatz von 30%	136
5.4	Relativer Einkommenseffekt des linearen Steuertarifs	137
5.5	Budgetgerade und Grenzbelastung bei Erhöhung des Arbeitnehmer-RV-Beitrags um 5 Prozentpunkte	141
5.6	Relativer Einkommenseffekt der RV-Beitragserhöhung	142

5.7	Budgetgerade und Grenzbelastung bei Senkung von Regelsatz und Transferenzugsrate der HLU	146
5.8	Relativer Einkommenseffekt der Sozialhilfeänderung	148
5.9	Budgetgerade und Grenzbelastung bei Erhöhung des vollen MWSt-Satzes auf 20%	152
5.10	Relativer Einkommenseffekt der Erhöhung der Mehrwertsteuer	154
A.1	Verteilung der Löhne und Prognosen bei Schätzung mit arbeitsplatzbezogenen Merkmalen	179
C.1	Ausgaben für Kraftfahrzeuge	184

# 1 Einleitung

## 1.1 Problemstellung und Ziel der Arbeit

Zwei Probleme dominieren die wirtschaftspolitische Diskussion der letzten Jahre in Deutschland: Massenarbeitslosigkeit und Haushaltsdefizite bei Staat und Sozialversicherungen. Der Zusammenhang zwischen beiden Themen ist vielfältig. So verursacht Arbeitslosigkeit Mindereinnahmen und Mehrausgaben der öffentlichen Haushalte. Daneben verteuern bestimmte Abgaben als Lohnnebenkosten den Produktionsfaktor Arbeit, senken dadurch die Arbeitsnachfrage und erhöhen somit die Arbeitslosigkeit. In dieser Arbeit soll ein weiterer Aspekt des Zusammenhangs von Arbeitslosigkeit und Finanzknappheit näher beleuchtet werden: der Einfluss bedeutender Komponenten des deutschen Steuer-Transfer-Systems auf das Arbeitsangebot.

Warum ist eine Untersuchung des Arbeitsangebotes interessant – sollte nicht in Zeiten von Unterbeschäftigung alle Aufmerksamkeit einer Erhöhung der Arbeitsnachfrage gelten? Folgt aus einer Erhöhung des Arbeitsangebotes in dieser Situation nicht lediglich ein Zuwachs an Arbeitslosen? Zum einen ist auf diese Fragen zu erwidern, dass nicht nur der Beschäftigungssaldo insgesamt, sondern auch dessen Struktur für das ökonomische Potenzial einer Volkswirtschaft von Bedeutung ist. So behindert ein Steuersystem mit zu geringen Arbeitsanreizen für gesuchte qualifizierte Facharbeiter das Wachstum ebenso wie Erwerbslosigkeit bei gering Qualifizierten infolge eines zu schmalen Lohnabstandes zum Transfereinkommen. Zum anderen bewirkt die demografische Entwicklung ein zunehmend ungünstiges Verhältnis zwischen beitragszahlenden Erwerbstätigen und Rentnern. Neben einer Anhebung der Beitragssätze und einer Kürzung der Renten stellt auch die Erhöhung der Erwerbsquote eine Entlastung der umlagefinanzierten Rentenversicherung dar. Sozialsysteme beruhen auf der Umverteilung der von den Erwerbstätigen erwirtschafteten Wertschöpfung auf Nichterwerbstätige, seien es Kinder, Rentner oder Arbeitslose. Dies setzt eine hinreichende Anzahl Erwerbstätiger voraus. Der Europäische Rat definierte daher im Rahmen der Lissabon-Strategie unter anderem das Ziel, die durchschnittliche Beschäfti-

gungsquote in Europa von 61% im Jahre 2000 bis zum Jahre 2010 möglichst nah an 70% heranzuführen (Europäischer Rat, 23. und 24.3.2000). Im Bericht der Europäischen Kommission (Kommission der Europäischen Gemeinschaften, 2002) wird zur Erreichung dieses Ziels auf die Notwendigkeit der Überprüfung der Arbeitsanreize von Steuer- und Sozialsystemen verwiesen. Diese Empfehlung findet sich auch in den Leitlinien zu beschäftigungspolitischen Maßnahmen und den Empfehlungen zur Durchführung der nationalen Beschäftigungspolitik (Rat der Europäischen Union, 2003a, 2003b).

Direkte Abgaben und Transfers bemessen sich am Erwerbseinkommen und bestimmen, welcher Anteil des erzielten Erwerbseinkommens für den Konsum zur Verfügung steht. Sie spielen deshalb eine entscheidende Rolle, wenn ein Haushalt abwägt, ob der erhöhte finanzielle Nutzen einer zusätzlichen Stunde Arbeit den wegen Verzichts auf Freizeit entgangenen Nutzen überwiegt oder nicht. Insbesondere bei Geringverdienern ist die Grenzbelastung des Erwerbseinkommens durch den Transferentzug hoch. Aber auch Vielverdienern, die den Spitzensteuersatz der Einkommensteuer zahlen, entzieht der Staat einen Großteil des zusätzlichen Einkommens. Indirekte Steuern, wie die Mehrwertsteuer, belasten hingegen nicht das Einkommen, sondern dessen Verwendung. Höhere Mehrwertsteuern verteuern den Güterkonsum. Sowohl Transfers als auch direkte und indirekte Steuern beeinflussen also die Abwägung zwischen dem Nutzen aus Güter- und Freizeitkonsum und sind damit maßgeblich für den gewünschten Erwerbsumfang der Individuen.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit ist die Ermittlung der Effekte von Änderungen in den bedeutendsten Komponenten des deutschen Steuer-Transfer-Systems auf die Einkommen und das Arbeitsangebot deutscher Haushalte mit Hilfe eines für diesen Zweck weiterentwickelten Mikrosimulationsmodells. Zugleich wird die Eignung von Mikrosimulationsmodellen einschließlich ökonometrisch basierter Arbeitsangebotsmodelle am Beispiel dieser empirischen Anwendung kritisch hinterfragt.

Betrachtet werden die in Bezug auf das Aufkommen wichtigsten Abgaben und Transfers:

- Einkommensteuer,
- Sozialabgaben,
- Mehrwertsteuer und

– Sozialhilfe.

Letztere ist insbesondere für das Arbeitsangebot von Geringverdienern maßgeblich.

Der Einfluss der genannten Steuern und Transfers auf das Erwerbsverhalten kann nicht als Ganzes geschätzt werden, da ökonometrische Modelle nur die Effekte marginaler Änderungen der Steuer- und Transferregelungen vorhersagen können. So würde die komplette Abschaffung der Einkommensteuer die Prognosefähigkeit ökonometrischer Modelle übersteigen, da sie den Handlungsrahmen der Akteure so weit veränderte, dass ein auf Basis des Status quo geschätztes Modell seine Gültigkeit verlöre. In der wirtschaftspolitischen Diskussion geht es im Übrigen vorwiegend um die Frage, an welcher „Steuerschraube gedreht“ werden soll und nicht um die gänzliche Abschaffung einzelner Komponenten.<sup>1</sup>

Bei den untersuchten Regelungsänderungen handelt es sich um idealtypische Alternativen und nicht um konkrete Reformvorschläge aus der aktuellen wirtschaftspolitischen Diskussion. Letztere weisen oftmals eine kurze Halbwertszeit auf. Zudem lassen sich die Details realer Vorschläge in dem hier verwendeten Methodenrahmen i. d. R. nicht vollständig abbilden, sondern allenfalls durch eine oder mehrere Modellrechnungen approximieren.

Das Grundprinzip der Steuer-Transfer-Mikrosimulation besteht darin, in einem ersten Schritt den unmittelbaren Effekt von Änderungen in den Steuer- und Transferregelungen auf das Einkommen einzelner Haushalte zu berechnen. Ausgehend von einer ökonomischen Relation zwischen erzielbarem Einkommen und angebotenen Arbeitsumfang ist es im zweiten Schritt möglich, den Effekt der Regeländerung auf das Arbeitsangebot zu ermitteln.

Reformen einzelner Komponenten des deutschen Steuer-Transfer-Systems betreffen die Haushalte mitunter in sehr unterschiedlichem Maße. Daher ist es bei der Bestimmung möglicher Effekte wichtig, hinreichend fein nach Haushaltstypen zu differenzieren. Hier liegt der Vorteil von Mikrosimulationverfahren, die auf die Simulation des Verhaltens einzelner Wirtschaftssubjekte zielen. So berechnen Steuer-Transfer-

---

1 Eine Ausnahme bildet hier beispielsweise die 2004 beschlossene Abschaffung der Arbeitslosenhilfe, die jedoch in ihrer Struktur der Sozialhilfe so ähnlich ist, dass man eine Verschmelzung beider Leistungen auch als Vereinheitlichung der Mindestsicherung verstehen kann.

Mikrosimulationsmodelle Steuern und Transfers für einzelne Haushalte eines Mikrodatensatzes, die die Erwerbsbevölkerung möglichst umfassend repräsentieren sollen.

Der Effekt von Regeländerungen auf die staatlichen Einnahmen kann unter der Annahme berechnet werden, dass die betroffenen Personen ihren Beschäftigungsumfang tatsächlich im gewünschten Ausmaß verändern können. Diese Einkommenseffekte der zweiten Runde sind insofern wichtig, da eine Einkommensteuererhöhung bei gegebenem Erwerbsverhalten zu Mehreinnahmen des Staates führt. Arbeiten die Steuerzahler jedoch infolge der Erhöhung weniger, fallen die Mehreinnahmen geringer aus, eventuell kommt es sogar zu Mindereinnahmen.

Ein wesentlicher Beitrag der vorliegenden Forschungsarbeit liegt in der Weiterentwicklung eines STM-Modells, das zum einen die betrachteten Einkommen bei gegebenem Erwerbsverhalten hinreichend genau abbildet und zum anderen eine quantitative Abschätzung der Effekte verschiedener Politikmaßnahmen auf Einkommen und Arbeitsangebot einzelner Individuen erlaubt.

Voraussetzungen für hinreichend genaue Prognosen sind:

- das Vorhandensein eines umfassenden Mikrodatensatzes mit detaillierten Angaben zu Haushaltszusammensetzung, Einkommen, Erwerbsbeteiligung, etc.
- eine genaue Modellierung der gesetzlichen Steuer- und Transferregelungen
- eine Schätzung des Arbeitsangebotsverhaltens, die sowohl den Daten als auch dem theoretischen Vorwissen entspricht.

Die Weiterentwicklung des STM-Modells betrifft u. a. die Aktualisierung der Datengrundlage. Durch den Einbezug des SOEP einschließlich der Welle 2004 werden Simulationen bis 2003 möglich. Vorteilhaft wirkt sich insbesondere die deutliche Aufstockung der Stichprobe ab 2001 aus. Die Fortschreibung der gesetzlichen Regelungen auf 2003 einschließlich der Einführung der Mini- und Midijobs ermöglicht die Wahl von 2003 als Referenzjahr. Dies kommt den heutigen Regelungen deutlich näher, wenngleich die Umstellung von Arbeitslosenhilfe auf Arbeitslosengeld II fehlt. Als wichtige Erweiterung stellt sich auch die Anpassung der Simulationsmethode zur Berechnung der Effekte von Regeländerungen heraus.

Letztlich wird in dieser Arbeit auch eine Bewertung der Methodik selbst vorgenommen. Angesichts des gestiegenen Interesses der Forschungsgemeinschaft an Mikro-

simulationsmodellen in den letzten Jahren erscheint es unerlässlich, sich mit deren Möglichkeiten, aber auch mit deren Grenzen, auseinander zu setzen.

## 1.2 Gang der Arbeit

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Kapitel 2 legt das Fundament und stellt die notwendigen Grundlagen vor. Im Anschluss an eine Darstellung des Zusammenhangs zwischen Arbeitsangebot und Steuer-Transfer-System nach der ökonomischen Theorie wird ein empirischer Überblick über den Umfang der wichtigsten Staatseinnahmen und -ausgaben gegeben. Eine allgemeine Einführung in die Mikrosimulation vervollständigt den Hintergrund der nachfolgenden Analysen.

Kapitel 3 widmet sich der Mikrosimulation im Allgemeinen sowie der Vorstellung des hier verwendeten Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodells *STM*. Zunächst erfolgt eine allgemeine Einführung in die Methode der Steuer-Transfer-Mikrosimulation mit dem Fokus darauf, was bei der Konstruktion eines STM-Modells für Deutschland zu beachten ist. Anschließend wird das in dieser Arbeit verwendete STM-Modell *STM* vorgestellt.<sup>2</sup> Dies basiert auf dem am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung entwickelten Modell STSM (Buslei und Steiner, 1999, Jacobebbinghaus und Steiner, 2003), welches im Rahmen dieser Arbeit in verschiedener Hinsicht erweitert wird. Das *STM* ist in der Lage, für Haushalte des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) wesentliche Komponenten des Steuer-Transfer-Systems zu berechnen. Das ursprünglich für den Zeitraum 1995 bis 1999 entwickelte Modell wird auf den aktuellen Datenrand 2003 fortgeschrieben. Im Abschnitt Validierung wird der Frage nachgegangen, ob das *STM* hinreichend genau ist, um damit belastbare Aussagen zu treffen. Zum einen werden dazu für den Status quo simulierte Werte mit den Angaben im SOEP verglichen, zum anderen werden sie hochgerechnet und Aggregaten der amtlichen Statistik gegenüber gestellt.

Die Mehrwertsteuerbelastung der Haushalte im SOEP kann wegen fehlender Angaben zum Konsumverhalten nicht auf Basis der Informationen im SOEP berechnet

---

<sup>2</sup> Im Folgenden wird für den Begriff Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodell die Abkürzung STM-Modell verwendet. Das in dieser Arbeit verwendete STM-Modell wird als *STM* bezeichnet.

werden. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) enthält jedoch detaillierte Angaben über die Konsumausgaben der befragten Haushalte. Auf Basis dieser Angaben wird die haushaltsspezifische Mehrwertsteuerbelastung geschätzt, so dass anschließend auch für die Haushalte im SOEP hypothetische Mehrbelastungen durch eine Mehrwertsteuererhöhung berechnet werden können.

Kapitel 4 befasst sich mit der mikroökonomischen Schätzung des Arbeitsangebotsverhaltens. Die Simulation des Haushaltsnettoeinkommens für unterschiedliche Erwerbsumfänge anhand des *STM* bildet die Grundlage. Nach der Darstellung alternativer Modellierungen diskreter Auswahl-situationen wird eine den Daten angemessene Spezifikation herausgearbeitet. Besonderer Wert wird auf die Untersuchung des Einflusses alternativer Spezifikationsmöglichkeiten auf die Eigenschaften der Schätzung gelegt. Dieser Frage ist daher ein gesonderter Abschnitt gewidmet.

Schließlich werden in Kapitel 5 die Instrumente *STM* und Arbeitsangebotsschätzung verwendet, um Einkommens- und Arbeitsangebotseffekte von Änderungen der Einkommensteuer, der Sozialversicherungsbeiträge, der Sozialhilfe sowie der Mehrwertsteuer zu prognostizieren. Zunächst sind die zu untersuchenden idealtypischen Regulationsänderungen zu bestimmen. Für Musterhaushalte werden jeweils die Änderungen der Budgetgeraden und der Grenzbelastungskurven dargestellt. Anschließend werden anhand des *STM* die Einkommensänderungen für jede Arbeitszeitalternative simuliert. Dies gibt einen ersten Aufschluss darüber, welche Erwerbsumfänge finanziell attraktiver werden und welche weniger attraktiv. Übergangsmatrizen zeigen dann die zu erwartenden Arbeitsangebotseffekte, sowohl im Hinblick auf die Partizipation, als auch auf die Bewegungen zwischen den Arbeitszeitalternativen. Letzter Teil der Simulationen ist die Hochrechnung der Arbeitsangebots- und Einkommenseffekte auf die Grundgesamtheit der Simulationsstichprobe. Nach einer Gegenüberstellung der Effekte der zu untersuchenden Maßnahmen schließt die Arbeit mit einer Bewertung der Vor- und Nachteile der Mikrosimulation als Instrument der Ex-ante-Evaluation wirtschaftspolitischer Maßnahmen.

## 2 Grundlagen

Die Darstellung der Grundlagen der empirischen Analyse dieser Arbeit beginnt mit dem theoretischen Zusammenhang zwischen Arbeitsangebot und Steuer-Transfer-System. Bei der Schätzung des Arbeitsangebotsmodells in Kapitel 4 zeigt sich, dass die Annahmen des theoretischen Modells in der Schätzung nicht zwingend erfüllt sind. Dies ist ein wichtiges Kriterium bei der Spezifikation des empirischen Arbeitsangebotsmodells. Die anschließende Darstellung von Umfang und Entwicklung der wichtigsten Staatseinnahmen und -ausgaben begründet den Fokus der Anwendungen in Kapitel 5 auf Einkommen- und Mehrwertsteuer, Sozialabgaben und Sozialhilfe. Dieses Kapitel schließt mit einer allgemeinen Einführung in die Methode der Steuer-Transfer-Mikrosimulation, die in dieser Arbeit kritisch bewertet werden soll.

### 2.1 Theoretischer Zusammenhang von Arbeitsangebot und Steuer-Transfer-System

In diesem Abschnitt wird zunächst der theoretische Zusammenhang zwischen Arbeitsangebot und Steuer-Transfer-System dargestellt. Anschließend wird gezeigt, wie die verschiedenen Transfers und Abgaben die Konsummöglichkeiten und dadurch auch das Erwerbsverhalten der Individuen beeinflussen.

Im statischen Lehrbuch-Modell des individuellen Arbeitsangebots hängt der Nutzen eines repräsentativen Individuums von dessen Konsum  $x$ , dessen Freizeit  $F$  und dessen Präferenzen  $U$  ab<sup>3</sup>. Die Nutzenfunktion  $U(x, F)$  sei quasi-konkav und stetig differenzierbar bei positivem und abnehmenden Grenznutzen in Konsum und Freizeit. Die Ausstattung an Zeit  $\bar{F}$  sei gegeben und kann als Freizeit konsumiert oder zur Erwerbsarbeit eingesetzt werden. Entsprechend gilt für die Arbeitszeit  $H = \bar{F} - F$ . Unterstellt man weiterhin einen Lohnsatz  $w$ , Steuern  $S$  und Transfers in Höhe von  $T$ , lässt sich die Arbeitsangebotsentscheidung als Nutzenmaximierungsproblem unter

---

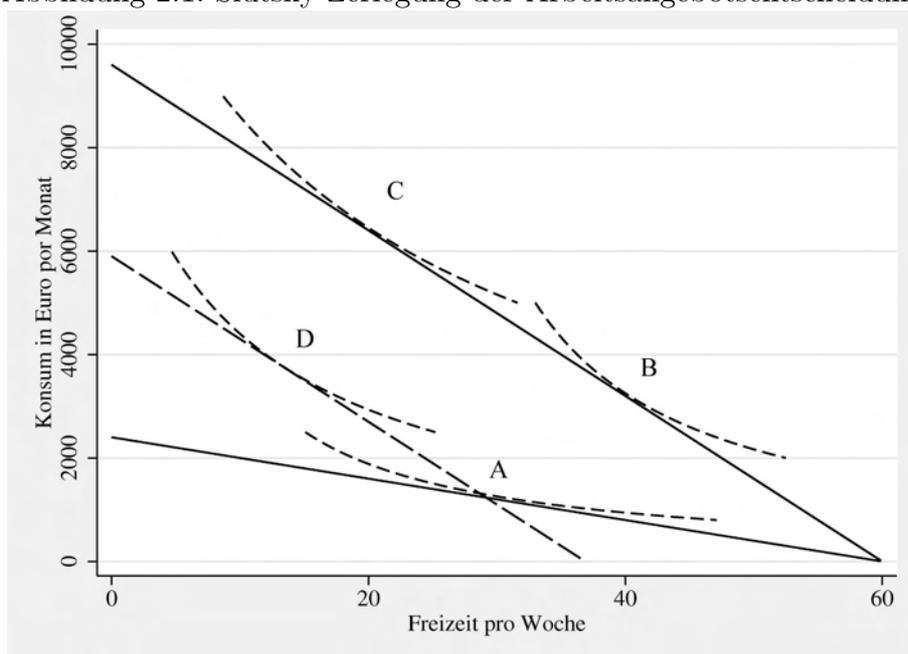
3 Die Darstellung des Arbeitsangebotsmodells orientiert sich an Franz, 2003: 26 ff.

einer Budgetrestriktion formulieren:

$$\max_{x,F} U(x, F) \quad s.t. \quad x \leq wH - S + T$$

Abbildung 2.1 veranschaulicht das Optimierungsproblem und dessen Lösung für den (einfachsten) Fall, in dem weder Steuern anfallen noch Transfer- oder sonstige Nicht-erwerbseinkommen erzielt werden. Ohne weitergehende Annahmen an die Nutzenfunktion  $U$  sind grundsätzlich drei Lösungen möglich: eine innere Lösung, in der eine Indifferenzkurve die Budgetgerade tangiert und somit das Verhältnis der Grenznutzen von Freizeit und Konsum mit dem Reallohn übereinstimmt, und die Randlösungen mit  $F^* = 0$  bzw.  $F^* = \bar{F}$ . Unterstellt man die Notwendigkeit eines strikt positiven Mindestkonsums, so kann  $F^* = \bar{F}$  (gleichbedeutend mit  $H^* = x^* = 0$ ) nicht auftreten. Der Fall  $F^* = 0$  bzw.  $x^* = w\bar{F}$  kann a priori nicht ausgeschlossen werden.

Abbildung 2.1: Slutsky-Zerlegung der Arbeitsangebotsentscheidung



Eine Erhöhung des Lohnsatzes bedeutet in der Grafik eine Drehung der Budgetgeraden um den Ausstattungspunkt nach rechts. Damit vergrößert sich der Möglichkeitenraum, und im neuen Optimum wird eine höhere Indifferenzkurve bzw. ein

höheres Nutzenniveau erreicht. Wie sich das Arbeitsangebot aufgrund der Lohnsatzanhebung verändert, ist allerdings theoretisch nicht vorhersagbar. Um dies zu zeigen, wird die Reaktion in Einkommens- und Substitutionseffekt unterteilt. Der Substitutionseffekt (veranschaulicht in der Bewegung von A nach D; die gestrichelt gezeichnete, hypothetische Budgetgerade verläuft durch den Punkt A und parallel zur neuen Budgetgerade, das hypothetische Optimum D muss aufgrund der Konvexität der Indifferenzkurven links von A liegen) lässt das Arbeitsangebot steigen: der steigende Lohnsatz erhöht die Opportunitätskosten der Freizeit, so dass Freizeit durch Konsum substituiert wird. Der Einkommenseffekt (Bewegung von D nach C bzw. B) ist positiv,<sup>4</sup> d. h. das Arbeitsangebot sinkt. Das Vorzeichen des Gesamteffekts ist somit offen: überwiegt der Substitutionseffekt, steigt das Arbeitsangebot, bei dominierendem Einkommenseffekt sinkt das Arbeitsangebot. Die Menge aller Optima  $(F^*, x^*)$  für variierende Werte von  $w$  stellt die Lohn-Freizeit-Kurve dar. Ihr Verlauf hängt von den individuellen Präferenzen ab; es erscheint jedoch nicht unplausibel anzunehmen, dass für kleine Werte von  $w$  der Substitutionseffekt sehr stark ist, also bei Lohnsatzserhöhungen das Arbeitsangebot ausgeweitet wird, und dass bei steigendem  $w$  der Einkommenseffekt an Gewicht gewinnt.

In der Realität ist die Budgetrestriktion keine stetige Gerade. Sie weist unterschiedliche Steigungen und Sprungstellen auf und selbst Monotonie ist im deutschen Steuer-Transfer-System nicht gewährleistet. Ein Grund der Nichtlinearität liegt in der Abhängigkeit des Stundenlohns vom Erwerbsumfang  $H$ , z. B. durch Überstundenzuschläge. Weiterhin gibt es feste Kosten der Erwerbstätigkeit, z. B. durch den Weg zur Arbeitsstätte. Diese Kosten können sowohl monetär als auch in Form von Zeitaufwand anfallen (Franz, 2003: 44). Schließlich hängt der maximal mögliche Konsum nicht vom Bruttoarbeitsentgelt, sondern vom Nettoeinkommen ab. Dies enthält zum einen Nichterwerbseinkommen wie Transfers und zum anderen ist es gemindert um Steuern und Sozialversicherungsbeiträge. Der Einfluss der Abgaben und Transfers auf die Budgetrestriktion und somit auf das Arbeitsangebotsverhalten der Individuen steht im Mittelpunkt dieser Arbeit.<sup>5</sup>

---

4 Bei angenommener Normalität von Freizeit und Konsum.

5 Kaltenborn (2003a) stellt Budgetrestriktionen für unterschiedliche Haushaltstypen dar. In Abschnitt 2.4 geht er insbesondere auf deren Sprungstellen ein, an denen eine marginale Ausweitung der Arbeitszeit zu einem sprunghaft höheren oder sogar geringeren Nettoeinkommen führt.

Die unterschiedlichen Effekte von Einkommensteuer, Mehrwertsteuer und Sozialbeiträgen auf die Budgetrestriktion sind in Abbildung 2.2 stilisiert dargestellt. Zunächst stellt sich die Frage, welche Einkommensgröße als Bruttolohn anzusetzen ist. Der Arbeitgeber zahlt in der Regel die Hälfte der Sozialbeiträge. Unterstellt man, dass die Lohnkosten im Ergebnis der Lohnerhandlungen der Wertschöpfung der Arbeit entsprechen, dann mindern die Sozialbeiträge das Nettoarbeitsentgelt der Arbeitnehmer in vollem Umfang. Die Arbeitgeberbeiträge an die Sozialversicherungen wären entsprechend dem Bruttolohn der Arbeitnehmer zuzurechnen. Abbildung 2.2 zeigt daher neben dem Bruttolohn auch den Bruttolohn zuzüglich der Arbeitgeberbeiträge.

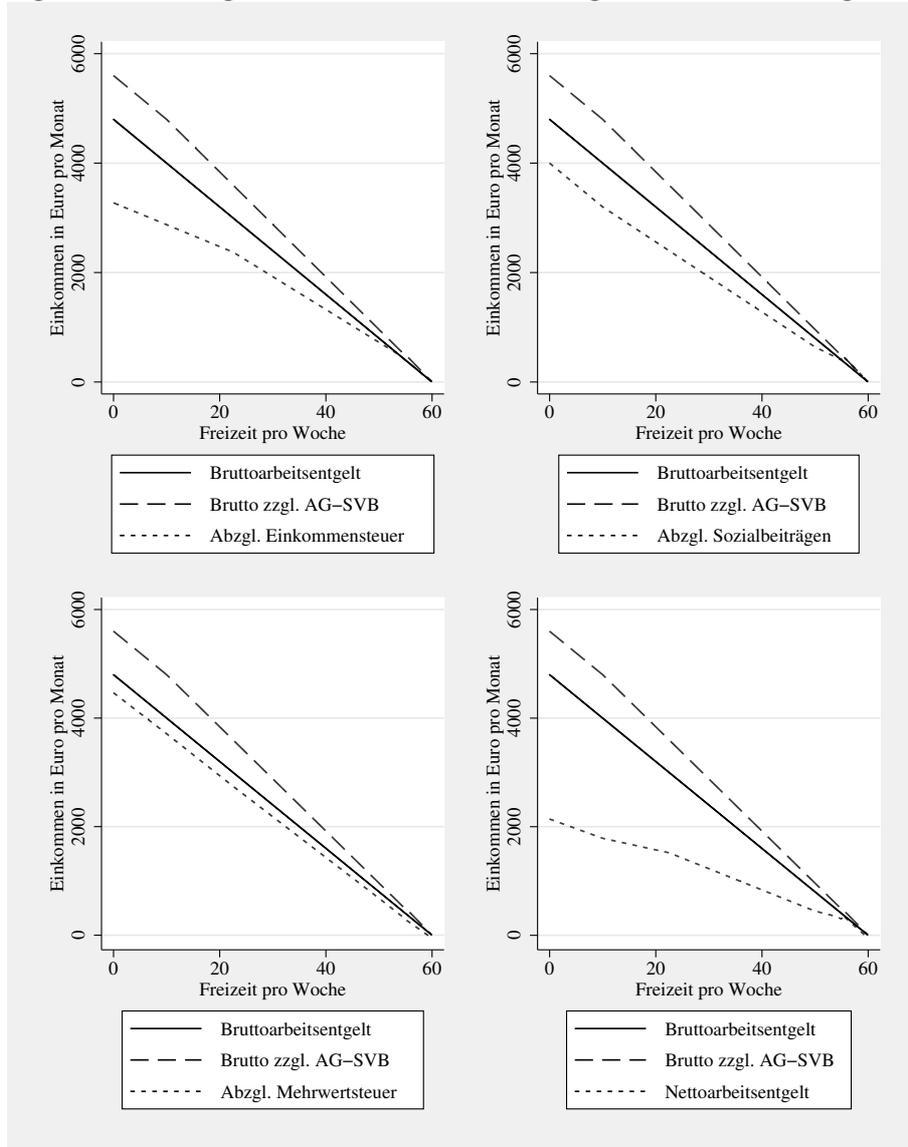
Die Bemessungsgrundlage der deutschen Einkommensteuer ist das zu versteuernde Einkommen, das aus dem Arbeitsentgelt und verschiedenen weiteren Einkünften und Abzügen errechnet wird. Die Einkommensteuer fällt erst an, wenn das zu versteuernde Einkommen den Grundfreibetrag überschreitet. Es folgen Zonen mit progressivem Steuersatz und schließlich eine proportionale Besteuerung hoher Einkommen. Sozialversicherungsbeiträge sind seit der Neuregelung der geringfügigen Beschäftigung zum 1.4.2003 durch Einführung so genannter Mini- und Midijobs für Arbeitnehmer ab einem Monatslohn von 400 € zu leisten. Der Satz steigt progressiv bis zu einem Monatslohn von 800 € und ist darüber bis zu einer über die Sozialversicherungen variierenden Beitragsbemessungsgrenze konstant. Der Satz der Arbeitgeberbeiträge ist vom ersten Euro bis zur Beitragsbemessungsgrenze konstant. Oberhalb der Beitragsbemessungsgrenzen besteht teilweise keine Versicherungspflicht. Durch die Möglichkeit auf eine günstigere private Krankenversicherung auszuweichen, entsteht eine Sprungstelle in der Budgetrestriktion.

Bei der Mehrwertsteuer liegt die Zahllast auf Seiten der Unternehmen als den Steuerschuldern. Unterstellt man volle Umwälzung auf die Preise, mindert sie jedoch die realen Konsummöglichkeiten der Individuen in vollem Umfang und ist somit gleichermaßen für die Angebotsentscheidung maßgeblich.<sup>6</sup> Die Mehrwertsteuer be-

---

6 Die Umwälzbarkeit bzw. Inzidenz der Mehrwertsteuer hängt vom Verhältnis der Güterangebots- und Nachfrageelastizitäten ab und ist von Gut zu Gut unterschiedlich. Kann ein Unternehmen die Mehrwertsteuer nicht vollständig auf die Preise umwälzen, ergibt sich ein Kostendruck, der sich negativ auf die Arbeitsnachfrage auswirkt. Die Annahme voller Umwälzbarkeit bedingt eine Überschätzung der Effekte einer Mehrwertsteuererhöhung auf das Arbeitsangebot.

Abbildung 2.2: Wirkung der unterschiedlichen Abgaben auf die Budgetrestriktion



Anmerkungen: Die Grafiken zeigen den Bruttolohn ohne und mit Arbeitgebersozialbeiträgen. Die erste Grafik zeigt den Effekt einer stilisierten Einkommensteuer auf die Budgetrestriktion, die zweite den der Sozialversicherungsbeiträge, die dritte den der Mehrwertsteuer und die vierte den Gesamteffekt der drei Abgaben.

misst sich als Ausgaben- bzw. Verbrauchsteuer nicht am Einkommen, sondern am Konsum. Die wesentlichen Unterschiede zwischen Einkommen- und Ausgabensteuern bestehen zum einen darin, dass Ausgabensteuern Kapitalerträge nicht belasten und zum anderen, dass sie zu einem anderen Zeitpunkt anfallen (Homburg, 2000). In

der Wirkung auf das Arbeitsangebot unterscheiden sich die deutsche Einkommen- und Mehrwertsteuer im Wesentlichen durch die Gestaltung des Steuertarifs. In Grafik 3 in Abbildung 2.2 wird vereinfachend unterstellt, dass es einen Minimalkonsum in Höhe von 500 € gibt und vom Nettoeinkommen zudem 70% ausgegeben werden, die mit 16% Mehrwertsteuer belastet sind. Die Budgetrestriktion verschiebt sich dadurch leicht gedreht nach unten.

Die stilisierten Budgetrestriktionen erlauben erste Aussagen darüber, wie sich Änderungen der Abgabenstruktur auf die Konsummöglichkeiten bei unterschiedlichen Erwerbsumfängen auswirken. Die Einkommensteuer belastet hohe Einkommen am stärksten, während die Grenzbelastung durch Sozialbeiträge oberhalb der Beitragsbemessungsgrenzen Null ist. Geringe Einkommen sind von der Einkommensteuer befreit und durch Sozialbeiträge nur gering belastet, während die Mehrwertsteuer auch bei geringem oder keinem Arbeitseinkommen gezahlt werden muss, die Grenzbelastung bei höheren Einkommen jedoch abnimmt.

Die vierte Grafik in Abbildung 2.2 zeigt schließlich den Gesamteffekt der drei Abgaben auf die Budgetrestriktion, d. h. das Nettoarbeitsentgelt, welches letztlich die Randbedingung der nutzenmaximalen Arbeitsangebotsentscheidung darstellt. Die Summe der stilisierten Effekte von nur drei Komponenten des Steuer-Transfer-Systems ergibt eine Budgetrestriktion mit mehreren Knicken und unterschiedlichen Steigungen. In Abschnitt 3.2.5 werden reale Budgetrestriktionen für unterschiedliche Haushaltstypen gezeigt.

Wie das Arbeitsangebot einzelner Haushaltstypen auf die Änderung der Abgabenstruktur reagiert, ist – wie bereits oben im Modell ohne Abgaben erläutert – theoretisch unbestimmt. Die Nutzenfunktion  $U$  wird daher im Rahmen eines Angebotsmodells empirisch geschätzt. Verhaltensreaktionen infolge von Regeländerungen können anschließend auf Basis der Schätzung simuliert werden.

## **2.2 Umfang einzelner Einnahmen und Ausgaben der öffentlichen Hand**

Der Staat benötigt Einnahmen, um öffentliche Güter wie Bildung und Infrastruktur bereitzustellen und einkommensarmen Haushalten eine Mindestsicherung zu bieten.

Diese Einnahmen teilen sich auf einen breiten Katalog unterschiedlicher Steuerarten auf. Dabei unterscheidet man direkte Steuern auf Einkommen und Vermögen und indirekte Steuern auf die Einkommensverwendung.

Staatliche Transfers dienen der Mindestsicherung oder anderen sozialpolitischen Zielen wie der Förderung der Fertilität. Nimmt man an, dass für das Erwerbsverhalten von Personen letztlich die aus Steuern und Transfers resultierende Budgetrestriktion relevant ist, ist die Unterscheidung rein begrifflicher Natur. Transfers können entsprechend als negative Steuern betrachtet werden.<sup>7</sup>

Die allgemeinen Lebensrisiken Arbeitslosigkeit, Altersarmut, Krankheit und Pflegebedürftigkeit werden in Deutschland vornehmlich durch gesetzliche Sozialversicherungen versichert, in die ein Großteil der Erwerbstätigen Pflichtbeiträge zu leisten hat, so dass diese Sozialbeiträge eher den Charakter einer Steuer als den einer Versicherung haben. Im Unterschied zu Steuern stehen den Sozialabgaben jedoch Leistungen gegenüber, auf die ohne Zahlung der Beiträge kein Anspruch bestünde.

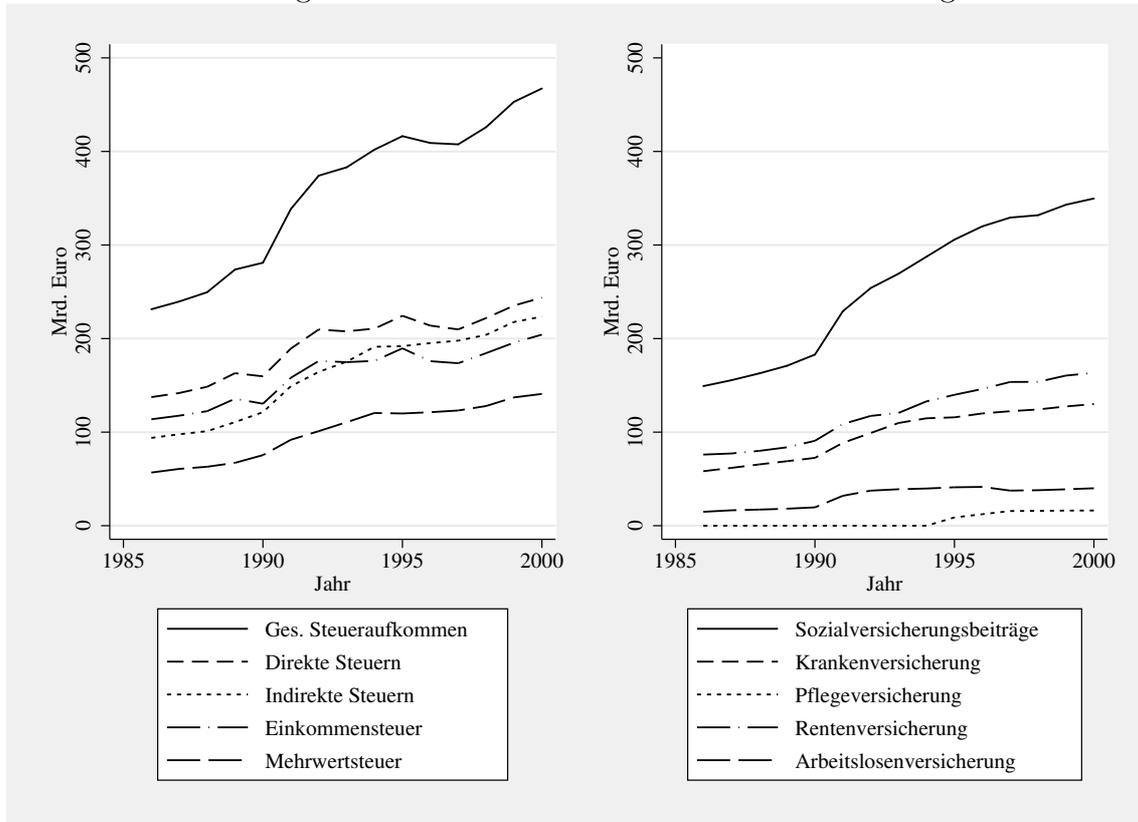
In dieser Arbeit wird der Einfluss von Änderungen bestimmter Typen von Steuern, Transfers und Sozialabgaben auf das Erwerbsverhalten untersucht. Dabei können nicht alle Steuerarten einbezogen werden. Abbildung 2.3 zeigt die Entwicklung des Einkommensteuer- und Mehrwertsteueraufkommens sowie der Sozialversicherungsbeiträge, denen eine besondere quantitative Bedeutung zukommt. Das Steueraufkommen beträgt 2002 etwa 475 Mrd. €. Der Anteil der indirekten Steuern am Gesamtaufkommen hat sich in den letzten Jahren dem der direkten Steuern angenähert. Den Großteil der direkten Steuern macht die Einkommensteuer und davon die Lohnsteuer aus, deren Aufkommen seit 2002 das der Mehrwertsteuer übertrifft, die wiederum den größten Anteil an den indirekten Steuern ausmacht.

Sozialversicherungsbeiträge werden zur Hälfte von Arbeitgebern und Arbeitnehmern gezahlt. Unterstellt man jedoch, dass im Unternehmenskalkül die Lohnkosten der

---

<sup>7</sup> So sieht der Familienleistungsausgleich für Familien mit Kindern wahlweise eine Steuersenkung durch Kinderfreibeträge oder den Transfer Kindergeld vor. Lohnsubventionen werden in manchen Ländern ausgezahlt, in anderen in Form von Steuerboni (tax credits) gewährt. In der Wahrnehmung der Begriffe Sozialleistung und Steuerbonus gibt es allerdings einen Unterschied. So wird Sozialhilfebezug von manchen als stigmatisierend empfunden und auf deren Bezug mitunter freiwillig verzichtet.

Abbildung 2.3: Aufkommen an Steuern und Sozialbeiträgen



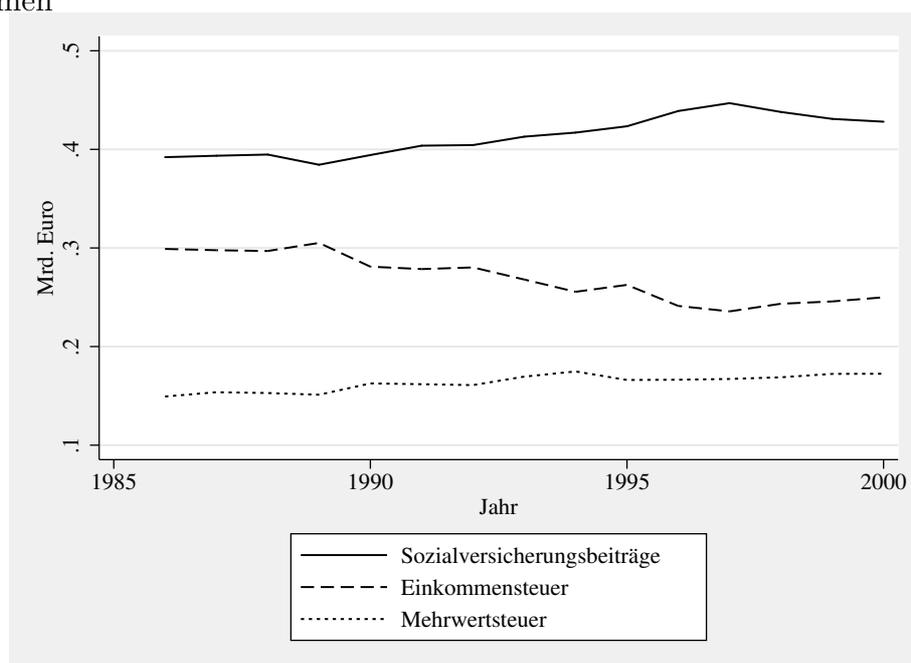
Anmerkungen: Bis 1990 beziehen sich die Werte auf die alten Bundesländer, ab 1991 auf Gesamtdeutschland.  
 Quelle: Bundesministerium der Finanzen (2001) sowie Statistische Jahrbücher für die Bundesrepublik Deutschland (Statistisches Bundesamt, div. Jg.).

Wertschöpfung der Arbeit entsprechen und dass es für den Unternehmer keinen Unterschied macht, ob er einen Teil der Lohnkosten an die Sozialversicherungsträger überweist oder direkt an den Beschäftigten, dann mindern die Lohnnebenkosten das Nettoarbeitsentgelt der Arbeitnehmer in vollem Umfang. Der Arbeitnehmer trägt also in diesem Fall die vollen Sozialbeiträge. Abbildung 2.3 zeigt die Aufkommensentwicklung der Sozialversicherungen. Dabei fällt insbesondere der Anstieg der Kranken- und Rentenversicherungsbeiträge ins Auge, die im Jahr 2000 gemeinsam 84% der Beiträge insgesamt ausmachen.

Addiert man Steueraufkommen und Sozialversicherungsbeiträge zur Summe der Abgaben und berechnet man die Anteile der Einkommen- und Mehrwertsteuer sowie

der Sozialbeiträge, ergibt sich die Entwicklung der Steuern und Abgaben in Abbildung 2.4. Während die Anteile der Sozialbeiträge und der Mehrwertsteuer tendenziell gestiegen sind, nimmt die Bedeutung der Einkommensteuer ab. Was folgt daraus für das Arbeitsangebotverhalten? Abbildung 2.2 zeigte, dass hohe Einkommen stark durch die Einkommensteuer und weniger stark durch Sozialversicherungsbeiträge und Mehrwertsteuern belastet sind. Ein Trend weg von der Einkommensteuer entlastet entsprechend vorrangig hohe Einkommen, sofern eine Senkung des Spitzensteuersatzes erfolgt. Ob daraus ein höheres Arbeitsangebot der Spitzenverdiener resultiert, ist aufgrund der gegenläufigen Einkommens- und Substitutionseffekte eine empirische Frage und Thema dieser Arbeit.

Abbildung 2.4: Anteile der hier betrachteten Aufkommen am gesamten Abgabenaufkommen



Anmerkungen: Bis 1990 beziehen sich die Werte auf die alten Bundesländer, ab 1991 auf Gesamtdeutschland.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten in Bundesministerium der Finanzen (2001) und der Statistischen Jahrbücher für die Bundesrepublik Deutschland (Statistisches Bundesamt, div. Jg.).

## 2.3 Methode der Mikrosimulation

Simulationsmethoden in den Sozialwissenschaften lassen sich allgemein als eine Art der Modellierung verstehen, in der komplexe Zusammenhänge vereinfacht und formalisiert werden, so dass der Einfluss einzelner Größen oder Modellkomponenten auf Ergebnisgrößen abgebildet werden kann. So wird in ökonomischen Modellen beispielsweise der Einfluss von Lohnänderungen auf die Beschäftigung simuliert. Simulationsmethoden dienen dabei zum einen dem besseren Verständnis von Wirkungszusammenhängen und zum anderen der Prognose der Ergebnisgrößen unter veränderten Bedingungen.<sup>8</sup>

Simulationsmodelle unterscheiden sich nach ihrem Aggregationsgrad. So können sie Zusammenhänge auf der Ebene gesamtwirtschaftlicher Größen, auf Branchenebene oder auf der Ebene einzelner Wirtschaftssubjekte abbilden. In dieser Arbeit liegt der Schwerpunkt auf der Darstellung, wie sich Änderungen im Steuer-Transfer-System auf unterschiedliche Haushalte auswirken. Entsprechend ist eine disaggregierte Analyse erforderlich, welche durch so genannte Mikrosimulationsmodelle möglich ist. Auf der Grundlage von Mikrodaten (z. B. auf Personen-, Haushalts- oder Unternehmensebene) simulieren Mikrosimulationsmodelle die Effekte von Änderungen der Rahmenbedingungen (z. B. gesetzlicher Regelungen) auf jede einzelne Beobachtungseinheit.

Simulationsmodelle können die Interaktionen zwischen den Sektoren einer gesamten Volkswirtschaft abbilden oder sich auf die Darstellung eines Partialmarktes bzw. der ökonomischen Rahmenbedingungen einzelner Wirtschaftssubjekte beschränken. Es besteht ein Trade-off zwischen dem Aggregationsgrad und der Komplexität der modellierten wirtschaftlichen Zusammenhänge: je umfassender die abgebildete Ökonomie, desto schwieriger ist die Disaggregation. Mikrosimulationsmodelle beziehen sich auf die Situation einzelner Wirtschaftssubjekte, beschränken sich aber in der Regel auf die Abbildung einzelner Partialmärkte. Sie lassen daher nur die Simulation von Maßnahmen zu, die keine oder hinreichend geringe gesamtwirtschaftliche

---

<sup>8</sup> Gilbert und Troitzsch (1999) geben einen allgemeinen Überblick über die Anwendung von Simulationsmethoden in den Sozialwissenschaften.

Rückkopplungen erwarten lassen.<sup>9</sup>

Schließlich unterscheidet man statische und dynamische Simulationsmodelle. Statische Modelle beziehen sich auf einen Zeitpunkt. Ergebnisse von Simulationen von Politikänderungen beziehen sich entsprechend auf den Zustand nach Abschluss aller Anpassungsreaktionen. Sie basieren auf Querschnittsdaten, die mitunter durch Anpassungen der Hochrechnungsfaktoren und Diskontierung auf ein anderes Jahr als das Erhebungsjahr fortgeschrieben werden. Dynamische Modelle bilden die Übergänge der Beobachtungseinheiten zwischen verschiedenen Zuständen über die Zeit ab. Sie basieren auf Paneldaten oder zumindest Querschnittsdaten mehrerer Jahre. Nachteile dynamischer Modelle liegen neben dem höheren Datenbedarf in der teilweise fehlenden theoretischen Fundierung, dem Modellierungsaufwand und der schwierigen Validierung (vgl. Harding, 2000, und O'Donoghue, 2001). Die Eignung des Modelltyps hängt somit von der zugrunde liegenden Fragestellung ab. Steht beispielsweise der langfristige Anpassungsprozess infolge einer Politikänderung im Vordergrund, sind dynamische Modelle vorzuziehen. Geht man davon aus, dass die Anpassung hinreichend schnell abgeschlossen sein wird und legt man größeren Wert auf andere Modelldetails, fällt die Wahl auf statische Modelle.

Unter den statischen Mikrosimulationsmodellen werden Modelle ohne Verhaltensanpassung (arithmetic oder accounting models) und mit Verhaltensanpassung (behavioural models) unterschieden (vgl. Creedy und Duncan, 2002). Modelle ohne Verhaltensanpassung simulieren die unmittelbaren Effekte (impact oder morning after Effekte) einer Politikänderung, während Modelle mit Verhaltensanpassung mikroökonomisch geschätzte Verhaltensgleichungen beinhalten, etwa ein Arbeitsangebotsmodell, das es ermöglicht, die Reaktion des individuellen Arbeitsangebotes auf eine Steueränderung zu prognostizieren.

Besonders häufige Anwendung finden statische Modelle zur Simulation von Steuern und Transfers auf Individual- und Haushaltsebene. Durch die Komplexität realer

---

9 Dagegen liegt der Analyseschwerpunkt gesamtwirtschaftlicher ökonomischer Modelle oder berechenbarer allgemeiner Gleichgewichtsmodelle auf den Interaktionen der gesamten Volkswirtschaft. Dies ermöglicht die Simulation großer Reformen, allerdings zum Preis des höheren Aggregationsgrades. So ist der Firmensektor häufig auf Branchenebene aggregiert und Haushalte sind zu Haushaltstypen zusammen gefasst. Gesamtwirtschaftliche Modelle können auf Basis der Ergebnisse von Mikrosimulationsmodellen fundiert und erweitert werden.

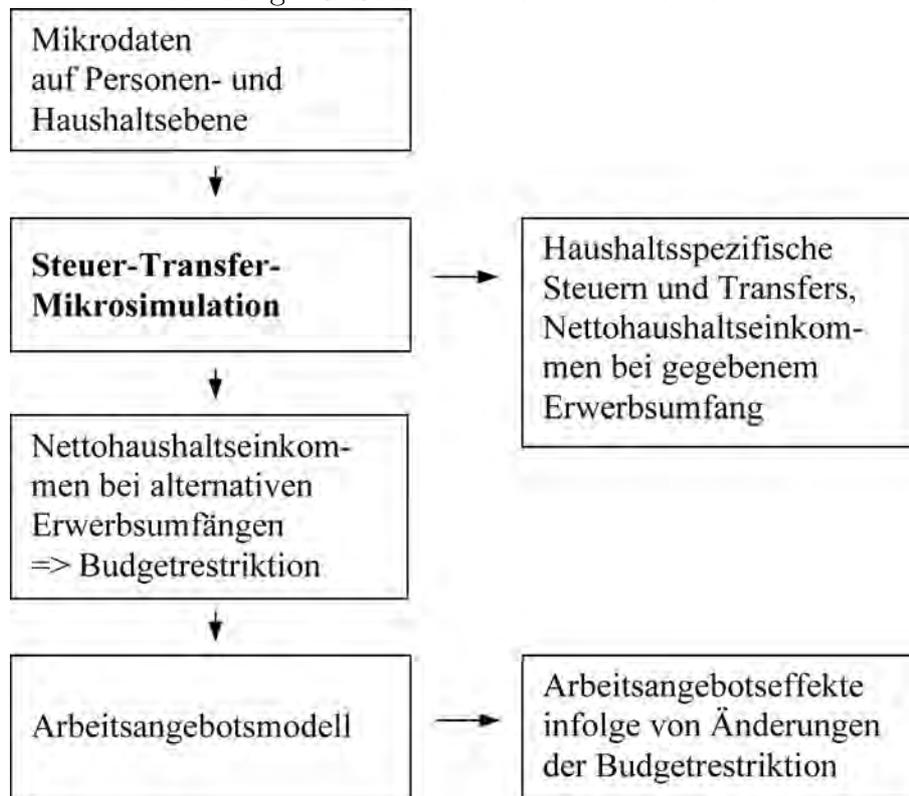
Steuer-Transfer-Systeme, deren einzelne Komponenten überdies miteinander interagieren, sind die Effekte von Regelungsänderungen häufig nur im Kontext zu analysieren. Mit der Verfügbarkeit umfassender Individualdatensätze wurden in den letzten 15 Jahren in vielen Ländern Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodelle (STM-Modelle) entwickelt, die die Steuerbelastung und die Transferansprüche einzelner Haushalte eines Datensatzes berechnen. Implementiert man eine Regelungsänderung, dann lassen sich für jeden Haushalt die Effekte auf andere Steuer- und Transferkomponenten sowie das Nettohaushaltseinkommen insgesamt berechnen. Dies ermöglicht zum einen die Hochrechnung der unmittelbaren Änderungen auf den durch die Simulationsstichprobe repräsentierten Teil der Bevölkerung, zum anderen die Betrachtung der Verteilungseffekte, d. h. welche Haushaltstypen in welchem Maße betroffen sind.

Abbildung 2.5 zeigt eine weitere Anwendung von STM-Modellen. Lassen sich anhand eines STM-Modells die Nettohaushaltseinkommen der Individuen für alternative Erwerbsumfänge simulieren, dann kann es um ein Arbeitsangebotsmodell erweitert werden. Auf dessen Basis können wiederum die Arbeitsangebotseffekte infolge von Änderungen der Budgetrestriktionen prognostiziert werden.

Dokumentierte Beispiele für STM-Modelle sind GMOD (Wagenhals, 1999), SIMTRANS (Kaltenborn, 1998) und STSM (Jacobebbinghaus und Steiner, 2003). Die folgenden Abschnitte beschreiben die Konstruktion und Anwendungsmöglichkeiten der Steuer-Transfer-Mikrosimulation bezogen auf das deutsche Steuer-Transfer-System.

In der mikroökonomischen Theorie wird unterstellt, dass Haushalte ihren Nutzen aus Konsum und Freizeit maximieren, wobei sie einer Budgetrestriktion unterliegen, die durch ihre Bruttoeinkünfte und das Steuer-Transfer-System bestimmt wird (vgl. z. B. Franz, 2003 und Abschnitt 2.1). Ist ein STM-Modell in der Lage das Nettohaushaltseinkommen und somit die Konsummöglichkeiten bei alternativen Erwerbsumfängen zu bestimmen, dann kann es um ein Arbeitsangebotsmodell erweitert werden, anhand dessen Prognosen der Änderungen des individuellen Arbeitsangebots möglich sind. Dazu unterstellt man zunächst eine funktionale Form der Nutzenfunktion mit den Argumenten Konsum und Freizeit und schätzt anschließend deren Parameter. Dabei kommen zunehmend diskrete Schätzmethoden zum Einsatz (z. B.

Abbildung 2.5: Steuer-Transfer-Mikrosimulation



Van Soest, 1995). Es wird unterstellt, dass die Individuen ihren Nutzen über eine diskrete Menge von Arbeitszeitalternativen  $h$  optimieren, z. B.  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40\}$ . Dies erlaubt die Abbildung komplexer Budgetrestriktionen, die insbesondere bei der Modellierung einer gemeinsamen Arbeitsangebotsentscheidung von Paaren mit stetigen Methoden nicht in der gleichen Differenziertheit möglich ist.

Bei Paaren wird traditionell die Maximierung einer gemeinsamen Nutzenfunktion beider Partner unterstellt (unitary model). In neueren verhandlungstheoretischen Ansätzen wird die Verhandlungsmacht beider Partner berücksichtigt und so auch die Allokation innerhalb des Haushalts erklärt (z. B. collective model, vgl. Chiappori, 1992; für eine Anwendung siehe Beninger, Laisney und Beblo, 2003). Dies ermöglicht die Untersuchung der Verteilungswirkungen von Regelungsänderungen nicht nur zwischen den Haushalten, sondern auch innerhalb der Haushalte. Dadurch erweitert sich insbesondere die Analysemöglichkeit geschlechterspezifischer Auswir-

kungen von Reformen des Steuer-Transfer-Systems.

Diskrete Arbeitsangebotsmodelle schätzen die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt eine bestimmte Arbeitszeitkategorie wählt, in Abhängigkeit von verschiedenen Haushaltsmerkmalen und den haushaltsspezifischen Budgetrestriktionen. Änderungen der Budgetrestriktionen veranlassen Haushalte, in eine andere Arbeitszeitalternative zu wechseln. Die Übergangswahrscheinlichkeiten aus der Ausgangsalternative in eine andere lassen sich für jeden Haushalt separat schätzen (Duncan und Weeks, 2000) und anschließend aggregieren. Dies ermöglicht die Prognose von Partizipations-, Arbeitszeit- und Einkommenseffekten auf beliebiger Aggregations-ebene.

STM-Modelle eignen sich insbesondere zur Ex-ante-Analyse der Auswirkungen von Änderungen im Steuer-Transfer-System auf einzelne Haushalte. Es kann untersucht werden, wie viele Haushalte welchen Typs in welchem Maße von einer Regelungsänderung betroffen sind. Weiterhin kann simuliert werden, wer in den Genuss einer Regelungsänderung kommen könnte, falls er sein Verhalten entsprechend anpasst. Dies ist insbesondere dann relevant, wenn die Regelungsänderung eine Verhaltensänderung zum Ziel hat, z. B. eine Änderung des Erwerbsverhaltens.

Anhand geschätzter Verhaltensgleichungen lassen sich zudem Prognosen über die zu erwartenden Verhaltensänderungen erstellen. Die oben dargestellten Arbeitsangebotsmodelle erlauben jedoch lediglich die Prognose der Effekte von Änderungen der permanenten Komponenten der Budgetrestriktion, da in statischen Arbeitsangebotsmodellen eine langfristige Erwerbsentscheidung modelliert wird. Arbeitsangebotseffekte von Änderungen befristeter Leistungen, Bezugsdauern oder Sperrzeiten, wie z. B. beim Arbeitslosengeld, lassen sich daher in diesem Modellrahmen nicht untersuchen. Weiterhin ist zu beachten, dass die Prognosefähigkeit ökonomischer Modelle mit dem Umfang der simulierten Änderungen abnimmt. Die zu simulierenden Änderungen der Budgetrestriktionen sollten daher hinreichend gering sein.

Durch die Möglichkeit der Hochrechnung simulierter Steuer- oder Transferänderungen auf den durch die Simulationsstichprobe repräsentierten Teil der Gesamtbevölkerung unterstützen STM-Modelle zudem die Prognose fiskalischer Wirkungen von Regelungsänderungen. Aus Einsparungen infolge von Kürzungen eines Transfers resultieren oftmals Mehrausgaben an anderer Stelle. Erst durch die Modellierung des

Gesamtsystems wird eine Quantifizierung der Nettoeffekte möglich (vgl. Kaltenborn, 2003b).

Der hohe Grad an Disaggregation bei STM-Modellen ermöglicht differenzierte Verteilungsanalysen. Sie erschwert aber auf der anderen Seite die Erweiterung um Modellkomponenten, die gesamtwirtschaftliche Effekte abbilden. Inwieweit beispielsweise die Änderungen des präferierten Erwerbsumfanges in Änderungen der Beschäftigungsverhältnisse münden, lässt sich nur auf Basis weiterer Annahmen bezüglich des Arbeitsmarktes (Flexibilität der Löhne, Elastizität der Arbeitsnachfrage etc.) schätzen (vgl. Steiner und Jacobebbinghaus, 2003). Simulationen mit Partialmodellen eignen sich nur für Regelungsänderungen, die geringe gesamtwirtschaftliche Rückkopplungseffekte erwarten lassen.

Neben der Prognose von Einkommens- und Verhaltenseffekten dienen STM-Modelle auch der Analyse des Steuer-Transfer-Systems im Status quo. So lautet die zentrale Frage bei der Betrachtung der Anzeizeffekte des Steuer-Transfer-Systems, wie viel zusätzlichen Konsum ein zusätzlich verdienender Euro Bruttoarbeitslohn erlaubt. Die implizite Grenzbelastung von Arbeitslohn ergibt sich aus den Transferentzugsraten verschiedener Transfers und den Grenzbelastungen mit Sozialversicherungsbeiträgen und Steuern. STM-Modelle sind in der Lage, diese Grenzbelastungskurven für unterschiedliche Haushaltstypen darzustellen (vgl. Kaltenborn, 2003a). Eine weitere Anwendung ergibt sich, wenn eine Ex-post-Evaluation zeigt, dass eine Regelungsänderung in der Vergangenheit nicht die gewünschte Wirkung erzielt hat. Anhand von Simulationen lässt sich untersuchen, ob der anvisierte Personenkreis tatsächlich im erwarteten Ausmaß durch die Maßnahme betroffen ist und auf welche Art die Maßnahme gegebenenfalls modifiziert werden kann.

STM-Modelle sind ein wichtiges Instrument zur Untersuchung der Verteilungseffekte, der Kosten und der Beschäftigungseffekte von Änderungen im Steuer-Transfer-System. Da sie auf Individualdaten basieren, erlauben sie eine feine Differenzierung nach Personengruppen, beispielsweise nach Geschlecht, Region und Einkommensniveau, die nur durch die Fallzahl der Datenbasis begrenzt ist. Sie können sowohl zur Analyse des bestehenden Steuer-Transfer-Systems einschließlich der Effekte bereits in der Vergangenheit umgesetzter Regelungsänderungen als auch zur Ex-ante-Prognose hypothetischer Regelungsänderungen eingesetzt werden. Da es sich in der

Regel um Partialmarktmodelle handelt, sollten Regelungsänderungen untersucht werden, deren gesamtwirtschaftliche Rückkopplungseffekte gering sind.

Die Konstruktion eines geeigneten STM-Modells kann je nach Fragestellung aufwändig sein. Greift man auf ein bestehendes Modell zurück, sollte gewährleistet sein, dass die relevanten rechtlichen Regelungen hinreichend genau abgebildet werden, die Simulationsstichprobe alle betroffenen Haushalte abdeckt und die Fallzahl hinreichend groß ist, insbesondere wenn nur ein eng abgegrenzter Personenkreis von der zu untersuchenden Maßnahme betroffen ist.

### 3 Mikrosimulation von Steuern und Transfers

In Abschnitt 2.1 wird gezeigt, dass das Arbeitsangebot einer Person von deren Präferenzen und deren Budgetrestriktion abhängt, die durch das Steuer-Transfer-System festgelegt ist. Dieses Kapitel ist der Beschreibung des deutschen Steuer-Transfer-Systems und dessen Abbildung durch Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodelle gewidmet. In Kapitel 4 werden anschließend anhand eines geschätzten Arbeitsangebotsmodells die Präferenzen der Haushalte untersucht.

Gegenstand dieses Kapitels ist also die Frage, wie sich die Konsummöglichkeiten einer Person in Abhängigkeit von deren Erwerbsverhalten und in Abhängigkeit von Regeländerungen wie einer Steuerreform ändern. Die Budgetrestriktion hängt neben den rechtlichen Regelungen zum einen von individuellen Merkmalen der Person ab, wie der Produktivität bzw. dem erzielbaren Stundenlohn und zum anderen von Haushaltsmerkmalen wie dem Familienstand oder der Anzahl der Kinder im Haushalt. Sie unterscheidet sich somit von Person zu Person. Will man Aussagen über die hypothetische Abgabenbelastung der Personen in unterschiedlichen Erwerbssituationen machen, die für die Gesamtbevölkerung oder eine Teilpopulation Gültigkeit haben, muss man die spezifischen Belastungen von Personen eines repräsentativen Individualdatensatzes bestimmen. Dies erfolgt in dieser Arbeit anhand eines STM-Modells auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Bevor die konkrete Umsetzung beschrieben wird, werden zunächst verschiedene grundsätzliche Aspekte aufgeführt, die bei der Konstruktion von STM-Modellen zu beachten sind.

#### 3.1 Zur Konstruktion von Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodellen

Grundsätzlich gilt, dass der Konstruktionsaufwand maßgeblich von der Fragestellung abhängt. Möchte man beispielsweise die unmittelbaren Verteilungseffekte einer Kindergelderhöhung bestimmen, bei der das zusätzliche Kindergeld auf keine weiteren Transfers angerechnet wird, dann lässt sich das neue Nettohaushaltseinkommen relativ genau durch einfache Addition der Erhöhung pro kindergeldberechtigtem Kind bestimmen. Datenbedarf und Programmieraufwand sind entsprechend gering. Soll

die Erhöhung aber auf die Sozialhilfe angerechnet werden oder sollen gleichzeitig die Kinderfreibeträge angepasst werden, dann ist ein komplexes STM-Modell erforderlich. Oftmals ist die Untersuchung einer neuen Fragestellung mit einem für andere Ziele entwickelten STM-Modell nicht direkt möglich und erfordert Erweiterungen betroffener Komponenten.

**Auswahl der zu berücksichtigenden rechtlichen Regelungen:** Die Entwicklung eines universellen STM-Modells, das für alle deutschen Haushalte sämtliche Steuern und Transfers simuliert, scheitert sowohl am zu hohen Programmieraufwand als auch mangels adäquater Mikrodaten, die alle erforderlichen Informationen beinhalten. Es stellt sich demnach zunächst die Frage, welche Regelungen für welchen Personenkreis abgebildet werden sollen. Beispielsweise stehen bei der Untersuchung der Verteilungswirkungen einer Regelungsänderung deren Auswirkung auf das Nettohaushaltseinkommen im Vordergrund. Wesentliche Komponenten, die die Nettohaushaltseinkommen der Mehrzahl der deutschen Haushalte bestimmen, sind die Einkommensteuer, der Solidaritätszuschlag, Sozialversicherungsbeiträge, Arbeitslosengeld und -hilfe, Sozialhilfe, Wohngeld und das Kindergeld. Daneben gibt es eine Reihe von Einkommenskomponenten, die nur bestimmte Personen beziehen, z. B. Renten, BAföG oder Erziehungsgeld. Die Frage, welche Regelungen abzubilden sind, ist demnach eng verbunden mit der Frage, für welchen Personenkreis simuliert werden soll. Weiterhin ist zu entscheiden, welche Regelungen für die zu untersuchenden Fragestellungen bedeutend und welche vernachlässigbar sind. So sind das Einkommensteuerrecht und das Sozialrecht sehr umfassend und der zusätzliche Nutzen der Implementierung weiterer Details abnehmend. Eine natürliche Grenze für die Abbildung von Detailregelungen stellt der Informationsgehalt der zur Verfügung stehenden Daten dar.

**Simulationsstichprobe:** Der Personenkreis, für den Steuern und Transfers simuliert werden, wird im Folgenden als Simulationsstichprobe bezeichnet. Ist man lediglich an den Auswirkungen von Regelungen auf einen bestimmten Personenkreis interessiert, vereinfacht dies die Konstruktion des STM-Modells mitunter erheblich. Lassen sich beispielsweise Rentner oder Selbstständige von vornherein aus der Betrachtung ausschließen, kann auf die Implementierung der nur diese Personen

betreffenden Regelungen z. B. des Einkommensteuerrechtes verzichtet werden.

**Daten:** Nach der Festlegung der zu simulierenden Regelungen und der Simulationsstichprobe ist eine geeignete Datengrundlage zu wählen. Zum einen kann eine Haushaltsbefragung durchgeführt werden. Ihr Vorteil besteht darin, dass sämtliche für das geplante STM-Modell relevanten Informationen erfragt werden können. Nachteilig sind dagegen die hohen Kosten einer solchen Erhebung, insbesondere wenn sie zu einem späteren Zeitpunkt aktualisiert werden soll. Eine Alternative bieten verschiedene, in Deutschland regelmäßig erhobene Mikrodatensätze. Für die Simulation von Einkommensteuer und Transfers bietet sich das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) an, das seit 1984 jährlich erhoben wird und dessen letzte Welle schon etwa ein Jahr nach der Erhebung verfügbar ist. Im Jahr 2004 nahmen 22.012 Personen in 11.796 Haushalten an der Befragung teil, die sich auf die gesamte Bevölkerung in den Privathaushalten Deutschlands hochrechnen lassen. Damit liegt die Fallzahl deutlich über der im Europäischen Haushaltspanel (ECHP), das zudem weniger Einkommensinformationen enthält. Das Niedrigeinkommenspanel (NIEP) stellt eine Alternative dar, wenn sich die Simulationen auf Haushalte mit niedrigem Einkommen beschränken. Sechs Befragungswellen zwischen 1998 und 2002 enthalten zwischen 1212 und 1922 Haushalte. Die faktisch anonymisierten Mikrozensen weisen mit etwa 500.000 Personen die höchste Fallzahl auf. Sie enthalten jedoch beschränkte Einkommensinformationen, die Erhebungen verschiedener Jahre lassen sich nicht verknüpfen und die Mikrodaten sind in der Regel erst mit mehrjähriger Verzögerung verfügbar. Schließlich seien noch die Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) genannt, die in 5-jährigem Abstand erhoben werden. Im Jahre 1998 enthielten die faktisch anonymisierten Mikrodaten etwa 50.000 Haushalte. Neben umfassenden Angaben zu den Einnahmen enthalten die EVS auch Angaben über Vermögen und Ausgaben der Haushalte. Anhand der Ausgaben lassen sich prinzipiell die Belastungen der Haushalte mit Verbrauchsteuern berechnen. Allerdings sind die Ausgaben in Kategorien zusammengefasst, so dass eine Zuordnung von Verbrauchsteuern zusätzliche Annahmen erfordert (vgl. Abschnitt 3.3). Neuere Mikrodatensätze zur Steuer-Transfer-Simulation sind die Einkommensteuerstatistik (FAST) und die Sozialhilfestatistik, die von den Statistischen Ämtern als faktisch anonymisierte Einzeldaten angeboten werden.

**Imputationen:** Ist kein Mikrodatensatz verfügbar, der alle notwendigen Informationen enthält, können einzelne Variablen auf der Basis eines zweiten Datensatzes imputiert werden. Dazu wird die zu imputierende Variable auf Basis des zweiten Datensatzes durch Variablen, die in beiden Datensätzen vorhanden sind, erklärt und anschließend wird ihr Wert im Hauptdatensatz prognostiziert. Ein weiterer Grund für Imputationen liegt in fehlenden Werten, da insbesondere bei Haushaltsbefragungen, deren Teilnahme freiwillig ist, bestimmte Fragen von vielen Befragten nicht beantwortet werden. Die Imputation fehlender Werte erfolgt analog zur Imputation fehlender Variablen, allerdings ist keine weitere Datenquelle notwendig, da die Prognose auf Basis der vorhandenen Werte im selben Datensatz erfolgen kann.

Weiterhin werden Imputationen erforderlich, wenn Steuern und Transfers nicht nur bei gegebener Erwerbsbeteiligung, sondern auch bei alternativen Erwerbsumfängen simuliert werden sollen. Hierzu muss man Annahmen darüber treffen, welcher Bruttoarbeitslohn bei unterschiedlichen Arbeitszeiten erzielt wird. Vereinfachend lässt sich ein vom Erwerbsumfang unabhängiger Stundenlohn unterstellen. Für im Status quo nicht erwerbstätige Personen ist der Stundenlohn in der Regel in den Daten nicht enthalten und muss folglich geschätzt werden (vgl. Abschnitt 3.2.6).

**Hochrechnung:** Anhand von Hochrechnungsfaktoren lassen sich simulierte Einkommenseffekte auf die Grundgesamtheit der Simulationsstichprobe oder beliebige Teilstichproben aggregieren. Die oben vorgestellten Mikrodatensätze enthalten bereits Hochrechnungsfaktoren, die dem jeweiligen Erhebungsverfahren und dem selektiven Antwortverhalten der Befragten Rechnung tragen. Diese müssen jedoch modifiziert werden, falls wegen fehlender Angaben, die nicht sinnvoll ersetzt werden können, Haushalte von der Analyse ausgeschlossen werden müssen, wodurch die Repräsentativität der Daten nicht mehr gegeben ist. Da in STM-Modellen in der Regel eine große Anzahl von Variablen Verwendung findet, kann der resultierende Ausfall an Beobachtungen erheblich sein. Die Modifikation der Hochrechnungsfaktoren der verbleibenden Beobachtungen erfolgt beispielsweise dadurch, dass zunächst deren Nichtausfallwahrscheinlichkeiten entweder zellenspezifisch oder per Regression geschätzt werden. Anschließend werden die Hochrechnungsfaktoren durch die Nichtausfallwahrscheinlichkeiten dividiert, wodurch die verbleibenden Beobachtun-

gen entsprechend des Ausfalls ähnlicher Beobachtungen stärker gewichtet werden.<sup>10</sup>

**Fortschreibung der Datenbasis:** In manchen Fällen stimmt das Erhebungsjahr der Daten nicht mit dem Jahr überein, für das simuliert werden soll. Monetäre Größen können anhand geeigneter Indizes fortgeschrieben werden. Einer Änderung in der Bevölkerungsstruktur zwischen Erhebungs- und Simulationsjahr wie z. B. einem Anstieg der Arbeitslosenzahl kann durch eine Anpassung der Hochrechnungsfaktoren begegnet werden (vgl. McCrae, 1999).

**Validierung:** Infolge fehlender Informationen in den Daten und vereinfachender Annahmen zur Begrenzung der Kosten der Implementierung stellt sich die Frage der Genauigkeit der simulierten Größen. Eine Möglichkeit der Validierung eines STM-Modells bietet der Vergleich der simulierten Werte mit Werten, die in der Befragung erhoben werden. Wird beispielsweise anhand eines STM-Modells auf Basis des SOEP der Sozialhilfeanspruch eines Haushalts im Status quo simuliert, kann dieser Wert mit der entsprechenden Angabe im SOEP verglichen werden. Bei der Interpretation der Unterschiede muss jedoch berücksichtigt werden, dass zum einen die Angaben der Befragten nicht immer den wahren Werten entsprechen und zum anderen die Variablen im Datensatz u. U. anders bzw. nicht eindeutig definiert sind. So ist unklar, ob Haushalte im SOEP bei der Frage nach der erhaltenen Sozialhilfe einmalige Leistungen oder den besonderen Mietzuschuss mit einrechnen oder nicht. Weiterhin ist zu berücksichtigen, dass nicht jeder Anspruchsberechtigte auch tatsächlich Sozialhilfe bezieht.

Eine weitere Möglichkeit der Validierung von STM-Modellen stellt die Hochrechnung der für den Status quo simulierten Werte und der anschließende Vergleich mit anderen Quellen, z. B. mit Aggregaten der amtlichen Statistik, dar. Da sich die simulierten Werte in der Regel nicht auf die Gesamtbevölkerung, sondern auf eine enger abgegrenzte Simulationsstichprobe beziehen, ist es mitunter problematisch, Vergleichswerte bezogen auf den gleichen Personenkreis zu finden. Alternativ kann auch ein Vergleich mit Aggregaten der direkt abgefragten Variablen erfolgen,

---

<sup>10</sup> Rässler und Riphan (2006) diskutieren diese und andere Methoden zum Umgang mit Beobachtungsausfall.

dabei gelten wiederum die im vorangegangenen Absatz angesprochenen Vorbehalte hinsichtlich der Vergleichbarkeit. Werden einzelne Steuern oder Transfers für alle Beobachtungen tendenziell zu hoch oder zu niedrig simuliert, lässt sich u. U. die Annahme rechtfertigen, dass die simulierten relativen Einkommensänderungen infolge einer Regelungsänderung von der Abweichung der Niveaus nicht betroffen sind. Eine Anpassung der Niveaus an vorgegebene Aggregate kann auch durch eine Anpassung der Hochrechnungsfaktoren, der Input- oder der Outputvariablen erfolgen (vgl. McCrae, 1999). Zunächst sollten jedoch die bei der Modellkonstruktion getroffenen Annahmen überdacht werden.

Nach der Vorstellung allgemeiner Aspekte der Konstruktion beschreibt der nächste Abschnitt die konkrete Umsetzung des im Rahmen dieser Arbeit erweiterten und für Simulationen verwendeten STM-Modells *STM*.

### **3.2 Das verwendete Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodell *STM***

Das hier verwendete Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodell *STM* basiert auf dem am Zentrum für europäische Wirtschaftsforschung entwickelten Modell STSM. In Jacobebbinghaus und Steiner (2003) wird dieses STSM ausführlich beschrieben, daher sollen hier nur die Grundzüge des Modells sowie dessen Erweiterungen erläutert werden.<sup>11</sup> Ziel des *STM* ist die Bestimmung der Einkommensteuerbelastung und der Transferansprüche für die einzelnen Haushalte des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Zu diesem Zweck werden auf Basis der Angaben im SOEP zu den Einkünften und weiteren Haushaltsmerkmalen auf der einen Seite und der Programmierung steuer- und transferrechtlicher Regelungen auf der anderen Seite Einkommensteuern und Transfers sowie das resultierende Nettohaushaltseinkommen berechnet.

Grundsätzlich lassen sich zwei Anwendungsmöglichkeiten des *STM* unterscheiden. Zum einen lässt sich damit berechnen, wie sich Änderungen im Steuer-Transfer-System, wie beispielsweise ein geänderter Einkommensteuertarif, unmittelbar auf die Nettoeinkommen der einzelnen Haushalte auswirken. Denn durch die Komplexität

---

<sup>11</sup> Weiterentwicklungen des STSM werden sowohl am ZEW als auch am Lehrstuhl von Viktor Steiner an der FU Berlin betrieben. Trotz gleicher Struktur treffen Vor- und Nachteile des hier verwendeten *STM* nicht notwendigerweise auch auf die anderen Ableger zu.

des deutschen Steuer-Transfer-Systems, insbesondere infolge der Interaktionen seiner Komponenten, ist oftmals a priori nicht ersichtlich, wie sich eine Regelungsänderung auf die Nettoeinkommen der Haushalte auswirkt, d. h. welche Haushaltstypen wie stark davon betroffen sind.

Die zweite Anwendungsmöglichkeit des *STM* liegt in der Simulation des Nettohaushaltseinkommens in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten der einzelnen Haushaltsmitglieder. Auf Basis dieser Simulationen lassen sich diskrete Arbeitsangebotsmodelle schätzen, die wiederum Aussagen über die Reaktion des Erwerbsverhaltens der Haushaltsmitglieder auf Regeländerungen erlauben.

In den folgenden Abschnitten werden zunächst die Ziele und Anwendungsmöglichkeiten des *STM* erläutert, dann die Daten und die Selektion der Haushalte, die in die Simulationsstichprobe eingehen. Anschließend erfolgt ein Überblick über die vom *STM* simulierten Größen. Die Untersuchung und Bewertung der Genauigkeit der Simulation ist Ziel des Abschnitts Validierung. Sowohl Validierungs- als auch Analyseinstrument ist die dan folgende Darstellung der Budgetrestriktionen. Der letzte Abschnitt beschreibt die Imputation hypothetischer Löhne für Nichterwerbstätige, die für Simulationen in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten benötigt werden.

### *3.2.1 Ziele und Anwendungsmöglichkeiten*

Das *STM* berechnet die Einkommensteuerbelastung und Transferansprüche von Haushalten im SOEP. Um die gesamte Steuerbelastung der Haushalte zu berechnen, benötigte man mehr Informationen als im SOEP enthalten sind. Die Berechnung indirekter Steuern würde beispielweise eine differenzierte Auflistung aller Ausgaben, die mit diesen Steuern belastet sind, voraussetzen. Außerdem wäre der Aufwand sehr hoch sämtliche Steuergesetze zu programmieren. Daher ist eine Ausrichtung auf eine zu untersuchende Problemstellung notwendig. Das *STM* wurde entwickelt, um den Zusammenhang von Steuer-Transfer-System und Erwerbsverhalten zu untersuchen. Im Vordergrund steht daher die Budgetgerade der Haushalte, also das Nettohaushaltseinkommen in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten. Im Grunde wirken zwar alle Steuern auf das Erwerbsverhalten, besonders stark ist der Zusammenhang jedoch bei der Einkommensteuer, die sich neben den anderen Einkünften direkt am

Erwerbseinkommen bemisst und nicht indirekt über das Konsumverhalten wie die Verbrauchsteuern. Das *STM* beschränkt sich daher auf die Abbildung der Einkommensteuer zuzüglich Solidaritätszuschlag. In dieser Arbeit wird erstmalig auch die Mehrwertsteuer integriert (vgl. Abschnitt 3.3). Die Budgetgerade der Haushalte wird außerdem durch Lohnersatzleistungen und Transfers bestimmt. Das *STM* berechnet die wichtigsten Transfers Arbeitslosengeld- und -hilfe, Sozialhilfe sowie Wohn-, Erziehungs- und Kindergeld.

Damit lassen sich verschiedene Fragestellungen untersuchen:

- Wie wirkt sich eine Änderung der Steuer- oder Transferregelungen auf die Einkommenssituation einzelner Personengruppen oder Haushaltstypen bei gegebenem Erwerbsverhalten aus?
- Wie lautet der Zusammenhang zwischen Erwerbsverhalten und Nettoeinkommen, das heißt, wie sieht die Budgetgerade eines Haushalts in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten seiner Mitglieder aus?
- Welche fiskalischen Effekte ergeben sich aus einer Regeländerung?

### *3.2.1.1 Simulationen bei gegebenem Erwerbsverhalten*

Wie bereits angesprochen, können Einkommensteuerbelastung und Transferansprüche der Haushalte in der Stichprobe bei dem im Befragungszeitpunkt beobachteten Erwerbsverhalten simuliert werden.

Diese Status quo-Simulationen dienen unter anderem der Überprüfung der Validität des Modells, da zum einen ein Teil der simulierten Werte mit ihrem im SOEP erfragten Pendant verglichen werden kann. Zum anderen können Aggregate hochgerechnet und mit Werten der amtlichen Statistik verglichen werden, beispielsweise das Einkommensteueraufkommen. Vorläufige Berechnungen deuten darauf hin, dass die Einkommensteuerbelastung der Haushalte überschätzt wird, vermutlich weil das SOEP keine Informationen über Absatzbeträge (wie z. B. Werbungskosten) enthält, und dass die Sozialhilfeansprüche überschätzt werden, vermutlich weil keine direkten Informationen über Vermögen vorliegen. Allerdings sind diese Ergebnisse als vorläufig zu betrachten, da zum einen auch die Angaben im SOEP fehlerbehaftet sein können

und zum anderen, weil die Werte der amtlichen Statistik nicht in der Abgrenzung der Simulationsstichprobe vorliegen. Weiterhin hängen natürlich insbesondere die berechneten Aggregate von den zu Grunde gelegten Hochrechnungsfaktoren ab.<sup>12</sup>

Das SOEP enthält Hochrechnungsfaktoren, die das Stichprobendesign mit unterschiedlichen Erhebungswahrscheinlichkeiten und die Panelsterblichkeit berücksichtigen. Wie in Abschnitt 3.2.2 gezeigt, geht aufgrund des hohen Datenbedarfs des Modells eine Vielzahl der Haushalte nicht in die Simulation ein. Die Hochrechnungsfaktoren müssen entsprechend angepasst werden. Dies erfolgt hier, indem nach Region und weiteren Haushaltsmerkmalen Zellen gebildet und die SOEP-Hochrechnungsfaktoren mit dem Kehrwert der zellenspezifischen Ausfallraten multipliziert werden.

Der Hauptzweck von Simulationen bei gegebenem Erwerbsverhalten liegt jedoch darin, zu bestimmen, wie sich Änderungen der Steuer- oder Transferregelungen auf die Einkommenssituation der Haushalte auswirken. Dazu wird zunächst die Regelungsänderung programmiert. Anschließend können die simulierten Einkommensgrößen mit denen der Status quo-Simulation verglichen werden. So lässt sich berechnen, wie sich eine Kürzung der Arbeitslosenhilfe auf die zu zahlende Einkommensteuer, die Transferansprüche sowie das Nettohaushaltseinkommen der einzelnen Haushalte insgesamt auswirkt. Über die Aggregation der Änderungen lassen sich damit auch Aussagen über die unmittelbaren fiskalischen Effekte machen, wobei man annimmt, dass die Haushalte ihr Verhalten nicht anpassen.

Auf diese Weise lassen sich nicht nur die Effekte von Regeländerungen, sondern auch die von Änderungen der Haushaltsmerkmale berechnen. Von besonderem Interesse ist beispielsweise, wie sich Änderungen der Bruttoerwerbseinkommen auf die Nettoeinkommen auswirken. Alternativ könnte man die Effekte von mehr oder weniger Kindern im Haushalt untersuchen oder wie die Einkommenssituation der verheirateten Paaren aussähe, wenn sie nicht verheiratet wären.

Durch die Möglichkeit der Hochrechnung simulierter Steuer- oder Transferänderungen auf den durch die Simulationsstichprobe repräsentierten Teil der Gesamtbevölkerung unterstützen STM-Modelle zudem die Prognose fiskalischer Wirkungen von

---

12 Zur Validierung des *STM* siehe Abschnitt 3.2.4.

Regelungsänderungen. Aus Einsparungen infolge von Kürzungen eines Transfers resultieren oftmals Mehrausgaben an anderer Stelle. Erst durch die Modellierung des Gesamtsystems wird eine Quantifizierung der Nettoeffekte möglich (vgl. Kaltenborn, 2003b).

Grundsätzlich ist jedoch zu prüfen, ob die Fallzahl zur Untersuchung einer bestimmten Frage ausreicht und ob sich das Modell zur Untersuchung der Frage in dem Sinne eignet, dass die betroffenen Einkommenskomponenten hinreichend genau abgebildet werden. Andernfalls ist zu prüfen, ob es möglich ist, das Modell für die neue Fragestellung zu erweitern und insbesondere, ob die dafür benötigten Informationen im SOEP vorhanden sind. Weiterhin hängt es von der zu untersuchenden Fragestellung ab, welche Einkommen vom *STM* zu bestimmen sind und wo man besser auf die Angaben im SOEP zurückgreift. Beispielweise kann bei der Simulation einer Änderung in der Sozialhilfe statt auf die unter Annahmen im Modell simulierten Arbeitslosengeld- und -hilfebezüge, die auf der Erwerbsbeteiligung der vorangegangenen drei Jahre basieren, auf die im SOEP angegebenen Werte zurückgegriffen werden.<sup>13</sup>

### 3.2.1.2 Simulationen in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten

Mit Hilfe des *STM* kann berechnet werden, wie sich das Haushaltseinkommen ändert, wenn der Haushaltsvorstand oder dessen Partner mehr oder weniger Wochenstunden arbeitet, er beispielsweise eine Vollzeitstelle gegen eine Teilzeitstelle tauscht. Dafür sind zusätzliche Annahmen notwendig. Zum einen nehmen wir an, dass der Stundenlohn vom Erwerbsumfang unabhängig ist.<sup>14</sup> Der hypothetische Mo-

---

<sup>13</sup> In diesem Fall erhöht sich auch die Fallzahl, da auch Haushalte einbezogen werden können, die nicht an den Befragungen der zwei vorausgegangenen Jahre teilgenommen haben.

<sup>14</sup> Gegen dieser Annahme lässt sich Verschiedenes einwenden. So bleiben dabei Zuschläge für Überstunden unberücksichtigt. Weiterhin sind insbesondere sehr geringe Stundenumfänge bei manchen Tätigkeiten am Arbeitsmarkt nicht realisierbar, so dass ein Wechsel in eine geringfügige Beschäftigung mit einem Wechsel der Tätigkeit und einem reduzierten Stundenlohn verbunden sein kann. Drittens kann eine Stundenreduktion die Karrierechancen mindern, was langfristige Einkommenseinbußen zur Folge hätte, selbst wenn der Bruttolohn kurzfristig proportional gesenkt wird. Eine Lockerung dieser Annahme stellt daher ein interessantes Forschungsfeld für die Zukunft da.

natslohn ergibt sich dann aus der Multiplikation des Stundenlohnes mit der unterstellten Stundenzahl.<sup>15</sup> Somit kann das resultierende Nettohaushaltseinkommen für eine beliebige Wochenstundenzahl berechnet werden.

Simulationen in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten bzw. der Arbeitszeit sind den Simulationen bei geänderten Bruttolöhnen ähnlich. Der Unterschied besteht darin, dass Lohnersatzleistungen und Erziehungsgeldanspruch nur bis zu einer maximalen Arbeitszeit gewährt werden, die Arbeitszeit also ebenfalls einen Einfluss auf das Nettoeinkommen hat.

Simulationen in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten können auch verbunden mit Regeländerungen im Steuer-Transfer-System durchgeführt werden. Eine lohnbezogene Subvention an Neubeschäftigte beeinflusst weder das Nettoeinkommen der Nichterwerbstätigen noch das der Erwerbstätigen. Sie beeinflusst jedoch das hypothetische Nettoeinkommen der Nichterwerbstätigen, würden sie eine Beschäftigung aufnehmen. Durch einen Vergleich hypothetischer Nettoeinkommen bisher Nichterwerbstätiger bei Aufnahme einer Beschäftigung mit und ohne Lohnsubvention kann berechnet werden, welche Personen in welchem Umfang von der Maßnahme profitieren könnten.

Auf Basis der Simulationen des Nettohaushaltseinkommens in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten lassen sich Arbeitsangebotsmodelle schätzen, mit denen sich wiederum Arbeitsangebotseffekte von Änderungen im Steuer-Transfer-System simulieren lassen. Die Vorgehensweise wird in Abschnitt 4.2 erläutert.

### *3.2.2 Datengrundlage und Selektion der Haushalte*

Das *STM* basiert auf den Daten des SOEP. Für Mikrosimulationen der Einkommen deutscher Haushalte wird ein Datensatz benötigt, der die dafür notwendigen Personen- und Haushaltsmerkmale enthält, repräsentativ für die deutsche Bevölkerung ist, eine ausreichende Fallzahl aufweist und aktuell ist. Das SOEP erfüllt diese Anforderungen grundsätzlich. Es gibt jedoch Einschränkungen, wie beispielsweise

---

<sup>15</sup> Zur Schätzung des unbeobachteten Stundenlohns von zum Befragungszeitpunkt Nichterwerbstätigen siehe Abschnitt 3.2.6.

das Fehlen von Informationen über Vermögen der Haushalte, welche zur Bestimmung von Transferansprüchen benötigt werden. Die Fallzahl ist ausreichend, falls Regeländerungen untersucht werden sollen, die einen hinreichend großen Personenkreis betreffen. Insgesamt stellt das SOEP mit seinen Vorzügen und Nachteilen unter den derzeit verfügbaren Mikrodatensätzen die beste Alternative zur Steuer- und Transfer-Simulation dar.

Einkommen und Transfers können aus unterschiedlichen Gründen nicht für jeden Haushalt im SOEP simuliert werden. Zum einen erfordert die Simulation hypothetischer Einkommen bei alternativen Erwerbsumfängen die Information, ob bei einem Übergang in Nichterwerbstätigkeit ein Anspruch auf Arbeitslosengeld oder -hilfe besteht. Dieser Anspruch lässt sich aus der Erwerbsbeteiligung der drei vorausgehenden Jahre ableiten, diese Information ist in den zwei vorausgehenden Wellen enthalten. Da zudem, wie bereits erwähnt, erst im Folgejahr retrospektiv erhobene Einkommensangaben verwendet werden, gehen nur Haushalte in die Simulation ein, deren Mitglieder in vier aufeinander folgenden Jahren an der Befragung teilgenommen haben.

Fehlende Werte bei den Angaben hinsichtlich des Arbeitsentgelts, der Dauer einer Beschäftigung, der Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung werden ersetzt, soweit sich diese aus anderen Angaben zufrieden stellend erschließen lassen. Ist eine indirekte Ermittlung nicht möglich, werden die Personen bzw. Haushalte von der Analyse ausgeschlossen. Abschließend werden jene Haushalte ausgeschlossen, für die die erforderlichen Angaben zum Familienstand des Haushaltsvorstands oder des Partners fehlten. Bei Simulationen der Einkommen in Abhängigkeit vom Erwerbsumfang, werden nur die Erwerbsumfänge von Haushaltsvorständen und deren Partnern variiert. Bestimmte Informationen wie beispielsweise der potenzielle Arbeitslosengeldanspruch bei Nichterwerbstätigkeit werden daher nur für Haushaltsvorstände und Partner benötigt und Haushalte entsprechend nur dann ausgeschlossen, wenn die Informationen bei diesen Personen fehlen.

Innerhalb der verbleibenden Haushalte bleiben darüber hinaus jene Personen unberücksichtigt, die zwar gemeinsam mit dem Haushaltsvorstand in einem Haushalt leben, jedoch nicht mit diesem verwandt und auch nicht dessen Lebenspartner sind.

Das *STM* wurde entwickelt, um ein mikroökonomisches Arbeitsangebotsmodell

für abhängig Beschäftigte zu schätzen. In der ökonomischen Theorie wird die Arbeitsangebotsentscheidung üblicher Weise als Abwägung zwischen dem Nutzen aus Konsum und Freizeit modelliert. Als weiterer Selektionsgrund ergibt sich daraus, dass für verschiedene Personengruppen die Abwägung zwischen temporärem Konsum und Freizeit nicht in gleichem Maße als maßgeblich für die Arbeitsangebotsentscheidung unterstellt werden kann. Hierzu zählen etwa Rentner, aber auch Auszubildende, Zivil- oder Wehrdienstleistende sowie Schüler. Auch die Arbeitsangebotsentscheidung von hauptberuflich Selbstständigen dürfte sich deutlich von jener der abhängig Beschäftigten unterscheiden. Die hier durchgeführten Analysen konzentrieren sich daher auf einen bestimmten Personenkreis abhängig Beschäftigter und Nichterwerbstätiger, für den ein vergleichbares Konsum- und Freizeitnutzenkalkül unterstellt werden kann. Ausgeschlossen werden alle Haushalte, deren Haushaltsvorstand oder Partner zu einem der folgenden Personenkreise zählt:

- Personen, die jünger als 25 oder älter als 55 Jahre sind,
- Bezieher von Altersrente, Altersübergangs- bzw. Vorruhestandsgeld,
- Auszubildende (Schule, Hochschule, betriebliche Ausbildung, etc.),
- Personen im Mutterschutz, Zivildienstleistende und Wehrdienstleistende,
- Behinderte mit verminderter Erwerbsfähigkeit von über 50%,
- Personen, die nicht in Privathaushalten leben,
- hauptberuflich Selbstständige.

Die verbleibende Simulationsstichprobe umfasst also sehrwohl auch diese Personen, allerdings nur, wenn sie nicht Haushaltsvorstand oder Partner sind. Einkommensteuerrechtliche Regelungen, die nur für diese Personen relevant sind, wurden zur Vereinfachung nicht implementiert. Daher wird deren Einkommensbeitrag weniger exakt simuliert. Das Hauptaugenmerk richtet sich hier auf die Haushaltsvorstände und deren Partner. Nur deren Erwerbsumfang wird variiert, nur sie gehen in die Arbeitsangebotsschätzung ein. In den weiteren Schritten wird zwischen Paar- und Alleinstehenden-Haushalten unterschieden. Im Paarhaushalt erfüllen immer beide Partner die Selektionskriterien.<sup>16</sup>

Die Simulationsstichprobe für das Jahr 2003 repräsentiert 21,8 Mio. Haushaltsvorstände und Partner, davon sind 6,6 Mio. Alleinstehend. Die Zahl der Beobachtun-

---

<sup>16</sup> In Arntz, Feil und Spermann (2003) werden auch Haushalte eibezogen, in denen nur einer der Partner die Kriterien erfüllt. Der Erwerbsumfang des anderen wird als fest angenommen.

gen beträgt jeweils 2059 Frauen und Männer in Paarhaushalten sowie 622 weibliche und 488 männliche Alleinstehende.

### 3.2.3 Simulierte Einkommenskomponenten

Bei der Gestaltung des *STM* stand die Abbildung des Nettohaushaltseinkommens bei gegebenen und veränderten rechtlichen Regelungen, sowie bei gegebenem oder variierendem Arbeitsangebot im Vordergrund. Der folgende Abschnitt gibt einen kurzen Überblick über die berücksichtigten Einkommens- und Abgabenarten.

Die Abgrenzung des im *STM* ermittelten Nettohaushaltseinkommens ergibt sich aus den in Tabelle 3.1 genannten Komponenten. Der erste Teil der Tabelle enthält die Einkünfte des Haushalts, im zweiten Teil sind Lohnersatzleistungen und Transfers aufgelistet, im dritten die vorgenommenen Abzüge. Die tatsächliche Berechnung erfolgt nicht in dieser Reihenfolge.

Tabelle 3.1: Komponenten des Nettohaushaltseinkommens

Einkommenskomponenten	Wird im <i>STM</i> bestimmt
Einkünfte aus nichtselbstständiger Arbeit	
+ Einkünfte aus Kapitalvermögen	
+ Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung	
+ Einkünfte aus selbstständiger Tätigkeit, Land und Forstwirtschaft und Gewerbebetrieb	
+ Sonstige Einkünfte (Renten)	
+ Arbeitslosengeld	X
+ Arbeitslosenhilfe	X
+ Kindergeld	X
+ Erziehungsgeld	X
+ Wohngeld	X
+ Sozialhilfe	X
+ BAföG, Stipendium, Berufsausbildungsbeihilfe, Unterhaltsansprüche, Witwengeld, Kurzarbeiter- und Winterausfallgeld, Mutterschaftsgeld	
- Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmer	X
- Einkommensteuer	X
- Solidaritätszuschlag	X
- Gezahlter Unterhalt	X
= Nettohaushaltseinkommen	X

Informationen über Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung sowie Kapitaleinkünfte sind im SOEP nur auf Haushaltsebene vorhanden und können nicht den einzelnen Personen zugeordnet werden. Wir nehmen an, dass sie vollständig vom Haushaltsvorstand bzw. in Paarhaushalten je zur Hälfte von Haushaltsvorstand dessen Partner erzielt werden. Arbeitslosengeld und -hilfe lassen sich nur für als variabel angenommene Haushaltsvorstände und Partner simulieren, während den übrigen Haushaltsmitgliedern die auf der Basis der Daten ermittelten Werte zugewiesen werden. Kirchensteuerzahlungen werden bei der Ermittlung des Nettohaushaltseinkommens nicht berücksichtigt, da sie als freiwillig betrachtet und damit anderen persönlichen Ausgaben gleichgestellt werden.

In der Dokumentation Jacobebbinghaus und Steiner (2003) werden die relevanten steuer- und transferrechtlichen Regelungen sowie deren Umsetzung in der ersten Modellvariante STSM beschrieben. Bedeutende Änderungen vom STSM zum hier verwendeten *STM* dieser Fassung sind vor allem die Aktualisierung auf die aktuellen Daten des SOEP 2004. Da durch die Verwendung retrospektiver Angaben ein Jahr verloren geht, lassen sich nun Simulationen bis 2003 durchführen. Dies ist insbesondere deshalb von Bedeutung, da ab 2002 die Stichprobe des SOEP erheblich ausgeweitet wurde. Aktualisiert sind zudem die rechtlichen Regelungen. Von Bedeutung ist dabei insbesondere die Einführung der Mini- und Midi-Jobs im Jahre 2003. Dabei werden hier vereinfachend alle Erwerbseinkommen unter 400 € pro Monat als beitragsfrei angenommen, für solche zwischen 400 und 800 € werden die Beiträge gemäß der Gleitzonen-Formel ermittelt. Schon weniger bedeutsam für die Budgetrestriktion der Haushalte sind die Änderungen beim Wohngeld. Das pauschalierte Wohngeld heißt seit 2001 besonderer Mietzuschuss, das Tabellenwohngeld allgemeines Wohngeld. Die aktualisierten Berechnungsformeln des allgemeinen Wohngeldes sind implementiert. Weitere Änderungen betreffen die jährlich zu aktualisierenden Parameter des Einkommensteuertarifs, der Sozialhilfe-Regelsätze, des Kindergeldes u. s. w.

### 3.2.4 Validierung

Bei der Berechnung von Einkommensteuer, Transfers und Nettohaushaltseinkommen anhand des *STM* müssen vereinfachende Annahmen getroffen werden, da das SOEP nicht alle einkommensrelevanten Haushaltsmerkmale enthält. Außerdem werden die Hochrechnungsfaktoren angepasst, da aus verschiedenen Gründen Haushalte ausgeschlossen werden, die eigentlich zum betrachteten Personenkreis zählen (siehe Abschnitt 3.2.2). Daraus entsteht eine zusätzliche Ungenauigkeit bei Hochrechnungen.

Tabelle 3.2 enthält einige Beispiele für fehlende Informationen im SOEP, die zu ungenauen Berechnungen führen.

Tabelle 3.2: Fehlende Informationen im SOEP

Simulierte Einkommenskomponente	Fehlende Information
Einkommensteuer	Außergewöhnliche Belastungen und Sonderausgaben wie Werbungskosten, doppelte Haushaltsführung, Eigenheimzulage
Sozialhilfe	Einzusetzendes Vermögen, Bedarf an einmaligen Leistungen
Wohngeld	Einzusetzendes Vermögen, Mietniveau der Gemeinde
Sozialversicherungsbeiträge	Beiträge im Falle privater Kranken- oder Rentenversicherung
Verbrauchssteuern	Konsumausgaben

Die Größenordnung und Richtung von Unschärfen bei der Simulation einzelner Einkommen soll im Folgenden geschätzt werden, indem die simulierten Einkommen auf die repräsentierte Population hochgerechnet und mit entsprechenden Aggregaten aus anderen Quellen verglichen werden. Weiterhin werden die simulierten Einkommen den korrespondierenden Angaben der Befragten im SOEP gegenübergestellt. Folgende Einkommenskomponenten werden betrachtet: Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe, Sozialhilfe, Wohngeld, Kindergeld, Erziehungsgeld und schließlich das für die Arbeitsangebotsanalyse maßgebliche Nettohaushaltseinkommen. Die simulierten Einkommen beziehen sich dabei auf die rechtlichen Regelungen und das Erwerbsverhalten im Status quo.

Spalte 1 in Tabelle 3.3 zeigt die Anzahl der Empfänger verschiedener staatlicher Leistungen im Jahresdurchschnitt sowie die Summe der ausgezahlten Beträge für das Jahr 1999. Diese amtlichen Statistiken des Statistischen Bundesamtes dienen als

Tabelle 3.3: Hochgerechnete Empfängerzahlen und Ausgaben

(1) Statistische Jahrbücher	(2)	(3) Sozio-ökonomisches Panel		(5)	
	Gesamt	Simulations- Sample 1	Simulations- Sample 2	Simuliert	
Arbeitslosengeld: Empfänger in Tsd.	1.829	1.863	1.271	1.279	1.217
Arbeitslosengeld: Volumen in Mill. DM	48.627	29.331	20.942	22.201	14.557
Arbeitslosenhilfe: Empfänger in Tsd.	1.495	1.161	895	1.004	712
Arbeitslosenhilfe: Volumen in Mill. DM	30.473	12.882	10.185	11.040	7.693
Sozialhilfe:Bedarfsgemeinschaften in Tsd.	1.259	906	568	493	1.207
Sozialhilfe:Volumen in Mill. DM	19.062	6.287	4.288	2.850	12.910
Wohngeld: Empfängerhaushalte insgesamt in Tsd.	2.809	2.069	1.110	979	1.768
Wohngeld: Volumen insgesamt in Mill. DM	7.096	3.908	2.768	2.123	3.940
Kindergeld:Bezieher in Tsd.	8.789	11.069	6.698	6.627	6.934
Kindergeld:Kindergeldkinder in Tsd.	14.712	18.708	11.525	11.328	11.860
Kindergeld:Volumen in Mill. DM	46.452	55.884	34.364	34.075	36.643
Erziehungsgeld: Empfänger in Tsd.	715	1.424	765	732	492
Erziehungsgeld: Volumen in Mill. DM	6.890	9.188	4.805	4.255	2.464
Nettohaushaltseinkommen: Volumen in Mrd. DM	1.705	1.621	713	722	907

Anmerkungen: Im SOEP fehlende Werte werden nicht imputiert. Diese treten häufig bei Sozialhilfe und Nettohaushaltseinkommen auf, woraus eine Unterschätzung dieser SOEP-Aggregate resultiert. Die Werte beziehen sich auf das Jahr 1999.

Quellen: Statistisches Jahrbuch 2001, sowie Statistisches Taschenbuch und eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Referenzwerte. Die Hochrechnungen der Angaben im SOEP in Spalte 2 ergeben im Allgemeinen eine gute Übereinstimmung bei der Anzahl der Leistungsempfänger.

Tabelle 3.4: Übereinstimmung simulierter Einkommen mit Angaben im SOEP

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Bezug richtig simuliert			Korr.-		Differenz: Simulation-SOEP		
	Bezieher	Nicht-B.	Gesamt	koeff.	Q10	Mittel	Median	Q90
Arbeitslosengeld	0.83	0.99	0.98	0.56	-1075	-377	-268	1070
Arbeitslosenhilfe	0.75	1.00	0.99	0.63	-638	-172	-22	77
Sozialhilfe	0.63	0.96	0.95	0.69	-214	347	312	1021
Wohngeld	0.18	0.97	0.92	0.73	-196	-43	-31	109
Kindergeld	0.98	0.94	0.96	0.93	0	14	0	50
Erziehungsgeld	0.49	0.97	0.96	0.07	-514	-94	-24	160
Nettohaushaltseinkommen	.	.	.	0.83	-356	676	546	1844

Anmerkungen: Spalte 1 gibt an, für welchen Anteil der Transferbezieher richtigerweise ein positiver Transferbezug simuliert wird. Spalte 2 enthält entsprechend den Anteil der simulierten Nicht-Transferbezieher an den wahren Nicht-Transferbezieher. Spalte 3 gibt den Anteil derer an, für die das Vorliegen des Transferbezugs insgesamt richtig simuliert wird. Die Werte der Spalten 4 bis 8 beziehen sich auf Transferempfänger, für die sowohl eine positive Angabe im SOEP als auch ein positiver simulierter Wert vorliegen. Diese positiven Werte werden verglichen um Aufschluss über systematische Abweichungen in der Transferhöhe zu erhalten. Alle Werte beziehen sich auf 1999.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Die Aufwendungen insgesamt werden jedoch mit Ausnahme von Kindergeld und Erziehungsgeld im SOEP deutlich untererfasst.

Wie in Abschnitt 3.2.2 beschrieben, ist diese Analyse auf Haushaltsvorstände und deren Partner sowie auf Arbeitnehmer beschränkt, deren Erwerbsumfang als hinreichend flexibel unterstellt werden kann. Spalte 3 zeigt die Empfängerzahlen und Leistungsvolumina für die Simulationsstichprobe, ebenfalls berechnet anhand der SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Es verbleiben nur etwa zwei Drittel der Arbeitslosengeldempfänger und des Arbeitslosengeldvolumens.

Die Abweichungen zwischen Spalte 3 und 4 ergeben sich dadurch, dass die Simulation aufgrund fehlender Werte nur für einen Teil dieser Beobachtungen durchgeführt werden kann. Dies wird durch die Anpassung der Hochrechnungsfaktoren weitgehend ausgeglichen. Spalte 5 gibt schließlich die anhand des Steuer-Transfer-

Simulationsmodells simulierten Einkommen an, die mit den SOEP-Aggregaten in Spalte 4 verglichen werden können.

**Arbeitslosengeld:** Die Empfängerzahlen der Statistischen Jahrbücher beziehen sich auf Jahresmittel, die im SOEP auf den jeweiligen Befragungszeitpunkt, der i. d. R. am Jahresanfang liegt, wenn die saisonbedingte Arbeitslosigkeit hoch ist. Die Übereinstimmung ist sehr hoch, sowohl zwischen amtlicher Statistik und SOEP insgesamt, als auch zwischen den simulierten Werten in Spalte 5 und dem SOEP-Vergleichswert in Spalte 4. Die Beträge im SOEP werden durch Multiplikation mit 12 auf das Kalenderjahr hochgerechnet. Dennoch fällt das Volumen deutlich geringer aus als in der amtlichen Statistik. Trotz dieser Untererfassung im SOEP liegt der simulierte Wert in Spalte 5 unter dem SOEP-Vergleichswert in Spalte 4. Da die Empfängerzahlen in etwa gleich sind, bedeutet das, dass im Durchschnitt ein zu geringer Anspruch an Arbeitslosengeld berechnet wird. Mögliche Ursachen dafür sind, dass ein zu geringer Lohn unterstellt wird, dass zu viele andere Einkommen angerechnet werden oder dass die Beträge in ihrer Höhe richtig berechnet werden, aber für die falschen Personen.

Ein wenig mehr Aufschluss darüber geben Abbildung 3.1 und Tabelle 3.4, die die Einzelangaben der Spalten 4 und 5 von Tabelle 3.3 gegenüber stellen. Laut Streudiagramm wird für einige Personen ein Arbeitslosengeldbezug simuliert, obwohl dieser im SOEP nicht angegeben wurde. Wird für einen Bezieher richtigerweise Arbeitslosengeld berechnet, liegt der Wert eher über dem im SOEP angegebenen Betrag. Spalte 1 in Tabelle 3.4 zeigt, dass für 83% der Arbeitslosengeldbezieher richtigerweise ein positives Arbeitslosengeld und für 99% der Nicht-Bezieher richtigerweise kein Arbeitslosengeld simuliert wird. Die Spalten 4 bis 8 beziehen sich auf Personen mit positivem Arbeitslosengeld in SOEP und Simulation. Hier soll sich zeigen, ob die Höhe der simulierten Werte stimmt, wenn die richtigen Personen getroffen werden. Der Korrelationskoeffizient fällt beim Arbeitslosengeld mit 0,56 gering aus. Perzentile und Mittelwert geben an, dass zu geringe Beträge simuliert werden, was schon am geringeren Aggregat in Tabelle 3.3 deutlich wurde. Insgesamt ist beim Arbeitslosengeld die Trefferquote der Bezieher nicht sehr hoch, auch bei der Höhe der Beträge gibt es deutliche Abweichungen.

**Arbeitslosenhilfe:** Im Unterschied zum Arbeitslosengeld liegt bei der Arbeitslosenhilfe die Zahl der Empfänger laut SOEP unter dem Vergleichswert der amtlichen Statistik in Tabelle 3.3. Das Volumen beträgt weniger als die Hälfte der offiziellen Angabe. Entsprechend ließe sich erwarten, dass die simulierten Werte in Spalte 5 über den Vergleichswerten in Spalte 4 liegen, doch sie liegen noch darunter. Das Streudiagramm zeigt, dass tendenziell zu niedrige Beträge simuliert werden. Dies bestätigt Tabelle 3.4: für 75% der Bezieher wird keine Arbeitslosenhilfe simuliert, für die Treffer ist die Korrelation der Höhe der Beträge mit 0,63 allerdings etwas höher als beim Arbeitslosengeld. Der Median der Abweichung ist nur schwach negativ, bei einigen Personen ist die Abweichung nach unten aber deutlich. Unklar sind die Gründe für die Unterschätzung der Arbeitslosenhilfe. Anzurechnende Einkommen dürften eher untererfasst sein und daher nicht zu der Unterschätzung führen. Wahrscheinlicher ist, dass ein zu geringer Lohn der früheren Erwerbstätigkeit als Berechnungsgrundlage angesetzt wird.

**Sozialhilfe:** Die Angaben der Fachserie schließen laufende und einmalige Leistungen außerhalb von Einrichtungen ein, nicht aber die Hilfe in besonderen Lebenslagen oder den Bezug in Einrichtungen. Die Zahl der Empfänger bezieht sich Bedarfsgemeinschaften mit laufender Hilfe zum Lebensunterhalt. Im SOEP ist die Abgrenzung weniger klar. So weiß man nicht, ob Hilfen in besonderen Lebenslagen oder der besondere Mietzuschuss von den Befragten eingerechnet werden. Zudem beziehen sich die Empfängerzahlen auf Basis des SOEP auf Haushalte, nicht auf Bedarfsgemeinschaften. Dies erklärt die geringere Empfängerzahl in Spalte 3 von Tabelle 3.3 aber nicht vollständig. Möglicherweise wird die geringere Teilnahmebereitschaft einkommensarmer Haushalte nicht vollständig durch die Hochrechnung korregiert. Das Volumen beträgt weniger als ein Drittel des Wertes der amtlichen Statistik.

Unter einer einfachen Proportionalitätsannahme der Abweichungen würde man erwarten, dass das Verhältnis der Werte der Spalten 1 und 2 das gleiche ist, wie das Verhältnis der Spalten 5 und 4. Werden die Empfänger insgesamt in Spalte 2 um 28% unterschätzt, könnte auch die betreffende Zahl in der Simulationsstichprobe der Spalte 4 um 28% unterschätzt sein, die wahre Zahl der Bedarfsgemeinschaften würde also statt 493 Tsd. etwa 685 Tsd. betragen. Doch auch diese Zahl liegt deutlich unter der per *STM* simulierten Empfängerzahl. Gleiches gilt für das Ausgabenvolumen.

Ein Grund für das höhere Volumen kann darin liegen, dass die simulierte Sozialhilfe den besonderen Mietzuschuss einschließt, die Angabe im SOEP evtl. nicht. Dies erklärt jedoch nicht die höhere Zahl der Empfänger. Der freiwillige Verzicht auf Transferbezug betrifft wohl auch nur einen geringen Teil der Abweichung. Vermutlich liegt die Hauptursache der Überschätzung des Sozialhilfebezugs in der zu geringen Berücksichtigung von Vermögen und weiteren anzurechnenden Einkommen. Das Streudiagramm zeigt ebenfalls die Überschätzung. Tabelle 3.4 zeigt darüber hinaus, dass trotz der tendenziellen Überschätzung nur für 63% der tatsächlichen Bezieher ein Sozialhilfebezug simuliert wird. Für die Treffer wird eine zu hohe Sozialhilfe berechnet, die Korrelation mit den SOEP-Werten betrifft 0,65.

Insgesamt ist davon auszugehen, dass der Sozialhilfebezug im *STM* deutlich überschätzt wird, auch wenn die Vergleichbarkeit mit den Werten aus der Befragung nur eingeschränkt gegeben ist. Folglich dürften Einkommens- und Arbeitsangebotseffekte von Regeländerungen in der Sozialhilfe erheblich überschätzt werden. Effekte von Lohn- oder Sozialversicherungsbeitragssubventionen im Niedriglohnbereich können dagegen erheblich unterschätzt werden, wenn die zu hoch simulierte Sozialhilfe die durch die Subvention bedingten Einkommensänderungen zum Teil neutralisiert.

**Wohngeld:** Der Referenzwert der amtlichen Statistik in Tabelle 3.3 umfasst allgemeines Wohngeld und besonderen Mietzuschuss. Im SOEP wird nach dem Bezug von Wohngeld gefragt und dabei nicht zwischen allgemeinem Wohngeld und besonderem Mietzuschuss unterschieden. Eine Erklärung für die Untererfassung von Wohngeld könnte sein, dass der in der Sozialhilfe ausgezahlte besondere Mietzuschuss bei der SOEP-Befragung nicht als Wohngeld wahrgenommen wird. Gegen diese These spricht jedoch, dass die Sozialhilfe ebenfalls deutlich untererfasst wird. Die simulierten Aggregate enthalten lediglich das allgemeine Wohngeld. Daher ist auch hier von einer Überschätzung des Transferbezugs in der Simulation auszugehen. Das Streudiagramm zeigt keine Überschätzung, deutet aber auf eine geringe Trefferquote. Diese wird in Tabelle 3.4 bestätigt: nur 18% der Wohngeldbezieher erhält auch in der Simulation Wohngeld. Für die Treffer zeigen sich indessen keine erheblichen Abweichungen in der Höhe des Beträge.

**Kindergeld:** Beim Kindergeld ist die Vergleichbarkeit von amtlicher Statistik und SOEP-Angaben gegeben.<sup>17</sup> Unklar ist daher, warum die Zahl der Kindergeldkinder im SOEP deutlich höher ist. Die simulierten Aggregate passen gut, sowohl die Empfängerzahl als auch das Volumen. Das Streudiagramm zeigt eine ovale Punktwolke, Tabelle 3.4 belegt aber die höchste Trefferquote und mit 0,93 den höchsten Korrelationskoeffizienten zwischen simulierten Werten und Angaben im SOEP.

**Erziehungsgeld:** Hier ist die Vergleichbarkeit eingeschränkt, da sich der amtliche Wert in auf das Erziehungsgeld beschränkt, während im SOEP der Bezug von Erziehungs- und Mutterschaftsgeld erfragt wird. Simuliert wird nur der Bezug von Erziehungsgeld. Unter der Proportionalitätsannahme liegen die simulierten Aggregate im Rahmen der erwarteten Größenordnung. Das Streudiagramm zeigt erwartungsgemäß keinen starken Zusammenhang, die Trefferquote und der Korrelationskoeffizient fallen gering aus. Zu erwarten ist hier, dass das SOEP mehr Empfänger anzeigt als die Simulation, da im SOEP das Mutterschaftsgeld eingeschlossen ist. Unbefriedigend ist dagegen, dass für viele Haushalte Erziehungsgeld simuliert wird, die es laut SOEP nicht erhalten. Da der Bezug von Erziehungsgeld an den Erwerbsumfang geknüpft ist, haben ungenaue Simulationen einen Einfluss auf die Schätzung und Simulation von Arbeitsangebotsreaktionen.

**Nettohaushaltseinkommen:** Hier gibt es vergleichsweise geringe Abweichungen. Eine Erklärung für geringere Nettoeinkommen im SOEP als in den amtlichen Daten ist, dass das Einkommen im SOEP i. d. R. am Jahresanfang abgefragt wird und daher keine Sonderzahlungen enthält, eine andere Erklärung ist, dass fehlende Werte nicht imputiert werden. Das simulierte Volumen liegt über den Referenzwerten. Das Streudiagramm zeigt einen deutlichen Zusammenhang, der Korrelationskoeffizient beträgt 0,83, die simulierten Nettohaushaltseinkommen liegen aber deutlich über den Werten im SOEP. Die Überschätzung der Transfers in der Simulation erklärt nur einen kleinen Teil dieser Differenz. Es lässt sich spekulieren, dass die Personen, die für den Haushalt antworten, einzelne Einkommensarten vergessen, z. B. unregelmäßige Zinseinkünfte oder Einkommen anderer Haushaltsmitglieder.

---

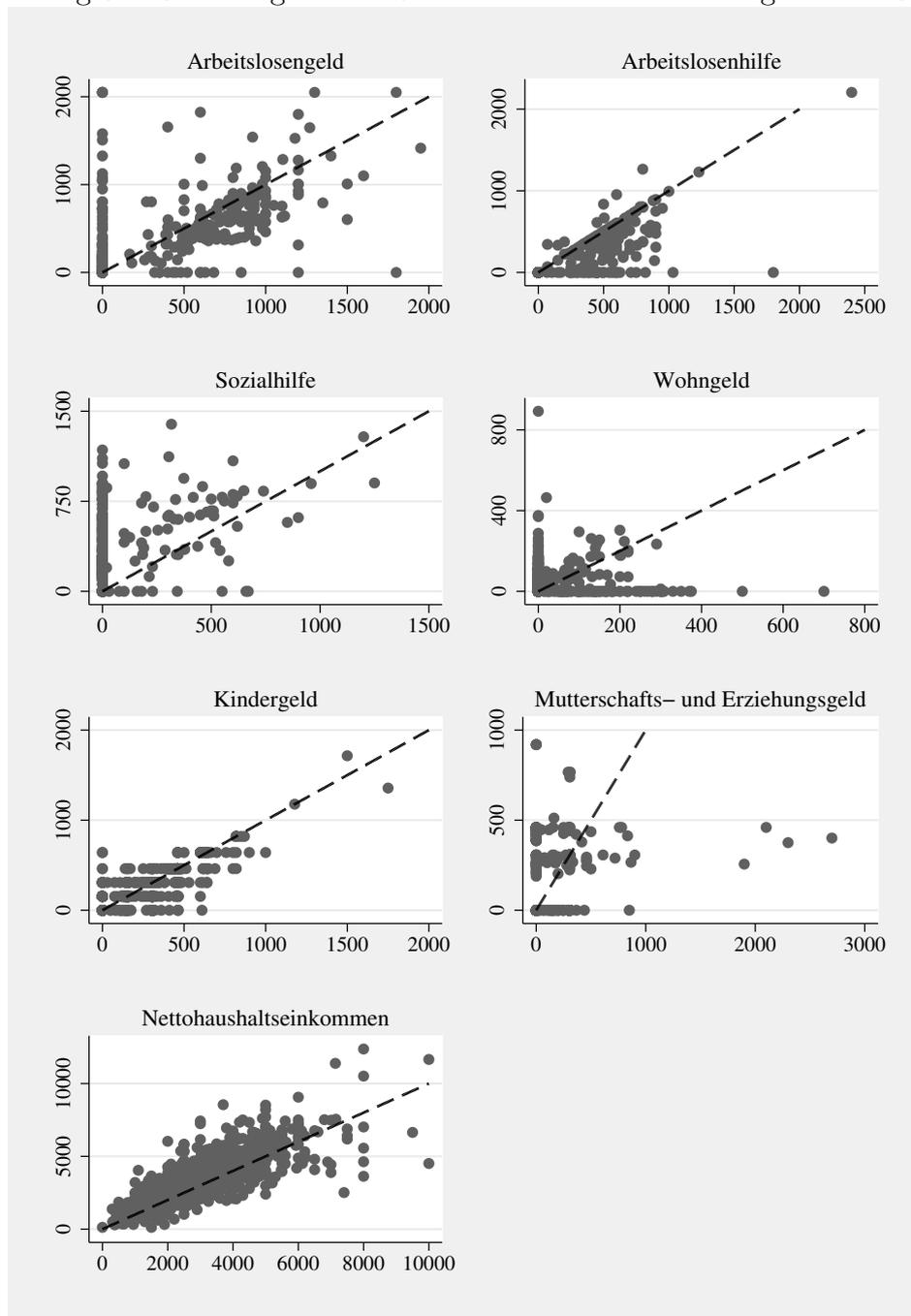
17 Im SOEP dürften sich auch die Personen als Kindergeldempfänger bezeichnen, die stattdessen den Kinderfreibetrag nutzen.

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass manche Einkommen – wie das Kindergeld – gut abgebildet werden, während bei anderen – wie der Sozialhilfe – der Zusammenhang zwischen den Angaben im SOEP und den simulierten Werten schwach ist. Allerdings ist, wie bereits ausgeführt, die Vergleichbarkeit mancher Größen fraglich. Näheren Aufschluss könnte die Betrachtung weiterer Einkommen wie der Einkommensteuer oder der Sozialversicherungsbeiträge bieten. Angaben dazu werden jedoch im SOEP nicht erhoben. Das macht nicht nur den Vergleich auf Ebene der Einzeldaten unmöglich, es erschwert auch den Vergleich der Aggregate, da Vergleichswerte der amtlichen Statistik nur schwer auf die Personen der Simulationsstichprobe heruntergerechnet werden können.

Ein nächster Validierungsschritt könnte die Untersuchung der Frage sein, inwieweit die Abweichungen zufällig oder systematisch sind. Eine Verbesserung der Genauigkeit ließe sich durch die Hinzunahme weiterer Datenquellen erreichen. Zu nennen sind insbesondere die Einkommensteuerstatistik (FAST) und die Sozialhilfestatistik, die von den Statistischen Ämtern als faktisch anonymisierte Einzeldaten angeboten werden. Ergebnisse solcher Analysen können wiederum in das *STM* einfließen.

Die Überprüfung der Validität der simulierten Einkommen macht deutlich, dass Simulationsergebnisse in jedem Fall vorsichtig zu interpretieren sind. Dies gilt sowohl für die Einkommenseffekte bei gegebenem Erwerbsumfang, als auch für die Prognosen von Änderungen des Arbeitsangebots.

Abbildung 3.1: Streudiagramme: Simulierte Werte versus Angaben im SOEP



Anmerkungen: Auf der Abszisse finden sich die Angaben im SOEP, auf der Ordinate die simulierte Werte.

Simulationsjahr ist 2003, alle Werte sind in € pro Monat.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

### 3.2.5 Die Budgetrestriktion verschiedener Haushaltstypen

Die grafische Darstellung der Budgetrestriktion einzelner Haushalte ist ein wichtiger Bestandteil der Anwendung von STM-Modellen. Zum einen ist sie ein Test der Plausibilität der Ergebnisse, zum anderen veranschaulicht sie die Interaktion der abgebildeten Steuern und Transfers. Dies hilft nicht nur dem Verständnis der Implikationen aktueller Regelungen, sondern insbesondere dem Verständnis der Implikationen von Regeländerungen. Es kann veranschaulicht werden, welche Haushaltstypen in welchen Einkommensbereichen welche Änderung ihres Haushaltsnettoeinkommens zu erwarten haben.

Regeländerungen werden in Abschnitt 5 vorgestellt und grafisch erläutert. An dieser Stelle erfolgt eine Darstellung der Budgetrestriktion für sechs Haushaltstypen, deren Änderung zwischen 1995 und 2003 und des Zusammenspiels einzelner Einkommenskomponenten in 2003.

Die folgenden Abbildungen lassen sich für jeden Haushalt der Simulationsstichprobe erstellen. Zur besseren Vergleichbarkeit der Haushaltstypen werden hier stattdessen künstliche Musterhaushalte generiert, deren Bruttoerwerbseinkommen zwischen 0 und 2500 € variiert wird. Da der Bezug bestimmter Transfers Obergrenzen in der Anzahl der Arbeitsstunden vorsieht, hängt das Nettohaushaltseinkommen nicht allein vom Bruttoerwerbseinkommen der Haushaltsmitglieder ab, sondern auch davon, wer wie lange dafür arbeiten muss. Für die Grafiken wird unterstellt, dass jeweils nur der Haushaltsvorstand erwerbstätig ist und einen Stundenlohn in Höhe von 10 € erzielt. Er erhält weder Überstundenzuschläge noch Sonderzahlungen, so dass das monatliche Bruttoerwerbseinkommen von 2500 € bei einer Wochenarbeitszeit von 58 Stunden erreicht wird. Die weiteren Haushaltsmerkmale sind wie folgt gesetzt:

- Die Einkünfte beschränken sich auf Erwerbseinkünfte, der Haushalt bezieht keine weiteren Einkünfte wie Zinsen oder Mieten.
- Bei der Berechnung der Einkommensteuer werden berücksichtigt: Werbungskosten- und Sonderausgabenpauschalen sowie das Ehegattensplitting bei Verheirateten. Der Solidaritätszuschlag ist enthalten.
- Statt der Inanspruchnahme von Kinderfreibeträgen wird Kindergeld gezahlt.
- Es wird jeweils der Sozialhilferegelsatz in Nordrhein-Westfalen angesetzt.

- Die Musterhaushalte wohnen zur Miete und zahlen dafür 500 € monatlich einschließlich der Heizkosten.
- Es liegt kein Anspruch auf Arbeitslosengeld- oder -hilfe vor.
- Die Kinder sind 10 Jahre alt.

Die sechs Haushaltstypen unterscheiden sich ausschließlich darin, ob der Haushaltsvorstand ledig und alleinstehend ist oder verheiratet und mit seinem Ehepartner zusammen lebt und darin, ob keins, eins oder zwei Kinder im Haushalt wohnen.

Die Abbildungen werden erstellt, indem der Erwerbsumfang des Haushaltsvorstandes auf 0, 1, 2 ... Stunden gesetzt und anschließend die Einkommenskomponenten simuliert werden. Die Grenzbelastung ist der Anteil am zusätzlichen Bruttoeinkommen, der nicht zu einer Erhöhung des Nettohaushaltseinkommens führt.

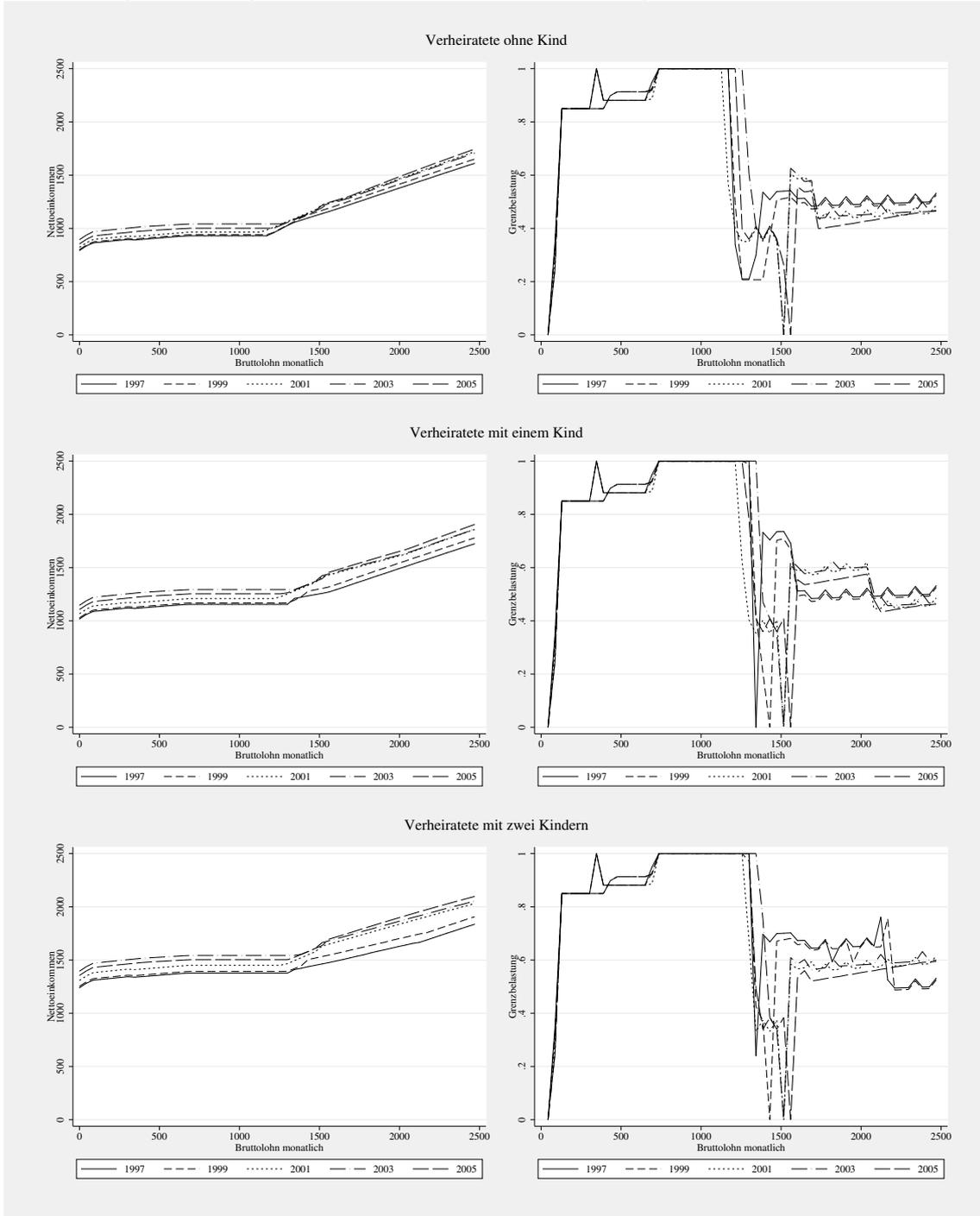
Die Abbildungen 3.2 und 3.3 zeigen eine Verschiebung der Kurve des Nettoeinkommens im Zeitablauf nach oben. Nominal erhalten die Haushalte somit bei gegebenem Bruttoerwerbseinkommen mehr Nettohaushaltseinkommen als im Vorjahr. Inflationsbereinigte, reale Einkommenskurven liegen entsprechend dichter beieinander. Zwischen 1995 und 2003 gab es keine grundsätzlichen Veränderungen der Budgetrestriktionen der Musterhaushalte, die Einkommens- und Grenzbelastungskurven verlaufen weitgehend parallel.

Eine flache Nettolohnkurve entspricht einer hohen Grenzbelastung der Bruttolohnes. Eine Grenzbelastung von eins bedeutet, dass ein zusätzlich verdientes € durch die Anrechnung auf Transfers und die Belastung mit Abgaben zu keiner Erhöhung des Nettoeinkommens führt. Dieser Effekt tritt in den Einkommensbereichen auf, in denen der Lohn vollständig auf die Sozialhilfe angerechnet wird. Die so genannte Transferentzugsrate beträgt hier 100%. Die Abbildungen zeigen, dass je mehr Personen im Haushalt bzw. der Bedarfsgemeinschaft leben, desto breiter fällt dieser Bereich der Grenzbelastung von eins aus, in dem Mehrarbeit nicht zu mehr Nettoeinkommen führt. Nach dem Auslaufen des Sozialhilfeanspruchs sinkt die Grenzbelastung deutlich. Beim Übergang vom Transferempfänger zum Steuerzahler fallen die starken Ausschläge der Grenzbelastung auf. Die Ursache liegt darin, dass nicht gleich nach dem Auslaufen der Sozialhilfe die Einkommensteuer einsetzt. Das ist schon deshalb nicht möglich, da Regelsätze und Kosten der Unterkunft regional variieren, die Einkommensteuer aber nicht.

Abbildung 3.4 veranschaulicht den Zusammenhang von Bruttolohn und einzelnen Einkommenskomponenten. Die Sozialhilfe bleibt zunächst konstant um dann mit 80% und schließlich mit 100% entzogen zu werden. Sobald die Sozialhilfe (einschließlich des besonderen Mietzuschusses) ausläuft, wird allgemeines Wohngeld bezogen. Der Transferentzug beim Wohngeld ist deutlich niedriger als bei der Sozialhilfe. Sozialversicherungsbeiträge werden ab 400 € gezahlt. Durch die Gleitzone gibt es an der Obergrenze der Geringfügigkeit keine Sprungstelle mehr. Seit der steuerlichen Freistellung des Existenzminimums 1995, fällt die Einkommensteuer erst an, wenn die Sozialhilfe ausgelaufen ist. Das Kindergeld ist einkommensunabhängig. Für Personen mit hohem zu versteuernden Einkommen ist allerdings der Ansatz der Kinderfreibeträge günstiger, was sich in einer weniger stark steigenden Einkommensteuerkurve zeigt.

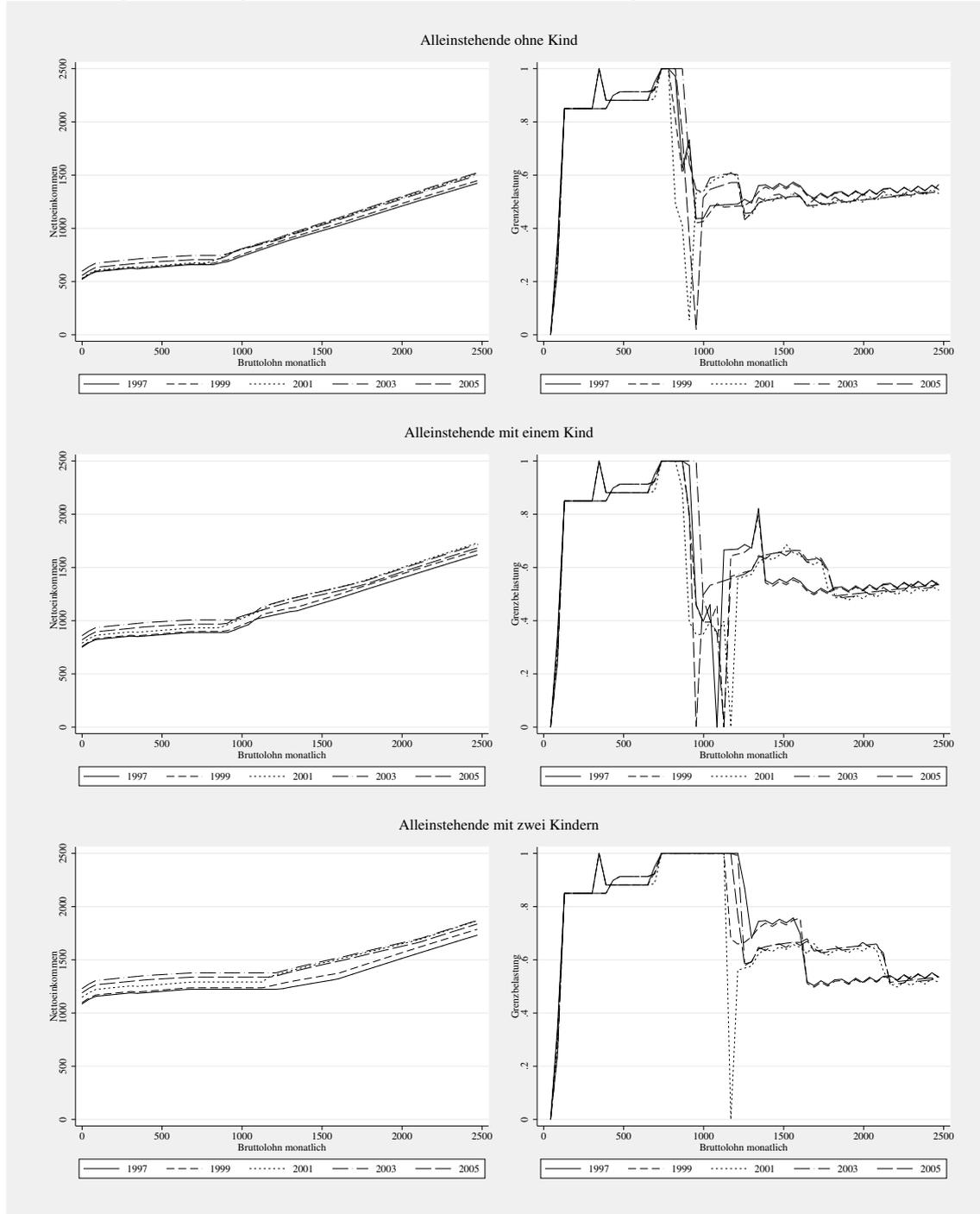
Der vorangegangene Abschnitt zur Validierung hat gezeigt, dass es bei einzelnen Einkommenskomponenten erhebliche Ungenauigkeiten in der Simulation gibt. Das kann an absichtlichen Vereinfachungen oder fehlenden Daten liegen. Aufgrund der Komplexität der STM-Modelle kommt es jedoch auch leicht zu Programmierfehlern. Grafiken dieser Art helfen diese Fehler zu vermeiden.

Abbildung 3.2: Budgetrestriktion und Grenzbelastung 1995 bis 2003: Verheiratete



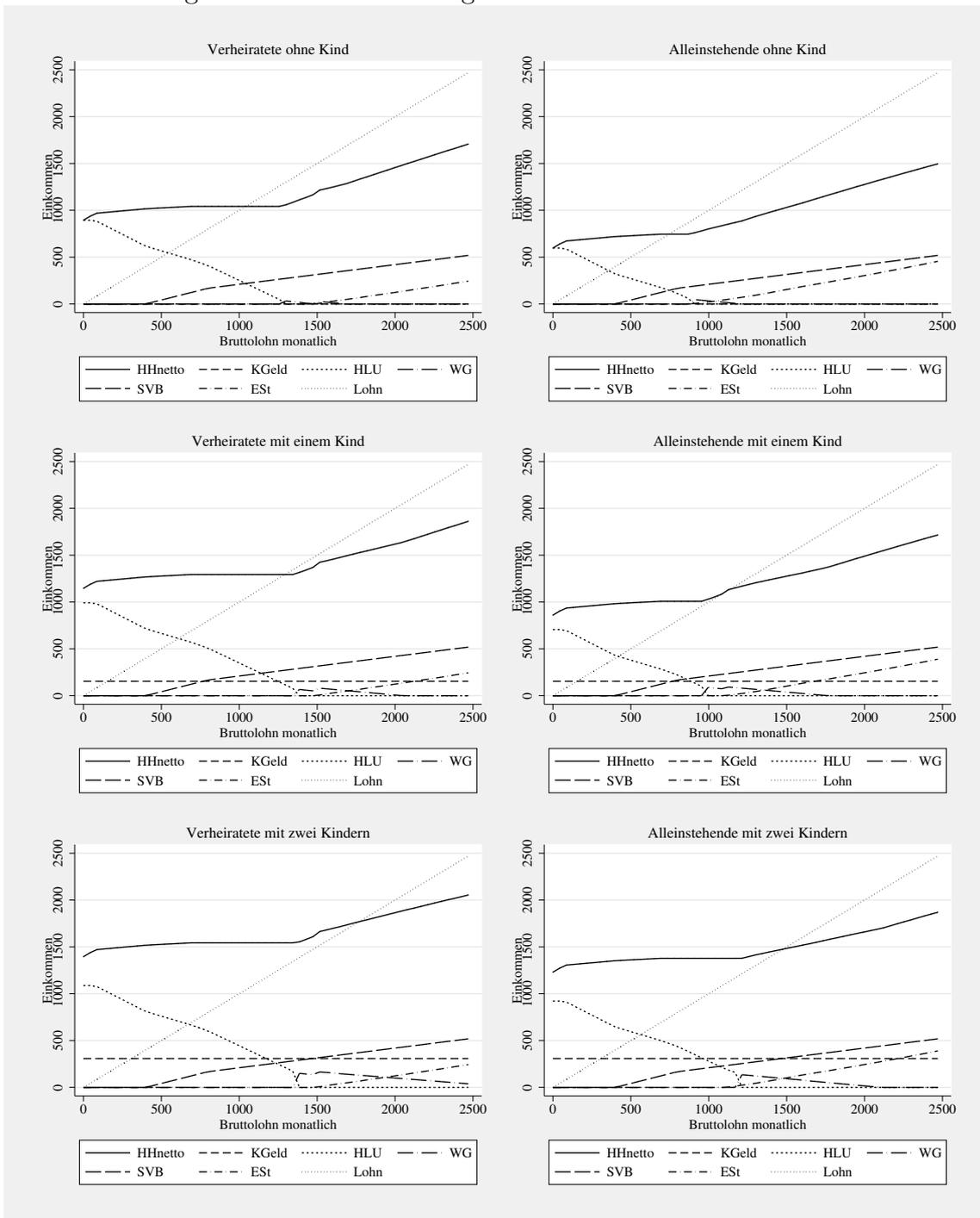
Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

Abbildung 3.3: Budgetrestriktion und Grenzbelastung 1995 bis 2003: Alleinstehende



Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

Abbildung 3.4: Zusammensetzung des Nettohaushaltseinkommens 2003



Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

### 3.2.6 Schätzung hypothetischer Löhne von Nichterwerbstätigen

Simulationen des Haushaltsnettoeinkommens in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten setzen voraus, dass man den Bruttoarbeitslohn kennt, den eine Person bei alternativen Erwerbsumfängen erzielen kann. Löhne lassen sich jedoch im SOEP nur bei zum Befragungszeitpunkt Erwerbstätigen beobachten. Für alle Nichterwerbstätigen muss ein hypothetischer Stundenlohn geschätzt werden. Dies geschieht hier auf Basis von Lohnregressionen. Der logarithmierte Stundenlohn wird dabei durch entlohnungsrelevante Merkmale der Erwerbstätigen erklärt.<sup>18</sup> Bei der Simulation des Haushaltsnettoeinkommens wird unterstellt, dass der Stundenlohn einer Person vom Erwerbsumfang unabhängig ist, dass sich also der Bruttomonatslohn halbiert, falls sich die Wochenarbeitszeit halbiert (siehe Abschnitt 3.2.1.2).

Eine detaillierte Beschreibung der einzelnen den Lohn erklärenden Variablen erfolgt in Verbindung mit der Interpretation der Ergebnisse. Vorab sollen zwei Typen von entlohnungsrelevanten Merkmalen unterschieden werden: *personenbezogene* und *arbeitsplatzbezogene* Merkmale. Zu Letzteren zählen die berufliche Stellung, die Firmengröße und die Branche des derzeitigen Arbeitgebers. Diese Variablen haben einen hohen Erklärungsgehalt für den Lohn und sind in die Regression einzubeziehen, falls möglichst viel von der Variation der Löhne erklärt werden soll und falls die Parameter strukturell interpretiert werden sollen. Bei der Prognose hypothetischer Stundenlöhne für Nichterwerbstätige ergibt sich jedoch das Problem, dass die arbeitsplatzbezogenen Merkmale bei Nichterwerbstätigen nicht beobachtbar sind. Grundsätzlich besteht die Möglichkeit, den Nichterwerbstätigen bei der Prognose die durchschnittlichen Branchen- und Firmengößeneffekte etc. zuzuwei-

---

18 Diese Art der Schätzung des Zusammenhangs von Humankapital und Löhnen geht auf ein Modell von Mincer (1974) zurück, die geschätzten Gleichungen werden daher auch als Mincer-Gleichungen bezeichnet. Einen Überblick über Theorie und Schätzung von Mincer-Gleichungen im Zusammenhang mit der Berechnung von Bildungsrenditen bieten Heckman, Lochner und Todd (2003).

sen.<sup>19</sup> Dabei wird jedoch die Information nicht genutzt, dass personenbezogene und arbeitsplatzbezogene Merkmale nicht unabhängig voneinander sind. So finden sich Erwerbstätige mit hohem Bildungsabschluss mit höherer Wahrscheinlichkeit an einem Arbeitsplatz in Branchen mit hohem Lohnkoeffizienten. Weist man einem Nichterwerbstätigen mit hohem Bildungsabschluss mittlere Lohneffekte über alle Branchen zu, unterschätzt man daher seinen hypothetischen Lohn. Daher erfolgt die Lohnregression und die anschließende Berechnung der hypothetischen Löhne hier ausschließlich auf Basis personenbezogener Merkmale. Anhang A enthält einen Vergleich der prognostizierten Löhne mit und ohne arbeitsplatzbezogenen Merkmalen.

**Selektion der Beobachtungen:** Zur Schätzung werden die SOEP-Wellen 1995 bis 2003 verwendet. Nach Ausschluss von Personen, die jünger als 20 oder älter als 60 Jahre sind, sich in Mutterschafts- oder Erziehungsurlaub befinden, in Werkstätten für Behinderte arbeiten, von Selbständigen, Auszubildenden, Wehr- und Zivildienstleistenden, bleiben 106.434 Beobachtungen, die jährlich über 40 Mio. Einwohner Deutschlands repräsentieren.

Tabelle 3.5 zeigt die Fallzahlen der einzelnen Jahre, insbesondere die Aufstockungen des SOEP durch Ergänzungsstichproben in den Jahren 1998, 2000 und 2002. Die Gruppe der Erwerbstätigen umfasst die Voll- und Teilzeitbeschäftigten. Unregelmäßig und geringfügig Beschäftigte sind hier den Nichterwerbstätigen zugeordnet, da in der Lohnregression Stundenlöhne bei regulärer Beschäfti-

---

19 Durchschnittliche Effekte lassen sich zuweisen, indem man bei der Prognose den Mittelwert der Variablen einsetzt, der über die Erwerbstätigen, für die das Merkmal beobachtet wird, berechnet wird. Alternativ kann man bei kategorialen Merkmalen, deren Merkmalsausprägungen als Dummyvariablen in die Schätzung eingehen, direkt die Abweichung vom mittleren Effekt schätzen. Beobachtungen, für die alle Dummies eines Merkmals Null sind, bekommen dadurch bei der Prognose den mittleren Effekt zugewiesen. Erlaubt die Statistik-Software lineare Restriktionen (-constraint- in Stata 8.2), dann kann man unter der Restriktion schätzen, dass die gewichtete Summe der Koeffizienten gleich Null ist:  $\sum_j ant_j \beta_j = 0$ , wobei  $ant_j$  der Anteil der Beobachtungen mit Merkmalsausprägung  $j$  und  $\beta_j$  der Koeffizient von Merkmalsausprägung  $j$  ist. Dabei wird ein Koeffizient für jede Merkmalsausprägung geschätzt, es gibt also keine Referenzkategorie, die Koeffizienten geben stattdessen die Abweichung vom mittleren Effekt an. Erlaubt die Statistik-Software keine linearen Restriktionen, lassen sich diese Abweichungen vom Mittel durch eine entsprechende Transformation der Dummies schätzen (vgl. Fitzenberger und Kurz, 2003).

Tabelle 3.5: Fallzahlen der Lohnschätzung

	Hoch- gerechnet	Fälle	Erwerbs- tätige	Nicht- erwerbs- tätige	Schätz- stichprobe
1995	41.805	9.545	6.660	2.885	8.367
1996	41.863	9.318	6.454	2.864	8.042
1997	41.367	8.997	6.202	2.795	8.066
1998	41.196	9.722	6.709	3.013	8.270
1999	41.634	9.496	6.500	2.996	8.213
2000	41.679	15.971	10.938	5.033	13.614
2001	41.058	14.226	9.872	4.354	11.589
2002	40.668	15.058	10.562	4.496	12.770
2003	40.772	14.101	9.674	4.427	11.645
Gesamt		106.434	73.571	32.863	90.576

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

gung geschätzt werden sollen. Beobachtete Stundenlöhne bei unregelmäßig oder geringfügig Beschäftigten werden entsprechend wie fehlenden Stundenlöhne behandelt. Die Schätzstichprobe umfasst alle Beobachtungen, die in die Lohnschätzung eingehen.

Tabelle 3.6 unterscheidet Typen von Beobachtungen nach dem Vorhandensein von Informationen in den Daten. Beobachtungen der Spalten 1 und 5 gehen in die Schätzung ein, da alle erklärenden Variablen beobachtet werden und bei den Erwerbstätigen auch der Lohn beobachtet wird.<sup>20</sup> Das Ziel der Lohnregression ist die Schätzung hypothetischer Stundenlöhne für Nichterwerbstätige. Das gelingt für die Nichterwerbstätigen in Spalte 5, aber nicht für die etwa 10% der Nichterwerbstätigen in Spalte 6, da von denen eine oder mehrere erklärende Variablen fehlende Werte aufweisen. Für die Prognose von Stundenlöhnen für diese Beobachtungen müssten zusätzliche Annahmen getroffen werden. Stundenlöhne werden auch für die Erwerbstätigen in Spalte 3 geschätzt, deren Lohn fehlt, wo aber sämtlichen erklärenden Variablen beobachtet werden.

<sup>20</sup> Der Stundenlohn wird berechnet, indem der aktuelle Monatslohn durch die bezahlte Arbeitszeit geteilt wird, die sich aus der vereinbarten Arbeitszeit und den Überstunden ergibt, sofern diese bezahlt werden. Der Stundenlohn wird somit falsch berechnet, falls sich Lohn und bezahlte Arbeitszeit nicht auf den selben Zeitraum beziehen (vgl. Jacobebbinghaus, 2002). Stundenlöhne unter 2 € und über 100 € werden gelöscht.

Tabelle 3.6: Beobachtungstypen der Lohnschätzung

Jahr	Erwerbstätige				Nichterwerbstätige		Gesamt
	Lohnangaben vorhanden		Lohnangaben fehlend		vorhanden	fehlend	
	Erklärende Variablen						
	vorhanden	fehlend	vorhanden	fehlend	(5)	(6)	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
1995	5.761	479	180	240	2.606	279	9.545
1996	5.410	635	170	239	2.632	232	9.318
1997	5.480	325	164	233	2.586	209	8.997
1998	5.554	537	250	368	2.716	297	9.722
1999	5.433	585	188	294	2.780	216	9.496
2000	9.022	633	515	768	4.592	441	15.971
2001	7.654	798	767	653	3.935	419	14.226
2002	8.694	738	504	626	4.076	420	15.058
2003	7.662	971	455	586	3.983	444	14.101
Gesamt	60.670	5.701	3.193	4.007	29.906	2.957	106.434

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Es gibt somit 40.063 Beobachtungen, deren Stundenlöhne nicht direkt aus den Angaben zu Arbeitszeit und Brutomonatslohn berechnet werden können (Spalten 3 bis 6). Für 33.099 dieser Beobachtungen werden Stundenlöhne anhand der Lohnregressionen imputiert (Spalten 3 und 5), die im Folgenden näher erläutert wird.

**Schätzung:** Aufgrund der besseren Anpassung im Vergleich zur linearen Spezifikation wird ein log-linearer Zusammenhang zwischen Stundenlöhnen und erklärenden Variablen angenommen. Löhne werden nur für Erwerbstätige beobachtet. Ist die Selektion in Beschäftigung endogen und sind die unbeobachteten Merkmale, die den Lohn bestimmen, korreliert mit unbeobachteten Merkmalen, die die Partizipationsentscheidung bestimmen, dann führt eine separate Schätzung der Lohngleichung zu verzerrten Schätzern, der sogenannten Selektionsverzerrung (Greene, 2000, Kapitel 20.4). Sind die Störterme der Lohn- und der Partizipationsgleichung normalverteilt, liegt eine Möglichkeit der Selektionskorrektur in der simultanen Maximum-Likelihood-(ML-)Schätzung beider Gleichungen (Heckman, 1979):

$$\begin{aligned}
 \ln w &= x\beta + u_w \quad \forall p = 1 \\
 p^* &= z\gamma + u_p
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

Der Stundenlohn  $w$  wird genau dann beobachtet, wenn eine Person erwerbstätig ist ( $p = 1$ ).  $p^*$  ist ein linearer Indikator der Erwerbsneigung und die Störterme sind

gemeinsam normalverteilt:  $(u_w, u_p) \sim N(0, 0, \sigma_w, 1, \rho)$ .

Hinreichende Identifikation der Parameter ist dann gewährleistet, wenn der Vektor  $z$  Variablen enthält, die die Partizipationsneigung erklären und nicht mit dem Lohn korreliert sind. Solche Instrumente sind hier das sonstige Nettohaushaltseinkommen und der Grad der Erwerbsminderung bzw. Schwerbehinderung (die genaue Beschreibung der Variablen erfolgt im nächsten Abschnitt). Falls die Gleichungen einschließlich der Verteilung der Störterme korrekt spezifiziert sind, ist die simultane ML-Schätzung effizient.<sup>21</sup>

**Schätzergebnisse:** Die Lohnregression wird getrennt nach Geschlecht und alten und neuen Bundesländern und gepoolt über alle Jahre durchgeführt.<sup>22</sup> Tabelle 3.7 enthält die Variablen der Lohn- und der Partizipationsgleichung und die geschätzten Koeffizienten. Beides wird im Folgenden beschrieben.

Eine wichtige Determinante von Löhnen und Partizipation am Arbeitsmarkt ist das Humankapital. Unterschiedliche Ausstattungen an Humankapital werden durch das Ausbildungsniveau, die Berufserfahrung und das Alter abgebildet.

Die Ausbildungsdauer in Jahren ist nicht die tatsächliche Dauer der Ausbildung, sondern die Anzahl der Jahre, die eine beobachtete Kombination aus Schul- und Berufsausbildungsabschluss erwarten lässt.<sup>23</sup> Pro Jahr an Ausbildung steigt der Lohn um 4 bis 6%, im Westen bei Deutschen stärker als bei Ausländern. In der Partizipationsgleichung werden statt der Dauer Dummies für den höchsten Schul- oder Berufsausbildungsabschluss aufgenommen, jede Person ist genau einer Kategorie zu-

---

21 Die ML-Schätzung ist allerdings bereits dann inkonsistent, falls die Normalverteilungsannahme nicht erfüllt ist. Diese restriktive Voraussetzung hat zur Entwicklung von Methoden geführt, die unter allgemeineren Bedingungen konsistente Schätzer liefern. Eine Übersicht über alternative Verfahren zur Selektionskorrektur bieten Vella (1998) und Beblo, Beninger, Heinze und Laisney (2003).

22 Außer den Jahresdummies in der Lohn- und Partizipationsgleichung werden somit alle Parameter als konstant über die Zeit angenommen. Zwar unterstützen Wald-Tests diese Annahme nicht für alle Parameter, sie wird dennoch beibehalten, damit die Ergebnisse vergleichender STM-Simulationen über die Zeit nicht von zufälligen Schätzfehlern in einzelnen Jahren getrieben werden.

23 Eine genaue Definition dieser Variablen BILZEITxx findet sich in den Dokumentationen zum SOEP.

Tabelle 3.7: Lohnregression mit Selektionskorrektur

	Frauen NBL	Frauen ABL	Männer NBL	Männer ABL
<b>Lohngleichung</b>				
Ausbildungsjahre	0.068 ***	0.056 ***	0.053 ***	0.036 ***
Ausbildungsjahre*deutsch		0.013 **		0.026 ***
Berufserfahrung in Vollzeit	-0.007 ***	0.001	-0.011 ***	-0.003 ***
Berufserfahrung in Teilzeit	-0.010 ***	-0.006 ***	-0.014 **	-0.019 ***
Erwerbsunterbrechung	-0.179 ***	-0.036 ***	-0.213 ***	-0.170 ***
Erwerbsunterbrechung <sup>2</sup>	0.018 **	-0.004	0.047 ***	0.032 ***
Betriebszugehörigkeit	0.024 ***	0.018 ***	0.011 ***	0.014 ***
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.040 ***	-0.021 ***	-0.017 ***	-0.018 ***
Alter	0.125 ***	0.085 ***	0.103 ***	0.084 ***
Alter <sup>2</sup> /100	-0.260 ***	-0.162 ***	-0.211 ***	-0.155 ***
Alter <sup>3</sup> /10000	0.186 ***	0.096 ***	0.156 ***	0.098 ***
Familienstand (Referenz: ledig, verwitwet)				
Verheiratet	0.014	-0.025 **	0.027	0.043 ***
Getrennt lebend	0.043	0.061 ***	0.032	0.017
Geschieden	0.021	0.038 **	0.024	0.005
Kind bis 3 im Haushalt	0.115 ***	0.071 ***	0.057 ***	0.045 ***
Kind 4 bis 6 im Haushalt	0.127 ***	0.029 *	0.025	0.042 ***
Deutsch		-0.099 *		-0.260 ***
Ost-Berlin	0.146 ***		0.171 ***	
Jahresdummies (Referenz: 1995)				
Dummy 1996	0.041 ***	0.026 ***	0.041 ***	0.037 ***
Dummy 1997	0.084 ***	0.035 ***	0.077 ***	0.046 ***
Dummy 1998	0.088 ***	0.058 ***	0.088 ***	0.055 ***
Dummy 1999	0.113 ***	0.061 ***	0.084 ***	0.063 ***
Dummy 2000	0.096 ***	0.050 ***	0.108 ***	0.072 ***
Dummy 2001	0.127 ***	0.066 ***	0.150 ***	0.092 ***
Dummy 2002	0.164 ***	0.122 ***	0.204 ***	0.162 ***
Dummy 2003	0.175 ***	0.142 ***	0.234 ***	0.192 ***
Konstante	-0.690 *	0.219	-0.019	0.622 ***
<b>Partizipationsgleichung</b>				
Höchster Schul- oder Berufsabschluss (Referenz: weder noch)				
Hauptschulabschluss	1.777 ***	0.308 ***	0.297	0.501 ***
Realschulabschluss	1.252 ***	0.266 ***	0.554 *	0.205 **
Abitur	0.404	-0.697 ***	-0.810 **	-0.873 ***
Lehre	2.003 ***	0.557 ***	0.879 ***	0.566 ***
Studium	2.325 ***	0.688 ***	1.507 ***	0.842 ***
Berufserfahrung	0.018 ***	0.013 ***	0.032 ***	0.025 ***
Erwerbsunterbrechung	-1.336 ***	-0.469 ***	-1.534 ***	-1.396 ***
Erwerbsunterbrechung <sup>2</sup>	0.125 ***	-0.050 ***	0.192 ***	0.171 ***

Fortsetzung auf nächster Seite ...

... Tabelle 3.7 fortgesetzt

Alter (Referenz: 20 bis 25)				
Alter 26 bis 30	0.224 **	0.564 ***	0.178 *	0.232 ***
Alter 31 bis 35	0.415 ***	0.661 ***	0.109	0.322 ***
Alter 36 bis 40	0.297 **	0.720 ***	0.020	0.292 ***
Alter 41 bis 45	0.303 **	0.742 ***	-0.289 *	0.252 ***
Alter 46 bis 50	0.045	0.679 ***	-0.341 *	0.057
Alter 51 bis 55	-0.142	0.482 ***	-0.668 ***	-0.218 *
Alter 56 bis 60	-0.795 ***	-0.072	-1.337 ***	-0.985 ***
Familienstand (Referenz: ledig, verwitwet)				
Verheiratet	0.396 ***	0.073 *	0.284 ***	0.282 ***
Getrennt lebend	-0.420 **	-0.047	-0.687 ***	0.276 **
Geschieden	-0.106	0.051	-0.252 **	0.105
Kind bis 3 im Haushalt	-0.614 ***	-1.129 ***	-0.262 ***	-0.082
Kind 4 bis 6 im Haushalt	0.681 ***	0.119 ***	-0.065	-0.048
Kind 7 bis 16 im Haushalt	0.077	0.091 ***	0.111 *	0.073 *
Kind über 17 im Haushalt	0.078	0.040	0.118	0.072
Grad der Erwerbsminderung	-0.007 ***	-0.008 ***	-0.003	-0.007 ***
Sonst. HH-Einkommen/1000	-0.761 ***	-0.229 ***	-1.314 ***	-0.519 ***
(Sonst. HH-Einkommen/1000) <sup>2</sup>	0.643 ***	0.049 ***	1.631 ***	0.156 ***
Jahresdummies (Referenz: 1995)				
Dummy 1996	0.025	-0.005	-0.100	0.016
Dummy 1997	0.147 **	0.008	-0.005	0.075 *
Dummy 1998	0.161 **	0.015	-0.004	0.076
Dummy 1999	0.258 ***	-0.048	0.175 **	0.168 ***
Dummy 2000	0.170 **	-0.141 ***	0.138 *	0.063
Dummy 2001	0.283 ***	-0.055	0.154 *	0.128 ***
Dummy 2002	0.398 ***	0.027	0.199 **	0.210 ***
Dummy 2003	0.278 ***	-0.002	0.098	0.079
Konstante	-0.313	0.501 ***	1.416 ***	1.084 ***
$a(\rho)$	0.188 **	-0.061 *	-0.170 ***	-0.113 ***
$\ln(\sigma_w)$	-1.092 ***	-1.086 ***	-1.151 ***	-1.186 ***
Anzahl der Beobachtungen	11950	35368	10872	32386
Log-Likelihood	-6102	-19543	-5148	-13637

Anmerkungen: \*\*/\*\*\* bedeutet signifikant bei 5%/1%. NBL/ABL bedeutet neue/alte Bundesländer. Die Schätzung erfolgt mit Stata 8.2 anhand des Befehls `-heckman-`. Statt  $\rho$  geht  $a(\rho) = 0,5\ln(\frac{1+\rho}{1-\rho})$  und statt  $\sigma_w$  geht  $\ln(\sigma_w)$  in die Likelihood-Funktion ein, damit die Schätzer im theoretischen Wertebereich liegen. Die Standardfehler der Parameter werden nach der robusten Huber-White-Methode berechnet, die Korrelation wiederholter Beobachtungen über die Zeit werden dabei berücksichtigt (Option `-cluster-`).

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP Welle 20.

geordnet. Abiturienten ohne weitere Ausbildung haben demnach *ceteris paribus* die geringste Partizipationswahrscheinlichkeit. Personen mit höchstem Abschluss Realschule haben eine höhere Partizipationswahrscheinlichkeit als Abiturienten und Personen ohne Schul- und Berufsabschluss, aber eine geringere als Personen mit Hauptschulabschluss. Berufsschul- und Hochschulabschluss erhöhen die Partizipati-

on erwartungsgemäß.

Anhand der Erwerbsbiographiedaten des SOEP werden verschiedene Indikatoren für das durch Berufserfahrung gewonnene Humankapital berechnet. Neben der Berufserfahrung in Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung ist die Berücksichtigung von Lohnabschlägen infolge von Erwerbsunterbrechungen von besonderer Bedeutung. Infolge der Entwertung berufsspezifischer Kenntnisse über die Zeit können Personen nach langen Erwerbsunterbrechungen nicht den gleichen Lohn erzielen wie gleich qualifizierte Personen ohne Erwerbsunterbrechungen. Dies betrifft insbesondere Frauen nach Erziehungsphasen.<sup>24</sup> Der hier verwendete Indikator für Humankapitalentwertung ist die Summe der Jahre ohne Beschäftigung innerhalb der letzten 10 Jahre, wobei weiter in der Vergangenheit liegende Jahre linear schwächer gewichtet werden, das Jahr vor 10 Jahren mit  $1/10$ , vor 9 Jahren mit  $1/9$  etc.<sup>25</sup> Der Indikator für Humankapitalentwertung infolge von Erwerbsunterbrechungen hat den erwarteten negativen Effekt auf den Lohn und die Partizipation. Bei Frauen im Westen sind beide Effekte deutlich schwächer als in den anderen Teilstichproben. Nicht das erwartete positive Vorzeichen haben die Koeffizienten zur Berufserfahrung. Bei zusätzlicher Aufnahme des Alters in die Lohngleichung dreht sich das Vorzeichen in die falsche Richtung. Eine Ursache dürfte im hohen Grad an Korrelation zwischen Alter, Berufserfahrung und Erwerbsunterbrechungen liegen, die eine korrekte Identifikation der einzelnen Effekte verhindert. Da hier die Prognosegenauigkeit im Vordergrund steht, werden alle Variablen beibehalten. In der Partizipationsgleichung werden Altersdummies verwendet um mehr Flexibilität zu erlauben. Personen ab 55 haben erwartungsgemäß die geringste Partizipation, gefolgt von den Personen bis 25 Jahren.

Familienstand und Kinder im Haushalt sollten einen Einfluss auf die Partizipation haben. Unklar ist, warum hier wie häufig in Lohnregressionen ein Einfluss auf den Bruttolohn gefunden wird. Eine Erklärung ist, dass Arbeitgeber wie z. B. der öffent-

---

24 Beblo und Wolf (2002) untersuchen die Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen in Abhängigkeit von deren Zeitpunkt im Lebenszyklus und deren Dauer.

25 Diese Spezifikation liefert eine bessere Anpassung als gleichgewichtete oder geometrisch degressiv gewichtete Summen und als Summen über die letzten 20 Jahre. Dennoch stellt sie eine Ad-hoc-Lösung dar. Eine mögliche Erweiterung stellt die von Beblo und Wolf (2002) verwendete flexiblere Modellierung des Lohneffektes von Erwerbsunterbrechungen in der Vergangenheit dar.

liche Dienst über die Entlohnung ihrer Beschäftigten Familienpolitik betreiben. Eine andere ist, dass die Produktivität über unbeobachtete Merkmale mit der Fertilität korreliert ist. Bei der Berechnung der hypothetischen Löhne von Nichterwerbstätigen wird implizit unterstellt, dass sie ebenfalls einen höheren Stundenlohn erzielen können, falls sie Kinder im Vorschulalter haben.

Instrumente, die die Identifikation der Parameter der Lohngleichung sicher stellen sollen, sind der Grad der Erwerbsminderung bzw. Schwerbehinderung und das sonstige Nettohaushaltseinkommen. Ersteres wird direkt abgefragt, Letzteres wird berechnet, indem vom Haushaltseinkommen insgesamt der Nettoarbeitslohn des Befragten abgezogen wird. Beide Variablen haben einen signifikanten negativen Einfluss auf die Partizipation.

Lohn- und Partizipationsunterschiede zwischen Bundesländern innerhalb der Unterscheidung Ost/West werden, abgesehen von höheren Löhnen in Ost-Berlin, nicht gefunden. In der Stichprobe der Männer in den alten Bundesländern ist der Dummy für die deutsche Staatsbürgerschaft signifikant negativ, was bedeutet, dass Deutsche Männer im Westen *ceteris paribus* um 22% geringere Löhne erzielen als Ausländer. Dieser Dummy muss jedoch im Zusammenhang mit dem Koeffizienten der Ausbildungsjahre interpretiert werden, der für deutsche um 0,022 höher ist, als für Ausländer. Somit verdienen die Deutschen Männer ab einer Ausbildungsdauer von 10 Jahren mehr, darunter die Ausländer. In den neuen Bundesländern reicht die Zahl der Ausländer im Datensatz nicht für diese Unterscheidung.

Die Korrelation der Störterme beider Gleichungen  $\rho$  ist bei Frauen nicht signifikant von Null verschieden, bei Männern signifikant negativ.<sup>26</sup> Eine negative Korrelation bedeutet, dass Nichterwerbstätige bei gleicher Ausstattung an beobachteten Merkmalen aufgrund unbeobachteter Merkmale einen höheren Lohn erwarten können als

---

26 Die Lohngleichungen der Frauen lassen sich demnach auch separat unter weniger restriktiven Verteilungsannahmen konsistent mit OLS schätzen. Die Ergebnisse unterscheiden sich aber nur minimal.

Erwerbstätige.<sup>27</sup> Dies wird bei der Prognose der Löhne berücksichtigt.

**Prognose:** Hypothetische Stundenlöhne werden für alle Nichterwerbstätigen berechnet und für Erwerbstätige, sofern der tatsächliche Stundenlohn nicht berechnet werden kann. Die Berechnung erfolgt in beiden Fällen nur dann, wenn alle erklärenden Variablen  $x$  und  $z$  beobachtet werden (Spalten 3 und 5 in Tabelle 3.6).

Bei der Betriebszugehörigkeit bekommen alle Nichterwerbstätigen den Wert Null zugewiesen, da unterstellt wird, dass sich der hypothetische Lohn auf eine Anstellung in einem Unternehmen bezieht, in dem sie bisher noch nicht beschäftigt waren.

Zunächst werden die logarithmierten Stundenlöhne prognostiziert. Es werden bedingte Erwartungswerte berechnet, je nachdem, ob jemand erwerbstätig ist oder nicht. Dadurch wird der Selbstselektion in Beschäftigung Rechnung getragen, die sich in der Korrelation unbeobachteter Merkmale der Lohngleichung und der Partizipationsgleichung gezeigt hat (vgl. Vella, 1988).

$$\begin{aligned}\widehat{\ln w} &= x\hat{\beta} + \hat{\rho}\hat{\sigma}_w \frac{\phi(z\hat{\gamma})}{\Phi(z\hat{\gamma})} & \forall p = 1 \\ \widehat{\ln w} &= x\hat{\beta} - \hat{\rho}\hat{\sigma}_w \frac{\phi(z\hat{\gamma})}{1 - \Phi(z\hat{\gamma})} & \forall p = 0\end{aligned}\tag{3.2}$$

$\phi$  und  $\Phi$  sind hier die Dichte- bzw. Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung. Da alle weiteren Komponenten der Korrekturterme positiv sind, hängt das Vorzeichen der Korrekturterme von  $\hat{\rho}$  ab. Ist  $\hat{\rho}$  positiv (negativ), führt die Konditionierung auf den Erwerbsstatus im Vergleich zu unbedingten Prognosen zu bei Erwerbstätigen zu höheren (niedrigeren) und bei Nichterwerbstätigen zu niedrigeren (höheren) Lohnprognosen. Nichterwerbstätige Frauen in den alten Bundesländern bekommen somit geringere Lohnprognosen, während bei allen anderen Nichterwerbstätigen die Selektionskorrektur zu höheren Prognosen führt.

---

<sup>27</sup> Dieses Ergebnis erscheint zunächst kontraintuitiv, wenn man erwartet, dass eher die Personen erwerbstätig sind, die gegeben ihre beobachteten Merkmale aufgrund vorteilhafter unbeobachteter Merkmale (wie z. B. höherer Intelligenz) einen höheren Lohn erzielen können. Denkbar ist allerdings auch, dass ein unbeobachtetes Merkmal die Erwerbsneigung negativ und den Lohn positiv beeinflusst, z. B. Vermögen. Ein Vermögender, der nicht auf ein Erwerbseinkommen angewiesen ist, kann so lange auf einen Arbeitsplatz verzichten, bis er eine Stelle findet, die ihm einen relativ hohen Lohn bietet. Das Vorzeichen der Korrelation  $\rho$  ist somit a priori unbestimmt.

Schließlich ist beim Exponieren der prognostizierten logarithmierten Löhne  $\widehat{\ln w}$  zu berücksichtigen, dass  $u_w$  als normalverteilt angenommen wird,  $e^{u_w}$  daher lognormalverteilt ist mit dem Erwartungswert  $E(e^{u_w}) = e^{\sigma_w^2/2} \neq 0$  (siehe Greene, 2000: 69). Eine erwartungstreue Prognose der Stundenlöhne ergibt daher wie folgt:

$$\hat{w} = e^{\widehat{\ln w} + \sigma_w^2/2} \quad (3.3)$$

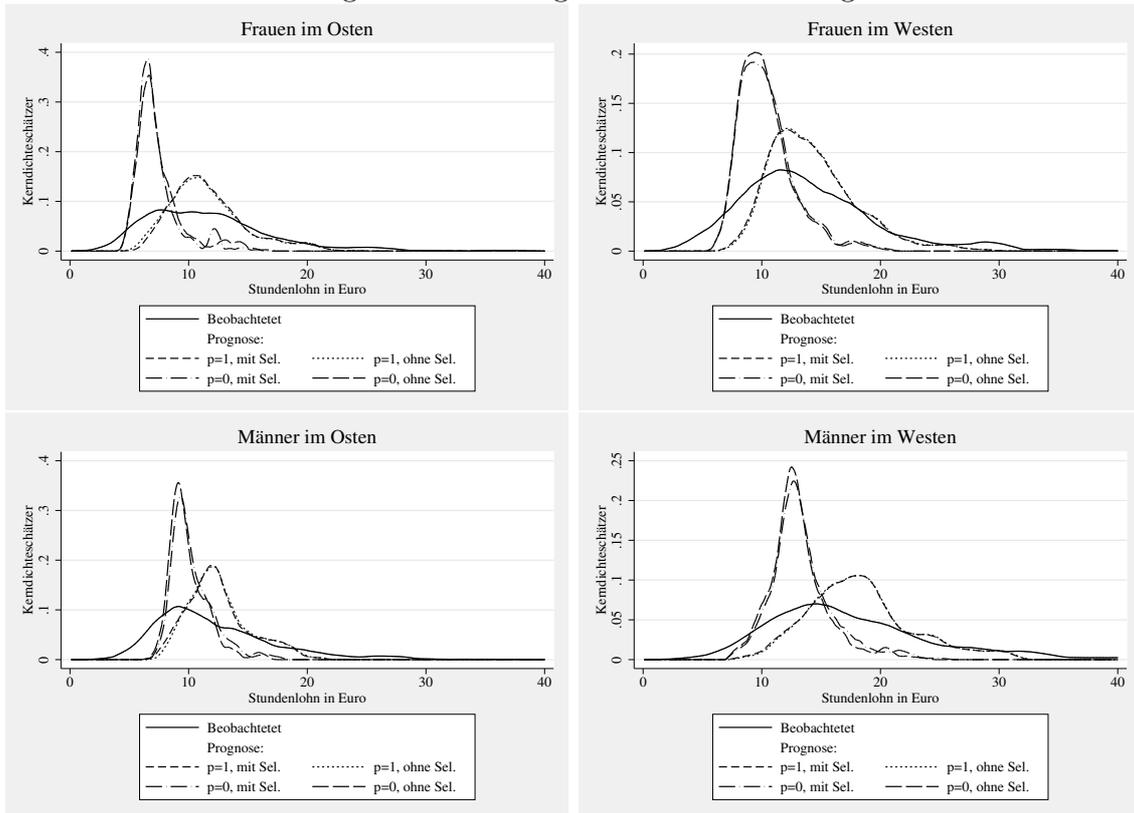
Abbildung 3.5 zeigt die Verteilung der beobachteten Löhne, der Prognosen für Erwerbstätige und Nichterwerbstätige und den Effekt der Berücksichtigung der Selbstselektion in Beschäftigung für die vier Personengruppen. Es wird nur ein Teil der Varianz der beobachteten Löhne erklärt.<sup>28</sup> Die Nichterwerbstätigen weisen eine schlechtere Ausstattung ertlohnungsrelevanter Merkmale auf. Zudem ist die Varianz ihrer Lohnprognosen deutlich geringer als die der Erwerbstätigen.

Abbildung A.1 in Anhang A zeigt die Verteilung der Prognosen für die Fall, dass auch arbeitsplatzbezogene Merkmale in der Lohnregression aufgenommen werden. Die Verteilung der Löhne von Erwerbstätigen erwartungsgemäß besser erklärt (OLS- $R^2$  0,48 bis 0,58), doch die Prognosen hypothetischer Stundenlöhne von Nichterwerbstätigen variieren weniger, da ihnen für die arbeitsplatzbezogenen Merkmale nur mittlere Effekte zugewiesen werden können. Daher werden hier die hypothetischen Stundenlöhne von Nichterwerbstätigen auf Basis der Lohnregression mit ausschließlich personenbezogenen Merkmalen geschätzt.

---

28 Eine OLS-Schätzung mit der gleichen Merkmalen liefert ein  $R^2$  zwischen 0,33 und 0,40.

Abbildung 3.5: Verteilung der Löhne und Prognosen



Anmerkungen: p=1 bedeutet erwerbstätig, p=0 nichterwerbstätig, mit Sel. bedeutet mit Berücksichtigung endogener Selektion gemäß Gleichung 3.2.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP, Welle 19.

### 3.3 Simulation der Mehrwertsteuerbelastung

Die Bedeutung der Mehrwertsteuer für den Staatshaushalt auf der einen und die Konsummöglichkeiten der Haushalte auf der anderen Seite wurde im einleitenden Kapitel beschrieben. Auf Basis des *STM* kann nicht bestimmt werden, welcher Haushalt, wie viel Mehrwertsteuer bezahlt, da das SOEP keine Informationen über die Konsumausgaben enthält. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) enthält Informationen über Ausgaben der Haushalte, die Mehrwertsteuerzahlungen enthalten. Daher kann auf Basis der EVS die mittlere Mehrwertsteuerbelastung unterschiedlicher Haushalte bestimmt werden.<sup>29</sup> Damit die haushaltsspezifische Mehrwertsteuerbelastung für alternative Erwerbsumfänge simuliert werden kann, was eine Voraussetzung für die Bestimmung des Effekts auf das Arbeitsangebotsverhalten ist, muss die anhand der EVS bestimmte Belastung auf die Haushalte im SOEP übertragen werden. Da den Berechnungen die EVS des Jahres 1998 zugrunde liegt, sich die Simulationen in Abschnitt 5 auf 2003 beziehen, wird angenommen, dass sich die Ausgabenstruktur in diesem Zeitraum nicht grundlegend geändert hat.

In diesem Kapitel wird zunächst die Bestimmung der haushaltsspezifischen Mehrwertsteuerbelastung auf Basis der EVS beschrieben. Anschließend wird die Verteilung der Belastung aus verschiedenen Perspektiven dargestellt.

#### 3.3.1 Institutioneller Hintergrund

Bei der Mehrwertsteuer handelt es sich um eine allgemeine Verbrauchsteuer. Ihre Bemessungsgrundlage sind nach §1 UStG Umsätze aus Lieferungen und sonstigen Leistungen, die ein Unternehmer im Inland im Rahmen seines Unternehmens ausführt, eigenverbrauchte Güter und der innergemeinschaftliche Erwerb. Ebenfalls besteuert wird die Einfuhr von Waren aus Drittländern (Einfuhrumsatzsteuer).

---

<sup>29</sup> Die in diesem Kapitel vorgestellten Ergebnisse basieren auf Auswertungen der faktisch anonymisierten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998 am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung im Rahmen des Projektes „Mikroökonomische Analyse des Haushaltsverhaltens“.

In Deutschland kommt eine Allphasenumsatzsteuer mit Vorsteuerabzug zur Anwendung. Das heißt, die Umsätze werden auf jeder Stufe des Wertschöpfungsprozesses besteuert. Die Unternehmen haben jedoch die Möglichkeit, die in ihren Vorprodukten enthaltene Steuer von ihrer eigenen Zahllast abzuziehen (Vorsteuerabzug).

Steuerbefreiungen sind in den §§4 und 5 UStG geregelt. Es wird unterschieden zwischen Steuerbefreiung mit Vorsteuerabzug (*zero rating*) und Steuerbefreiung ohne Vorsteuerabzug (*exemption*). Bei Exporten, innergemeinschaftlichen Lieferungen und Lohnveredelung ist der Vorsteuerabzug erlaubt, die diesbezüglichen Umsätze werden also auch von der in den Vorprodukten enthaltenen Mehrwertsteuer entlastet. Eine Steuerbefreiung ohne Vorsteuerabzug bedeutet, dass die Vorumsätze mit Mehrwertsteuer belastet bleiben und demnach die Steuerentlastung lediglich die Wertschöpfung auf der letzten Stufe betrifft (vgl. Homburg, 2000: 145). Ohne Vorsteuerabzug steuerbefreit sind u. a. die Bereiche Finanzumsätze, Grundstücksumsätze, Dienstleistungen wie Vermietung und Verpachtung, Umsätze der Deutschen Post AG sowie Gesundheitswesen und Wohlfahrtspflege. Produkte dieser Bereiche können also durch darin enthaltene Vorleistungen ebenfalls mit Mehrwertsteuer belastet sein.

Der Regelsteuersatz der Mehrwertsteuer beträgt seit dem 1. April 1998 16%. §12 II UStG führt Güter und Dienstleistungen auf, die vom Staat als förderungswürdig angesehen werden und daher einem ermäßigten Steuersatz von derzeit 7% unterliegen. Dabei handelt es sich um Nahrungsmittel, Bücher, Zeitungen, Kunstgegenstände und bestimmte Dienstleistungen wie Theater, Film, Schwimmbäder oder den Personennahverkehr. Weiterhin gibt es, z. B. für die Landwirtschaft, pauschalisierte Steuersätze, die allerdings im Weiteren unberücksichtigt bleiben.

### 3.3.2 *Daten und Methode*

#### 3.3.2.1 *Daten*

Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998 bildet die Datenbasis der Schätzung der haushaltsspezifischen Mehrwertsteuerbelastung. Die EVS wird seit

1962 i. d. R. in fünfjährigem Abstand zur Erfassung der Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte erhoben. In der EVS 1998 beziehen sich diese Angaben auf jeweils ein Quartal.<sup>30</sup> Die Berechnungen dieser Arbeit wurden anhand des faktisch anonymisierten Scientific Use Files der EVS 1998 durchgeführt. Diese Stichprobe enthält 49.720 Haushalte, deren Angaben sich auf die Gesamtbevölkerung Deutschlands – ausgenommen sehr einkommenstarke Haushalte<sup>31</sup> – hochrechnen lassen. Bei Haushaltsbefragungen variiert die Teilnahmebereitschaft der Haushalte systematisch. Dies gilt insbesondere für die EVS 1998, da die Teilnahme freiwillig ist und die Erhebung erfordert, dass die Teilnehmer über die Dauer eines Quartals ihre Einnahmen und Ausgaben relativ detailliert notieren. Um dennoch die Repräsentativität der Daten für die Grundgesamtheit zu gewährleisten, werden Haushaltstypen definiert und typenspezifische Auswahlquoten vorgegeben. Es kann jedoch zu selektivem Teilnahmeverhalten innerhalb der Haushaltstypen kommen, welches die Schätzergebnisse verzerren kann.<sup>32</sup> Hier wird angenommen, dass derartige Selektionseffekte nicht auftreten. Von besonderer Bedeutung für die weitergehende Betrachtung ist die vorliegende Differenziertheit der Ausgaben nach 126 Kategorien.

### *3.3.2.2 Zuordnung der haushaltsspezifischen Mehrwertsteuerbelastung*

Die Grundidee der Berechnungen besteht darin, jeder in der EVS enthaltenen Ausgabenkategorie die darin enthaltene Mehrwertsteuer zuzuordnen. Hat beispielsweise ein Haushalt Ausgaben für Nahrungsmittel in Höhe von 1000 € angegeben, wird unterstellt, dass darin 7% und somit 70 € Mehrwertsteuer enthalten sind. Die auf diese Weise getrennt für jede Ausgabenkategorie ermittelten Mehrwertsteuerzahlungen werden anschließend für jeden Haushalt aufsummiert. Da es steuerfreie sowie

---

30 Eine Beschreibung der EVS 1998 sowie zentrale Ergebnisse finden sich in den Heften der Fachserie 15 des Statistischen Bundesamtes.

31 Aufgrund der erfahrungsgemäß geringen Teilnahme sehr einkommensstarker Haushalte umfasst die Grundgesamtheit der EVS 1998 nur Haushalte mit einem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen von unter 17.895 € (35.000 DM) (Statistisches Bundesamt, 2002b, Heft 7: 19).

32 Wenn beispielweise, gegeben die Eigenschaften, die einen Haushaltstyp definieren, sparsame Haushalte eine höhere Teilnahmebereitschaft aufweisen, dann würde hier die Konsumneigung und damit auch die Mehrwertsteuerbelastung der privaten Haushalte unterschätzt werden.

ermäßigt und voll besteuerte Güter gibt, sind für die einzelnen Ausgabenkategorien unterschiedliche Mehrwertsteuersätze anzusetzen. Die hier vorgenommene Zuordnung von Ausgabenkategorien und Mehrwertsteuersätzen findet sich in Tabelle B.1 im Anhang. Bei der Bestimmung dieser ausgabenspezifischen Mehrwertsteuersätze und der Wahl der entsprechenden Bemessungsgrundlage sind eine Reihe von Annahmen zu treffen, die im Folgenden erläutert werden.

**Mischgruppen:** Zwar liegen die Konsumausgaben der einzelnen Haushalte in einer relativ feinen Differenzierung von 126 Ausgabenkategorien vor, doch sind diese in Bezug auf die Mehrwertsteuerbelastung nicht immer homogen. Für die Ausgabenkategorien *Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren (ohne Deputate)* sowie *Personenbeförderung im Schienen- und Straßenverkehr*, die sowohl voll besteuerte als auch ermäßigt besteuerte Produkte enthalten, mussten daher mittlere Steuersätze angesetzt werden. Im Hinblick auf das Untersuchungsziel der Berechnung der Belastung nach Einkommensklassen ist zu beachten, dass durch diese Vorgehensweise eine vom Einkommen unabhängige Aufteilung auf voll und ermäßigt besteuerte Güter dieser Gruppen unterstellt wird.

**Vorsteuer bei Steuerfreiheit ohne Vorsteuerabzug:** Lediglich Steuerfreiheit mit Vorsteuerabzug stellt eine vollständige Steuerbefreiung dar. Diese betrifft im Wesentlichen Exporte. Herstellungskosten für Güter, die ohne Vorsteuerabzug steuerbefreit sind, enthalten einen oftmals nicht unerheblichen Betrag an Mehrwertsteuer, der auf Vorprodukte geleistet wurde. In Fällen geringer Wertschöpfung auf der letzten Produktionsstufe ist es für Unternehmen mitunter günstiger, auf die Steuerbefreiung zu verzichten und die geleistete Vorsteuer mit der abzuführenden Mehrwertsteuer zu verrechnen (vgl. Homburg, 2000: 145). Nach Gütern bzw. Gütergruppen differenzierte Schätzungen effektiver Mehrwertsteuersätze liegen für das Jahr 1998 nicht vor. Hier wird daher für eine Reihe von Ausgabenkategorien, die vorwiegend steuerbefreite Güter enthalten, ein effektiver Steuersatz auf Basis der Daten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ermittelt. Die betreffenden Ausgabenkategorien werden zunächst einer Branche zugeordnet. Dann wird unterstellt, dass in den Vorleistungen an diese Branche Vorsteuer in Höhe des vollen Steuersatzes enthalten ist. Der Anteil dieser Vorsteuer am Produktionswert ergibt den

Schätzwert der effektiven Mehrwertsteuerbelastung der dieser Branche zugeordneten Ausgabenkategorien.<sup>33</sup> Einzelheiten der Zuordnung sind in Tabelle B.1 im Anhang erläutert.<sup>34</sup>

**Nutzungsdauer von Immobilien und langlebigen Konsumgütern:** In dieser Arbeit soll nicht die gesamte Mehrwertsteuerbelastung von Personen über deren Lebenszyklus erfasst werden, sondern die Belastung von Haushalten in ihrer aktuellen Lebenssituation. Bei Immobilien und langlebigen Konsumgütern sind Anschaffungen i. d. R. mit einmaligen Ausgaben verbunden, während sich der Werteverzehr über einen längeren Zeitraum erstreckt. Die Analyse der aktuellen Lebenssituation wird durch die Betrachtung eines Zeitintervalls operationalisiert, das bei der EVS 1998 drei Monate beträgt. Unterstellt man, dass bei einem Verkauf die beim Kauf geleistete Mehrwertsteuer weitergegeben wird, dann ist die Mehrwertsteuerbelastung ebenfalls auf die gesamte Nutzungsdauer zu verteilen. Mehrwertsteuerbelastungen für langlebige Konsumgüter ergeben sich demnach unabhängig davon, ob sie im betrachteten Zeitintervall gekauft werden oder nicht.

Zwar enthalten die Daten Angaben über die Ausstattung der Haushalte mit verschiedenen langlebigen Konsumgütern, aber weder deren Anschaffungspreis noch deren Nutzungsdauer sind bekannt. Daher werden hier auch bei langlebigen Konsumgütern die im dreimonatigen Beobachtungszeitraum angefallenen Ausgaben angesetzt. Unter bestimmten Annahmen entspricht der Mittelwert der in einem Zeitintervall anfallenden Ausgaben einer Personengruppe für ein Gut dem durchschnittlichen Wer-

---

<sup>33</sup> Diese Approximation erscheint grob, sie wird hier dennoch der gänzlichen Vernachlässigung der Mehrwertsteuer in Ausgaben für ohne Vorsteuerabzug steuerbefreite Produkte vorgezogen. Die geschätzten effektiven Mehrwertsteuersätze sind vergleichbar mit den von Gottfried und Wiegard (1991) für das Jahr 1984 ermittelten Werten.

<sup>34</sup> Die Umsatzsteuerstatistik weist auf Branchenebene aus, in welchem Umfang voll besteuerte, ermäßigt besteuerte und steuerfreie Lieferungen und Leistungen vorangemeldet werden. Produktspezifische Durchschnittssteuersätze lassen sich jedoch auf dieser Basis aus verschiedenen Gründen nicht verlässlich bestimmen. So ergeben sich Verzerrungen durch Mehrfachnennungen einer Leistung, falls diese mehrere Firmen durchläuft. Dies erschwert zudem die Zuordnung von Gütern und Branchen, da ungewiss ist, welche Leistungen in die Endprodukte anderer Branchen eingehen. Überdies wird nur ein Teil der mehrwertsteuerpflichtigen Unternehmen erfasst, und es bestehen Zweifel, ob steuerfreie Umsätze vollständig angegeben werden (Statistisches Bundesamt, 1999: 17).

teverzehr dieser Periode. Die Varianz der Schätzung des mittleren Werteverzehrs erhöht sich jedoch, wenn man diese nicht direkt beobachtet, sondern stattdessen den Mittelwert der Ausgaben in einer Periode berechnet, insbesondere, wenn diese Periode kurz ist. Dies wird bei der Ausgabenkategorie *Kauf von Kraftfahrzeugen* deutlich. Sie macht mit 52 Mrd. € pro Jahr etwa 5,7% des privaten Verbrauchs aus. Obwohl etwa drei Viertel der Haushalte mindestens ein Auto besitzen, fallen im beobachteten Quartal nur bei 3,8% der Haushalte Ausgaben für den Kauf eines Kraftfahrzeugs an. Abbildung C.1 im Anhang verdeutlicht, dass dies im schwächer besetzten Einkommensbereich ab 7.000 € zu einer ungenauen Schätzung der mittleren Ausgaben für Kraftfahrzeuge führt. Wegen der quantitativen Bedeutung der Kraftfahrzeugausgaben wirkt sich dies wiederum auf die Schätzung der mittleren Mehrwertsteuerbelastung aus.

Bei Wohneigentum wiegt das Problem des auseinander Fallens von Kauf und Nutzung noch schwerer als bei Kraftfahrzeugen. Auch bei dieser bedeutenden Ausgabenkomponente bieten die Daten zwei alternative Bemessungsgrundlagen für die Bestimmung der Mehrwertsteuerbelastung an: Investitionen im Beobachtungszeitraum oder unterstellte Mieten.<sup>35</sup> Gegen die Verwendung von Investitionsausgaben spricht, dass diese Ausgaben noch seltener anfallen als Ausgaben für langlebige Konsumgüter und sich dadurch eine mittlere Belastung einer Gruppe von Haushalten nur sehr ungenau bestimmen lässt. Unterstellte Mieten fallen dagegen stetig an und bieten einen Richtwert für die in der Vergangenheit geleisteten Zahlungen. Zudem werden sie auch durch den gegenwärtigen Mehrwertsteuersatz beeinflusst, da dieser den Verkaufswert der Immobilie mitbestimmt. Daher werden hier die vom Statistischen Bundesamt ermittelten unterstellten Mietzahlungen als Bemessungsgrundlage für die Berechnung der Mehrwertsteuerbelastung genutzt, die Wohneigentümern durch Kauf und Instandhaltung ihrer selbst bewohnten Immobilie entsteht.

**Verkauf gebrauchter Waren:** Insbesondere langlebige Konsumgüter verbleiben häufig nicht über die gesamte Nutzungsdauer im selben Haushalt, sondern werden

---

<sup>35</sup> Einkommen und privater Verbrauch enthalten fiktive Mietzahlungen von Eigentümern an sich selbst (Statistisches Bundesamt, 2002b, Heft 7: 17). Dies lässt sich dadurch rechtfertigen, dass die eigene Nutzung von Wohneigentum privaten Verbrauch darstellt und nach dem Opportunitätskostenprinzip auch als entgangenes Einkommen betrachtet werden kann.

gebraucht weiter verkauft. Die Summe der Einnahmen aus dem Verkauf gebrauchter Waren beläuft sich im Jahr 1998 laut EVS auf 14,9 Mrd. €. Wenn man davon ausgeht, dass die beim Kauf gezahlte Mehrwertsteuer beim Verkauf weiter gegeben wird, sind bei der Ermittlung der Mehrwertsteuerbelastung nicht nur die Ausgaben für Käufe, sondern auch die Einnahmen aus Verkäufen gebrauchter Waren zu berücksichtigen. Dies geschieht hier durch die Berechnung hypothetischer Steuereinnahmen der Haushalte, die von der Mehrwertsteuerbelastung abgezogen werden. Da die Einnahmen aus Verkäufen nicht nach Gütern differenziert vorliegen, wird vereinfachend der volle Steuersatz veranschlagt. Der Ansatz hypothetischer Steuereinnahmen führt dazu, dass einzelne Haushalte im Beobachtungszeitraum negative Mehrwertsteuerbelastungen aufweisen (siehe Abbildung 3.9).

**Kauf gebrauchter Waren:** Beim Kauf gebrauchter Waren von Privatpersonen fällt keine Mehrwertsteuer an.<sup>36</sup> Nimmt man jedoch an, dass die vom Erstkäufer entrichtete Mehrwertsteuer beim Weiterverkauf proportional weitergegeben wird, ist auch im Preis für ein gebrauchtes Gut der gleiche Mehrwertsteuersatz enthalten wie im Neupreis. Demnach ist eine Gleichbehandlung von Ausgaben für neue und gebrauchte Waren gerechtfertigt.<sup>37</sup>

**Saisonalität:** Die Angaben der Haushalte beziehen sich jeweils auf ein Quartal des Jahres 1998, wobei für jedes Quartal in etwa die gleiche Beobachtungszahl vorliegt. Eine Differenzierung der Berechnungen nach dem Beobachtungsquartal führte nicht zu anderen Ergebnissen und wird daher nicht weiter verfolgt.

**Erhöhung des Steuersatzes am 1. April 1998:** Für Güter, die dem vollen Steuersatz unterliegen, wird hier ein Satz von 15,75% angenommen, da am 1. April 1998 der Satz von 15% auf 16% angehoben wurde.

---

<sup>36</sup> Bei Käufen von gebrauchten Produkten bei Gebrauchtwarenhändlern bemisst sich die Mehrwertsteuer an der Differenz zwischen Verkaufs- und Einkaufspreis (§25a UStG).

<sup>37</sup> Auf der Ausgabenseite wird in der EVS ohnehin nur bei Kraftfahrzeugen zwischen Neu- und Gebrauchtkäufen unterschieden (30,7 bzw. 21,1 Mrd. € in 1998).

### 3.3.2.3 Güte der Mehrwertsteuerberechnung

Die Liste der zu treffenden Annahmen zur Bestimmung der haushaltsspezifischen Mehrwertsteuerbelastung ist lang. Anhand von Kontrollrechnungen soll daher in diesem Abschnitt ein Eindruck von der Aussagekraft der weiteren Ergebnisse gewonnen werden.

Einen Hinweis auf die Güte der gewählten Zuordnung bietet der Vergleich der über alle Haushalte hochgerechneten Mehrwertsteuerbelastung mit dem tatsächlichen Aufkommen in Tabelle 3.8. Das tatsächliche Aufkommen betrug 1998 einschließlich der Einfuhrumsatzsteuer 127,9 Mrd. €, von denen etwa 92% auf voll besteuerte und 8% auf ermäßigt besteuerte Lieferungen und Leistungen entfielen (Bundesministerium der Finanzen, 2002: 32). Die Berechnungen auf Basis der EVS unter den oben erläuterten Annahmen ordnen den privaten Haushalten eine Mehrwertsteuerbelastung in Höhe von 83,4 Mrd. € zu. Dies entspricht lediglich 65,2% des Gesamtaufkommens.<sup>38</sup> Der Anteil der zum ermäßigten Satz besteuerten Güter beträgt hier 8,9%.

Es schließt sich die Frage an, wer den Rest der Mehrwertsteuer trägt bzw. inwieweit die privaten Haushalte davon mittelbar betroffen sind. Das Statistische Bundesamt nimmt bei der Erstellung der Input-Output-Tabellen eine Aufteilung der Mehrwertsteuerbelastung nach Verwendungskategorien vor. Demnach verteilte sich 1997 der Gesamtwert in Höhe von 122,8 Mrd. € wie folgt:<sup>39</sup>

- Konsumausgaben privater Haushalte im Inland: 76,2 Mrd. € (62,1%),
- Bruttoanlageinvestitionen: 24,0 Mrd. € (19,6%),
- intermediäre Verwendung (mit Vorsteuer belastete Vorleistungen): 18,9 Mrd. € (15,4%) und
- Konsumausgaben des Staates (soziale Sachleistungen): 3,7 Mrd. € (3,0%).

---

<sup>38</sup> In den dem Autor bekannten empirischen Studien zu den Verteilungseffekten der Mehrwertsteuer finden sich keine Vergleiche der den Haushalten zugeordneten Mehrwertsteuerbelastung mit dem tatsächlichen Aufkommen. Lediglich Bedau et al. (1987: 106) geben Werte für die geschätzte Gesamtbelastung der privaten Haushalte an, die in etwa 78% des Mehrwertsteueraufkommens im dort betrachteten Jahr 1983 entsprechen.

<sup>39</sup> Nicht veröffentlichte Werte der Input-Output-Rechnung des Statistischen Bundesamtes, erhalten auf Anfrage.

Tabelle 3.8: Gesamtaufkommen und Belastung der privaten Haushalte

	Gesamtaufkommen			Den private Haushalten zugeordnete Mehrwertsteuer		
	Gesamt	Voller Satz	Ermäßigter Satz	Gesamt	Voller Satz	Ermäßigter Satz
Steuerpflichtige Lieferungen brutto	1.021.428	864.985	156.443	671.467	558.298	113.169
Steuerpflichtige Lieferungen netto	893.495	747.287	146.208	588.096	482.331	105.765
Mehrwertsteuer	127.932	117.698	10.235	83.371	75.967	7.404

Anmerkungen: Die auf das Gesamtaufkommen bezogenen Werte basieren auf dem Aufkommen im Jahre 1998 (Statistisches Bundesamt, 2000) und der Annahme, dass 92% des Aufkommens auf voll besteuerte Lieferungen und Leistungen entfallen und 8% auf ermäßigt besteuerte (Bundesministerium der Finanzen, 2002: 32). Der volle Satz beträgt 15,75%, der ermäßigte 7% (siehe Seite 71). Die auf die privaten Haushalte bezogenen Werte werden unter den oben erläuterten Annahmen auf Basis der EVS 1998 berechnet. Alle Angaben sind in Mill. €.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998, soweit nicht anders genannt.

Die den Konsumausgaben der privaten Haushalten zugerechnete Mehrwertsteuer liegt nur leicht unter dem in dieser Untersuchung für 1998 ermittelten Wert. Dabei ist zu berücksichtigen, dass hier bereits nicht abzugsfähige Vorleistungen in die unterstellten Steuersätze der Ausgabenkategorien eingearbeitet wurden. Weiterhin ist davon auszugehen, dass auch die Mehrwertsteuerbelastung der Bruttoanlageinvestitionen zumindest teilweise auf die privaten Haushalte vorgewälzt wird. Wie sich diese Vorwälzung auf die Haushalte verteilt, kann im Rahmen dieser Arbeit nicht untersucht werden. Die Belastung der Konsumausgaben des Staates dürfte dagegen nicht verteilungswirksam sein, da es sich um eine Buchung innerhalb der öffentlichen Hand handelt.

Bei der Interpretation der weiteren Ergebnisse ist demnach die den Haushalten zugeordnete Mehrwertsteuerbelastung als Untergrenze der wahren Belastung zu interpretieren. Inwieweit das restliche Drittel des Aufkommens die privaten Haushalte belastet, lässt sich anhand der EVS nicht ermitteln.

### 3.3.3 Ergebnisse

In diesem Abschnitt wird die Verteilung der Mehrwertsteuerbelastung auf unterschiedliche Haushalte dargestellt. Im Vordergrund steht dabei die Belastung nach Höhe des Haushaltsnettoeinkommens als regelmäßig verwendeter Indikator für die gegenwärtige Leistungsfähigkeit eines Haushalts.<sup>40</sup> Das Haushaltsnettoeinkommen wird dem ausgabefähigen Einkommen vorgezogen, da letzteres auch Einnahmen aus Verkäufen enthält, die i. d. R. einmaligen Charakter haben. Der private Verbrauch wäre ein Indikator für das langfristige Einkommen, das hier jedoch nicht im Zentrum der Betrachtung steht. Das Haushaltsnettoeinkommen unterliegt Schwankungen im Zeitablauf. Geht man davon aus, dass nach einer Einkommensänderung der Konsum nur verzögert angepasst wird, dann steigt die positive Korrelation zwischen Konsumniveau und Einkommen mit der Länge des Beobachtungszeitraums, während die Kurve der Konsumquote weniger steil ausfällt. Die Daten erlauben keine Unterscheidung zwischen temporär und dauerhaft einkommensschwachen Haushalten, die eine getrennte Analyse der Mehrwertsteuer erlauben würde. Bei der Interpretation der weiteren Ergebnisse und insbesondere beim Vergleich mit Ergebnissen, die auf längeren Beobachtungszeiträumen basieren, ist also zu beachten, dass der kurze Beobachtungszeitraum von drei Monaten tendenziell zu einer flacher steigenden absoluten und zu einer steiler fallenden relativen Mehrwertsteuerbelastungskurve in Abhängigkeit vom Einkommen führt (vgl. Slemrod und Bakija, 2000: 175).

Sämtliche Betrachtungen werden auf den Einkommensbereich von 500 bis 10.000 € monatlich beschränkt. Haushaltsnettoeinkommen unterhalb des Existenzminimums können nur bei vermögenden Haushalten oder infolge temporärer Einflüsse auftreten. Am oberen Rand ist die Fallzahl für verlässliche Schätzungen gering. Sämtliche Kurven mittlerer Effekte werden anhand nichtparametrischer Nadaraya-Watson Schätzungen berechnet (Härdle, 1989: 24 ff.). Wenn nicht anders angegeben, wird ein Epanechnikov Kern und eine Bandweite von 300 € gewählt.

---

40 Das Haushaltsnettoeinkommen enthält unterstellte Mietzahlungen von selbstnutzenden Wohnungseigentümern an sich selbst.

### 3.3.3.1 Absolute und relative Mehrwertsteuerbelastung

Im Folgenden wird zunächst der Zusammenhang von Haushaltsnettoeinkommen und Konsum dargestellt, anschließend die daraus resultierende Verteilung der Mehrwertsteuerbelastung. Analog zu früheren Untersuchungen wird die Mehrwertsteuerbelastung auf unterschiedliche Einkommensgrößen bezogen. Schließlich erfolgt eine Darstellung der absoluten und relativen Belastung in Abhängigkeit des die Wohlfahrt der Haushalte besser beschreibenden Nettoäquivalenzeinkommens.

Abbildung 3.6 zeigt die mittleren Konsum- und Sparquoten in Abhängigkeit vom Einkommen. Es fällt zunächst auf, dass unterhalb eines Einkommens von rund 1.000 € die mittlere Konsumquote größer ist als 1 und dass die mittlere Sparquote bereits bei einem Einkommen von unter 1.200 € negativ ist. Dies ist Evidenz für die obige These, dass Individuen ihren Konsum im Zeitablauf glätten. In Phasen geringen Einkommens am Anfang ihres Erwerbslebens, bei Erwerbsunterbrechungen oder im Alter behalten sie ihre Konsumgewohnheiten zunächst bei und finanzieren sie durch Entsparen.<sup>41</sup>

Zwei grundsätzliche Mechanismen bestimmen den Zusammenhang von Mehrwertsteuerbelastung und Haushaltsnettoeinkommen (vgl. Bedau et al., 1998: 253). Da die Mehrwertsteuer auf den Konsum gezahlt wird, wirkt die sinkende Konsumquote in Richtung einer abnehmenden relativen Belastung des Haushaltseinkommens, also in Richtung eines regressiven Belastungsverlaufs.

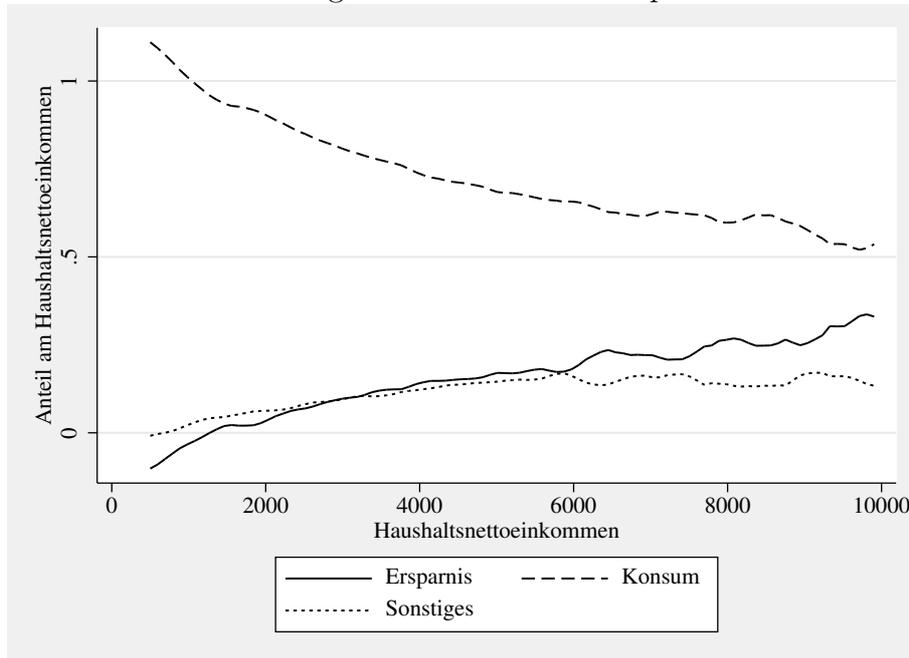
Abbildung 3.7 verdeutlicht den zweiten Mechanismus. Mit zunehmendem Einkommen ändert sich nicht nur die Konsumquote, sondern auch die Zusammensetzung des Warenkorb. So sinkt der Anteil der niedrig besteuerten Ausgaben für Wohnen oder Nahrungsmittel. Dagegen steigen die Anteile der voll besteuerten Ausgaben für Verkehr, Energie und Möbel.

Mit der Zunahme des Einkommens verschiebt sich also die Konsumstruktur von gering besteuerten zu höher besteuerten Waren. Abbildung 3.8 zeigt, dass der Anteil „steuerfreier“ Waren in den Einkommensbereich bis 2.000 € fällt. Der Anteil ermäßig besteuerteter Konsumgüter am privaten Verbrauch sinkt über den gesamten

---

41 Zum Zusammenhang zwischen Konsum und Alter siehe auch Abbildung 3.14.

Abbildung 3.6: Konsum versus Sparen



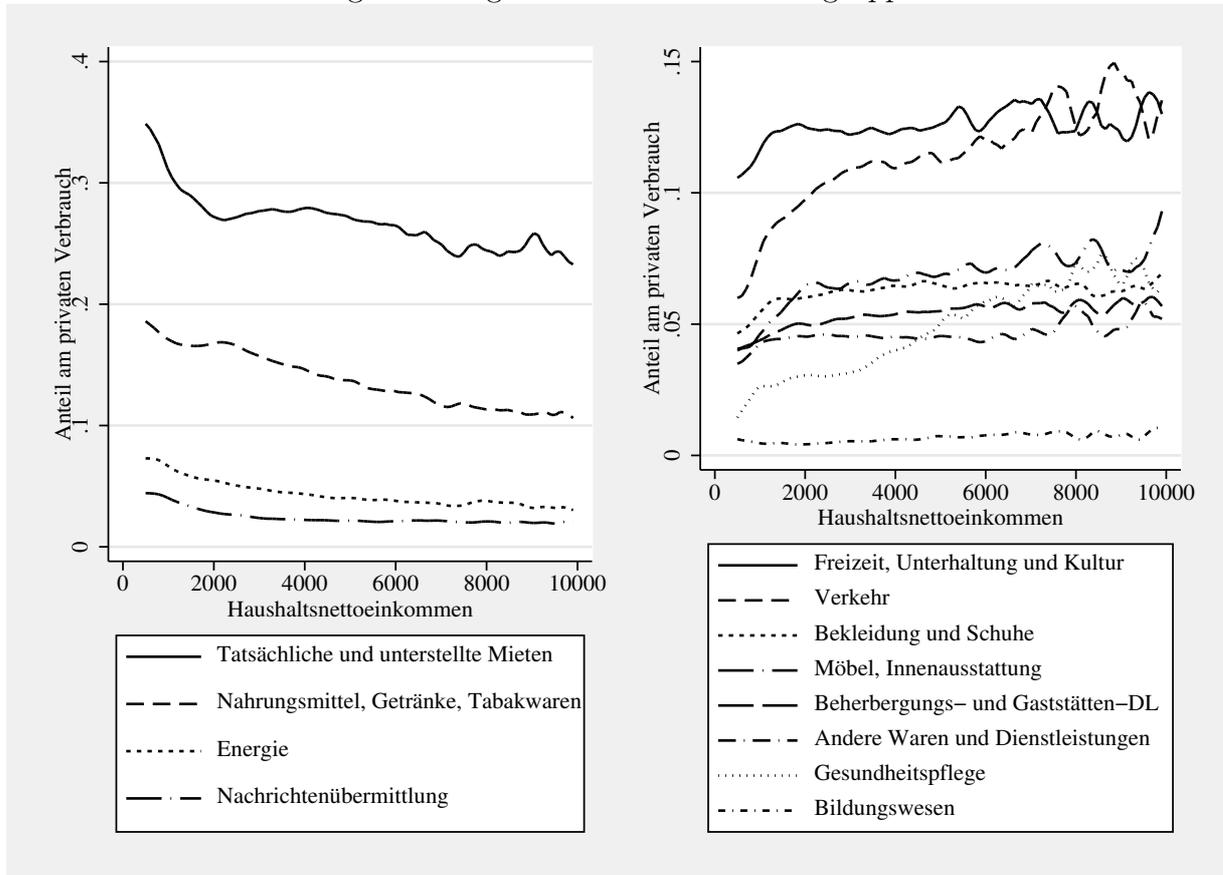
Anmerkungen: Die Konsum- und die Sparquote sind definiert als Verhältnis von privatem Verbrauch bzw. Ersparnis zum Haushaltsnettoeinkommen. Sonstiges enthält Ausgaben, die weder als Konsum noch als Sparen klassifiziert sind.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

Einkommensbereich. Der dadurch ansteigende durchschnittliche Steuersatz wirkt in Richtung einer progressiven relativen Mehrwertsteuerbelastung. Dies erklärt, dass frühere Studien zum Teil zunächst progressive, dann proportionale und schließlich fallende Verläufe der relativen Mehrwertsteuerbelastung gefunden haben (Bedau et al., 1998; Hilzenbecher, 1990).

Bei den hier durchgeführten Berechnungen dominiert jedoch der regressive Effekt der fallenden Konsumquote den progressiven Effekt der Konsumstruktur im gesamten betrachteten Einkommensbereich, also auch bei geringen Einkommen (siehe Abbildung 3.9d). Wie bereits zu Beginn dieses Abschnitts erläutert, kann die hier im Vergleich zu früheren Untersuchungen relativ hoch geschätzte Belastung von einkommensschwachen Haushalten eine Folge des kurzen Beobachtungszeitraums von nur drei Monaten sein. In früheren EVS erstreckt sich der Erhebungszeitraum jeweils über das ganze Kalenderjahr, wodurch kurzfristige Einkommensausfälle durch Ein-

Abbildung 3.7: Ausgabenanteile nach Gütergruppen

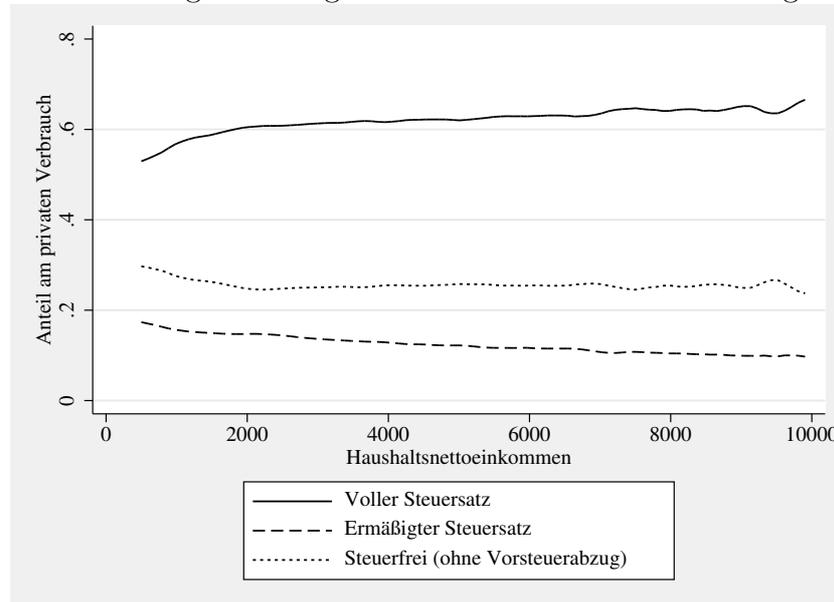


Anmerkungen: Die linke Grafik enthält die Ausgabenanteile, die mit steigendem Haushaltsnettoeinkommen tendenziell sinken, die rechte die steigenden Ausgabenanteile.  
 Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

kommen in anderen Monaten ausgeglichen werden und sich seltener der Fall ergibt, dass die Konsumausgaben das Nettoeinkommen übersteigen.

Abbildung 3.9d zeigt weiterhin, dass im betrachteten Einkommensbereich im Durchschnitt zwischen 5 und 11% des Haushaltsnettoeinkommens als Mehrwertsteuer an den Staat fließen. Bei Einkommen von 10.000 € sind das über 500 € monatlich (siehe Abbildung 3.9c). Wie im vorigen Abschnitt erläutert, sind diese Werte als Untergrenzen zu interpretieren, da nur etwa zwei Drittel des Mehrwertsteueraufkommens den privaten Haushalten direkt zugeordnet werden konnten (siehe Tabelle 3.10) und davon auszugehen ist, dass zumindest ein Teil des restlichen Aufkommens

Abbildung 3.8: Ausgabenanteile nach Steuerbelastung

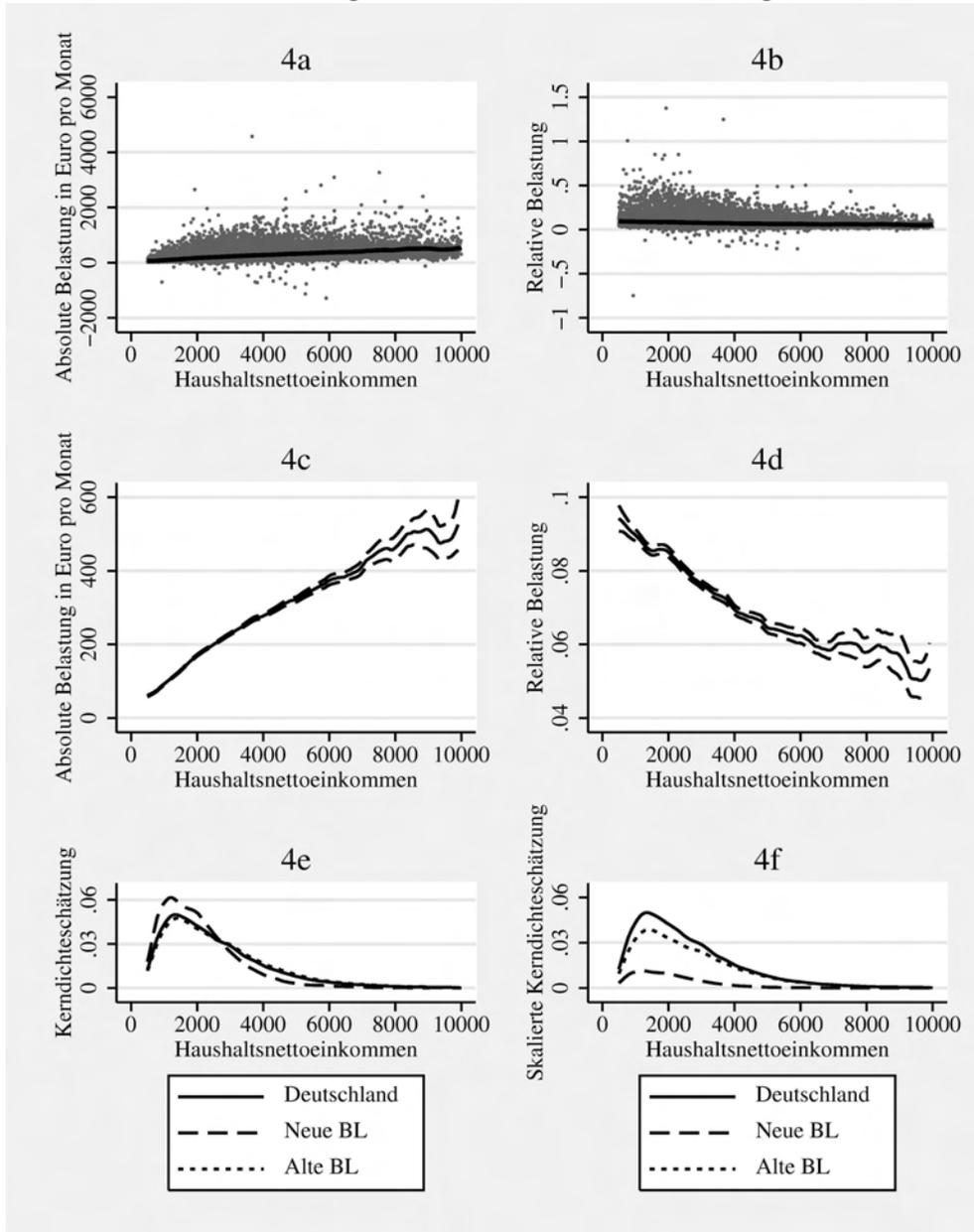


Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

ebenfalls auf die privaten Haushalte vorgewälzt wird. Die Abbildungen 3.9a und 3.9b verdeutlichen, dass die Mehrwertsteuerbelastung der Haushalte auch bei gegebenem Einkommen eine hohe Varianz aufweist. Weiter unten wird versucht, diese Varianz durch andere Haushaltsmerkmale zu erklären. Die negativen Mehrwertsteuerbelastungen einiger Haushalte in den Abbildungen 3.9a und 3.9b resultieren aus der Annahme, dass beim Verkauf von gebrauchten Waren die Steuer an den Käufer weitergegeben wird (siehe Abschnitt 3.3.2.2). Die Abbildungen 3.9e und 3.9f geben die Verteilung der Haushaltseinkommen in Deutschland getrennt nach alten und neuen Bundesländern an. Im oberen Einkommensbereich finden sich nur noch wenige Beobachtungen, was zu einem unsteten Verlauf der Belastungskurven 3.9c und 3.9d führt. Dort fallen insbesondere zwei lokale Maxima bei 7.500 und 8.500 € auf. In Anhang C wird gezeigt, dass diese auf die Ausgaben für Kraftfahrzeuge zurückzuführen sind (siehe dortige Abbildung C.1).

In Abbildung 3.9d wird die relative Mehrwertsteuerbelastung in Bezug auf das Haushaltsnettoeinkommen ausgewiesen. In der Literatur finden sich auch andere Bezugsgrößen. So weist Hilzenbecher (1988) die relative Belastung in Bezug auf

Abbildung 3.9: Mehrwertsteuerbelastung



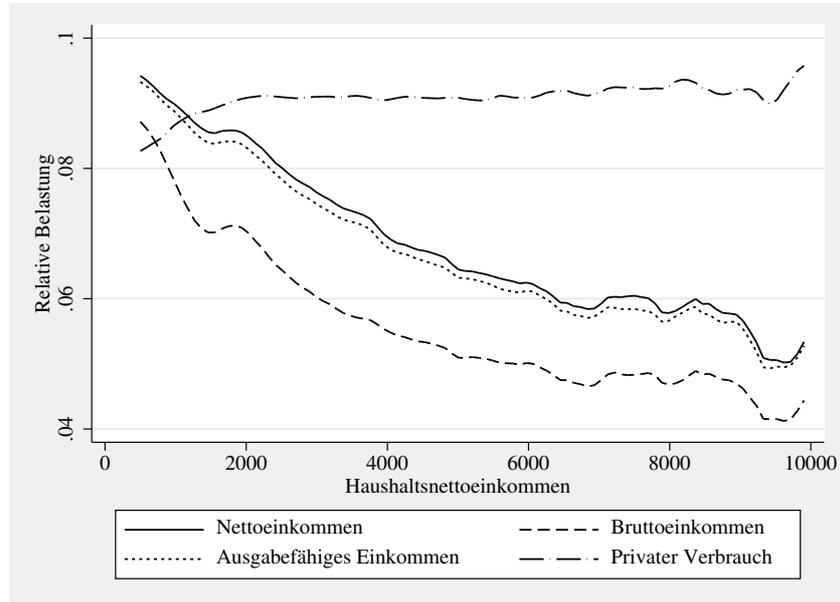
Anmerkungen: Abbildungen 4c und 4d enthalten 95%-Konfidenzintervalle, die auf der asymptotischen Verteilung der Schätzer beruhen.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

das *Haushaltsbruttoeinkommen*, das *Haushaltsnettoeinkommen*, die *ausgabefähigen Einkommen und Einnahmen* sowie den *privaten Verbrauch* aus. Den Effekt der Bezugsgrößenwahl zeigt Abbildung 3.10. Das ausgabefähige Einkommen enthält im Unterschied zum Haushaltsnettoeinkommen zusätzlich Einnahmen aus Verkäufen, Rückvergütungen auf Warenverkäufe, Erstattungen und Ähnliches. Dies führt zu einer leichten Verschiebung der Belastungskurve nach unten. Deutlicher fällt die Verschiebung beim Bezug auf das Haushaltsbruttoeinkommen aus. Durch die geringere Abgabenbelastung niedriger Einkommen liegt die Kurve dort nah an der auf das Nettoeinkommen bezogenen. Die Belastungskurve fällt im Eingangsbereich entsprechend stärker ab. Einen deutlich anderen Verlauf zeigt die Kurve der Belastung bezogen auf den privaten Verbrauch (einschließlich Mehrwertsteuer), der als Approximation eines permanenten Einkommens interpretiert werden kann. Diese Kurve steigt zunächst deutlich und dann nur noch leicht mit dem Einkommen. Dies entspricht den Schätzungen von Bedau et al. (1998: 254), in deren Berechnung den privaten Haushalten jedoch eine insgesamt höhere Belastung zugeordnet wird. Würde man die Mehrwertsteuerbelastung auf den privaten Verbrauch netto, also ohne Mehrwertsteuer, beziehen, erhielte man den durchschnittlichen Steuersatz in Abhängigkeit vom Nettohaushaltseinkommen. Insgesamt wird der private Verbrauch netto mit etwa 10,3% besteuert (siehe Tabelle B.1 im Anhang), dies entspricht einem mit dem privaten Verbrauch gewichteten Mittelwert über alle Haushalte.

Zur Messung der individuellen Wohlfahrt der Haushaltsmitglieder ist das Haushaltsnettoeinkommen nur bedingt aussagekräftig. So ist es nicht unerheblich, wie viele Personen mit diesem Einkommen auskommen müssen. Außerdem erreichen Personen unterschiedlichen Alters mit dem gleichen Einkommen einen unterschiedlichen Nutzen. Das Haushaltsnettoeinkommen lässt sich jedoch unter bestimmten Annahmen in ein individuelles so genanntes Äquivalenzeinkommen umrechnen (Hauser, 1996). Anhand einer Äquivalenzskala wird dazu jedem Haushaltsmitglied ein Gewicht zugeordnet, anschließend wird das Haushaltseinkommen durch die Summe der Gewichte geteilt und bei den Haushaltsmitgliedern ausgewiesen. In der Literatur finden sich unterschiedliche Äquivalenzskalen, da die Bewertung der Angemessenheit einer Skala an normative Annahmen gebunden ist. Bei der folgenden Darstellung wird die so genannte neuere OECD-Skala verwendet, die der ersten Person im Haushalt das Gewicht 1 zuordnet, weiteren Haushaltsmitgliedern bis 14 Jahren das Gewicht 0,3 und Haushaltsmitgliedern ab 15 Jahren das Gewicht 0,5. Das auf Basis der EVS

Abbildung 3.10: Relative Mehrwertsteuerbelastung mit unterschiedlichen Bezugsgrößen



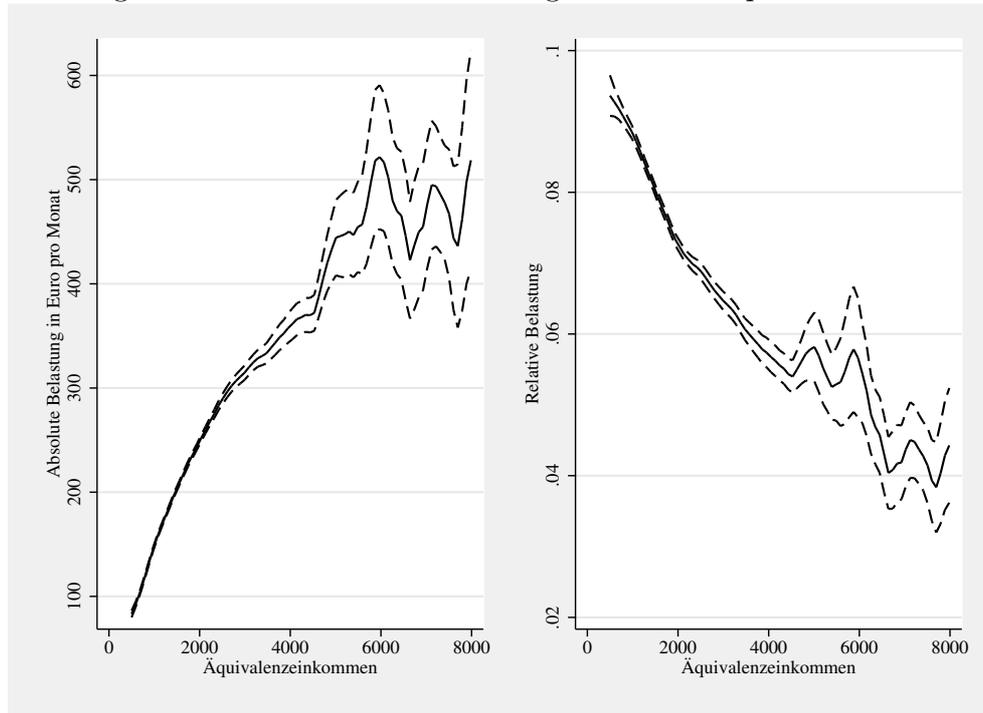
Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

berechnete durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen fällt mit 1.723 € monatlich im Vergleich zu Berechnungen auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels hoch aus. Dies dürfte an den imputierten hypothetischen Einnahmen aus selbstgenutztem Wohneigentum liegen.<sup>42</sup>

Abbildung 3.11 zeigt die mittlere absolute und relative Mehrwertsteuerbelastung in Abhängigkeit vom Nettoäquivalenzeinkommen. Die Kurvenverläufe entsprechen denen in Abbildung 3.9c und 3.9d. Einkommensarme Haushalte weisen die geringste absolute Mehrwertsteuerbelastung auf und mit etwa 9% ihres Haushaltsnettoeinkommens die höchste relative. Der Verlauf der relativen Belastung ist durchgehend regressiv. Im oberen Einkommensbereich wird die Schätzung infolge der geringen

<sup>42</sup> Das Scientific Use File der EVS enthält die Anzahl der Kinder nach Altersklassen. Die Angaben sind jedoch in jeder Altersklasse auf 2 bzw. 3 Kinder zensiert. Dies führt dazu, dass einem Teil der Kinder bis 14 Jahren das höhere Gewicht 0,5 zugewiesen wird, was eine Unterschätzung des Äquivalenzeinkommens der Haushaltsmitglieder bewirkt. Die zensierte Kinderzahl in der Altersklasse 12 bis unter 18 Jahre wird je zur Hälfte mit 0,3 und 0,5 gewichtet.

Abbildung 3.11: Mehrwertsteuerbelastung nach dem Äquivalenzeinkommen



Anmerkungen: Die Abbildungen enthalten 95%-Konfidenzintervalle, die auf der asymptotischen Verteilung der Schätzer beruhen.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

Fallzahl ungenau.

Tabelle 3.9 stellt die Mehrwertsteuerbelastung in Abhängigkeit von Äquivalenzeinkommensklassen dar, deren Klassengrenzen als Vielfache vom durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen definiert sind. Personen in der untersten Klasse bis 50% des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens fallen unter die Armutsgrenze. Auf Basis der EVS 1998 sind das 13,2% der deutschen Haushalte bzw. 10,9% der Personen. Trotz Armut tragen diese Haushalte durchschnittlich 107 € Mehrwertsteuer monatlich, was etwa 9,4% ihres Haushaltsnettoeinkommens entspricht. Wie bereits in Abbildung 3.11 dargestellt, nimmt die absolute Belastung mit steigendem Wohlstand zu, während die relative Belastung stetig abnimmt.

Tabelle 3.9: Mehrwertsteuerbelastung nach Äquivalenzeinkommensklassen

Äquivalenzeinkommen	Haushalte	Personen	Mehrwertsteuerbelastung		
			absolut	pro	relativ
[in %]	[in €]	[in %]	[in %]	Monat	[in %]
Unter 50	Unter 861	13,2	10,9	106,6	9,4
50 - 75	861 - 1292	26,3	25,9	163,1	8,5
75 - 100	1292 - 1723	23,9	25,1	210,8	7,8
100 - 125	1723 - 2153	14,9	16,1	250,0	7,1
125 - 150	2153 - 2584	8,5	9,1	291,5	6,9
150 u.m.	2584 u.m.	13,3	13,0	356,5	6,0
Gesamt		36.780	79.773	219,6	7,7

Anmerkungen: Die Äquivalenzeinkommen werden anhand der neueren OECD-Skala berechnet. Wie das Haushaltsnettoeinkommen schließen sie hypothetische Mietzahlungen für selbstgenutztes Wohneigentum ein. Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

### 3.3.3.2 Mehrwertsteuerbelastung nach Haushaltstypen

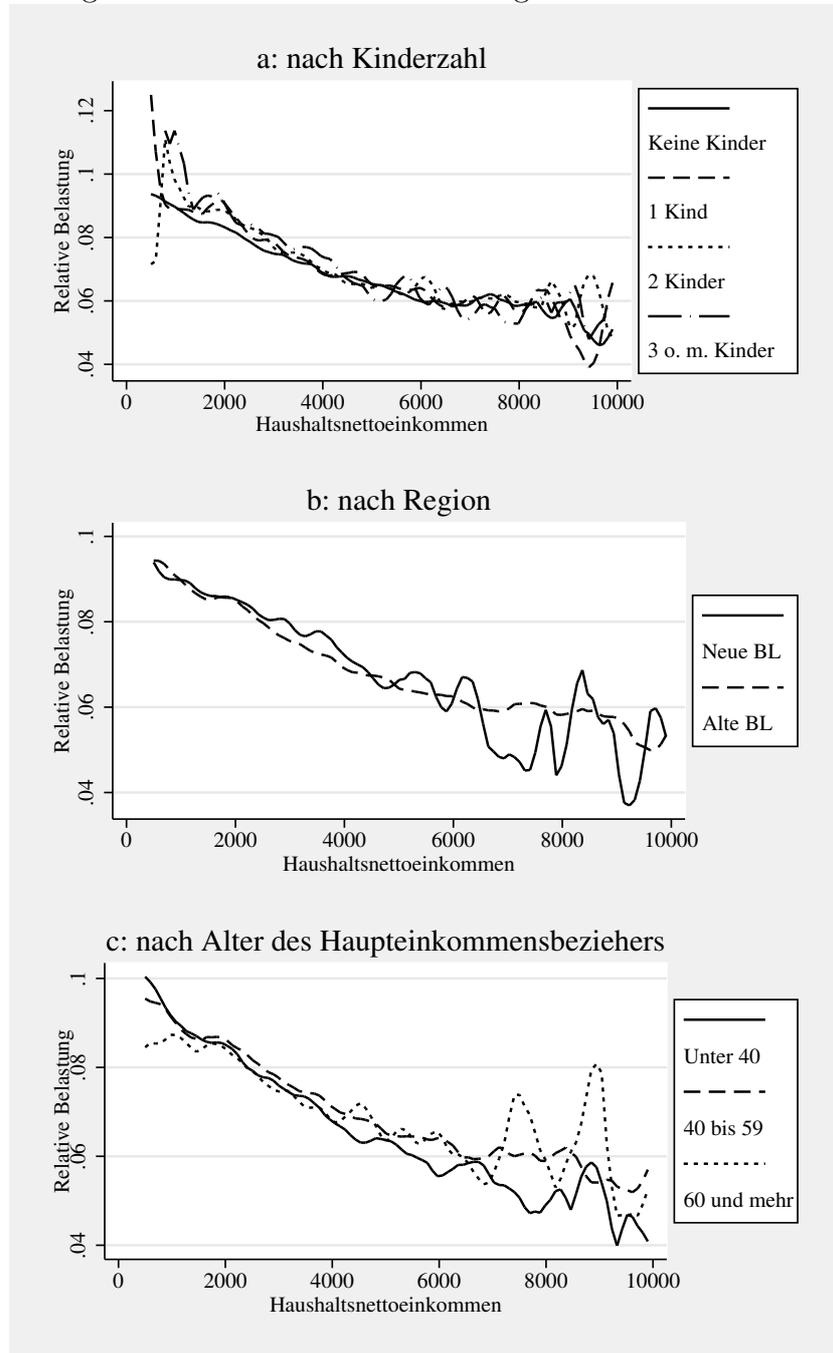
Die Streudiagramme in Abbildung 3.9 des vorausgegangenen Abschnitts haben gezeigt, dass auch bei gegebenem Einkommen die Mehrwertsteuerbelastung sehr unterschiedlich ausfällt. Hier soll nun untersucht werden, ob es systematische Abweichungen nach Kinderzahl, Region oder Alter des Haupteinkommensbeziehers gibt.

Abbildung 3.12 zeigt nach Haushaltstypen getrennt geschätzte Verläufe der auf das Haushaltsnettoeinkommen bezogenen relativen Mehrwertsteuerbelastung. Die deutlichen Ausschläge am unteren Rand sind mit Vorsicht zu interpretieren (siehe oben). Das Vorhandensein von Kindern führt im Einkommensbereich bis 3.000 € zu einer leicht erhöhten Belastung (siehe Abbildung 3.12a).<sup>43</sup> Bei höherem Einkommen ist keine systematische Abweichung zu erkennen.

Die Belastungsverläufe für die alten und neuen Bundesländer in Abbildung 3.12b zeigen ebenfalls keine systematischen Abweichungen. Die Schätzung des Verlaufs der Kurve für Haushalte im Osten Deutschlands wird bereits ab 5.000 € ungenau,

<sup>43</sup> Die Betrachtung des Zusammenhangs von Belastung und Kinderzahl wird auch als horizontale Perspektive bezeichnet, die des Zusammenhangs von Belastung und Einkommen als vertikale Perspektive (Hilzenbecher, 1990).

Abbildung 3.12: Mehrwertsteuerbelastung nach Haushaltsmerkmalen



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

was sich an den Ausschlägen nach oben und unten zeigt. Dies liegt an der geringen Beobachtungszahl wohlhabender Haushalte im Osten, die bereits in Abbildung 3.9f dokumentiert wurde.

Abbildung 3.12c bleibt schließlich ebenfalls eine Erklärung für die hohe Varianz der Mehrwertsteuerbelastung schuldig. Bestenfalls ist die schwache Tendenz zu erkennen, dass jüngere Haushalte bei wenig Einkommen mehr konsumieren als ältere Haushalte, während sie bei hohem Einkommen mehr sparen. Eine Erklärung für die stärkere Einkommensabhängigkeit des Konsums bei jüngeren Haushalten ist, dass diese im Mittel über weniger Vermögen verfügen.

Die hier vorgenommene separate Betrachtung möglicher weiterer Einflussfaktoren der Mehrwertsteuerbelastung neben dem Haushaltsnettoeinkommen zeigt keine deutlichen Effekte. Das liegt zum einen daran, dass die Fallzahl an den Rändern der Einkommensverteilung bei der Betrachtung von Teilstichproben für die nicht-parametrische Regression zu klein wird. Zum anderen scheint die separate Untersuchung der Effekte restriktiv. Das Fehlen deutlicher Unterschiede in der Belastung der Haushaltstypen sollte daher an dieser Stelle nicht als Wiederlegung der Hypothese unterschiedlicher Belastungsverläufe, sondern eher als Bedarf nach weiteren Analysen interpretiert werden.

### *3.3.3.3 Verteilungswirkung von Steuererhöhungen*

Eine Mehrwertsteuererhöhung kann entweder durch eine Änderung der Bemessungsgrundlage, also der Streichung von Ermäßigungen oder Befreiungen, oder durch eine Anhebung der Steuersätze erfolgen. Die folgende Betrachtung bezieht sich auf die Effekte einer Anhebung des vollen und des ermäßigten Steuersatzes um einen Prozentpunkt. Zunächst werden die zu erwartenden Aufkommensänderungen vorgestellt, anschließend wird deren Verteilung auf die privaten Haushalte nach der Einkommenshöhe betrachtet.

Wie in den vorangegangenen Abschnitten wird angenommen, dass die Unternehmen die Steuererhöhung vollständig auf die Preise aufschlagen. Die Aufkommensänderung hängt dann weiterhin davon ab, ob und wie die Haushalte ihr Konsumverhal-

ten anpassen. Analog zu Bedau (1996: 629) lassen sich zwei Szenarien unterscheiden. Im ersten Szenario wird unterstellt, dass die Haushalte ihren realen Konsum nicht anpassen. Dies impliziert höhere Ausgaben der Haushalte und ist in Bezug auf die Aufkommensänderung als oberes Szenario zu interpretieren. Im unteren Szenario wird unterstellt, dass die Haushalte ihre Ausgaben bzw. ihren nominalen Konsum konstant halten, indem sie real entsprechend weniger kaufen.

Die Aufkommensänderungen in Tabelle 3.10 basieren auf den Aggregaten der Tabelle 3.8. Der Anteil der zusätzlichen Belastung der privaten Haushalte beträgt entsprechend der Aufteilung der Belastung im Status quo etwa zwei Drittel des zusätzlichen Aufkommens. Wie oben gilt, dass auch Teile des restlichen Mehraufkommens auf die privaten Haushalte vorgewälzt werden dürften, die hier aber den einzelnen Haushalten nicht zurechenbar sind. Entsprechend ist auch die hier den privaten Haushalten zugerechnete Mehrbelastung als Untergrenze zu interpretieren. Dies gilt analog für die Verteilungsanalyse in Abbildung 3.13.

Tabelle 3.10: Aufkommenswirkung einer Erhöhung der Steuersätze um einen Prozentpunkt

	Gesamtaufkommen			Private Haushalte		
	Gesamt	Voller Satz	Ermäßig- ter Satz	Gesamt	Voller Satz	Ermäßig- ter Satz
Szenario 1	8.935	7.473	1.462	5.881	4.823	1.058
Szenario 2	7.755	6.401	1.354	5.111	4.131	979

Anmerkungen: Siehe Tabelle 3.8. In Szenario 1 wird eine unveränderte reale Konsumnachfrage unterstellt, in Szenario 2 eine konstante nominale Konsumnachfrage. Alle Angaben sind in Mio. €.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

Eine Erhöhung beider Steuersätze hätte unter den gegebenen Annahmen 1998 zu einem Mehrkaufkommen von etwa 7,8 bis 8,9 Mrd. € geführt.<sup>44</sup> Da 84% der steuerpflichtigen Lieferungen und Leistungen netto auf den vollen Steuersatz entfallen, führt eine Erhöhung des vollen Steuersatzes um einen Prozentpunkt zu fünffach

<sup>44</sup> Ein Teil dieses zusätzlichen Aufkommens entfällt allerdings auf den Staatskonsum und bewirkt daher keine Senkung des Haushaltsdefizits.

höheren Mehreinnahmen als eine entsprechende Erhöhung des ermäßigten Satzes.<sup>45</sup> Den privaten Haushalten lässt sich ein Mehraufkommen von 5,1 bis 5,9 Mrd. € zuordnen.

Abbildung 3.13 stellt die Mehrbelastung der Haushalte in Abhängigkeit vom Haushaltsnettoeinkommen dar. Die Verteilung der Mehrbelastung infolge einer Erhöhung beider Sätze entspricht in etwa der bereits aus den Abbildungen 3.9c und 3.9d bekannten Verteilung der Belastung im Status quo. Die relative Mehrbelastung bezogen auf das Haushaltsnettoeinkommen ist regressiv, zwischen 0,4 und 0,7% des Einkommens fließen zusätzlich in die Mehrwertsteuer. Bei einem Einkommen von 2.000 € sind das etwa 12 € monatlich. Die regressiv Wirkung ist bei einer Erhöhung des ermäßigten Steuersatzes deutlich stärker ausgeprägt als bei einer Erhöhung des vollen Steuersatzes.

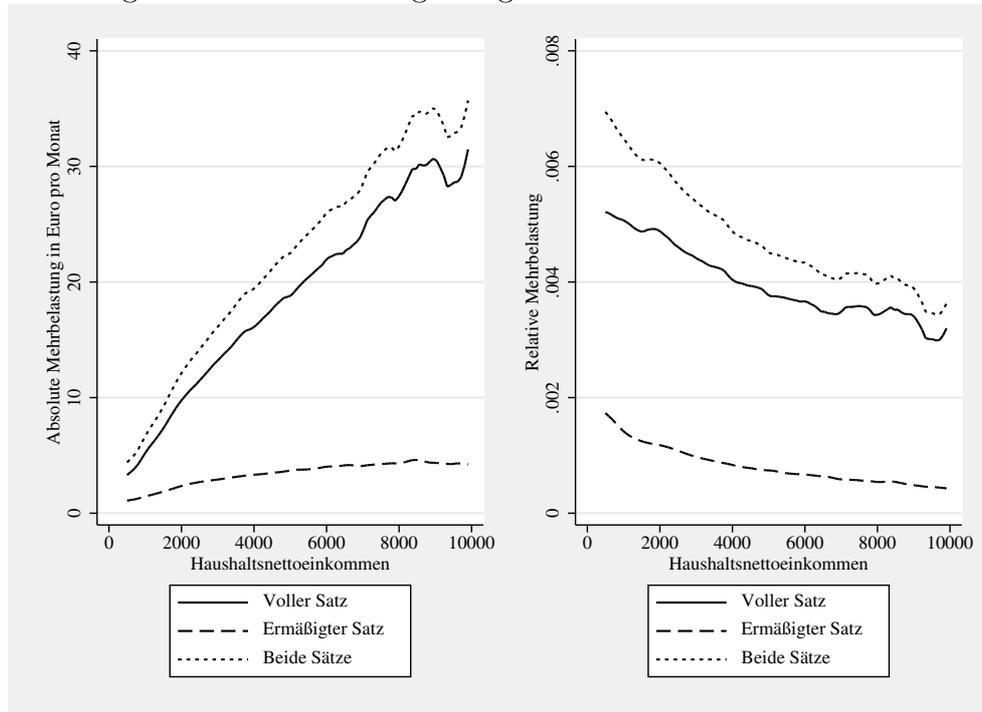
### 3.3.3.4 Exkurs: Steuerbelastung im Lebenszyklus

Die intergenerationalen Verteilungswirkungen von Änderungen im Steuersystem sind bei deren Bewertung ebenfalls zu berücksichtigen. Eine Anhebung der Mehrwertsteuer zur Finanzierung einer Absenkung von direkten Steuern oder der Pflichtbeiträge zu den Sozialversicherungen würde eine Doppelbelastung der Generation der heute Älteren bedeuten. Diese haben in der Vergangenheit hohe direkte Steuern gezahlt und zahlten nach einer solchen Umschichtung hohe indirekte Steuern. Dies lässt sich anhand der EVS 1998 und der zuvor berechneten haushaltsspezifischen Mehrwertsteuerbelastung im Status quo veranschaulichen. Dabei ist zu beachten, dass bei einer Querschnittsbetrachtung keine Kohorteneffekte identifiziert werden können. Der hier vorgenommene Vergleich der Abgabenbelastung von Jung und Alt erfolgt daher unter der unrealistischen Annahme kohortenunabhängigen Erwerbs- und Konsumverhaltens. Eine qualitative Interpretation bleibt davon unbeschadet. Abbildung 3.14 zeigt, dass das Haushaltsnettoeinkommen und der private Verbrauch im Mittel weitgehend parallel verlaufen, insbesondere, wenn diese auf die Anzahl

---

<sup>45</sup> Wohl aus diesem Grund und um die als förderungswürdig erachteten ermäßigt besteuerten Güter nicht zu verteuern, betrafen die letzten Steuersatzerhöhungen lediglich den vollen Steuersatz (zum 1.1.1993 von 14% auf 15% und zum 1.4.1998 auf 16%), während der ermäßigte Steuersatz seit dem 1.7.1983 konstant bei 7% verblieb.

Abbildung 3.13: Mehrbelastung infolge einer Mehrwertsteuersatzerhöhung

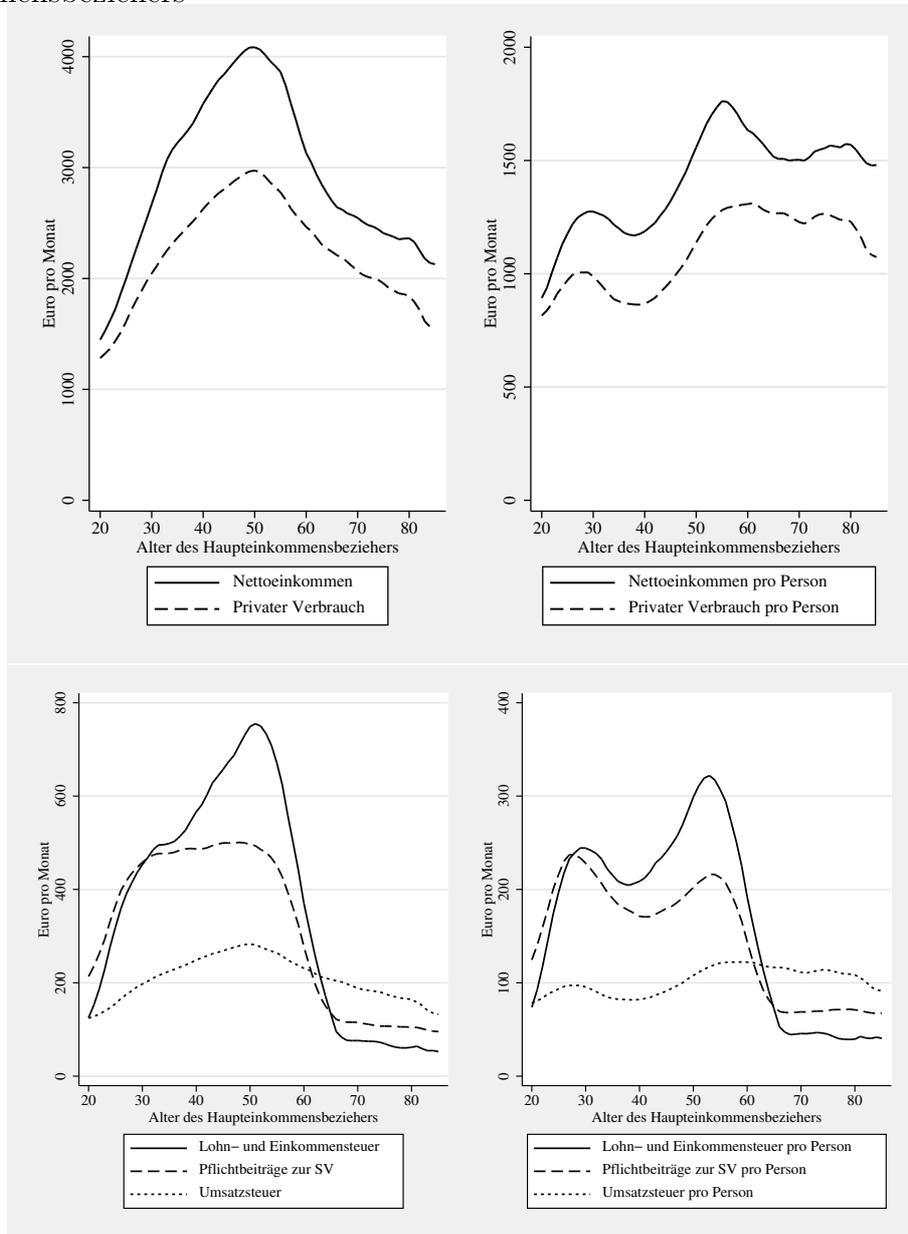


Anmerkungen: Bei der Berechnung der haushaltsspezifischen Mehrbelastung wird eine konstante reale Konsumnachfrage unterstellt (Szenario 1).

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

der Personen im Haushalt bezogen werden. Lediglich bei jungen Haushalten ist die Sparquote geringer. Weiterhin sehen wir, dass die Belastung der Haushalte durch direkte Steuern und Sozialversicherungsbeiträge mit dem Ende der Erwerbstätigkeit stark abnimmt. Die Mehrwertsteuerbelastung sinkt jedoch nicht in gleichem Maße. Bezogen auf die Anzahl der Personen im Haushalt bleibt sie über den gesamten Lebenszyklus annähernd konstant. Eine Senkung der direkten Steuern und Sozialabgaben stellt demnach in erster Linie die Haushalte mit jüngeren Haupteinkommensbeziehern besser, während eine Mehrwertsteuererhöhung ältere Haushalte im gleichen Maße trifft.

Abbildung 3.14: Einkommen, Konsum und Abgabenbelastung nach Alter des Haupteinkommensbeziehers



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

### 3.3.4 Integration der Mehrwertsteuer

Die in diesem Abschnitt gewonnenen Erkenntnisse über die haushaltsspezifische Mehrwertsteuerbelastung werden in Abschnitt 5 verwendet, um die Einkommens-

und Arbeitsangebotseffekte einer Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes auf 20% zu prognostizieren. Die Grundlage dazu bildet Abbildung 3.13, in der die Mehrbelastung eines Haushaltes infolge einer Erhöhung des vollen und des ermäßigten Steuersatzes in Abhängigkeit vom Nettohaushaltseinkommen geschätzt wird. Da weitere Haushaltsmerkmale keinen Einfluss zeigen, wird die Mehrbelastung als Funktion des Nettohaushaltseinkommens berechnet. Die Details der Vorgehensweise sind in Abschnitt 5.2.5 erläutert.

## 4 Empirische Modellierung des Arbeitsangebotes

Abgaben und Transfers beeinflussen die Konsummöglichkeiten, die Haushalte bei alternativem Erwerbsverhalten realisieren können. Dieser Zusammenhang wird im vorhergehenden Kapitel ausführlich dargestellt. Damit haben Abgaben und Transfers einen Einfluss auf die relative Attraktivität unterschiedlicher Erwerbsumfänge, wie Nichterwerbstätigkeit, Teilzeit- oder Vollzeitbeschäftigung. Ziel dieses Kapitels ist es, den Zusammenhang zwischen Einkommen und Erwerbsverhalten mikroökonomisch zu modellieren, damit auf Basis dieses Modells Arbeitsangebotseffekte von Änderungen im Steuer-Transfer-System prognostiziert werden können. Dazu wird zunächst der Personenkreis eingegrenzt, dessen Arbeitsangebotsverhalten modelliert werden soll. Es folgen die Beschreibungen der Spezifikation des Arbeitsangebotsmodells sowie der Regressionsergebnisse. Deren Robustheit gegenüber alternativen Annahmen wird im letzten Abschnitt dieses Kapitels betrachtet.

### 4.1 Das Potenzial zusätzlicher Beschäftigung

Zunächst ist der Personenkreis abzugrenzen, der betrachtet werden soll. Nach Berechnungen des IAB betrug das Erwerbspersonenpotenzial 1999 im Jahresdurchschnitt 44,7 Mio. Personen. Es setzte sich zusammen aus 38,1 Mio. Erwerbstätigen, 4,1 Mio. registrierten Arbeitslosen und 2,5 Mio. Personen der Stillen Reserve (Bach et al., 2003). Zur stillen Reserve zählen in dieser Berechnung:

- Personen, die bei ungünstiger Arbeitsmarktlage die Arbeitsuche entmutigt aufgeben, aber bei guter Arbeitsmarktlage Arbeitsplätze nachfragen würden,
- Personen in kurzfristigen „Warteschleifen“ des Bildungs- und Ausbildungssystems oder in Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung sowie
- Personen, die aus Arbeitsmarktgründen vorzeitig aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind. Bei nachrückenden Jahrgängen wäre aber bei guter Arbeitsmarktlage mit höherer Erwerbsbeteiligung zu rechnen.

Abgezogen werden sogenannte Zusatzarbeiter, die nur aufgrund der schlechten Konjunkturlage Arbeit suchen, z. B. wegen Arbeitslosigkeit eines Haushaltsangehörigen (Fuchs, 2002: 81).

Bei oberflächlicher Betrachtung könnte man meinen, dass eine Erhöhung der finanziellen Arbeitsanreize primär auf die Aktivierung der Stillen Reserve zielt, da die arbeitslos Gemeldeten schon zu gegebenen Rahmenbedingungen Arbeit suchen. Unklar ist jedoch, welcher Anteil der arbeitslos Gemeldeten tatsächlich eine Arbeit sucht und wie viele Personen lediglich zur Wahrung von Lohnersatzleistungsansprüchen arbeitslos gemeldet sind. In dieser Eingrenzung des Erwerbspersonenpotenzials nicht einbezogen sind zudem Personen, die unter anderen Rahmenbedingungen erwerbsbereit wären.

Mehr Informationen über Erwerbswünsche zu gegebenen Rahmenbedingungen liefert das SOEP. Allerdings sind die Hochrechnungen aufgrund geringerer Fallzahlen und fehlender Angaben weniger präzise als die auf dem Mikrozensus basierenden Werte von Bach et al. (2003). Das SOEP zählt im Jahr 2003, dem Jahr, für das die Simulationen dieser Arbeit erfolgen, 16,8 Mio. Nichterwerbstätige im erwerbsfähigen Alter von 15 bis 64 Jahren. Nach Abzug von 3,6 Mio. Personen in (Schul-)Ausbildung verbleiben 13,2 Mio. Nichterwerbstätige als Obergrenze der Zahl zusätzlich Beschäftigter. Von diesen sind laut SOEP lediglich 4,6 Mio. arbeitslos gemeldet. Die verbleibenden 8,6 Mio. Nichterwerbstätigen lassen sich einteilen in die Stille Reserve, die unter anderen Rahmenbedingungen Erwerbsbereiten, die unter keinen Umständen Erwerbsbereiten sowie die Nichterwerbsfähigen. Die Nichterwerbsfähigen (z. B. aus gesundheitlichen Gründen) lassen sich im SOEP nicht identifizieren. Sieht man von der Gruppe der (zum Teil temporär) Nichterwerbsfähigen ab, ist die Erwerbsbereitschaft als stetiges Merkmal zu interpretieren, das bei aktuell Arbeitssuchenden am höchsten und bei derzeit Nichterwerbsbereiten am geringsten ausgeprägt ist. Eine Änderung der Steuer-Transfer-Regelungen kann Arbeitssuchende dazu veranlassen, ihre Suchanstrengungen zu erhöhen und bisher Nichterwerbsbereite animieren, über eine Erwerbstätigkeit nachzudenken. Arbeitsangebotsreaktionen infolge von Regeländerungen sind demnach von einem großen Teil der Nichterwerbstätigen zu erwarten. Aber auch die 37 Mio. Erwerbstätigen können veranlasst sein, ihr Arbeitsangebot aufgrund von Regeländerungen auszudehnen oder einzuschränken.

Eine Methode der Quantifizierung der Angebotseffekte wird im folgenden Abschnitt vorgestellt. Diese Quantifizierung bezieht sich auf einen Teil der Erwerbsbevölkerung von 21,8 Mio. Personen, denen ein vergleichbares Erwerbsverhalten unterstellt werden kann (vgl. Abschnitt 3.2.2).

## 4.2 Spezifikation eines diskreten Arbeitsangebotsmodells

Auf der Basis der Simulationen des Nettohaushaltseinkommens in Abhängigkeit vom Erwerbsverhalten lassen sich Arbeitsangebotsmodelle schätzen, mit denen wiederum Arbeitsangebotseffekte von Änderungen im Steuer-Transfer-System simuliert werden können.<sup>46</sup> Entsprechend der in Abschnitt 2.1 vorgestellten ökonomischen Theorie wird bei der Schätzung mikroökonomischer Arbeitsangebotsmodelle unterstellt, dass Haushalte ihr Arbeitsangebot bestimmen, indem sie eine Nutzenfunktion maximieren, die von Konsum und Freizeit abhängt. Durch Simulationen des Nettoeinkommens anhand des *STM* ist es möglich, die Budgetrestriktion der Haushalte zu bestimmen, die der Nebenbedingung dieser Nutzenmaximierung entspricht. Kennt man den Punkt der Budgetrestriktion, der für die Haushalte nutzenmaximal ist, und nimmt man eine funktionale Form für die Nutzenfunktion an, lassen sich deren Parameter schätzen.

Man unterscheidet stetige Schätzmethoden, die eine Nutzenmaximierung über eine stetige Arbeitszeitvariable  $h \in [0, h_{max}]$  erlauben, und diskrete Schätzmethoden, die die Auswahl aus einer diskreten Menge an  $J$  Arbeitszeitalternativen  $h \in \{h_1, h_2, \dots, h_J\}$  unterstellen. Ein Nachteil stetiger Arbeitsangebotsmodelle liegt in der Problematik der adäquaten Abbildung der Budgetrestriktion, wenn diese eine Vielzahl von Knicken oder Sprungstellen aufweist. Insbesondere für die Modellierung der gemeinsamen Arbeitsangebotsentscheidung von Paaren, bei der die Budgetrestriktion eine dreidimensionale Fläche darstellt, gibt es bisher keine geeigneten Ansätze (Creedy und Duncan, 2002). Diskrete Arbeitsangebotsmodelle ermöglichen die Abbildung komplexer Budgetrestriktionen auch für Paare, allerdings entstehen durch die Aggregation in Arbeitszeitalternativen Rundungsfehler und es bleibt Infor-

---

<sup>46</sup> Einen umfassenden Überblick über alternative Methoden der Analyse des individuellen Arbeitsangebotes bieten Blundell und MaCurdy (1999).

mation ungenutzt. Eine angemessen feine Wahl der Arbeitszeitalternativen mindert dieses Problem, doch sind der Anzahl der Alternativen durch die Schätzmethoden Grenzen gesetzt. Da das deutsche Steuer-Transfer-System eine komplexe Budgetrestriktion mit Knicken und Sprungstellen aufweist und überdies Paarhaushalte in die Analyse einbezogen werden, beschränkt sich die weitere Diskussion auf die Spezifikation diskreter Arbeitsangebotsmodelle, die im vergangenen Jahrzehnt, auch aufgrund der Weiterentwicklung der Schätzmethoden für diskrete Auswahlmodelle, zunehmende Anwendung gefunden haben.

Diskrete Auswahlmodelle modellieren die Wahrscheinlichkeit  $P_{ni}$ , dass ein Entscheidungsträger  $n$  aus  $J$  Alternativen die Alternative  $i$  wählt.<sup>47</sup> Es wird unterstellt, dass dies der Fall ist, wenn der Nutzen  $U_{ni}$  von Alternative  $i$  für Person  $n$  größer ist als der Nutzen aller anderen Alternativen  $j$ :

$$P_{ni} = \text{Prob}(U_{ni} > U_{nj}) \quad \forall j = 1 \dots J, j \neq i \quad (4.1)$$

Da nicht alle Faktoren beobachtet werden können, die den Nutzen der Alternativen beeinflussen, unterscheidet man den beobachteten Teil  $V_{nj}$  und den unbeobachteten Teil  $e_{nj}$ , der als Vektor von Zufallsvariablen angenommen wird, die einer bestimmten Verteilung folgen. Für die Auswahlwahrscheinlichkeit  $P_{ni}$  ergibt sich damit:

$$\begin{aligned} P_{ni} &= \text{Prob}(V_{ni} + e_{ni} > V_{nj} + e_{nj}) \\ &= \text{Prob}(e_{nj} - e_{ni} < V_{ni} - V_{nj}) \quad \forall j = 1 \dots J, j \neq i \end{aligned} \quad (4.2)$$

Bei der Schätzung diskreter Arbeitsangebotsmodelle ist  $P_{nj}$  die Wahrscheinlichkeit, dass Arbeitszeitalternative  $j$  mit  $h_j$  Stunden für Person  $n$  nutzenmaximal ist.  $V_{nj}$  ist eine Funktion von Konsum bzw. Nettohaushaltseinkommen  $x_{nj}$ , Freizeit  $F_{nj}$  sowie weiteren Merkmalen der Person  $z_n$ :

$$V_{nj} = V(x_{nj}, F_{nj}, z_n; \beta) \quad (4.3)$$

Nach der Festlegung der Stichprobe  $n$ , der zu wählenden Arbeitszeitalternativen  $h_{nj}$ , der funktionalen Form der Nutzenfunktion  $V_{nj}$ , der Budgetrestriktion  $x_{nj}$ , der Freizeit  $F_{nj}$ , der weiteren Merkmale  $z_n$  und der Verteilung der Störterme  $e_{nj}$  können die

---

<sup>47</sup> Eine umfassende Darstellung der Ökonometrie diskreter Auswahlmodelle bietet Train (2003).

Parameter  $\beta$  geschätzt werden. Mit dem so erhaltenen diskreten Arbeitsangebotsmodell lassen sich anschließend die Effekte von Änderungen der Budgetrestriktion  $x_{nj}$  auf die individuellen Arbeitszeit-Auswahlwahrscheinlichkeiten  $P_{nj}$  simulieren. Konkrete Beispiele für diskrete Arbeitsangebotsmodelle liefern Van Soest (1995), Keane und Moffitt (1998), Van Soest (1999), Buslei und Steiner (1999), Bonin, Kempe und Schneider (2002) oder Beninger et al. (2003). Die in dieser Arbeit vorgenommenen Spezifikationen werden im Folgenden erläutert.

**Stichprobe  $n$ :** Die der Schätzung zugrunde liegenden Daten und die Selektion der Personen mit flexiblem Arbeitsangebot  $n = 1 \dots N$  werden in Abschnitt 3.2.2 erläutert. 5228 Beobachtungen im Datensatz repräsentieren 21,8 Mio. deutsche Haushaltsvorstände und deren Partner, von denen im Status quo 17,6 Mio. erwerbstätig sind. Ein hoher Ausfall an Beobachtungen resultiert zum einen aus dem hohen Datenbedarf des STM, welches zur Simulation der Haushaltsnettoeinkommen eingesetzt wird. Dazu werden einzelne Informationen aus den drei Vorjahren und dem nachfolgenden Jahr sowie eine hohe Anzahl an Variablen aus dem Simulationsjahr benötigt. Zum anderen entfallen Beobachtungen ohne Angaben zur Arbeitszeit oder weiterer Variablen des Erklärungsansatzes  $z_n$ . Die Hochrechnungsfaktoren werden dem Ausfall angepasst, indem zunächst Zellen nach Region, Geschlecht, Familienstand und dem Vorhandensein von Kindern im Haushalt gebildet werden. Anschließend werden die Hochrechnungsfaktoren proportional erhöht, so dass ihre Summe in jeder Zelle der Summe vor dem Beobachtungsausfall entspricht.

Für die Angebotsschätzung ist von Bedeutung, dass den Beobachtungen ein vergleichbares Konsum- und Freizeitnutzenkalkül unterstellt werden kann. Für die drei Haushaltstypen „Paare“, „alleinstehende Frauen“ und „alleinstehende Männer“ werden daher getrennte Schätzungen vorgenommen.

**Arbeitszeitalternativen  $h_{nj}$ :** Zunächst muss festgelegt werden, welche Arbeitszeit für eine Person als nutzenmaximal unterstellt werden soll. In der Literatur wird zumeist unterstellt, dass es sich dabei um die tatsächlich im Beobachtungzeitpunkt geleistete Arbeitszeit handelt, d. h. um jene Arbeitszeit, die eine Person am Arbeitsmarkt realisieren konnte. Jedoch ist es nicht allen Personen möglich, ihre nutzenmaximale Arbeitszeit zu verwirklichen. So dürften Arbeitslose i. d. R. unfrei-

willig arbeitslos sein und dementsprechend ihren Nutzen nicht über die Wahl ihrer Arbeitszeit maximiert haben.

Das SOEP bietet eine Alternative, da die Erwerbstätigen neben ihrer tatsächlichen auch nach ihrer präferierten Arbeitszeit gefragt werden. Die exakte Fragestellung lautet: *Wenn Sie den Umfang Ihrer Arbeitszeit selbst wählen könnten und dabei berücksichtigen, dass sich Ihr Verdienst entsprechend der Arbeitszeit ändern würde: Wie viele Stunden in der Woche würden Sie dann am liebsten arbeiten?*<sup>48</sup>

Bei der Annahme der präferierten Arbeitszeit als nutzenmaximale Arbeitszeit ist nicht eindeutig, ob der Befragte den damit verbundenen Nettolohn hinreichend genau antizipieren kann. Insbesondere die Berechnung hypothetischer Transferansprüche dürften dem Einzelnen schwerfallen, insbesondere wenn er nie zuvor Transfers empfangen hat. Diese Kritik betrifft in abgeschwächter Form auch die Unterstellung der realisierten Arbeitszeit als nutzenmaximal. Zwar kennt die Person das mit der realisierten Arbeitszeit verbundene Einkommen, nicht aber die hypothetischen Einkommen der anderen Arbeitszeitalternativen.

Weiterhin ist anzumerken, dass impliziert wird, dass Paare die präferierten Arbeitszeiten bei gemeinsamer Optimierung beider Partner angeben. Es ist aber ebenso denkbar, dass die Frage von den Befragten als „Arbeitszeitwunsch, gegeben den Erwerbsumfang des Partners“ interpretiert wird.<sup>49</sup>

Bei Nichterwerbstätigen wird die präferierte Arbeitszeit im SOEP nicht erfragt, aber ob und wann sie wieder arbeiten möchten und ob es eine Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung sein soll. In dieser Arbeit wird für Nichterwerbstätige eine positive nutzenmaximale Arbeitszeit angenommen, falls die Person angibt, zumindest wahrscheinlich innerhalb der nächsten zwei Jahre eine Beschäftigung aufnehmen zu wollen. 20 Stunden werden unterstellt, wenn es eine Teilzeitstelle sein soll, 40 Stun-

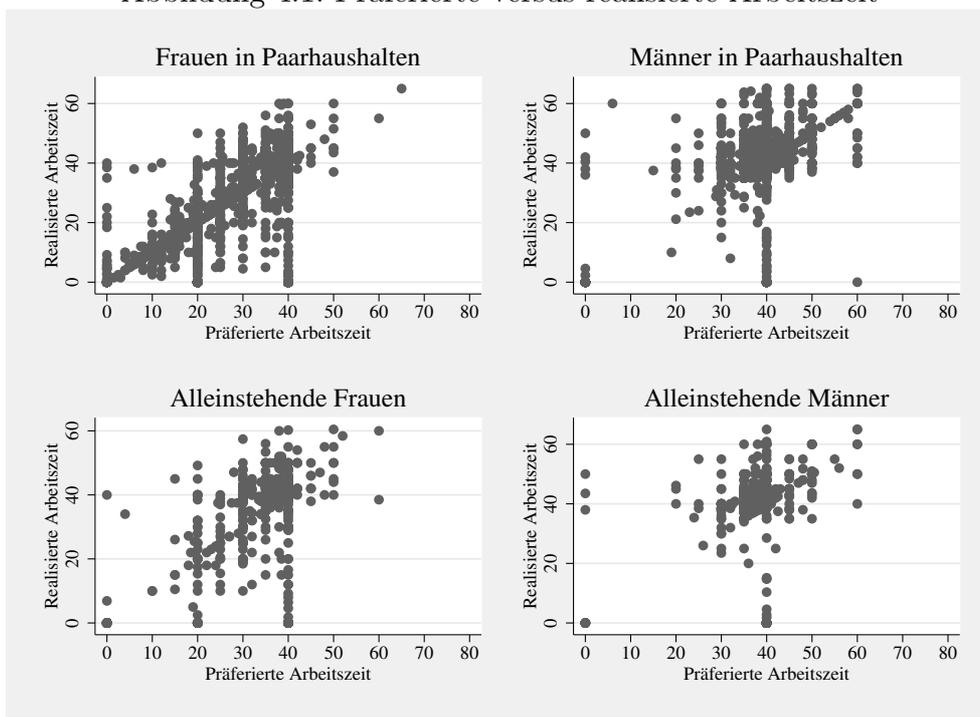
---

48 Beispiele für Arbeitangebotsschätzungen, die die präferierte als nutzenmaximale Arbeitszeit unterstellen, sind die auf dem niederländischen Socio-Economic Panel (SEP) basierenden Untersuchungen Van Soest (1999), Euwals und Van Soest (1999) sowie Van Soest und Das (2001).

49 In den Daten des niederländischen Socio-Economic Panel (SEP) ist die Frage nach der präferierten Arbeitszeit in dieser Hinsicht eindeutig formuliert. Dort soll von den Befragten angenommen werden, dass andere Familienmitglieder weder mehr noch weniger arbeiten (Euwals und Van Soest, 1999: 98).

den bei Vollzeitwunsch oder wenn der Umfang noch unbekannt oder egal ist. Bei der Schätzung ist daher zu berücksichtigen, dass für die im Befragungszeitpunkt Nichterwerbstätigen lediglich die Präferenz zwischen den Alternativen 0, 20 und 40 Wochenstunden bekannt ist.

Abbildung 4.1: Präferierte versus realisierte Arbeitszeit



Anmerkungen: Die realisierte Arbeitszeit errechnet sich aus der Summe der vereinbarten Wochenarbeitszeit zuzüglich bezahlter Überstunden und dem Umfang einer Nebenerwerbstätigkeit. Bei fehlender vereinbarter Arbeitszeit oder fehlenden Überstunden wird die durchschnittlich gearbeitete Arbeitszeit eingesetzt. Zur Berechnung der präferierten Arbeitszeit siehe Text.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Abbildung 4.1 verdeutlicht die Unterschiede zwischen den tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeiten. Es fällt auf, dass Männer mehr Stunden arbeiten wollen als Frauen. Weniger als 30 Stunden realisieren und präferieren sie selten. Bei Frauen liegt die präferierte Arbeitszeit dagegen selten über 40 Stunden, die realisierte dagegen häufiger. Bei Frauen ist eine deutlich positive Korrelation zwischen präferierter und realisierter Arbeitszeit zu erkennen, bei Männern ist diese allenfalls schwach ausgeprägt.

Für die Schätzung eines diskreten Arbeitsangebotsmodells müssen diskrete Arbeitszeitkategorien gebildet werden. Dabei gibt es einen Trade-off zwischen dem Einfluss von Rundungsfehlern bei zu grober Kategorisierung auf der einen Seite und Optimierungsproblemen bei der Maximierung der Likelihoodfunktion infolge zu feiner Kategorisierung auf der anderen. Für Paare gilt, dass bei  $J$  Alternativen pro Partner der Haushalt aus  $J^2$  Alternativen wählen kann. Abbildung 4.1 zeigt, dass präferierte Arbeitszeiten oftmals als Vielfache von 5 oder 10 angegeben werden, weshalb eine Einteilung der Arbeitszeitkategorien als Vielfache von 5 oder 10 sinnvoll erscheint. In dieser Arbeit wird die gröbere Einteilung mit den Arbeitszeitalternativen  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$  gewählt. Daraus ergeben sich für Alleinstehende  $J = 7$  Arbeitszeitalternativen, für Paare gilt entsprechend  $J = 49$ .<sup>50</sup>

Tabelle 4.1 zeigt die Verteilung der Beobachtungen auf die Arbeitszeitalternativen. Für alle vier Personengruppen gilt, dass ein Großteil der Nichterwerbstätigen eine Beschäftigung aufnehmen möchte, Männer ausschließlich in Vollzeit, Frauen auch in Teilzeit. Unklar ist die Interpretation solcher Fälle, in denen erwerbstätige Personen angeben, dass sie lieber nicht arbeiten würden, da diese Alternative bei entsprechender Einkommensanpassung jedem offen steht. Für die Identifikation des Freizeitnutzens in der Schätzung anhand der präferierten Arbeitszeiten ist es problematisch, dass deren Streuung bei alleinstehenden Männern gering ist. Lediglich 19 Beobachtungen finden sich in den Alternativen 0, 10 und 20 Stunden, bei den realisierten Stunden sind es dagegen 70 Beobachtungen.

In der Arbeitsangebotsschätzung ist entweder die realisierte oder die präferierte Arbeitszeit als für die Person nutzenmaximal zu unterstellen. Abbildung 4.1 und Tabelle 4.1 machen deutlich, dass diese erheblich voneinander abweichen. Da diese Annahme aufgrund der aufgezeigten Vor- und Nachteile der beiden Variablen nicht a priori getroffen werden kann, werden Schätzungen mit beiden Variablen durchgeführt. Da anhand der präferierten Arbeitszeit keine sinnvollen Resultate erzielt werden, wird hier schließlich die realisierte Arbeitszeit als nutzenmaximal angenom-

---

50 Die Robustheit der Ergebnisse wird im Hinblick auf die Festlegung der Arbeitszeitalternativen überprüft, indem die Schätzungen auch für  $h \in \{0, 5, 10, 15, \dots, 60\}$  durchgeführt werden. Es ergeben sich nur geringe Abweichungen. Van Soest, Das und Gong (2002) vergleichen die Ergebnisse bei Bildung von 10-Minuten- und 4-Stunden-Intervallen und kommen dabei ebenfalls zu ähnlichen Ergebnissen.

Tabelle 4.1: Präferierte versus realisierte Arbeitszeitalternativen

Realisierte Arbeitszeit	Präferierte Arbeitszeit							Gesamt
	0	10	20	30	40	50	60	
Frauen in Paarhaushalten								
0	402	8	136	2	95			643
10	9	152	72	7	10			250
20	4	25	253	43	17			342
30	1	2	59	175	35			272
40	2	3	21	187	262	4		479
50			3	15	42	3	1	64
60				1	6	1	1	9
Gesamt	418	190	544	430	467	8	2	2059
Männer in Paarhaushalten								
0	27				160		1	188
10			1	2	10			13
20			3	3	5			11
30			3	48	28			79
40	4	1	9	270	961	24	7	1276
50	1		3	45	268	64	4	385
60		1		8	65	14	19	107
Gesamt	32	2	19	376	1497	102	31	2059
Alleinstehende Frauen								
0	32		22		68			122
10	1	5	4	3	7			20
20			29	15	6			50
30	1	1	12	48	16			78
40	1	1	12	86	190	4	1	295
50			1	11	33	5		50
60				2	2	2	1	7
Gesamt	35	7	80	165	322	11	2	622
Alleinstehende Männer								
0	9				52			61
10					3			3
20				3	3			6
30				16	5	1		22
40	2		5	62	215	4	1	289
50	1		2	8	53	18	3	85
60				1	12	5	4	22
Gesamt	12		7	90	343	28	8	488

Anmerkungen: Zur Konstruktion der Variablen siehe Abbildung 4.1 und Text.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

men. In Abschnitt 4.4 wird ausgeführt, inwiefern die Ergebnisse der Schätzungen mit präferierter Arbeitszeit unbefriedigend sind.

**Funktionale Form der Nutzenfunktion  $V_{nj}$ :** Der in Abschnitt 2.1 vorgestellte Rahmen der neoklassischen Theorie des Arbeitsangebotes lässt Raum für unterschiedliche Spezifikationen von  $V_{nj}$ , sofern der Grenznutzen von Konsum und Freizeit positiv und die Quasi-Konkavität der Präferenzen gegeben sind.<sup>51</sup> Häufig wird die quadratische Form verwendet (so z. B. bei Keane und Moffitt, 1998, oder Duncan und McCrae, 1999). Alternativen sind die direkte Translog-Nutzenfunktion (Van Soest, 1995) oder die darin genistete LES-Funktion (Beninger et al., 2003). Van Soest et al. (2002) gewinnen mehr Flexibilität durch Verwendung einer polynomialen Nutzenfunktion als Approximation einer beliebigen funktionalen Form. Deren Schätzung erfordert jedoch eine große Zahl an Beobachtungen.

Die Translog-Nutzenfunktion hat folgende Form. Für Alleinstehende:

$$\begin{aligned} V_{nj} &= \beta_x \ln x_{nj} + \beta_{x^2} (\ln x_{nj})^2 \\ &+ \beta_F \ln F_{nj} + \beta_{F^2} (\ln F_{nj})^2 + \beta_{xF} \ln x_{nj} \ln F_{nj} \end{aligned} \quad (4.4)$$

Für Paare:

$$\begin{aligned} V_{nj} &= \beta_x \ln x_{nj} + \beta_{x^2} (\ln x_{nj})^2 \\ &+ \beta_{F^f} \ln F_{nj}^f + \beta_{F^{f2}} (\ln F_{nj}^f)^2 + \beta_{xF^f} \ln x_{nj} \ln F_{nj}^f \\ &+ \beta_{F^m} \ln F_{nj}^m + \beta_{F^{m2}} (\ln F_{nj}^m)^2 + \beta_{xF^m} \ln x_{nj} \ln F_{nj}^m. \end{aligned} \quad (4.5)$$

Bei der LES-Funktion entfallen die quadratischen Terme und Kreuzprodukte, bei der quadratischen Form entfällt die Logarithmierung. Die Eignung der gewählten Funktion lässt sich anhand der Schätzergebnisse überprüfen. Neben der Anpassung des Modells sind vor allem der positive Grenznutzen von Konsum und Freizeit und die Quasi-Konkavität der Präferenzen von Bedeutung. In Abschnitt 4.4 wird der Einfluss der Wahl der funktionalen Form auf die Modelleigenschaften dargestellt und diskutiert. Vorab sei gesagt, dass LES nicht flexibel genug ist und Translog und quadratische Form zum Großteil ähnliche Ergebnisse liefern, hier jedoch eine andere Spezifikation gewählt wird, die im Folgenden erläutert wird.

Sowohl die anhand der vorliegenden Daten geschätzten Parameter der Translog- als auch die der quadratischen Nutzenfunktion implizieren negative Grenznutzen der

---

<sup>51</sup> Einen Überblick über direkte Nutzenfunktionen sowie die daraus ableitbaren Arbeitsangebotsfunktionen bietet Stern (1986).

Freizeit in den Arbeitszeitalternativen mit viel Freizeit bzw. geringer Arbeitszeit. Betrachtet man die Verteilung der Arbeitszeiten mit einer Häufung der Beobachtungen bei 40 Stunden und wenigen Beobachtungen an den Rändern, ist es nicht verwunderlich, dass bei der Anpassung quadratischer Modelle nicht nur hohe Arbeitszeiten ceteris paribus einen geringen Nutzen zugewiesen bekommen, sondern auch geringe Arbeitszeiten. Denn, auf die Dimension Freizeit reduziert, wird eine Hyperbel angepasst, die ihr Maximum etwa bei 40 Stunden hat und rechts und links davon fällt. Es bedürfte hier eines hohen Erklärungsgehaltes der weiteren erklärenden Variablen  $x_{nj}$  und  $z_n$ , damit mit einer quadratischen Funktion der Grenznutzen von Freizeit bei viel Freizeit nicht als negativ geschätzt würde. Bei den verwendeten Daten trifft dies nicht zu.<sup>52</sup> In anderen Studien werden Dummies für jede Teilzeitkategorie eingefügt, die eine geringe Nachfrage nach Teilzeitkräften auffangen sollen. Wenn allerdings Dummies für die Arbeitszeitkategorien 0, 10, 20 und 30 in das Modell aufgenommen werden, basiert die Identifikation der Freizeitparameter der Nutzenfunktion nur noch auf der Variation in den Arbeitszeitkategorien 40, 50 und 60. Die Identifikation einer nichtlinearen Funktion anhand von drei Messpunkten ist jedoch fragwürdig.

Daher werden in dieser Arbeit Dummies für alle 6 Arbeitszeitkategorien eingefügt, bei Paaren jeweils 6 für Mann und Frau.

$$\begin{aligned}
 V_{nj} &= \beta_x \ln x_{nj} + \beta_{x^2} (\ln x_{nj})^2 & (4.6) \\
 &+ \beta_{10} D(h=10)_n + \beta_{20} D(h=20)_n + \dots + \beta_{60} D(h=60)_n \\
 &+ \beta_{xF} \ln x_{nj} \ln F_{nj}
 \end{aligned}$$

Der anhand der vorliegenden Daten nicht zu erfüllende Anspruch der Identifikation einer Nutzenfunktion wird somit zugunsten dieser flexiblen Spezifikation fallengelassen. Neben der höheren Flexibilität liegt ein weiterer Vorteil der Arbeitszeit-Dummies in der exakten Abbildung der Verteilung der Arbeitszeitkategorien der Ausgangssituation in der Prognose (vgl. Tabelle 4.4).

Weiterhin wird in dieser Arbeit, dem Großteil vorangegangener Arbeitsangebotsschätzungen folgend, unterstellt, dass Paare ihre Einkommen poolen und eine gemeinsame Nutzenfunktion maximieren (Unitary Model). In verhandlungstheoretischen Ansätzen wird unterdessen die Verhandlungsmacht beider Partner berücksich-

---

<sup>52</sup> Monotonie in der Freizeit ließe sich durch die LES-Funktion erreichen. Die Annahme dieser restriktiven Form wird für die vorliegenden Daten jedoch abgelehnt (vgl. Abschnitt 4.4).

sichtigt und somit auch die Allokation innerhalb des Haushalts erklärt (z. B. im kollektiven Verhandlungsmodell, vgl. Chiappori, 1992). Dies ermöglicht die Untersuchung der Verteilungswirkungen von Regelungsänderungen nicht nur zwischen den Haushalten, sondern auch innerhalb der Haushalte. Beninger et al. (2003) zeigen, dass Simulationen mit Hilfe unitärer Modelle zu falschen Ergebnissen führen können, wenn den Daten kollektive Verhandlungen zugrunde liegen. In der Anwendung von Bargain und Moreau (2003) resultieren diesbezüglich jedoch kaum Unterschiede. Die in dieser Arbeit untersuchten Regeländerungen haben ebenfalls Auswirkungen auf die Verhandlungspositionen der Geschlechter. Da diese Auswirkungen jedoch zum einen nicht allzu groß sein dürften (alle Szenarien betreffen Frauen und Männer in ähnlicher Weise) und zum anderen der Fokus der Untersuchung auf Verteilungswirkungen zwischen den Haushalten (und nicht innerhalb der Haushalte) liegt, wird bei Paarhaushalten von der Modellierung des Arbeitsangebots als Folge von Verhandlungen der Partner abgesehen.

**Budgetrestriktion  $x_{nj}$ :** Zur Schätzung der Auswahlwahrscheinlichkeiten  $P_{nj}$  müssen die Nettohaushaltseinkommen  $x_{nj}$  der Arbeitszeitalternativen  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$  berechnet werden. Dies ist mit dem *STM* möglich, dessen Funktionsweise ausführlich in Abschnitt 3.2 vorgestellt wird. An dieser Stelle ist insbesondere von Bedeutung, dass  $x_{nj}$  berechnet wird, indem ein konstanter Bruttostundenlohn mit der Arbeitszeit der jeweiligen Arbeitszeitalternative multipliziert wird und anschließend zum daraus resultierenden Bruttolohn weitere Einkünfte und Transfers addiert sowie Abgaben subtrahiert werden. Mögliche Abschläge beim Bruttostundenlohn im Falle einer Teilzeitbeschäftigung oder Überstundenzuschläge werden folglich nicht berücksichtigt. Für die im Beobachtungszeitpunkt Nichterwerbstätigen wird ein geschätzter, hypothetischer Stundenlohn angenommen (siehe Abschnitt 3.2.6).<sup>53</sup>

In der Theorie bestimmt der Trade-off aus realem Güterkonsum und Freizeit das

---

53 Die aus der Lohnschätzung resultierende stochastische Komponente in den Haushaltsnettoeinkommen der betreffenden Haushalte wird in der Angebotsschätzung vernachlässigt, d. h.  $x_{nj}$  wird für alle Beobachtungen als deterministischer Regressor angenommen. Dies erscheint insbesondere vor dem Hintergrund der aufgrund der Datenlage ohnehin auftretenden Ungenauigkeiten der simulierten Einkommen als vertretbar. Die stochastische Komponente ließe sich beispielsweise via multipler Imputation berücksichtigen (vgl. Little und Rubin, 2002).

Arbeitsangebot. Güterkonsum lässt sich nicht beobachten, stattdessen wird als Maß der Konsummöglichkeiten üblicherweise ein Einkommen betrachtet. Welche Einkommensgröße bestimmt aber das Arbeitsangebot? Da in statischen Arbeitsangebotsmodellen die langfristige Erwerbsentscheidung modelliert wird, stellt sich die Frage, inwieweit zeitlich begrenzte Einkommen wie z. B. das Arbeitslosengeld in die Schätzung eines Arbeitsangebotsmodells eingehen sollen. Bei Arbeitslosengeld und -hilfe ergibt sich das zusätzliche Problem der Berücksichtigung von Sperrzeiten bei eigener Kündigung. Da das langfristige Verhalten im Vordergrund steht, bietet es sich an, temporäre Zahlungen auszublenden und stattdessen die langfristigen Einkommen der einzelnen Arbeitszeitalternativen zu berechnen. Für Personen, die eigentlich einen Anspruch auf Arbeitslosengeld haben, wird daher in dieser Arbeit für den Fall der hypothetischen Nichterwerbstätigkeit lediglich die geringere Arbeitslosenhilfe angesetzt, die nach dem im Jahr 2003 geltenden Recht unbefristet gewährt wird. Kürzungen von Arbeitslosen- und Sozialhilfe, die rechtlich möglich sind, wenn sich Arbeitslose beispielsweise weigern, eine zumutbare Beschäftigung aufzunehmen, werden nicht berücksichtigt. Generell lassen sich mit statischen Arbeitsangebotsmodellen nur Angebotseffekte infolge von Regeländerungen simulieren, die sich dauerhaft und auf langfristige Komponenten der Budgetgerade auswirken.

Vermögende Haushalte haben keinen Anspruch auf Sozialhilfe, also mitunter kein Einkommen in der Alternative mit 0 Stunden. Diese Haushalte werden hier ausgeschlossen. Haushalte mit geringen Einkommen sind jedoch enthalten.<sup>54</sup>

**Freizeit  $F_{nj}$ :** Es wird unterstellt, dass die Personen eine Anfangsausstattung von  $\bar{F} = 80$  Wochenstunden auf erwerbsbezogene Arbeit und sonstige Verwendungen aufteilen können. Sonstige Verwendungen umfassen neben dem Freizeitkonsum im engeren Sinne Hausarbeit, Kindererziehung oder ehrenamtliche Tätigkeiten. Sie werden jedoch im Weiteren in Übereinstimmung mit dem Großteil

---

<sup>54</sup> Alternativ könnte man ein höheres Mindesteinkommen unterstellen, beispielsweise in Höhe des Regelsatzes der Sozialhilfe. Damit eng verbunden ist die Frage, ob vermögenden Haushalten das gleiche Konsum-Freizeit-Kalkül unterstellt werden kann, da diese dauerhaft ohne Einkommen leben können.

der empirischen Literatur als Freizeit bezeichnet.<sup>55</sup> Für die Arbeitszeitalternativen  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$  ergibt sich demnach  $F \in \{80, 70, 60, 50, 40, 30, 20\}$ . Durch die Logarithmierung von  $F$  hat die Wahl von  $\bar{F}$  einen Einfluss auf die Anpassung des Modells. Die Wahl von 80 Wochenstunden ergab den höchsten Likelihoodwert.<sup>56</sup>

**Fixe Kosten der Erwerbstätigkeit:** Werden keine Arbeitszeit-Dummies eingeführt, erklären Arbeitsangebotsmodelle, die eine Nutzenfunktion der oben dargestellten Form aufweisen, die beobachtete Verteilung der realisierten und der präferierten Arbeitszeitkategorien in der Regel schlecht, da sie zu hohe Wahrscheinlichkeiten für geringe Erwerbsumfänge prognostizieren. Dem Ansatz von Van Soest (1999) folgend, wird daher häufig eine Dummyvariable  $fc$  eingeführt, die den Wert eins in den Alternativen mit positivem Erwerbsumfang annimmt und null sonst. Der Koeffizient dieses Dummies lässt sich ökonomisch als fixe Kosten der Erwerbstätigkeit interpretieren. Dazu zählen beispielsweise Fahrtkosten zum Arbeitsplatz, Kosten der Kinderversorgung während der Abwesenheit oder Arbeitsplatzsuchkosten. Eingeschlossen sind nicht nur monetäre Kosten, sondern auch aufzuwendende Zeit, psychische Belastung oder Ähnliches. Falls in den Daten keine Informationen über diese Kosten vorliegen, werden sie geschätzt. Für den deterministischen Teil des Erklärungsansatzes mit Translog-Nutzenfunktion für Alleinstehende ergibt sich entsprechend:

$$\begin{aligned} V_{nj} &= \beta_x \ln x_{nj} + \beta_{x^2} (\ln x_{nj})^2 \\ &+ \beta_F \ln F_{nj} + \beta_{F^2} (\ln F_{nj})^2 + \beta_{xF} \ln x_{nj} \ln F_{nj} \\ &+ \beta_{fc} fc. \end{aligned} \tag{4.7}$$

---

55 In einer differenzierteren Betrachtung der weiteren Zeitverwendung im Rahmen der Arbeitsangebotsmodellierung liegt noch Entwicklungspotenzial. So könnte die Aufteilung der erwerbsfreien Zeit zwischen Haushaltsproduktion und Freizeit im engeren Sinne modelliert werden. Die Möglichkeiten Haushaltsproduktion an Dritte zu vergeben (Haushaltshilfen, Kinderbetreuung) dürften ebenfalls einen Einfluss auf die Erwerbsentscheidung insbesondere von Frauen mit Kindern haben (vgl. dazu Ott, 2000 oder Beblo, 2001).

56 In der hier präferierten Spezifikation mit Arbeitszeit-Dummies sowie bei Translog- und LES-Nutzenfunktionen hat die Wahl von  $\bar{F}$  einen Einfluss, bei der quadratischen Nutzenfunktion nicht.

Bei Paaren wird jeweils ein Dummy  $fc^f$  für die Frau und  $fc^m$  für den Mann gebildet. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Identifikation der Parameter des Freizeitnutzens nunmehr lediglich auf den positiven Stundenkategorien beruht. Bei Verwendung realisierter Arbeitszeiten dürfte dieser Dummy Beschränkungen seitens der Arbeitsnachfrage auffangen, denn fehlende Arbeitsplätze wirken sich negativ auf die Partizipationswahrscheinlichkeit aus. Gleiches gilt allerdings auch für die fehlende Nachfrage nach Teilzeitkräften. Daher werden in dieser Arbeit Dummies für alle Arbeitszeitkategorien eingeführt (s.o.). Bei den in Abschnitt 4.4 diskutierten Robustheitschecks werden die alternativen Spezifikationen mit Translog-, LES- und quadratischer Nutzenfunktion jeweils um Fixkosten erweitert.

**Heterogenität in Präferenzen und fixen Kosten  $z_n$ :** Der Heterogenität der Präferenzen und gegebenenfalls der fixen Kosten der Erwerbstätigkeit wird zum einen durch die getrennte Schätzung für Paare, alleinstehende Frauen und alleinstehende Männer Rechnung getragen. Weiterhin werden die linearen Terme der Nutzenfunktion ( $\ln x_{nj}$ ,  $\ln F_{nj}$  bzw.  $\ln F_{nj}^f$  und  $\ln F_{nj}^m$ ) sowie gegebenenfalls die Dummies für fixe Kosten der Erwerbstätigkeit ( $fc$  bzw.  $fc^f$  und  $fc^m$ ) mit Personenmerkmalen interagiert, wodurch Unterschiede der Präferenzen und der fixen Kosten nach beobachteten Eigenschaften der Personen zugelassen werden. Folgende Merkmale werden in den Erklärungsansatz aufgenommen: Bildungsgrad, Alter, Nationalität, Wohnort in alten oder neuen Bundesländern sowie die Kinderzahl nach Altersstufen.<sup>57</sup>

Neben den durch beobachtbare Merkmale erklärbaren Unterschieden der Präferenzen kann es überdies unbeobachtete Heterogenität geben, die sich in der Schätzung durch Einfügen stochastischer Komponenten berücksichtigen lässt (Random Coefficient Modelle, vgl. Train, 2003). Diese Option wird im nächsten Absatz näher erläutert.

---

57 Interaktionen der quadratischen Terme oder der Kreuzeffekte aus Einkommen und Freizeit sind nicht signifikant. Informationen zu pflegebedürftigen Personen im Haushalt, Entfernungen zu Kindergärten, Schulen, Geschäften, öffentlichem Personennahverkehr, Ärzten u.Ä. sowie der Gemeindegröße zeigen keinen Einfluss auf die fixen Kosten der Erwerbstätigkeit. Das Einkommen weiterer Haushaltsmitglieder hat keinen signifikanten Einfluss und wird daher ebenfalls nicht einbezogen.

**Verteilung der Störterme  $e_{nj}$ :** Die Störterme  $e_{nj}$  werden als unabhängig identisch extremwertverteilt angenommen.  $e_{nj} - e_{ni}$  in Gleichung 4.2 ist somit logistisch verteilt und es ergibt sich das bekannte Logit-Modell.<sup>58</sup>

$$P_{ni} = \frac{e^{V_{ni}}}{\sum_{j=1}^J e^{V_{nj}}} \quad (4.8)$$

Der Vorteil des Logit-Modells liegt in der globalen Konkavität der Loglikelihood-Funktion in linearen Koeffizienten, wodurch eine einfache Maximierung selbst bei großer Alternativenzahl gewährleistet ist. Eine kritische Annahme ist, dass das Logit-Modell ein bestimmtes Substitutionsmuster zwischen den Alternativen impliziert, das als *irrelevance of independent alternatives* bzw. IIA-Eigenschaft bezeichnet wird. Erhöht sich der Nutzen und somit die Wahrscheinlichkeit einer Alternative, sinken die Wahrscheinlichkeiten aller anderen Alternativen proportional (vgl. z. B. Greene, 2000). Diese Annahme ist für Arbeitsangebotsmodelle a priori nicht zu rechtfertigen. Würden beispielsweise geringfügige Beschäftigungsverhältnisse finanziell attraktiver, dann wäre es nicht verwunderlich, wenn vorwiegend Nichterwerbstätige und Teilzeitbeschäftigte in eine geringfügige Beschäftigung wechseln, aber nur wenige Vollzeitbeschäftigte. Die IIA impliziert jedoch, dass aus allen Arbeitszeitalternativen der gleiche Anteil an Personen in die Geringfügigkeit wechselt. Per Hausmann-Test wird die IIA-Annahme für die vorliegenden Schätzungen abgelehnt.

Es ist ungewiss, ob durch die Interaktionen mit den Haushaltsmerkmalen  $z_n$  die Heterogenität in den Präferenzen ausreichend berücksichtigt wird oder ob weitere Heterogenität aufgrund unbeobachteter Merkmale vorliegt. Diese lässt sich durch Einführung weiterer stochastischer Komponenten modellieren, indem angenommen wird, dass einzelne Koeffizienten nicht fix, sondern stochastisch sind (*random coefficients*) und einer bestimmten Verteilung folgen. Ein dahingehend erweitertes Logit-

---

58 Das Logit-Modell für mehr als zwei Alternativen wird auch als multinomiales Logit-Modell oder als konditionales Logit-Modell bezeichnet, je nachdem, ob die Koeffizienten oder die erklärenden Variablen in  $V_{nj}$  über die Alternativen  $j$  variieren (Greene, 2000). Das hier beschriebene diskrete Arbeitsangebotsmodell, bei dem die erklärenden Variablen über die Arbeitszeitalternativen variieren, während die Koeffizienten konstant sind, wird also nach dieser Unterscheidung als konditionales Logit-Modell bezeichnet. Analog zu Train (2003) wird im Weiteren auf diese begriffliche Unterscheidung verzichtet.

Modell wird als gemischtes (*mixed*) Logit-Modell bezeichnet.<sup>59</sup> Die Auswahlwahrscheinlichkeit einer Alternative  $i$  ergibt sich dann als:

$$P_{ni} = \int \left( \frac{e^{V_{ni}}}{\sum_{j=1}^J e^{V_{nj}}} \right) f(\beta) d\beta, \quad (4.9)$$

wobei  $f(\beta)$  die Dichte der Verteilung von  $\beta$  bezeichnet. Dabei können stetige oder diskrete Verteilungen von  $\beta$  angenommen werden.<sup>60</sup> Bei Annahme stetig verteilter Koeffizienten ist zur Maximierung der Likelihood-Funktion die Berechnung von Mehrfachintegralen notwendig. Numerische Approximationen eignen sich jedoch lediglich für Integrale geringer Dimension. Daher werden die Wahlwahrscheinlichkeiten in gemischten Logit-Modellen anhand wiederholter Zufallsziehungen simuliert. Train (2003) beschreibt die unterschiedlichen Eigenschaften verschiedener Simulationsverfahren: *method of simulated moments* MSM, *maximum simulated likelihood* SML und *method of simulated scores* MSS.<sup>61</sup>

Durch eine geeignete Spezifikation stochastischer Komponenten lässt sich nicht nur unbeobachtete Heterogenität berücksichtigen. Das gemischte Logit-Modell erlaubt zudem komplexe Substitutionsbeziehungen zwischen den Alternativen und somit den Verzicht auf die Annahme der IIA-Eigenschaft. McFadden und Train (2000) zeigen, dass sich anhand gemischter Logit-Modelle jedes mit *random utility maximisation* konsistente diskrete Entscheidungsmodell beliebig genau approximieren lässt. Für diese Arbeit bedeutet das, dass ein entsprechend spezifiziertes gemischtes Logit-Modell in der Lage wäre, plausible Substitutionsbeziehungen zwischen den Arbeitszeitalternativen abzubilden.

---

59 Eine entsprechende Erweiterung ist gleichermaßen im Rahmen von Probit-Modellen möglich.

60 In der Mehrzahl der Anwendungen werden stetig normalverteilte stochastische Koeffizienten unterstellt (z. B. Van Soest, 1995, Keane und Moffitt, 1998, oder Duncan und McCrae, 1999). Beninger et al. (2003) und Bargain und Moreau (2003) erzielen bei Annahme diskreter Massepunkte (nach Hoynes, 1996) bessere Ergebnisse im Sinne von Prognoseanpassung und Likelihood-Werten. Die Schätzung von Logit-Modellen mit diskret verteilten stochastischen Koeffizienten ist in Stata mit dem Paket -gllamm- von S. Rabe-Hesketh, A. Skrondal und A. Pickles möglich. Stata enthält in Version 9 den Befehl -mprobit- zur Schätzung Multinomialer Probit-Modelle mit komplexer Struktur der Störterme.

61 Zudem stellt Train auf seiner Homepage im Internet Programme in GAUSS zur Verfügung, anhand derer gemischte Logit-Modelle geschätzt werden können. Der betreffende Link lautet: <http://emlab.berkeley.edu/users/train/software.html>.

Diesen schätztheoretischen Argumenten folgend wurden einzelne Koeffizienten des Logit-Modells als zufällig angenommen:  $\beta_x$  und  $\beta_F$  bei den Alleinstehenden sowie  $\beta_x$ ,  $\beta_{Ff}$  und  $\beta_{Fm}$  bei den Paaren.<sup>62</sup> Ausgehend vom Logit-Modell mit ausschließlich fixen Parametern wurden diese Parameter einzeln und gemeinsam als unabhängig normalverteilt und auch als mit 2 oder 3 Massepunkten diskret verteilt angenommen. Obwohl bei der Simulation der Auswahlwahrscheinlichkeiten eine hohe Ziehungszahl verwendet, verschiedene Optimierungsalgorithmen eingesetzt und einzelne Parameter zeitweise konstant gehalten wurden, ließ sich entweder kein Optimum finden oder der resultierende Standardfehler des oder der stochastischen Koeffizienten war hochgradig insignifikant. Dies kann an den Startwerten liegen, da diese die maximale Likelihood bei fixen Koeffizienten ergeben. Es lässt sich nicht ausschließen, dass den Daten ein Modell mit stochastischen Parametern bzw. komplexer Struktur der Störterme zugrunde liegt. Im Rahmen dieser Arbeit konnte jedoch keine zufriedenstellende Spezifikation eines gemischten Logit-Modells gefunden werden, so dass sich die weiteren Ergebnisse auf das Logit-Modell mit fixen Koeffizienten beziehen.<sup>63</sup> Für die Simulationen in dieser Arbeit ist insbesondere die Reagibilität des Arbeitsangebotes auf Einkommensänderungen von Bedeutung. In der Vergleichsuntersuchung von Haan (2003), welche auf ähnlichen Daten wie den hier verwendeten basiert, weichen die Arbeitsangebotselastizitäten des Logit-Modells nicht signifikant von denen verschiedener gemischter Logit-Modelle ab.

### 4.3 Schätzergebnisse

Wie im vorangegangenen Abschnitt erläutert, wird die realisierte Arbeitszeit als nutzenmaximal angenommen, auf die Annahme einer Nutzenfunktion wird zugunsten der flexibleren funktionalen Form mit Arbeitszeit-Dummys verzichtet und alle Koeffizienten werden als fix unterstellt. Die Ergebnisse dieser für die Simulationen in Ka-

---

62 A priori kann bei keinem Koeffizienten ausgeschlossen werden, dass er nicht fix ist. Die Beschränkung auf die Haupteffekte erfolgt aufgrund des Optimierungsaufwandes.

63 Die Mehrzahl der bekannten Studien enthält Arbeitsangebotsschätzungen mit ein bis drei stochastischen Parametern. Bei der Beschreibung dieser Modelle wird oft herausgestellt, dass die IIA nicht angenommen werden muss. Ohne eine Darstellung der modellierten Abhängigkeiten zwischen den Alternativen bleibt jedoch offen, ob dadurch im Hinblick auf die IIA eine substantielle Verbesserung erzielt wird.

pitel 5 verwendeten Spezifikation werden in diesem Abschnitt vorgestellt: zunächst die Koeffizienten, dann die Anpassung und schließlich die für die Simulation von Arbeitsangebotsänderungen maßgebliche Lohnereagibilität.

Die Tabellen 4.2 und 4.3 zeigen die Ergebnisse der Schätzungen für alleinstehende Frauen, alleinstehende Männer und Paare. In diskreten Auswahlmodellen ist lediglich das Verhältnis der Koeffizienten zueinander und zur Varianz der Störterme identifiziert. Die Identifikation des Niveaus folgt aus der Normierung eines Koeffizienten oder der Varianz. Letztere ist im Logit-Modell fix. Beim Vergleich der Koeffizienten verschiedener Gleichungen muss daher beachtet werden, dass eine größere Varianz der unbeobachteten Faktoren zu kleineren Koeffizienten führt, auch wenn sie den gleichen Effekt auf den Nutzen haben (siehe Train, 2003: 45).

Da der Effekt von Änderungen im Steuer-Transfer-System auf das Arbeitsangebot simuliert werden sollen, ist hier insbesondere der Einfluss von Einkommen bzw. Konsum  $x_{nj}$  auf  $V_{nj}$  von Bedeutung. Aufgrund der Logarithmierung und der Interaktion mit der Freizeit lässt sich die Richtung des Gesamteffekts nicht direkt ablesen. Die Ableitung  $\partial V/\partial x$  ist bei Paaren und alleinstehenden Frauen immer positiv und erfüllt damit die theoretische Bedingung, dass mehr Einkommen eine Arbeitszeitalternative attraktiver macht. Bei alleinstehenden Männern ist diese Bedingung jedoch nur in 74% der Beobachtungspunkte erfüllt.<sup>64</sup> Dies verwundert nicht, wenn man noch einmal die Verteilung der präferierten und realisierten Arbeitszeiten in Tabelle 4.1 betrachtet. Die Streuung sowohl der realisierten als auch der präferierten Arbeitszeiten ist gering, deren Korrelation ebenfalls, so dass die Annahme der realisierten Arbeitszeit als nutzenmaximal fraglich erscheint. Ein robuster positiver Einfluss von Einkommen auf den Nutzen einer Arbeitszeitalternative lässt sich für alleinstehende Männer somit nicht finden. Interaktionen von  $x$  mit Haushaltsmerkmalen  $z$  sind mit einer Ausnahme insignifikant: für alleinstehende Frauen in

---

64 Zuweilen wird argumentiert, dass die Bedingungen der nachfragetheoretischen Kohärenz nur für die als nutzenmaximal angenommene Arbeitszeitalternative erfüllt sein müssen. Spätestens bei der Simulation der Effekte von Regeländerungen wird allerdings deutlich, dass diese Bedingungen für alle Arbeitszeitalternativen gelten müssen. Wäre beispielsweise der Grenznutzen des Konsums in einer bisher nicht optimalen Arbeitszeitalternative negativ, dann würde sich die Auswahlwahrscheinlichkeit  $P_{nj}$  dieser Alternative erhöhen, falls  $x_{nj}$  sinkt. In dieser Arbeit werden Grenznutzen von Konsum und Freizeit sowie Quasi-Konkavität der Präferenzen daher für alle Beobachtungspunkte berechnet.

Tabelle 4.2: Parameter der Angebotsschätzung: Alleinstehende

Variable	Koeffizient	Standard- fehler	Koeffizient	Standard- fehler
	Frauen		Männer	
Konsum				
$\ln x$	14.117 **	6.278	-9.633 ***	3.165
$(\ln x)^2$	-0.063	0.208	0.169	0.154
$\ln x \times \text{Ost}$	1.631 *	0.928	-0.565	0.379
$\ln x \times \text{Deutsch}$	-0.024	0.786	0.407	0.630
$\ln x \times \text{Hochschule/Lehre}$	0.305	0.386	0.495	0.308
Freizeit				
$F = 70 (h = 10)$	-5.562 ***	0.970		
$F = 60 (h = 20)$	-8.630 ***	2.086	1.566 **	0.752
$F = 50 (h = 30)$	-13.443 ***	3.445	5.420 ***	1.084
$F = 40 (h = 40)$	-18.759 ***	5.173	11.311 ***	1.626
$F = 30 (h = 50)$	-29.314 ***	7.484	14.513 ***	2.380
$F = 20 (h = 60)$	-43.945 ***	10.856	19.517 ***	3.469
$\ln F \times \text{Ost}$	0.700	0.715	0.856 *	0.501
$\ln F \times \text{Deutsch}$	0.439	0.908	0.008	0.998
$\ln F \times 25 \leq \text{Alter} < 30$	-1.348 **	0.607	-1.190 **	0.605
$\ln F \times 30 \leq \text{Alter} < 35$	-1.780 ***	0.572	-1.194 **	0.554
$\ln F \times 35 \leq \text{Alter} < 40$	-1.924 ***	0.550	-0.998 *	0.558
$\ln F \times 40 \leq \text{Alter} < 45$	-1.152 **	0.532	-0.376	0.550
$\ln F \times 45 \leq \text{Alter} < 50$	-0.419	0.511	-0.357	0.542
$\ln F \times \text{Kinder 0-3 Jahre}$	6.905 ***	1.144		
$\ln F \times \text{Kinder 4-6 Jahre}$	2.628 ***	0.543		
$\ln F \times \text{Kinder 7-16 Jahre}$	1.284 ***	0.259		
$\ln F \times \text{Kinder ab 17 Jahre}$	0.189	0.299		
Interaktion von Konsum und Freizeit				
$\ln x \times \ln F$	-2.854 ***	0.781	1.600 ***	0.287
Loglikelihood-Wert	-827.116		-599.364	
Pseudo- $R^2$	0.317		0.369	
Beobachtungszahl $N$	622		488	

Anmerkungen: \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

den neuen Bundesländern spielt der Konsum bei der Arbeitszeitwahl *ceteris paribus* eine größere Rolle als bei denen in den alten Bundesländern.

Interaktionen von Konsum und Freizeit sind bei allen Personengruppen hoch signifikant, allerdings mit wechselnden Vorzeichen. Da auch der quadratische Term  $\beta_{(\ln x)^2}$  bei Paaren einen deutlichen Einfluss hat, wird deutlich, dass die LES-Form die Daten nicht adäquat wiedergeben kann.

Tabelle 4.3: Parameter der Angebotsschätzung: Paare

Variable	Koeffizient	Standardfehler
Konsum		
$\ln x$	-9.215 ***	3.567
$(\ln x)^2$	0.565 ***	0.096
Freizeit		
$F_f = 70$ ( $h_f = 10$ )	0.579	0.599
$F_f = 60$ ( $h_f = 20$ )	2.801 **	1.293
$F_f = 50$ ( $h_f = 30$ )	4.705 **	2.123
$F_f = 40$ ( $h_f = 40$ )	7.847 **	3.148
$F_f = 30$ ( $h_f = 50$ )	9.101 **	4.484
$F_f = 20$ ( $h_f = 60$ )	11.699 *	6.384
$F_m = 70$ ( $h_m = 10$ )	-4.092 ***	0.565
$F_m = 60$ ( $h_m = 20$ )	-5.402 ***	1.121
$F_m = 50$ ( $h_m = 30$ )	-5.147 ***	1.778
$F_m = 40$ ( $h_m = 40$ )	-4.408 *	2.644
$F_m = 30$ ( $h_m = 50$ )	-8.218 **	3.789
$F_m = 20$ ( $h_m = 60$ )	-13.110 **	5.440
$\ln F_f \times 25 \leq \text{Alter} < 30$	-1.991 ***	0.430
$\ln F_f \times 30 \leq \text{Alter} < 35$	-1.990 ***	0.376
$\ln F_f \times 35 \leq \text{Alter} < 40$	-1.846 ***	0.352
$\ln F_f \times 40 \leq \text{Alter} < 45$	-1.754 ***	0.327
$\ln F_f \times 45 \leq \text{Alter} < 50$	-1.216 ***	0.328
$\ln F_m \times 25 \leq \text{Alter} < 30$	-1.011 **	0.435
$\ln F_m \times 30 \leq \text{Alter} < 35$	-0.396	0.276
$\ln F_m \times 35 \leq \text{Alter} < 40$	-0.454 *	0.249
$\ln F_m \times 40 \leq \text{Alter} < 45$	-0.333	0.249
$\ln F_m \times 45 \leq \text{Alter} < 50$	0.027	0.252
$\ln F_f \times \text{Kinder 0-3 Jahre}$	5.802 ***	0.420
$\ln F_f \times \text{Kinder 4-6 Jahre}$	2.369 ***	0.259
$\ln F_f \times \text{Kinder 7-16 Jahre}$	1.616 ***	0.130
$\ln F_f \times \text{Kinder ab 17 Jahre}$	0.435 ***	0.148
$\ln F_f \times \ln F_m$	0.577 *	0.340
Interaktion von Konsum und Freizeit		
$\ln x \times \ln F_f$	1.000 ***	0.348
$\ln x \times \ln F_m$	-0.907 ***	0.318
Loglikelihood-Wert	-5385.674	
Pseudo- $R^2$	0.328	
Beobachtungszahl $N$	2059	

Anmerkungen: \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Die Dummies der Arbeitszeitalternativen, die hier anstelle der in der Translog-Nutzenfunktion üblichen Variablen  $\ln F$  und  $(\ln F)^2$  aufgenommen sind, sind separat

schwer zu interpretieren. Deren Signifikanz macht deutlich, dass sie einen Großteil der Varianz der abhängigen Variablen erklären. Von den Interaktionen von  $\ln F$  mit Haushaltsmerkmalen ist das Alter und bei Frauen das Vorhandensein von Kindern relevant. Frauen jüngeren und mittleren Alters legen weniger Wert auf die Freizeit. Dies reflektiert die geringere Erwerbsbeteiligung älterer Frauen. Bei Männern ist dieser Effekt nur schwach ausgeprägt. Bei Frauen erhöht das Vorhandensein von Kindern den Freizeitnutzen, je jünger die Kinder, desto stärker. Bei Paar-Frauen ist auch bei erwachsenen Kindern noch eine verminderte Erwerbsbeteiligung sichtbar.

**Anpassung:** Likelihood-Werte und Pseudo- $R^2$  helfen bei der Suche nach der besten Spezifikation, sie sagen aber wenig darüber aus, wie gut ein Modell die Realität abbildet. Dazu werden hier die als nutzenmaximal prognostizierten Alternativen mit den beobachteten realisierten Alternativen verglichen.

Der Nutzen  $U_{nj}$  enthält einen beobachteten Teil  $V_{nj}$  und einen unbeobachteten Teil  $e_{nj}$ . Berechnet man lediglich das maximale  $V_{nj}$  einer Person  $n$  über alle von  $n$  wählbaren Alternativen  $j$  und vernachlässigt dabei den unbeobachteten Teil  $e_{nj}$ , konzentrieren sich die Prognosen auf die am stärksten besetzten Alternativen mit  $h_j = 0, 30, 40$  Stunden, denen für alle Personen ein hohes  $V_{nj}$  zugewiesen wird. Die Prognosefähigkeit des Modells lässt sich also auf diese Weise insbesondere für die gering besetzten Alternativen nicht überprüfen. Daher werden die prognostizierten Nutzenmaxima hier als Maximum von  $\hat{U}_{nj}$  berechnet:

$$\begin{aligned}\hat{U}_n^{max} &= \max_j \hat{U}_{nj} \\ &= \max_j (\hat{V}_{nj} + e_{nj}).\end{aligned}\tag{4.10}$$

Dabei wird der Vektor  $e_{nj}$   $D$  Mal aus der Extremwertverteilung gezogen. Für jede Person  $n$  werden also  $D$  nutzenmaximale Arbeitszeitkategorien berechnet.

Tabelle 4.4 zeigt die gemeinsame Verteilung von Beobachtungen und Prognosen für  $D = 50$  Ziehungen. Zunächst ist anzumerken, dass die Randverteilung der Ausgangssituation nahezu exakt abgebildet wird. Dies liegt an der Aufnahme der Dummies für jede Arbeitszeitkategorie und sagt nichts über die Anpassungsgüte der Schätzungen aus. Abweichungen von der Ausgangsverteilung ergeben sich durch die Einbeziehung von  $e_{nj}$ , mit steigendem  $D$  konvergieren die prognostizierten mittleren Häufigkeiten

Tabelle 4.4: Güte der Anpassung: Prognose des Status quo

	Prognose							Gesamt
	0	10	20	30	40	50	60	
Frauen in Paarhaushalten								
0	<b>287.9</b>	90.4	102.1	63.9	87.4	10.4	1.0	643
10	95.1	<b>34.3</b>	45.8	28.7	41.6	4.4	0.2	250
20	102.1	44.8	<b>62.5</b>	47.8	76.1	8.1	0.7	342
30	62.5	31.7	48.5	<b>40.9</b>	76.9	9.6	1.9	272
40	83.7	42.9	75.2	80.1	<b>167.2</b>	25.9	3.9	479
50	9.3	5.6	11.0	10.7	23.0	<b>3.7</b>	0.7	64
60	1.7	0.7	1.9	1.4	2.7	0.5	<b>0.2</b>	9
Gesamt	642.3	250.3	346.9	273.5	474.7	62.6	8.6	2059
Männer in Paarhaushalten								
0	<b>23.8</b>	1.2	1.2	8.3	116.6	30.2	6.8	188
10	1.6	<b>0.1</b>	0.1	0.6	7.5	2.7	0.4	13
20	1.1	0.1	<b>0.1</b>	0.6	6.1	2.3	0.8	11
30	6.6	0.4	0.3	<b>3.3</b>	49.7	14.7	3.9	79
40	111.4	7.4	7.2	47.8	<b>798.6</b>	236.6	66.9	1276
50	32.7	2.1	1.5	14.2	238.3	<b>72.9</b>	23.3	385
60	10.6	0.6	0.7	4.1	64.6	20.5	<b>5.9</b>	107
Gesamt	187.8	11.9	11.2	78.9	1281.3	379.9	108.0	2059
Alleinstehende Frauen								
0	<b>48.1</b>	5.8	11.6	14.1	37.8	4.2	0.4	122
10	6.6	<b>0.9</b>	1.9	2.8	6.6	1.1	0.0	20
20	13.1	1.8	<b>4.9</b>	6.7	20.4	2.8	0.4	50
30	13.8	3.0	7.1	<b>10.4</b>	36.9	6.1	0.7	78
40	32.9	7.4	21.0	37.0	<b>162.7</b>	29.0	5.0	295
50	6.7	1.4	4.2	5.9	26.7	<b>4.2</b>	0.8	50
60	0.4	0.1	0.7	0.5	4.4	0.8	<b>0.1</b>	7
Gesamt	121.6	20.3	51.5	77.4	295.6	48.3	7.3	622
Alleinstehende Männer								
0	<b>10.2</b>	1.4	0.8	2.7	34.7	9.4	1.9	61
10	0.7	<b>0.0</b>	0.1	0.3	1.7	0.2	0.0	3
20	0.4	0.1	<b>0.1</b>	0.1	4.0	1.0	0.2	6
30	2.1	0.6	0.3	<b>1.3</b>	13.3	3.6	0.9	22
40	30.0	6.2	3.8	12.6	<b>169.9</b>	51.6	14.9	289
50	9.9	2.3	0.9	3.9	47.9	<b>16.2</b>	3.8	85
60	1.7	0.6	0.3	0.8	14.0	3.6	<b>1.1</b>	22
Gesamt	54.9	11.2	6.3	21.7	285.5	85.6	22.8	488

Anmerkungen: Die Prognosen sind mittlere Häufigkeiten bei  $d = 50$  unbedingten Ziehungen aus  $e_{nj}$ .  
 Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

aber gegen die beobachteten Werte.

Maßgeblich für die Güte der Anpassung ist also der Anteil der Prognosen auf der Hauptdiagonalen in Tabelle 4.4. Dieser liegt zwischen 29% bei Paar-Frauen und

44% bei Paar-Männern. Da es sich nicht um ein ordinales Modell handelt, kann man nicht sagen, dass die Prognose einer benachbarten Arbeitszeitalternative besser ist als die einer weiter entfernten. Der Anteil richtiger Prognosen ist bei 40 Stunden am höchsten, während Teilzeitbeschäftigung und 60 Stunden selten korrekt vorhergesagt werden. Bei alleinstehenden Männern gibt es abgesehen von den 40 Stunden kaum richtige Prognosen. Insgesamt wird deutlich, dass der Erklärungsgehalt der Arbeitsangebotsschätzungen beschränkt ist.

**Elastizitäten:** Arbeitsangebotsänderungen infolge einer allgemeinen Bruttolohn-erhöhung um 1% erlauben die Schätzung von Bruttolohnelastizitäten. Dabei unterscheidet man Elastizitäten, die auf das Arbeitsvolumen, die Partizipation oder die durchschnittliche Arbeitszeit der Erwerbstätigen bezogen sind. Bei Paaren können zudem die Kreuzelastizitäten geschätzt werden. Es handelt sich jeweils um *unkompensierte Lohnelastizitäten*, die sowohl den Substitutions- als auch den Einkommenseffekt der Lohnerhöhung beinhalten (vgl. Franz, 2003: 39 sowie Abschnitt 2.1).

Um korrekte Schätzungen der Elastizitäten zu erhalten, ist das in Abschnitt 5.1 beschriebene iterative Simulationsverfahren anzuwenden. Sollen lediglich unterschiedliche Schätzungen im Hinblick darauf verglichen werden, wie stark das Arbeitsangebot auf Lohnänderungen reagiert, bietet sich alternativ die weniger rechenaufwendige Betrachtung der Änderungen der Auswahlwahrscheinlichkeiten  $P_{nj}$  an. Aggregiert man diese Änderungen, erhält man Proxys für die Elastizitäten. Hier werden analog zu Buslei und Steiner (1999) zwei dieser Proxys betrachtet: Die Änderung der Partizipationsquote und die Änderung des Arbeitsvolumens infolge einer individuellen Bruttolohnerhöhung um 10%.<sup>65</sup> Die Partizipationsquote erhöht sich bei alleinstehenden Frauen mit 1,5 Prozentpunkten (PP) am stärksten, etwas weniger bei Männern (1,2 PP) und Frauen (1,0 PP) in Paarhaushalten. Alleinstehende Männer reagieren mit 0,1 PP nur schwach. Beim Arbeitsvolumen zeigt sich ein ähnliches Bild: alleinstehende Frauen weiten dieses um 3,5% aus, Frauen in Paaren um 2,4%, Männer in Paaren um 1,9%, alleinstehende Männer senken ihr Arbeitsvolumen um 0,2%. Eine negative Anpassung des Arbeitsvolumens lässt sich mit dem Überwiegen des Einkommenseffektes gegenüber dem Substitutionseffekt begründen, impliziert also

---

<sup>65</sup> Der Bruttolohn wird um 10% statt um 1% erhöht, um den Einfluss von Rundungen bei der Einkommensberechnung und von Sprungstellen der Budgetgeraden im *STM* zu vermindern.

nicht zwangsläufig eine Fehlspezifikation der Schätzung für alleinstehende Männer. Vor dem Hintergrund der zuvor beschriebenen schlechten Anpassung dieser Schätzgleichung, sollten die weiteren Ergebnisse für alleinstehende Männer allerdings vorsichtig interpretiert werden. Insgesamt liegt die Lohnreagibilität der Schätzungen im Rahmen der in der Literatur üblichen Werte. Im folgenden Abschnitt wird dargestellt, wie sich alternative Spezifikationen der Schätzgleichungen auf deren Lohnreagibilität und andere Kennzahlen auswirkt.

#### 4.4 Robustheit der Modelleigenschaften bei alternativen Spezifikationen

Die vorangegangenen Abschnitte haben gezeigt, dass ein Teil der Fragen der Spezifikation nicht a priori beantwortet werden kann. In diesem Abschnitt werden daher zentrale Kennzahlen unterschiedlicher Spezifikationen miteinander verglichen. So werden die Schätzungen nicht nur für die Dummy-Variante, sondern auch für die quadratische, die Translog- und die LES-Nutzenfunktion durchgeführt, die jeweils um Terme zur Erfassung von fixen Kosten der Erwerbstätigkeit erweitert werden. Alle Modelle werden sowohl unter Annahme der realisierten als auch der präferierten Arbeitszeit als nutzenmaximale Arbeitszeit angepasst.<sup>66</sup> Schließlich werden alle Schätzungen für die Jahre 2000 bis 2003 durchgeführt, damit man sieht, ob die Wahl des Simulationsjahres einen Einfluss auf die Ergebnisse hat. Dadurch ergeben sich 32 Varianten.

Tabellen 4.5 und 4.6 enthalten Kennzahlen zur theoretischen Kohärenz der Nutzenfunktionen. Erhebt man den Anspruch, die Parameter einer Nutzenfunktion zu identifizieren, die konsistente Konsumpräferenzen abbildet, dann sollte die geschätzte Funktion bestimmte Eigenschaften erfüllen. Die eine ist Monotonie in Konsum und Freizeit, zu ermitteln anhand der Ableitungen von  $V_{nj}$  für alle  $n$  und  $j$ . Die andere ist die Quasi-Konkavität, die erfüllt ist, wenn das Vorzeichen der Hauptunterdeterminanten der geränderten Hesse-Matrix alterniert (vgl. Binger und Hoffman, 1988, Chapter 5, Mas-Colell, Whinston und Green, 1995: 935 sowie Simon und Blume, 1994: 380 und 531).

---

<sup>66</sup> Bei Schätzungen auf Basis der präferierten Arbeitszeiten ist das Alternativenset der im Status quo Nichterwerbstätigen auf 0, 20 und 40 Stunden beschränkt (s.o.).

Tabelle 4.5: Grenznutzen von Konsum und Freizeit

Kenn- zahl	Popula- tion	Jahr	Schätzvariante								
			Realisierte Arbeitszeit				Präferierte Arbeitszeit				
			Dummys	Quadra- tisch	Trans- log	LES	Dummys	Quadra- tisch	Trans- log	LES	
Grenznutzen des Konsums											
$\partial V/\partial x$	Paare	2000	100	100	100	100	76	95	95	100	
		2001	100	100	100	100	86	100	99	100	
		2002	100	100	100	100	82	100	100	100	
		2003	<b>100</b>	100	100	100	80	98	98	100	
	alleinst.	2000	100	100	100	100	79	65	82	100	
		2001	99	99	99	100	56	63	58	100	
	Frauen	2002	98	98	98	100	82	95	84	100	
		2003	<b>100</b>	99	100	100	92	90	92	100	
		2000	77	99	99	100	91	81	100	100	
	Männer	2001	61	96	98	100	8	62	55	100	
		2002	52	91	87	94	41	91	80	100	
		2003	<b>74</b>	100	96	100	8	52	10	100	
Grenznutzen der Freizeit											
$\partial V/\partial F_f$	Paare	2000	-	63	64	100	-	58	57	100	
		2001	-	63	63	100	-	59	58	100	
		2002	-	64	67	100	-	60	59	100	
		2003	-	62	63	100	-	59	59	100	
$\partial V/\partial F_m$		2000	-	34	30	100	-	42	39	100	
		2001	-	32	29	100	-	42	39	100	
		2002	-	35	30	100	-	43	41	100	
		2003	-	37	30	100	-	43	41	100	
$\partial V/\partial F$	alleinst.	2000	-	45	43	100	-	45	43	85	
		Frauen	2001	-	45	42	84	-	43	42	100
			2002	-	50	44	100	-	47	44	100
	2003		-	47	44	100	-	46	43	100	
	alleinst.	2000	-	38	29	100	-	42	40	100	
		Männer	2001	-	38	29	95	-	37	36	100
			2002	-	32	29	90	-	42	35	100
			2003	-	40	29	83	-	40	30	100

Anmerkungen: Angegeben ist jeweils der Anteil der Beobachtungspunkte in Prozent, für den die Bedingung erfüllt ist. Die Werte der in Abschnitt 4.2 erläuterten präferierten Spezifikation sind fett gedruckt.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Tabelle 4.5 vergleicht zunächst die Ableitungen nach dem Konsum. Angegeben ist der Anteil der Beobachtungspunkte, für den die Bedingung erfüllt ist. Bei Paaren und bei Verwendung der realisierten Arbeitszeit ist die Ableitung immer positiv. Bei alleinstehenden Frauen in wenigen Fällen nicht, bei alleinstehenden Männern hängt es von der Wahl der funktionalen Form ab: im hier präferierten Ansatz mit Arbeitszeit-Dummys ist die Ableitung häufig nicht positiv, bei Wahl einer anderen

funktionalen Form in der Regel schon. Die Verwendung der präferierten Arbeitszeit führt tendenziell zu weniger positiven Ableitungen, insbesondere bei alleinstehenden Frauen. Eine Ausnahme bildet hier die LES-Funktion, die fast immer positive Ableitungen nach  $x$  gewährleistet. Über die vier Simulationsjahre sind die Werte eher robust, mit Ausnahme der Ableitungen für alleinstehende Männer bei präferierter Arbeitszeit.

Die Berechnung des Grenznutzens der Freizeit und die Verifizierung der Quasi-Konkavität der Präferenzen erübrigt sich im Fall der Verwendung von Arbeitszeit-Dummys, da hier zugunsten der Flexibilität der Schätzung auf die anhand dieser Daten nicht zu gewährleistende Identifikation einer adäquaten Nutzenfunktion verzichtet wird (vgl. die Argumentation auf Seite 101). Die Häufigkeit negativer Grenznutzen der Freizeit bei der quadratischen und der Translog-Nutzenfunktion in Tabelle 4.5 zeigt, dass diese nicht die theoretischen Kohärenzbedingungen erfüllen. Die LES-Funktion erfüllt dieses Kriterium in der Regel, ist aber wegen der schlechten Anpassung an die Daten abzulehnen.

Tabelle 4.6 enthält Ergebnisse der zweiten Kohärenzbedingung, der Quasi-Konkavität. Hier zeigen sich die einzigen deutlichen Unterschiede zwischen quadratischer und Translog-Nutzenfunktion, denn bei Paaren ist die Quasi-Konkavität bei letzterer wesentlich seltener gegeben. Weiterhin ist die Bedingung bei Verwendung der präferierten Arbeitszeit deutlich seltener erfüllt und bei Verwendung der restriktiven LES-Funktion fast immer.

Der untere Teil von Tabelle 4.6 betrifft die Anpassung der Schätzungen, hier dargestellt anhand des Pseudo- $R^2$  – die Angabe des Anteils richtig prognostizierter Werte würde zu den gleichen Schlüssen führen. Die restriktive LES-Funktion ist abzulehnen. Der Ansatz mit Arbeitszeit-Dummys ist allgemeiner und daher der quadratischen und der Translog-Funktion immer überlegen, allerdings nur leicht und nicht immer signifikant. Die Verwendung der präferierten Arbeitszeit liefert höhere Werte. Dies hat zwei Ursachen: Zum einen stehen den Nichterwerbstätigen hier nur die Alternativen 0, 20 und 40 Stunden offen. Zum anderen ist die Konzentration bei 40 Stunden bei der präferierten Arbeitszeit noch deutlicher als bei der realisierten. Ein Modell, welches nur die Randverteilung der Arbeitszeiten erklärt, erzielt bereits eine hohe Trefferquote, wenn es für alle Personen die Alternative mit 40 Stunden

Tabelle 4.6: Quasi-Konkavität von  $V$  und Pseudo- $R^2$

Popula- tion	Jahr	Schätzvariante							
		Realisierte Arbeitszeit			Präferierte Arbeitszeit				
		Dummys	Quadra- tisch	Trans- log	LES	Dummys	Quadra- tisch	Trans- log	LES
Quasi-Konkavität von $V$									
Paare	2000	-	100	69	100	-	18	7	100
	2001	-	100	53	100	-	58	11	100
	2002	-	100	81	100	-	48	11	100
alleinst. Frauen	2003	-	100	65	100	-	66	11	100
	2000	-	100	99	100	-	61	80	85
	2001	-	100	88	85	-	25	27	100
alleinst. Männer	2002	-	100	100	100	-	100	100	100
	2003	-	100	100	100	-	100	100	100
	2000	-	100	78	100	-	77	50	100
	2001	-	100	100	95	-	57	24	100
	2002	-	28	100	90	-	25	12	100
	2003	-	71	100	84	-	18	100	100
Pseudo- $R^2$									
Paare	2000	35	32	31	16	41	40	40	15
	2001	34	32	30	16	41	41	41	16
	2002	34	31	29	14	40	40	40	15
	2003	<b>33</b>	30	29	13	40	40	39	14
alleinst. Frauen	2000	32	28	30	13	39	37	37	11
	2001	33	29	30	12	46	43	43	13
	2002	34	28	30	13	42	40	42	12
alleinst. Männer	2003	<b>32</b>	27	29	10	40	38	39	10
	2000	39	32	30	8	52	49	47	25
	2001	37	32	32	8	52	51	47	20
	2002	39	34	33	6	53	50	49	18
	2003	<b>37</b>	35	32	10	52	50	47	16

Anmerkungen: Für die Quasi-Konkavität ist angegeben, für welchen Anteil der Beobachtungspunkte die Bedingung erfüllt ist.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

zuweist. Daher ist auch das höhere Pseudo- $R^2$  kein überzeugendes Argument zur Verwendung der präferierten Arbeitszeiten.

Tabelle 4.6 stellt schließlich die im vorangegangenen Abschnitt erläuterten Proxys für die Reagibilität des Arbeitsangebots auf Lohnänderungen vor. Von diesen Werten hängt wesentlich ab, ob ein Arbeitsangebotsmodell infolge einer Regeländerung

Tabelle 4.7: Reagibilität des Arbeitsangebotes auf Lohnerhöhungen

Kenn- zahl	Popula- tion	Jahr	Schätzvariante							
			Realisierte Arbeitszeit				Präferierte Arbeitszeit			
			Dummys	Quadra- tisch	Trans- log	LES	Dummys	Quadra- tisch	Trans- log	LES
Änderung der Partizipationsquote bei einer Bruttolohnerhöhung um 10% in Prozentpunkten										
	Paare	2000	1,3	1,4	1,4	2,1	0,5	0,5	0,6	1,3
	Frauen	2001	1,2	1,3	1,2	2,1	0,5	0,6	0,7	1,5
		2002	1,2	1,3	1,3	1,8	0,4	0,5	0,6	1,1
		2003	<b>1,0</b>	1,1	1,1	1,5	0,5	0,5	0,6	0,9
	Paare	2000	1,2	1,2	1,1	1,4	0,1	0,1	0,1	0,3
	Männer	2001	1,1	1,1	1,0	1,4	0,1	0,1	0,2	0,3
		2002	1,1	1,1	1,1	1,3	0,1	0,1	0,1	0,2
		2003	<b>1,2</b>	1,2	1,2	1,3	0,2	0,2	0,2	0,2
	alleinst.	2000	1,8	1,8	1,8	1,6	0,3	0,2	0,2	0,5
	Frauen	2001	1,5	1,8	1,5	1,4	0,0	0,2	0,0	0,5
		2002	1,2	1,8	1,3	1,6	0,1	0,2	0,1	0,3
		2003	<b>1,5</b>	1,8	1,6	1,4	0,1	0,2	0,1	0,3
	alleinst.	2000	0,2	1,8	1,2	1,6	0,0	0,1	0,1	0,2
	Männer	2001	-0,1	1,4	0,6	1,6	-0,0	0,1	0,1	0,2
		2002	-0,1	1,2	0,9	0,9	-0,0	0,1	0,1	0,3
		2003	<b>0,1</b>	1,5	0,9	1,5	-0,3	-0,0	-0,2	0,4
Änderung des Arbeitsvolumens bei einer Bruttolohnerhöhung um 10% in Prozent										
	Paare	2000	3,6	4,0	3,8	6,5	0,7	1,0	1,2	5,2
	Frauen	2001	3,1	3,5	3,2	6,5	1,0	1,2	1,5	5,6
		2002	3,2	3,7	3,6	5,5	0,7	1,2	1,3	4,4
		2003	<b>2,4</b>	3,0	2,8	4,6	0,8	1,1	1,3	4,1
	Paare	2000	2,0	2,0	2,0	5,7	0,1	0,2	0,2	5,4
	Männer	2001	1,7	1,8	1,7	5,8	0,2	0,3	0,3	5,9
		2002	1,7	1,9	1,8	5,2	0,2	0,3	0,2	5,0
		2003	<b>1,9</b>	2,1	2,0	4,9	0,3	0,4	0,4	4,9
	alleinst.	2000	4,3	4,4	4,4	5,0	0,7	0,4	0,7	3,6
	Frauen	2001	3,3	4,1	3,3	4,2	-0,1	0,1	-0,1	4,3
		2002	3,0	4,0	3,3	5,4	0,3	0,5	0,3	3,4
		2003	<b>3,5</b>	4,0	4,0	4,5	0,2	0,3	0,3	3,1
	alleinst.	2000	0,1	2,8	1,9	3,9	-0,0	0,1	0,0	6,6
	Männer	2001	-0,5	2,2	1,1	4,4	-0,2	-0,0	-0,3	5,4
		2002	-0,4	2,3	1,8	2,4	-0,2	0,1	-0,1	5,5
		2003	<b>-0,2</b>	2,7	1,7	5,0	-0,9	-0,1	-0,6	5,2

Anmerkungen: Zur Berechnung der Werte siehe Seite 114 im Text. Die Werte der in Abschnitt 4.2 erläuterten präferierten Spezifikation sind fett gedruckt.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

hohe oder geringe Arbeitsangebotsreaktionen prognostiziert.<sup>67</sup> Dummy-Ansatz, qua-

<sup>67</sup> Hier sind (ungewichtete) Mittelwerte über die jeweilige Population angegeben. Da Personen von Regeländerungen im Steuer-Transfer-System ganz unterschiedlich betroffen sein können, ist für die Arbeitsangebotseffekte nicht nur der Mittelwert der Elastizitäten, sondern auch deren Verteilung wichtig.

dratische und Translog-Funktion weisen hier – abgesehen von den problematischen Schätzungen für alleinstehende Männer – durchgehend sehr ähnliche Werte auf. Die LES-Funktion weicht dagegen teilweise deutlich und i. d. R. nach oben ab. In dieser Spezifikation würden also deutlich höhere Arbeitsangebotseffekte prognostiziert, sowohl die Partizipation als auch das Arbeitsvolumen betreffend. Über die Zeit sind die Werte recht stabil, die größten Schwankungen ergeben sich auch hier bei den alleinstehenden Männern. Ein großer Unterschied zeigt sich beim Vergleich von realisierter und präferierter Arbeitszeit. Letztere ergibt eine wesentlich geringere Reaktion des Arbeitsangebotes auf Bruttolohnänderungen.

Der Vergleich verschiedener Kennzahlen dient vorrangig der Einordnung der für die Simulationen im nächsten Kapitel gewählten Spezifikation in den Kontext verschiedener Spezifikationsalternativen. Damit wird versucht zu gewährleisten, dass insbesondere die Reagibilität des Arbeitsangebotes auf Regeländerungen im verwendeten Modell nicht weitab von deren Reagibilität in anderen, ebenfalls plausiblen Varianten liegt. Generelle Aussagen lassen sich aus diesem Abschnitt nicht ableiten. So kann die LES-Funktion auf andere Daten oder bei Berechnung der Nettoeinkommen mit einem anderen STM-Modell sehr wohl passen. Gleiches gilt für die quadratische und die Translog-Nutzenfunktion, die in anderen Studien nicht zu einer so hohen Anzahl negativer Grenznutzen der Freizeit geführt haben wie hier. Zudem kann sich bei der Berücksichtigung von stochastischen Koeffizienten ein ganz anderes Bild ergeben. Von Bedeutung ist jedoch, dass wichtige Kennzahlen im Hinblick auf die Spezifikation nicht robust sind. Insbesondere Studien, die Politikempfehlungen geben, sollten daher anhand von alternativen Spezifikationen die Robustheit ihrer Ergebnisse verdeutlichen. Das Ausweisen von statistischen Konfidenzbereichen alleine suggeriert eine nicht vorhandene Genauigkeit der Prognosen.

## 5 Simulation von Änderungen

Das Ziel dieses Kapitels ist die exemplarische Anwendung des in den vorangegangenen Abschnitten vorgestellten Instrumentariums. Dazu werden sowohl Lohnänderungen als auch Regeländerungen im Steuer-Transfer-System definiert, zu erwartende Effekte berechnet und verglichen. Vorangestellt ist eine allgemeine Beschreibung der Prognosemethode.

### 5.1 Zur Methode der Prognose von Arbeitsangebotseffekten anhand statischer diskreter Arbeitsangebotsmodelle

Im vorangegangenen Kapitel wird die Spezifikation eines Arbeitsangebotsmodells beschrieben, welches die Simulation von Änderungen des individuellen Arbeitsangebots infolge von Änderungen im Steuer-Transfer-System erlaubt. Diese Änderungen dürfen jedoch nicht so weit gehen, dass eine grundlegende Änderung des Arbeitsangebotsverhaltens zu erwarten ist, das nicht mehr auf dem hier geschätzten Konsum-Freizeit-Kalkül beruht. In diesem Abschnitt werden Methoden der Prognose vorgestellt, die dann im nächsten Abschnitt Anwendung finden.

In der Schätzung wird für jeden Haushalt  $n$  eine nutzenmaximale Arbeitszeitalternative  $h_{nj}$  unterstellt. Für deren Nutzen in Alternative  $j$  gilt:

$$U_{nj} = V(x_{nj}, F_{nj}, z_n; \beta) + e_{nj} \quad (5.1)$$

$x_{nj}, F_{nj}, z_n, \beta$  und  $e_{nj}$  beeinflussen die Nutzenrelationen der Arbeitszeitalternativen eines Haushalts und damit die Wahrscheinlichkeit, welche Alternative nutzenmaximal für Haushalt  $n$  ist. Ändert man eine oder mehrere dieser Determinanten, ergeben sich neue Auswahlwahrscheinlichkeiten

$$P_{ni}^* = Prob(U_{ni}^* > U_{nj}^*) \quad \forall j = 1 \dots J, j \neq i \quad (5.2)$$

und für festes  $e_{nj}^*$  gegebenenfalls ein Übergang in eine andere nutzenmaximale Arbeitszeitalternative  $h_{nj}^*$ .

Es lassen sich Änderungen in  $x_{nj}$ ,  $F_{nj}$ ,  $z_n$ ,  $\beta$  oder der Verteilung von  $e_{nj}$  unterstellen und für jeden Haushalt Übergangsmatrizen schätzen, die die Wahrscheinlichkeit des Übergangs von der Arbeitszeit im Status quo in die anderen Arbeitszeitalternativen wiedergeben. Analog zu allen dem Autor bekannten Veröffentlichungen liegt der Fokus in dieser Arbeit auf Änderungen in  $x_{nj}$ , also dem Nettoeinkommen bzw. den Konsummöglichkeiten.<sup>68</sup> Für eine Person, deren Nutzenmaximum im Status quo bei 40 Stunden liegt, hat die Übergangsmatrix folgende Struktur:

Tabelle 5.1: Struktur der Übergangsmatrix einer Person

$h$ =Arbeitszeit unter $x_{nj}$ (Status quo)	$h^*$ =Arbeitszeit unter $x_{nj}^*$						
	0	10	20	30	40	50	60
0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	$P(40, 0)$	$P(40, 10)$	$P(40, 20)$	$P(40, 30)$	$P(40, 40)$	$P(40, 50)$	$P(40, 60)$
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0

Anmerkungen:  $P(40, h^*)$  ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person, für die vor der Änderung von  $x_{nj}$  auf  $x_{nj}^*$  40 Stunden nutzenmaximal sind, das Nutzenmaximum auf  $h^*$  Stunden wechselt.

Für jede Person ist nur eine Zeile gefüllt, da die nutzenmaximale Arbeitszeit im Status quo als bekannt unterstellt wird. Betrachtet man mehrere Personen gleichzeitig oder die gesamte Population, sind alle Zellen der Übergangsmatrix besetzt. Die Randverteilungen geben die Verteilung auf die Arbeitszeitkategorien vor und nach der Änderung von  $x_{nj}$  wieder. Änderungen der Partizipation oder der durchschnittlichen Arbeitszeit können aus den Änderungen der Randverteilungen berechnet werden.

Creedy und Duncan (2002) beschreiben verschiedene Möglichkeiten der Berechnung dieser Übergangsmatrizen. Zu ergänzen ist diese Aufstellung um die Berechnung analytischer Übergangswahrscheinlichkeiten für das einfache Logit-Modell nach Bonin und Schneider (2004). Aufgrund der allgemeineren Anwendbarkeit auch auf diskrete Arbeitsangebotsmodelle mit komplexer Verteilung der Störterme wird in

<sup>68</sup> Simulationen der Effekte einer Änderung der Haushaltsmerkmale  $z_n$  sind ebenfalls interessant. So könnte man beispielsweise untersuchen, wie sich das Erwerbsverhalten bei Erhöhung der Kinderzahl verändert. Die Vorgehensweise ist analog zu der bei Änderungen von  $x_{nj}$ .

dieser Arbeit die Kalibrationsmethode verwendet. Creedy und Kalb (2003) beschreiben diese Möglichkeit der Berechnung von Übergangsmatrizen einschließlich Konfidenzbändern. Die folgende Darstellung bezieht sich zur Vereinfachung auf die Schätzung der Übergangsmatrix einer Person. Ausgangspunkt sind die Schätzergebnisse des Arbeitsangebotsmodells aus dem vorhergehenden Abschnitt.

1. Berechne den deterministischen Teil der Nutzenfunktion  $V_{nj}$  mit  $x_{nj}$ .
2. Ziehe  $e_{nj}^t$  aus der Extremwertverteilung.
3. Berechne  $U_{nj}^t = V_{nj} + e_{nj}^t$ .
4. Falls  $U_{nj}^t$  nicht für die im Status quo beobachtete Alternative maximal ist, zurück Schritt zu 2.  $t$  steht für Versuch (*try*<sup>69</sup>). Ist der Versuch erfolgreich, speichere  $e_{nj}^t$  als erfolgreiche Ziehung (*draw*)  $e_{nj}^d$ .<sup>70</sup>
5. Wiederhole die Schritte 2 bis 4, bis  $D$  erfolgreiche Ziehungen (*draws*) vorliegen.
6. Berechne  $U_{nj}^d = V_{nj}^*(x_{nj}^*) + e_{nj}^d$  für jede erfolgreiche Ziehung  $d$  und bestimme jeweils die nutzenmaximale Arbeitszeitalternative  $h_{ni}^{d*}$
7. Punktschätzer der Zellen der Übergangsmatrix ergeben sich dann als relative Häufigkeit des Wechsels von  $h_{ni}$  im Status quo nach  $h_{ni}^{d*}$  über alle erfolgreichen Ziehungen  $d$ .
8. Zur Bestimmung von Konfidenzbändern, wiederhole die Schritte 1 bis 7  $R$  mal, wobei jede dieser  $R$  Replikationen (*replications*) auf einer neuen Ziehung der Parameter aus der geschätzten Verteilung von  $\beta$  beruht.<sup>71</sup>
9. Bestimme die gesuchten Konfidenzbänder als Perzentile der Punktschätzer über alle Replikationen.

Die Schätzung der Übergangsmatrizen kann sehr rechenintensiv sein. Insbesondere wenn die Anzahl der Alternativen groß ist (z. B. 49 bei Paaren in der Spezifikation des vorangegangenen Abschnitts) können viele Versuche benötigt werden, bis eine Ziehung erfolgreich ist. Daher kann es erforderlich sein, die Anzahl der Versuche

---

<sup>69</sup> Creedy und Kalb (2003) verwenden die Begriffe *try*, *draw* und *replication*.

<sup>70</sup> Die iterative Ziehung, bis ein passendes Set an Störtermen gefunden ist, bezeichnet man als Kalibration.

<sup>71</sup> In Modellen mit stochastischen Parametern  $\beta_n$  wie dem Mixed Logit ist das Vorgehen analog. Hier liegt der Charme dieses Verfahrens.

zu begrenzen.<sup>72</sup> Dies hat zur Folge, dass für manche Haushalte weniger erfolgreiche Ziehungen vorliegen als für andere. Creedy und Kalb (2003: 3) experimentieren mit der Anzahl der Versuche und der Anzahl der erfolgreichen Ziehungen und wählen für ihre Auswertungen jeweils  $T = 1000$  Versuche für  $D = 40$  erfolgreiche Ziehungen. Die Anzahl der Replikationen setzen sie auf  $R = 1000$ , zeigen aber, dass man schon mit 20 Replikationen gute Ergebnisse erzielen kann, wenn der Punktschätzer normalverteilt ist und sich der Konfidenzbereich auf Basis der geschätzten Standardabweichung bestimmen lässt (Schritt 9).

Anhand dieser Methode lassen sich Beschäftigungseffekte wie Partizipations- und Arbeitszeitänderungen sowie Einkommenseffekte samt Inferenz für einzelne Haushalte oder beliebige Populationen der Stichprobe schätzen. Ein weiterer Vorteil liegt in der einfachen Übertragbarkeit auf andere diskrete Auswahlmodelle wie dem Mixed Logit-Modell oder dem Multinomialen Probit-Modell.<sup>73</sup>

Der Nachteil dieser Methode liegt in der langen Rechenzeit. Daher finden sich in der Literatur häufig Schätzungen der Beschäftigungs- und Einkommenseffekte, die die Information über die Ausgangssituation der einzelnen Personen vernachlässigen. So kann beispielweise ein aggregierter Beschäftigungseffekt geschätzt werden, indem man die Änderungen der individuellen Partizipationswahrscheinlichkeiten aller Personen aufsummiert, unabhängig davon, ob diese in der Ausgangssituation bereits erwerbstätig sind oder nicht. Die Problematik dieser Vorgehensweise soll anhand eines Beispiels erläutert werden. Angenommen alle seit 10 Jahren ununterbrochen Erwerbstätigen erhielten vom Staat einen Bonus von 100 € monatlich. Die geschätzten Partizipationswahrscheinlichkeiten der betroffenen Personen würden sich dadurch

---

72 Eine wichtige Forschungsfrage ist, wie man direkt aus einer gestutzten Extremwertverteilung ziehen kann, so dass bei jeder Ziehung die richtige Alternative nutzenmaximal ist. Damit ließe sich viel Rechenzeit sparen.

73 Eine stochastische Komponente, die hier unberücksichtigt bleibt, ist der Störterm der in Abschnitt 3.2.6 geschätzten Stundenlöhne. Denkbar ist deren Aufnahme in die Arbeitsangebotschätzung durch multiple Imputationen (vgl. Little und Rubin, 2002). Bei der Schätzung der Übergangsmatrizen wäre dann zusätzlich aus einer Auswahl von  $x_{nj}$  zu ziehen. Da der Rechenaufwand sehr hoch und der Anteil der imputierten Löhne begrenzt ist, wird hier auf die Umsetzung des Verfahrens verzichtet. Es sei aber darauf hingewiesen, dass dies bei den im folgenden Abschnitt untersuchten Szenarien tendenziell zu einer Unterschätzung der Konfidenzbereiche führt.

erhöhen, die aller anderen Personen blieben konstant. Aufaddiert ergäbe sich demnach ein positiver Partizipationseffekt, der aber unplausibel ist, da nur diejenigen betroffen sind, die schon vorher beschäftigt waren. Problematisch ist zudem die Schätzung von Einkommenseffekten. Man kann den Erwartungswert des Sozialhilfebezugs pro Haushalt schätzen, indem man den Sozialhilfebezug der Arbeitszeitalternativen mit deren Auswahlwahrscheinlichkeit multipliziert. In obigem Beispiel wäre das Ergebnis, dass der Sozialhilfe-Erwartungswert der betroffenen Haushalte sinkt. Man würde eventuell sinkende Sozialhilfeausgaben prognostizieren, obwohl in aller Regel Haushalte betroffen sind, die keine Sozialhilfe beziehen. Das gleiche Problem tritt auf, wenn man Übergangswahrscheinlichkeiten anhand von Ziehungen aus dem Störterm schätzt, dabei allerdings auf die Kalibration der korrekten Ausgangssituation (Schritte 2 bis 4) verzichtet. Dies wird im Folgenden auch als unkonditionierte Ziehung bezeichnet. In Abschnitt 5.3 werden Schätzungen auf Basis kalibrierter bzw. konditionierter Ziehungen mit denen auf Basis unkonditionierter Ziehungen verglichen.

Die einfachere Berechnung von Effekten anhand der Aggregation von Änderungen der Auswahlwahrscheinlichkeiten ist jedoch ein gutes Hilfsmittel, um vorläufige Ergebnisse zu erhalten. Deren Güte hängt zum einen von der Art des analysierten Szenarios und zum anderen von der Güte der Schätzung des Arbeitsangebotsmodells ab. Denn je besser das Arbeitsangebotsmodell die nutzenmaximalen Arbeitszeitkategorien der Ausgangssituation wiedergibt, desto geringer sind die Abweichungen von der Berechnung anhand der kalibrierten Ausgangsverteilung. Ein weiterer Vorteil liegt in der – zumindest für das einfache Logit-Modell – durch Delta Methode oder Bootstrap leicht zu berechnenden Inferenz.<sup>74</sup>

Inwieweit prognostizierte Änderungen des Arbeitsangebotes in Änderungen der Beschäftigungsverhältnisse münden, lässt sich auf Basis dieser Modelle grundsätzlich nicht schätzen. Dazu müssen weitere Annahmen über den Arbeitsmarkt getroffen werden, beispielsweise ob dieser geräumt ist, ob die Löhne flexibel sind und wie elastisch die Arbeitsnachfrage auf Lohnänderungen reagiert.

---

<sup>74</sup> Xu und Long (2005) beschreiben diese und andere Möglichkeiten zur Berechnung von Konfidenzbändern für Prognosen mit diskreten Auswahlmodellen. Die dort vorgestellten STATA-Programme sind jedoch (noch) nicht in Verbindung mit dem `clogit`-Befehl anwendbar.

## 5.2 Definition von Szenarien und deren Effekte

Im Folgenden werden fünf Szenarien definiert. Dabei handelt es sich um Lohnänderungen und um Regeländerungen im deutschen Steuer-Transfer-System des Jahres 2003. Es werden hier also ausschließlich Variationen des Nettoeinkommens ( $x_{nj}$ ) betrachtet.

Die Szenarien lauten:

- Allgemeine Lohnerhöhung um 10%
- Einführung eines einheitlichen Einkommensteuersatzes von 30%
- Erhöhung der Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeiträge um 5 Prozentpunkte
- Senkung der Regelsätze und der Transferentzugsrate der Sozialhilfe
- Erhöhung des vollen Mehrwertsteuersatzes auf 20%

Diese Szenarien werden zunächst näher beschrieben. Dann werden die simulierten Einkommensänderungen der Personen für die einzelnen Arbeitszeitkategorien berechnet und grafisch dargestellt. Dies liefert einen ersten Hinweis darauf, welche Arbeitszeitalternativen attraktiver werden und welche weniger attraktiv. Übergangsmatrizen zeigen, ob sich dieser Eindruck bestätigt. Anschließend werden auf die Grundgesamtheit der Simulationsstichprobe hochgerechnete Arbeitsangebots- und Einkommenseffekte ausgewiesen.

### 5.2.1 Allgemeine Lohnerhöhung um 10%

Das erste Szenario ist eine Erhöhung des Bruttolohns um 10%. Lohnerhöhungen stellen zwar – abgesehen von der Lohnsetzung im öffentlichen Dienst – keine Reformoption des Staates dar, deren Auswirkungen sind dennoch für die Tarifparteien von Interesse. Die Simulation von Lohnerhöhungen dient in STM-Modellen immer auch als Spezifikationstest. Durch die Simulation des relativ einheitlichen Einkommenszuwachses lassen sich auch die aus der Arbeitsangebotstheorie bekannten Einkommens- und Substitutionseffekte gut darstellen.

Abbildung 5.1 zeigt zunächst, wie sich die Lohnerhöhung auf die zu erzielenden Nettohaushaltseinkommen von drei Musteraushalten auswirkt. Die Budgetgerade bezieht sich hier im Gegensatz zu den späteren Szenarien nicht auf die Beziehung von Brutto- zu Nettoeinkommen, sondern auf die Beziehung zwischen geleisteter Arbeitszeit und Nettoeinkommen. Durch die Bruttolohnerhöhung erhöht sich erwartungsgemäß das Nettoeinkommen. Der Effekt ist um so deutlicher, je höher die Arbeitszeit ist. Für geringe Arbeitszeiten mit Sozialhilfebezug ändert sich dagegen nichts. Die Grenzbelastungskurve ist nach links gestaucht und abgesehen vom Bereich mit Sozialhilfebezug ist die Grenzbelastung geringer als im Status quo.

Abbildung 5.2 zeigt die Änderungen der (Paar-)Nettoeinkommen in Prozent. Angezeigt werden die Änderungen nicht nur im Status quo, sondern für jede Arbeitszeitalternative. Bei alleinstehenden Nichterwerbstätigen ( $h = 0$ ) ändert sich das Nettoeinkommen nicht. Bei Nichterwerbstätigen in Paarhaushalten ändert sich das Einkommen, sofern der Partner erwerbstätig ist. In allen Arbeitszeitkategorien steigt das Einkommen zwischen 0 und 10%, in wenigen Fällen sinkt es auch.<sup>75</sup> Zu erwarten ist demnach ein Wechsel vorrangig in die Arbeitszeitalternativen mit 20 oder mehr Stunden. Männer und Frauen sind in gleichem Maße betroffen. Einkommensminderungen treten vor allem bei Paaren auf.

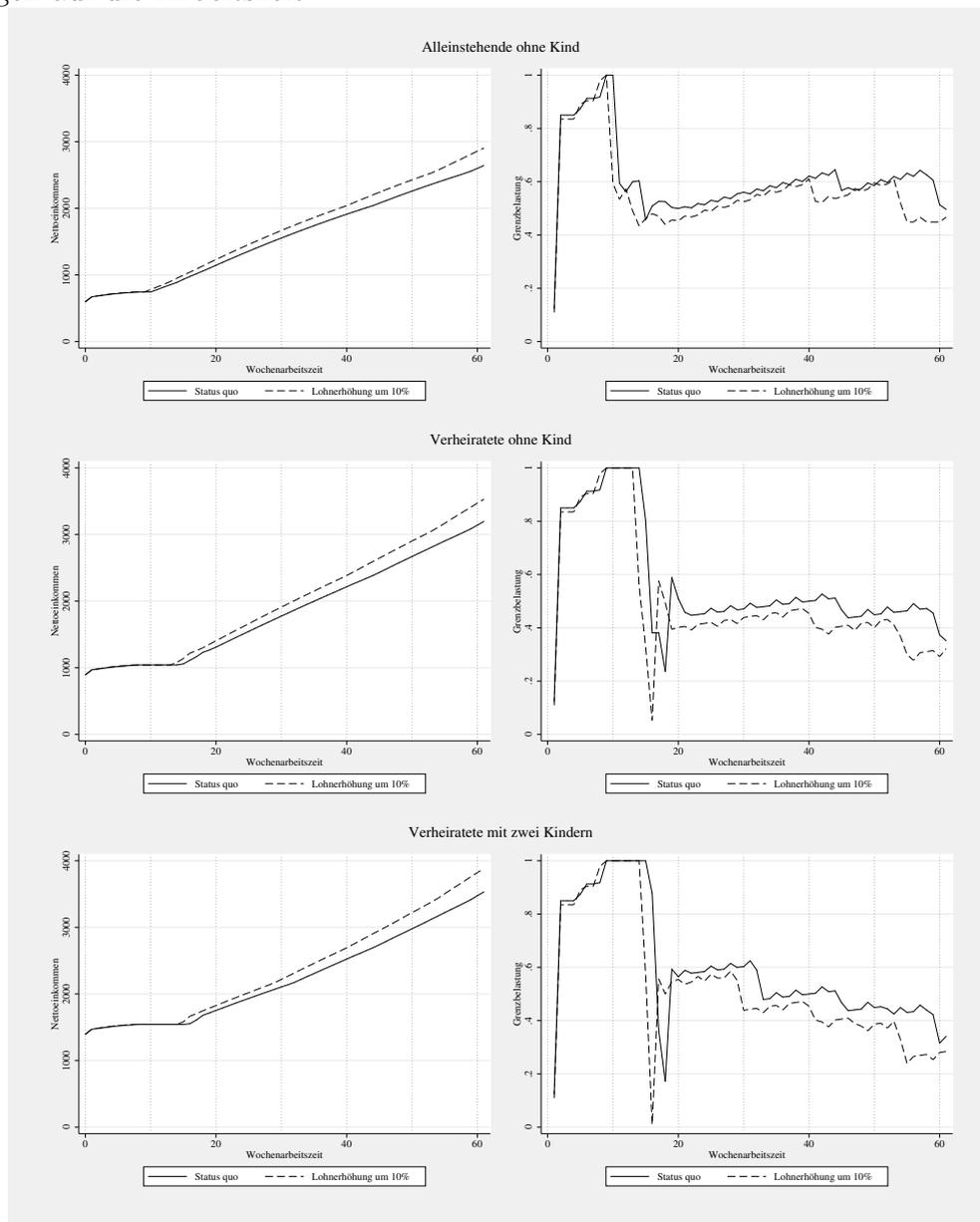
Beschäftigungseffekte resultieren zum einen aus den veränderten Einkommenschancen, zum anderen aus der Stärke der Reaktion einzelner Personen darauf, also deren Einkommenselastizität. Die Grafik der Einkommensänderungen ist interessant, weil sie einen Zwischenschritt in der Schätzung von Beschäftigungseffekten darstellt, der zeigt, ob alle Teilpopulationen gleichmäßig oder unterschiedlich von Einkommensänderungen betroffen sind. Wenn bestimmte Haushalte stärkere Beschäftigungseffekte zeigen, wird somit deutlich, ob dies aus einer stärkeren Einkommensänderung oder einer stärkeren Reaktion darauf oder aus beidem resultiert.

Tabelle 5.2 zeigt die geschätzten Übergangshäufigkeiten. Deren Berechnung erfolgte wie in Abschnitt 5.1 beschrieben durch wiederholtes Ziehen aus dem Störterm bei Kalibrierung der Ausgangssituation. Die Randverteilung der Personen in der letzten Spalte stimmt also mit der tatsächlichen Verteilung der Personen im Status quo überein.

---

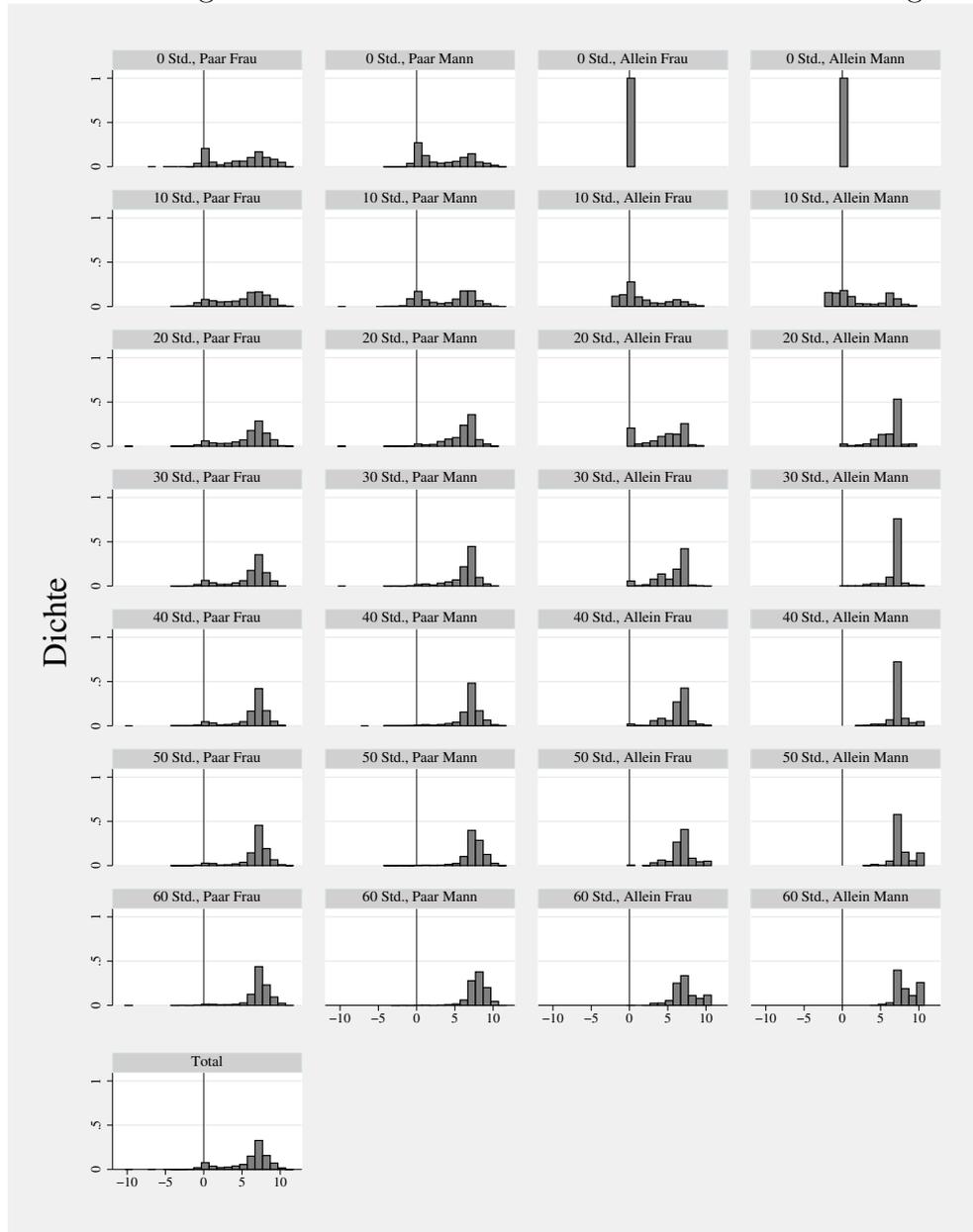
<sup>75</sup> Kaltenborn (2003: 97) zählt auf, welche Regelungen im deutschen Steuer-Transfer-System dazu führen können, dass ein höherer Bruttoverdienst zu geringerem Nettoeinkommen führt.

Abbildung 5.1: Budgetgerade und Grenzbelastung bei einer Lohnerhöhung um 10% bezogen auf die Arbeitszeit



Anmerkungen: Die drei Musterhaushalte bestehen aus einer Erwerbsperson, die einen Bruttostundenlohn von 20 € erzielt, keine weiteren Einkünfte und auch keinen Arbeitslosenhilfeanspruch hat. Der Ehepartner ist nicht erwerbstätig und die Kinder sind 6 bis 12 Jahre alt. Die Musterhaushalte wohnen in Nordrhein-Westfalen für 500 € pro Monat zur Miete.

Abbildung 5.2: Relativer Einkommenseffekt der Lohnerhöhung



Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

rein. Die Werte basieren auf 50 Ziehungen, in denen jeweils 100 Mal versucht wird, einen Vektor der Störterme derart zu erhalten, dass der Nutzen der Ausgangsalternative größer ist als der Nutzen der anderen Alternativen.

Die vorletzte Spalte gibt an, wie häufig auch nach 100 Versuchen kein solcher Vektor gefunden wurde. Bei den 2069 Frauen in Paarhaushalten ist dies im Durchschnitt 125,6 Mal der Fall, also in etwa 6% der Fälle. Die Ausfallhäufigkeit ist jedoch nicht unabhängig von der Ausgangsalternative. Von 9 Paar-Frauen mit einer Arbeitszeit von 60 Stunden fehlt bei durchschnittlich 6,6 Ziehungen ein passender Vektor der Störterme, während bei Frauen mit 40 Stunden der Anteil erfolgloser Ziehungen unter 3,7% liegt. Bei Männern in Paarhaushalten ist der Anteil erfolgloser Ziehungen bei 10, 20 und 30 Stunden besonders hoch. Bei Alleinstehenden ist der Ausfall passender Kalibrationen mit unter 1% zu vernachlässigen. Die höhere Ausfallhäufigkeit bei Paaren liegt zum einen an der hohen Anzahl an Arbeitszeitalternativen (49 im Vergleich zu 7 bei Alleinstehenden). Ein weiterer Grund ist, dass die Schätzung die Arbeitszeitwahl von Paaren generell schlechter wiedergibt als die von Alleinstehenden, was bereits bei der Betrachtung der Anpassungsgüte deutlich wurde.

Eine Verdopplung der Anzahl der Versuche  $T$  senkt die Anzahl der Fehlversuche etwa um die Hälfte. Bei fixem Zeitbudget und begrenzter Rechnerleistung wird aber i. d. R. ein Anteil erfolgloser Ziehungen bleiben. Creedy, Kalb und Kew (2004: 7) und Creedy und Kalb (2005: 19) unterstellen für diese Ziehungen, dass die Person die Alternative nicht wechselt. Die Spalte der Ausfälle würde demnach zur Hauptdiagonalen addiert. Alternativ könnte angenommen werden, dass alle Personen einer Ausgangskategorie (Zeile in der Übergangsmatrix) von der Einkommensänderung gleich betroffen sind und sich zudem gleich verhalten. Die Zahl der Ausfälle könnte dann proportional auf die anderen Werte der Zeile übertragen werden. Beide Annahmen sind gleichsam willkürlich, daher werden hier die Ausfälle separat ausgewiesen. Die Anzahl der Übergänge wird dadurch unterschätzt.

Inhaltlich zeigt Tabelle 5.2, dass Frauen in Paarhaushalten infolge der Lohnerhöhung von Nichterwerbstätigkeit in Teilzeit wechseln, aber auch umgekehrt. Dabei ist zu bedenken, dass unterstellt wird, dass die Partner gemeinsam optimieren. Der Einkommenseffekt insbesondere durch den Verdienst des Partners führt dazu, dass viele Frauen ihren Erwerbsumfang vermindern. Bei den Männern in Paarhaushalten zeigt sich ein anderes Bild. Übergänge liegen fast ausschließlich oberhalb der Hauptdiagonalen, was eine Ausweitung des Erwerbsumfangs bedeutet. Etwa 13 der 188 im Status quo Nichterwerbstätigen präferiert nach der Lohnerhöhung eine Vollzeitbeschäftigung. Bei alleinstehenden Frauen zeigt sich ein ähnliches Bild, während

sich bei alleinstehenden Männern keine signifikanten Effekte zeigen. Aus Abbildung 5.2 wissen wir, dass alleinstehende Männer in diesem Szenario die gleichen Einkommensänderungen erfahren wie alleinstehende Frauen. Die geringere Arbeitsangebotsreaktion resultiert also allein aus der geringeren Arbeitsangebotselastizität der Männer.

Tabelle 5.3 zeigt schließlich aggregierte Effekte, hochgerechnet anhand der modifizierten Hochrechnungsfaktoren des SOEP auf die Grundgesamtheit der Simulationsstichprobe. Die erste Spalte enthält die Aggregate im Status quo: 17,5 Mio. Erwerbstätige arbeiten wöchentlich 654 Mio. Stunden. 413 Mrd. € Nettoeinkommen im Jahr berechnen sich aus 610 Mrd. € Bruttolohn, abzüglich 117 Mrd. € Sozialversicherungsbeiträgen und 131 Mrd. € Einkommensteuer, zuzüglich 8,5 Mrd. € Arbeitslosehilfe<sup>76</sup>, 1,3 Mrd. € Wohngeld, 6 Mrd. € Sozialhilfe, 2,5 Mrd. € Erziehungsgeld und weiteren Einkommenskomponenten wie Kindergeld Renten-, Zins- und Mieteinkünfte, die hier nicht ausgewiesen werden, da sie weder vom Erwerbsumfang abhängen, noch von einer der hier untersuchten Szenarien getroffen sind.

Spalte 2 zeigt die Effekte der Lohnerhöhung bei gegebenem Arbeitsangebot. Die Nettoeinkommen steigen um 29 Mrd. €, die Bruttolöhne um 62 Mrd. €<sup>77</sup>. Die Abgaben steigen, während die einkommensabhängig berechneten Transfers sinken. Für den Staat summieren sich die Mehreinnahmen und Minderausgaben auf eine Entlastung in Höhe von 33 Mrd. €. Diese Entlastung fällt mit 37 Mrd. € noch höher aus, wenn die Reaktion des Arbeitsangebotes berücksichtigt wird, wie in Spalte 3 ausgewiesen.

Das Arbeitsvolumen steigt um 8,6 Mio. Stunden bzw. 24 Minuten pro Erwerbsperson. Davon entfallen 1,6 Mio. Stunden bzw. 5 Minuten auf den Anstieg der durchschnittlichen Arbeitszeit der bereits Beschäftigten. Der Rest entfällt auf einen Anstieg der Partizipation um 174 Tsd. Personen, der entsprechende Konfidenzbe-

---

76 Wie bereits ausgeführt, wird das Arbeitslosengeld ausgeklammert, da es sich dabei um einen temporären Einkommensbestandteil handelt. Arbeitslosengeldberechtigte erhalten stattdessen die niedrigere Arbeitslosenhilfe, wenn nicht auch diese aufgrund der Vermögensprüfung entfällt. Die Ausgaben für Arbeitslosenhilfe und deren Änderungen werden somit überschätzt.

77 In der Simulation wird der Basislohn um 10% angehoben. Sonderzahlungen werden durch eine nichtlineare Funktion approximiert aufgeschlagen, wodurch sich ein Lohneffekt von etwas mehr als 10% ergibt.

Tabelle 5.2: Prognose der Arbeitsangebotseffekte einer Lohnerhöhung um 10%

	Prognose								Gesamt
	0	10	20	30	40	50	60	fehlt	
Frauen in Paarhaushalten									
0	610.7	2.4	3.2	1.9	2.3	0.2		22.3	643
10	2.1	224.2	0.8	0.4	0.8	0.0		21.7	250
20	2.0	0.9	320.4	0.6	0.7	0.0		17.4	342
30	1.3	0.4	0.9	244.7	1.0	0.1		23.7	272
40	1.5	0.7	1.9	1.2	455.9	0.1	0.0	17.7	479
50	0.1	0.1	0.2	0.3	0.3	46.7		16.3	64
60	0.0		0.1	0.0	0.1	0.1	2.2	6.6	9
Gesamt	617.8	228.8	327.3	249.2	460.9	47.2	2.2	125.6	2059
Männer in Paarhaushalten									
0	146.8		0.0	0.7	9.5	3.7	1.1	26.1	188
10		4.2			0.2	0.1	0.1	8.4	13
20			1.8		0.0		0.1	9.1	11
30				48.8	1.2	0.6	0.3	28.1	79
40				0.1	1252.5	10.0	6.1	7.2	1276
50					0.6	367.0	0.7	16.7	385
60						0.0	76.9	30.1	107
Gesamt	146.8	4.2	1.8	49.7	1264.0	381.6	85.3	125.6	2059
Alleinstehende Frauen									
0	115.3	0.2	0.4	0.9	3.8	0.8	0.1	0.6	122
10		18.3	0.1	0.1	0.5	0.2		0.8	20
20			47.3	0.2	1.6	0.4	0.1	0.3	50
30			0.0	75.4	1.7	0.6	0.3		78
40					292.6	1.6	0.9		295
50						49.6	0.0	0.4	50
60							5.2	1.8	7
Gesamt	115.3	18.5	47.8	76.7	300.2	53.1	6.5	3.9	622
Alleinstehende Männer									
0	60.3			0.1	0.5	0.1		0.1	61
10		3.0						0.0	3
20			4.6					1.4	6
30				21.7				0.3	22
40	0.1		0.1	0.1	288.7				289
50	0.2	0.0	0.1	0.3	1.3	83.2			85
60	0.2		0.0		1.3	0.3	19.6	0.6	22
Gesamt	60.7	3.0	4.8	22.2	291.8	83.5	19.6	2.3	488

Anmerkungen: Die Prognosen sind mittlere Häufigkeiten bei  $d = 50$  Ziehungen mit jeweils  $t = 100$  Versuchen aus  $e_{nj}$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

reich reicht von 144 bis 204 Tsd. Personen. Ohne Kalibration der Ausgangskategorie ergäbe sich ein Partizipationseffekt von 158 Tsd. Personen, was deutlich unter dem korrekten Wert aber noch im Konfidenzbereich liegt. Der Partizipationseffekt ent-

spricht 0,8 Prozentpunkten oder 1%. Da auch die durchschnittliche Arbeitszeit der Erwerbstätigen steigt, ergibt sich beim Arbeitsvolumen eine Steigerung von 1,3%.

Infolge der Ausweitung des Arbeitsangebots verstärken sich die Einkommenseffekte gegenüber der statischen Betrachtung deutlich. Während Einkommen und Abgaben um rund 10% steigen, ist der relative Effekt bei Arbeitslosen- und Sozialhilfe weitaus höher, wenn auch betragsmäßig gering. Der staatliche Saldo verbessert sich um weitere 4,2 Mrd. €. Dabei ist jedoch zu beachten, dass hier lediglich die aufgeführten Größen saldiert werden. So fehlt beispielsweise die Berücksichtigung der Mehrbelastung des Staates infolge der Lohnerhöhung dadurch, dass der Staat als größter Arbeitgeber auch entsprechend mehr Lohnkosten zu tragen hätte. Die letzte Spalte zeigt die mittleren Effekte in Bezug auf auf das Jahreseinkommen der Personen. 3188 € mehr Bruttolohn entsprechen einem Nettoeinkommenszuwachs von nur 1480 €.

Tabelle 5.3: Aggregierte Effekte einer Lohnerhöhung um 10%

	Aggregate	Änderungen		Konfidenzbereich		ohne Kali- bration	mittl. Effekte
		ohne dL	mit dL	5%	95%		
AZ-Volumen	653783	0	8633	7603	9664	9180	24
mittl. AZ	653783	0	1585	1163	2007	3061	5
Partizipation	17566946	0	174036	143905	204167	157550	80
Nettoeinkommen	413156	29040	32251	31869	32633	32345	1480
Bruttolohn	609956	62097	69474	68607	70341	70963	3188
SV-Beiträge	116776	8811	10087	9895	10278	10441	463
Einkommenst.	130801	23499	25325	25066	25584	25657	1162
Arbeitsl.-hilfe	8534	-192	-887	-997	-777	-1765	-41
Wohngeld	1287	-119	-152	-162	-143	-229	-7
Sozialhilfe	6000	-256	-587	-649	-525	-343	-27
Erziehungsgeld	2453	-179	-185	-196	-174	-183	-9
Fisk. Kosten	0	-33056	-37223	-37717	-36728	-38618	-1708

Anmerkungen: Arbeitsvolumen und Änderungen der durchschnittlichen Arbeitszeit sind in Tsd. Wochenstunden angegeben. Bei den Änderungen pro Person sind es Minuten. Die Partizipation ist in Personen. In der letzten Spalte steht hier die Änderung der Partizipationsquote in Prozentpunkten. Einkommensangaben sind in Mio. € pro Jahr, lediglich bei den Änderungen pro Person in der letzten Spalte sind es € pro Jahr.

Die Prognose der Arbeitsangebotsreaktion basiert auf mittleren Übergangshäufigkeiten bei  $D = 20$  Ziehungen aus  $e_{nj}$  mit jeweils  $T = 100$  Versuchen. Bei der Berechnung der Konfidenzbereiche wird die Normalverteilung der Schätzer unterstellt. Die Standardfehler basieren auf  $R = 20$  Ziehungen aus  $\beta$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

### 5.2.2 Einführung eines einheitlichen Einkommensteuersatzes von 30%

Die deutsche Einkommensteuer hat verschiedene Parameter. Der erste ist die Berechnung der Bemessungsgrundlage, des so genannten zu versteuernden Einkommens. Regeländerungen betreffen die Auswahl der zu versteuernden Einkünfte sowie Art und Umfang von Absetzbeträgen, wie z. B. der Eigenheimzulage. Die Simulation von Regeländerungen, die das zu versteuernde Einkommen betreffen, wird mitunter dadurch erschwert, dass die betreffenden Ausgaben nicht in den Daten enthalten sind. Dies betrifft z. B. die Baukosten im Fall einer Streichung der Eigenheimzulage oder Kinderbetreuungskosten im Fall einer Einführung von deren steuerlicher Absetzbarkeit. Das hier verwendete Steuer-Transfer-Modell berücksichtigt aufgrund fehlender weiterer Informationen im SOEP nur eine Auswahl der gesetzlich möglichen Absetzbeträge. Entsprechend kann nur die Einführung oder Änderung dieser pauschalen Absetzbeträge simuliert werden.<sup>78</sup> Zu den die Bemessungsgrundlage betreffenden Regelungen zählt auch das Ehegattensplitting.<sup>79</sup>

Weitere Parameter der Einkommensteuer betreffen den in §32a geregelten Einkommensteuertarif. Änderungen dieser Tariffunktion sind im *STM* leicht zu implementieren, da sie alle Einkommensteuerpflichtigen betreffen und somit keine Zusatzinformationen benötigt werden. Implizit ist natürlich die Annahme, dass das zu versteuernde Einkommen hinreichend genau berechnet wird. Der Tarif ist gekennzeichnet durch Grundfreibetrag, Eingangssteuersatz, Grad der Progression und maximalen Steuersatz. Die Parameter der Tariffunktion sind in den letzten Jahren regelmäßig verändert worden. Zum einen, um Inflationseffekte zu vermeiden (Einhaltung der Steuerfreiheit des Existenzminimums und Vermeidung der so genannten kalten Progression), zum anderen sollte der Steuerzahler dadurch entlastet werden.

Im Folgenden werden die Auswirkung einer Änderung des Steuertarifs betrachtet. Der Grundfreibetrag bleibt konstant, darüber liegendes zu versteuerndes Einkom-

---

78 Ein Beispiel für Imputation von Kinderbetreuungskosten und deren Effekt auf das Arbeitsangebot von Müttern bieten Beblo, Lauer und Wrohlich (2005).

79 Eine Mikrosimulationsstudie zu Reformvorschlägen zum Ehegattensplitting bieten Beblo, Beninger und Laisney (2003).

men wird mit einem einheitlichen Steuersatz von 30% belegt.<sup>80</sup>

Abbildung 5.3 veranschaulicht den Effekt des einheitlichen Steuersatzes auf die Budgetgerade. Der Eingangsteuersatz steigt, während der Spitzensteuersatz sinkt. Die Grenzbelastung durch die Einkommensteuer ist konstant, deren Abfallen bei 3825 € folgt aus dem Erreichen der Beitragsbemessungsgrenze in der Kranken- und Pflegeversicherung. Alleinstehende profitieren schon ab einem Monatslohn von etwa 2000 €, Verheiratete erst ab 4000 €. Grund dafür ist der Wegfall des Vorteils durch das Ehegattensplitting, der durch die Progression des Steuertarifs entsteht. Verheirateten bleibt die Steuererminderung durch den doppelten Grundfreibetrag.

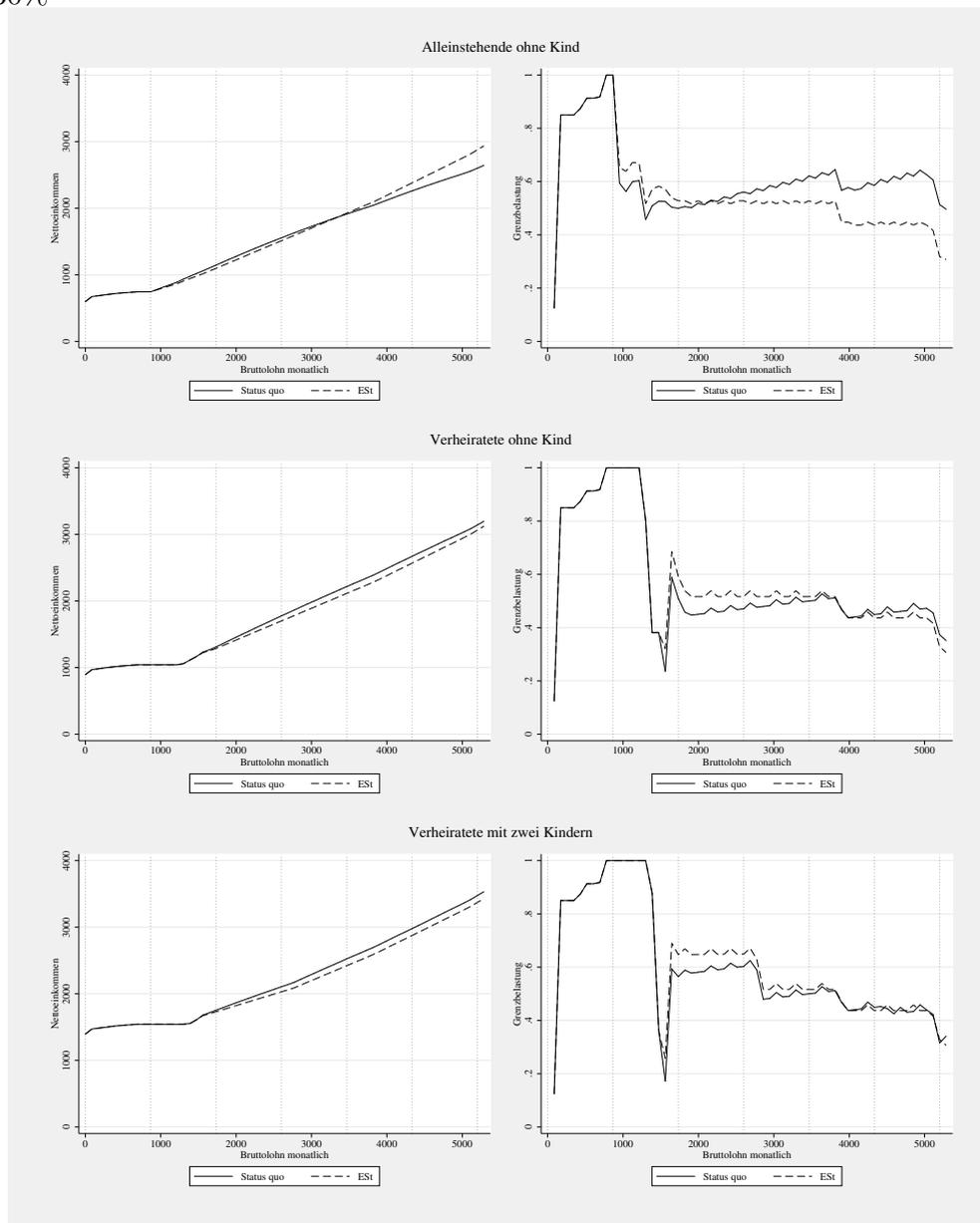
Einen ersten Hinweis auf zu erwartende Arbeitsangebots- und Einkommenseffekte bietet die Betrachtung der Nettoeinkommensänderungen auf die Arbeitszeitkategorien. Abbildung 5.4 zeigt die relativen Änderungen der Haushaltsnettoeinkommen in Prozent, getrennt nach Geschlecht, Alleinstehenden und Paaren sowie nach Arbeitszeitkategorien. Bei Alleinstehenden, die nicht oder geringfügig erwerbstätig sind, ändert sich das Nettoeinkommen i. d. R. nicht. Ohne weitere Einkünfte gibt es dort kein zu versteuerndes Einkommen. Die anderen Verteilungen sind linksschief. Abweichungen nach unten sind begrenzt. Von der Erhöhung des Eingangsteuersatzes sind viele betroffen, die Einkommenseinbußen liegen i. d. R. um 3%. Einkommenssteigerungen betragen dagegen in vielen Fällen um 10% und finden sich vorwiegend bei 40, 50 und 60 Arbeitsstunden. Diese Arbeitszeitkategorien werden somit durch den linearen Einkommensteuertarif attraktiver.

Tabelle 5.4 zeigt die prognostizierten Arbeitsangebotseffekte anhand von Übergangsmatrizen. Die Richtung ist nicht eindeutig. Eine Reihe der Paar-Frauen wechselt in die Nichterwerbstätigkeit oder von Vollzeit auf Teilzeit. Bemerkenswert ist, wie häufig Paar-Männer von 40 Stunden sowohl in die Nichterwerbstätigkeit als auch auf 50 oder 60 Stunden wechseln. Alleinstehenden Frauen wechseln ebenfalls weg von 40 Stunden, während sich bei alleinstehenden Männern kaum Reaktionen zeigen. Letzteres folgt wieder aus der geringeren Arbeitsangebotselastizität der Männer.

---

<sup>80</sup> Diese Simulationsvariante dient zur Darstellung der Methode und soll hier nicht als Reformvorschlag propagiert werden. Immer wieder wird in der politischen Diskussion zur Vereinfachung des Steuersystems eine Änderung der Tariffunktion gefordert. Da die Komplexität der Einkommensteuer jedoch nicht im Tarif, sondern vor allem in der Berechnung der Bemessungsgrundlage liegt, geht diese Diskussion am Ziel der Vereinfachung vorbei.

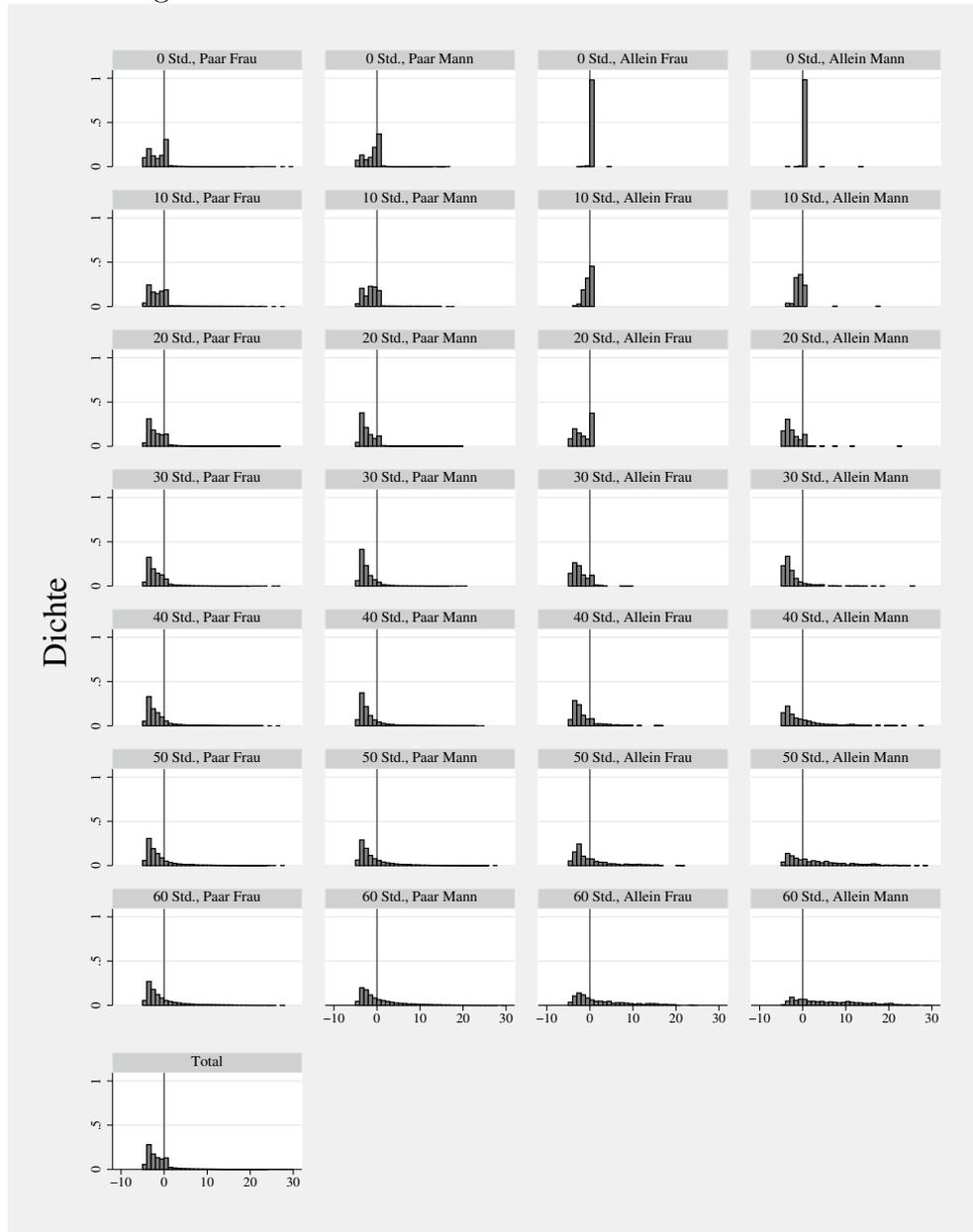
Abbildung 5.3: Budgetgerade und Grenzbelastung bei einem einheitlichen Steuersatz von 30%



Anmerkungen: Zur Beschreibung der Musterhaushalte siehe Abbildung 5.1 auf Seite 128. Die senkrechten Linien markieren die Arbeitszeitalternativen  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$ .

Im Aggregat fallen die Effekte deutlich geringer aus als bei der Lohnerhöhung. Das

Abbildung 5.4: Relativer Einkommenseffekt des linearen Steuertarifs



Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

liegt daran, dass sich die deutlichen aber gegenläufige Übergeänge gegenseitig aufheben. Abbildung 5.4 zeigte starke positive wie auch negative Einkommenseffekte, die sich in Tabelle 5.5 auf geringe 536 Mio. € saldieren. Der Senkung der Einkom-

Tabelle 5.4: Prognose der Arbeitsangebotseffekte der Einführung eines linearen Einkommensteuertarifs

	Prognose								Gesamt
	0	10	20	30	40	50	60	fehlt	
Frauen in Paarhaushalten									
0	609.7	1.8	2.7	2.4	3.6	0.5	0.0	22.3	643
10	1.8	222.2	1.1	1.0	1.9	0.2		21.7	250
20	1.7	0.5	316.0	1.7	4.2	0.6	0.0	17.4	342
30	0.8	0.5	0.4	243.6	2.5	0.4	0.1	23.7	272
40	2.1	0.7	0.8	0.7	455.8	1.0	0.2	17.7	479
50	0.2	0.0	0.2	0.1	0.4	46.8		16.3	64
60	0.0				0.0		2.4	6.6	9
Gesamt	616.3	225.8	321.2	249.5	468.4	49.5	2.7	125.6	2059
Männer in Paarhaushalten									
0	160.9			0.0	0.3	0.4	0.2	26.1	188
10	0.1	4.6						8.4	13
20	0.0	0.0	1.8		0.0	0.0	0.0	9.1	11
30	0.1			49.3	0.6	0.4	0.5	28.1	79
40	7.2	0.5	0.1	0.9	1244.3	9.6	6.2	7.2	1276
50	1.8	0.0	0.1	0.1	2.3	362.0	2.0	16.7	385
60	0.5	0.1		0.1	0.5	0.1	75.7	30.1	107
Gesamt	170.6	5.1	2.0	50.5	1248.0	372.5	84.7	125.6	2059
Alleinstehende Frauen									
0	121.4					0.1		0.6	122
10	0.0	19.1				0.0		0.8	20
20	0.1	0.1	48.2		0.7	0.5	0.2	0.3	50
30	0.5	0.0	0.2	74.8	1.2	0.8	0.5		78
40	1.9	0.3	0.6	0.3	287.8	2.5	1.7		295
50	0.5	0.1	0.1	0.1	0.2	48.4	0.1	0.4	50
60							5.2	1.8	7
Gesamt	124.3	19.6	49.0	75.3	289.9	52.3	7.7	3.9	622
Alleinstehende Männer									
0	60.6				0.1	0.1	0.1	0.1	61
10		2.9			0.0			0.0	3
20			4.6			0.0		1.4	6
30				21.4	0.3	0.1		0.3	22
40	0.1				288.4	0.4	0.1		289
50	0.1		0.0		0.4	84.6			85
60	0.1			0.0	1.3	0.2	19.8	0.6	22
Gesamt	60.9	2.9	4.6	21.4	290.4	85.4	20.0	2.3	488

Anmerkungen: Die Prognosen sind mittlere Häufigkeiten bei  $d = 50$  Ziehungen mit jeweils  $t = 100$  Versuchen aus  $e_{nj}$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

mensteuerbelastung im oberen Einkommensbereich steht eine Steigerung im unteren gegenüber, was wiederum höhere Transferausgaben mit sich bringt, da auf diese nun

geringere Nettoeinkommen angerechnet werden. Wohngeld und Sozialhilfe sind immer gemeinsam zu betrachten. Minderausgaben beim Wohngeld, resultieren hier eher aus Haushalten, die in die Sozialhilfe rutschen, als aus solchen, die wegen eines Einkommensanstiegs weniger Wohngeld erhalten.

Die Partizipation sinkt um 34 Tsd. Beschäftigte bzw. 0,15 Prozentpunkte, während die mittlere Arbeitszeit sowie das Arbeitsvolumen insgesamt steigen. Damit verbunden sind um 3,3 Mrd. € steigende Löhne, so dass die unittelbaren Mindereinnahmen bei der Einkommensteuer infolge der Arbeitsangebotsreaktion überkompensiert werden. Durch den häufigen Wechsel in die Nichterwerbstätigkeit steigen allerdings auch die Transferausgaben, insbesondere für Arbeitslosenhilfe. Das staatliche Defizit verringert sich um 318 Mio. €. Die Resultate ohne Kalibration weichen nicht erheblich ab.

Wie schon bei der Betrachtung der Übergangsmatrizen wird deutlich, dass sich dieses Szenario sehr unterschiedlich auf die Haushalte auswirkt. Zwar hat die Einführung des linearen Einkommensteuertarifs im Saldo geringe Effekte, für einzelne Haushalte ändert sich jedoch viel.

Tabelle 5.5: Aggregierte Effekte der Einführung eines linearen Einkommensteuertarifs

	Aggregate	Änderungen		Konfidenzbereich		ohne Kalibration	mittl. Effekte
		ohne dL	mit dL	5%	95%		
AZ-Volumen	653783	0	915	18	1812	1493	3
mittlere AZ	653783	0	2381	1931	2831	3101	8
Partizipation	17566946	0	-33631	-53709	-13554	-30654	-15
Nettoeinkommen	413156	536	2965	2480	3450	3065	136
Bruttolohn	609956	0	3283	2407	4159	3782	151
SV-Beiträge	116776	0	134	9	259	238	6
Einkommenst.	130801	-438	755	504	1005	1229	35
Arbeitsl.-hilfe	8534	81	494	361	626	635	23
Wohngeld	1287	-23	11	-1	23	15	0
Sozialhilfe	6000	40	74	55	94	109	3
Erziehungsgeld	2453	0	-8	-24	8	-9	-0
Fisk. Kosten	0	536	-318	-755	119	-718	-15

Anmerkungen: Zur Dimension der Werte und der Berechnung der Arbeitsangebotsreaktion siehe Tabelle 5.3 auf Seite 133.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

### 5.2.3 *Erhöhung der Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeiträge um 5 Prozentpunkte*

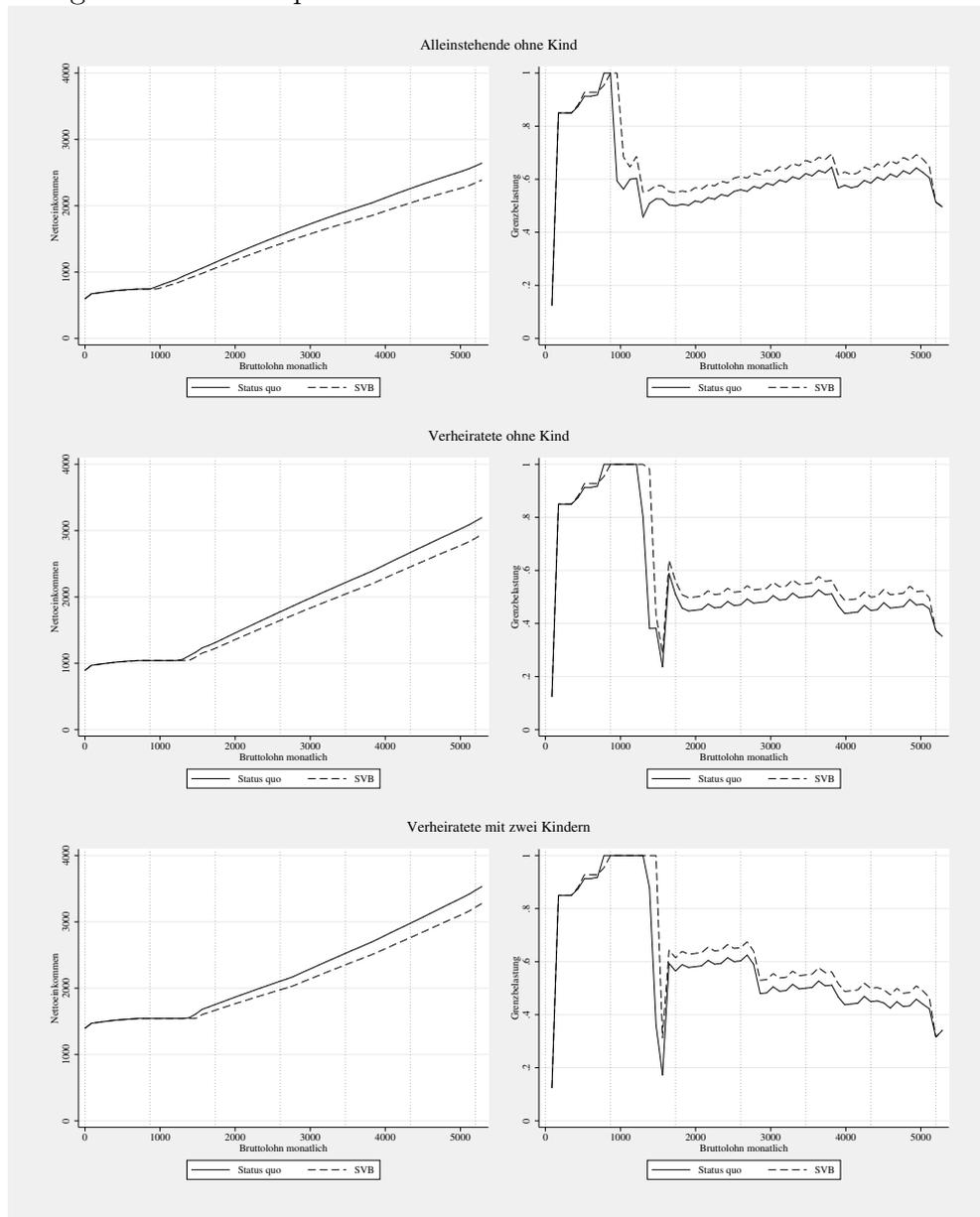
Szenario 3 ist eine Erhöhung des Arbeitnehmeranteils des Beitrages zur gesetzlichen Rentenversicherung um 5 Prozentpunkte, also von 9,75 auf 14,75 Prozentpunkte. Die Simulation von Änderungen des Arbeitgeberanteils ist in diesem Modellrahmen nicht möglich. Abbildung 5.5 zeigt, dass sich die Budgetgerade und die Grenzbelastung der drei Musterhaushalte analog zu der in Abbildung 5.3 dargestellten Lohnerhöhung ändern, nur mit umgekehrten Vorzeichen. Ein Unterschied zu Lohnänderungen ergibt sich lediglich bei Bruttolöhnen oberhalb der Beitragsbemessungsgrenze, da sich dort eine Beitragsänderung nicht bemerkbar macht.

Die Einkommenseffekte in Abbildung 5.6 fallen spiegelbildlich zu denen der Lohnerhöhung aus. Die Größenordnung der relativen Änderung ist ebenfalls vergleichbar. Einkommensänderungen bei nichterwerbstätigen Alleinstehenden erklären sich aus dem verminderten Erwerbseinkommen weiterer Haushaltsmitglieder, das hier im Nettoeinkommen von Haushaltsvorstand und Partner nicht eingerechnet ist, das aber zu einer Erhöhung von Haushaltstransfers führt, die wiederum beim Haushaltsvorstand ausgewiesenen sind.

Die Übergangsmatrizen zeigen deutliche Bewegungen: 16 Paar-Frauen aus Voll- und Teilzeit wechseln in die Nichterwerbstätigkeit, bei Paar-Männern sind es sogar 25. Weitere 6 reduzieren von 50 auf 40 Stunden. Alleinstehende Frauen reduzieren ebenfalls ihr Arbeitsangebot, während sich bei alleinstehenden Männern wiederum keine Effekte zeigen. Insgesamt ist die die Anpassung in Richtung Nichterwerbstätigkeit sehr ausgeprägt.

Dies zeigt auch die Betrachtung der Hochrechnungen in Tabelle 5.7. Die Mehreinnahmen der Rentenversicherung beträgt auf Arbeitnehmerseite ohne Arbeitszeitanpassung 28,5 Mrd. €. Dem stehen in geringem Umfang Mindereinnahmen bei der Einkommensteuer und Mehrausgaben bei den Transfers gegenüber. Die Reduktion des Arbeitsangebots fällt mit 170 Tsd. Beschäftigten verglichen mit den anderen Szenarien hoch aus. Partizipation und durchschnittliche Arbeitszeit sind gleichermaßen. Dadurch sinkt entsprechend der Zuwachs an Beitragseinnahmen, zudem sinken auch die Einnahmen an Einkommensteuer um 1,8 Mrd. €. Die Transferausgaben,

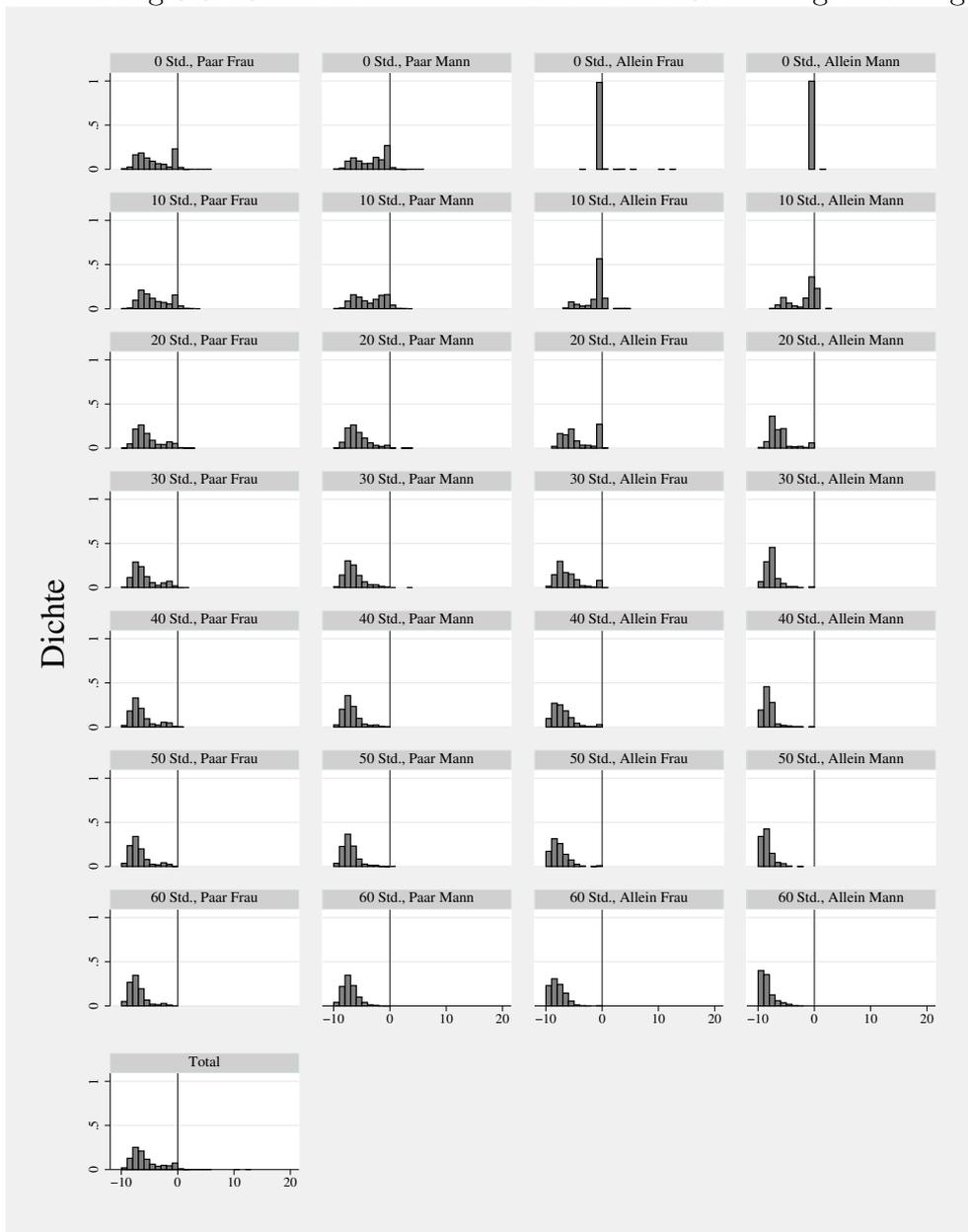
Abbildung 5.5: Budgetgerade und Grenzbelastung bei Erhöhung des Arbeitnehmer-RV-Beitrags um 5 Prozentpunkte



Anmerkungen: Zur Beschreibung der Musterhaushalte siehe Abbildung 5.1 auf Seite 128. Die senkrechten Linien markieren die Arbeitszeitalternativen  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$ .

insbesondere für Arbeitslosenhilfe, steigen deutlich an, so dass von der ursprüngli-

Abbildung 5.6: Relativer Einkommenseffekt der RV-Beitragserhöhung



Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

chen Verbesserung fiskalischen Saldos von 28,2 Mrd. € lediglich 22,9 Mrd. € bleiben. Die ohne Kalibratin berechneten Arbeitsangebotseffekte weichen leicht nach oben ab, während sich ähnliche Einkommensänderungen ergeben.

Tabelle 5.6: Prognose der Arbeitsangebotseffekte einer Erhöhung des Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeitrages um 5 Prozentpunkte

	Prognose								Gesamt
	0	10	20	30	40	50	60	fehlt	
Frauen in Paarhaushalten									
0	615.0	1.8	1.7	1.0	1.0	0.1		22.3	643
10	2.0	224.9	0.6	0.5	0.3	0.0		21.7	250
20	4.7	1.6	317.0	0.5	0.8	0.1		17.4	342
30	3.3	1.5	1.1	240.7	1.6	0.2	0.1	23.7	272
40	5.4	2.3	1.8	1.4	449.7	0.5	0.1	17.7	479
50	0.4	0.2	0.2	0.2	0.6	46.1		16.3	64
60	0.0				0.1		2.3	6.6	9
Gesamt	630.8	232.3	322.4	244.3	454.0	47.1	2.5	125.6	2059
Männer in Paarhaushalten									
0	161.9			0.0				26.1	188
10	0.1	4.6						8.4	13
20	0.0	0.0	1.8					9.1	11
30	0.4	0.0	0.0	50.4	0.1	0.0		28.1	79
40	18.1	1.5	0.3	1.7	1246.1	0.9	0.3	7.2	1276
50	5.5	0.4	0.2	0.6	6.2	355.4	0.1	16.7	385
60	1.4	0.1	0.0	0.2	2.2	0.3	72.7	30.1	107
Gesamt	187.3	6.6	2.4	53.0	1254.5	356.6	73.1	125.6	2059
Alleinstehende Frauen									
0	121.4							0.6	122
10	0.0	19.1						0.8	20
20	0.3	0.1	49.3					0.3	50
30	1.3	0.2	0.1	76.4					78
40	4.8	1.3	1.7	2.0	285.2				295
50	1.5	0.3	0.6	0.9	1.4	44.9		0.4	50
60	0.1	0.0	0.1	0.2	0.4		4.4	1.8	7
Gesamt	129.6	21.0	51.8	79.4	287.0	44.9	4.4	3.9	622
Alleinstehende Männer									
0	60.4				0.2	0.2	0.1	0.1	61
10		2.9			0.0			0.0	3
20			4.6		0.0	0.0		1.4	6
30	0.1	0.0		21.0	0.3	0.2	0.1	0.3	22
40	0.5	0.0			285.5	1.9	1.2		289
50	0.1					84.8	0.1		85
60							21.4	0.6	22
Gesamt	61.0	3.0	4.6	21.0	286.0	87.1	22.9	2.3	488

Anmerkungen: Die Prognosen sind mittlere Häufigkeiten bei  $d = 50$  Ziehungen mit jeweils  $t = 100$  Versuchen aus  $e_{nj}$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Tabelle 5.7: Aggregierte Effekte einer Erhöhung des Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeitrages um 5 Prozentpunkte

	Aggregate	Änderungen		Konfidenzbereich		ohne Kalibration	mittl. Effekte
		ohne dL	mit dL	5%	95%		
AZ-Volumen	653783	0	-8928	-10565	-7290	-11127	-25
mittlere AZ	653783	0	-2072	-2531	-1613	-3001	-7
Partizipation	17566946	0	-169740	-205043	-134438	-219352	-78
Nettoeinkommen	413156	-28201	-30428	-30837	-30020	-30735	-1396
Bruttolohn	609956	0	-7576	-8930	-6222	-8972	-348
SV-Beiträge	116776	28553	26564	26224	26903	26247	1219
Einkommenst.	130801	-87	-1818	-2149	-1488	-2058	-83
Arbeitsl.-hilfe	8534	151	1556	1288	1825	2011	71
Wohngeld	1287	-94	-38	-59	-16	-55	-2
Sozialhilfe	6000	208	311	282	340	426	14
Erziehungsgeld	2453	0	63	38	87	44	3
Fisk. Kosten	0	-28201	-22853	-23808	-21897	-21764	-1049

Anmerkungen: Zur Dimension der Werte und der Berechnung der Arbeitsangebotsreaktion siehe Tabelle 5.3 auf Seite 133.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

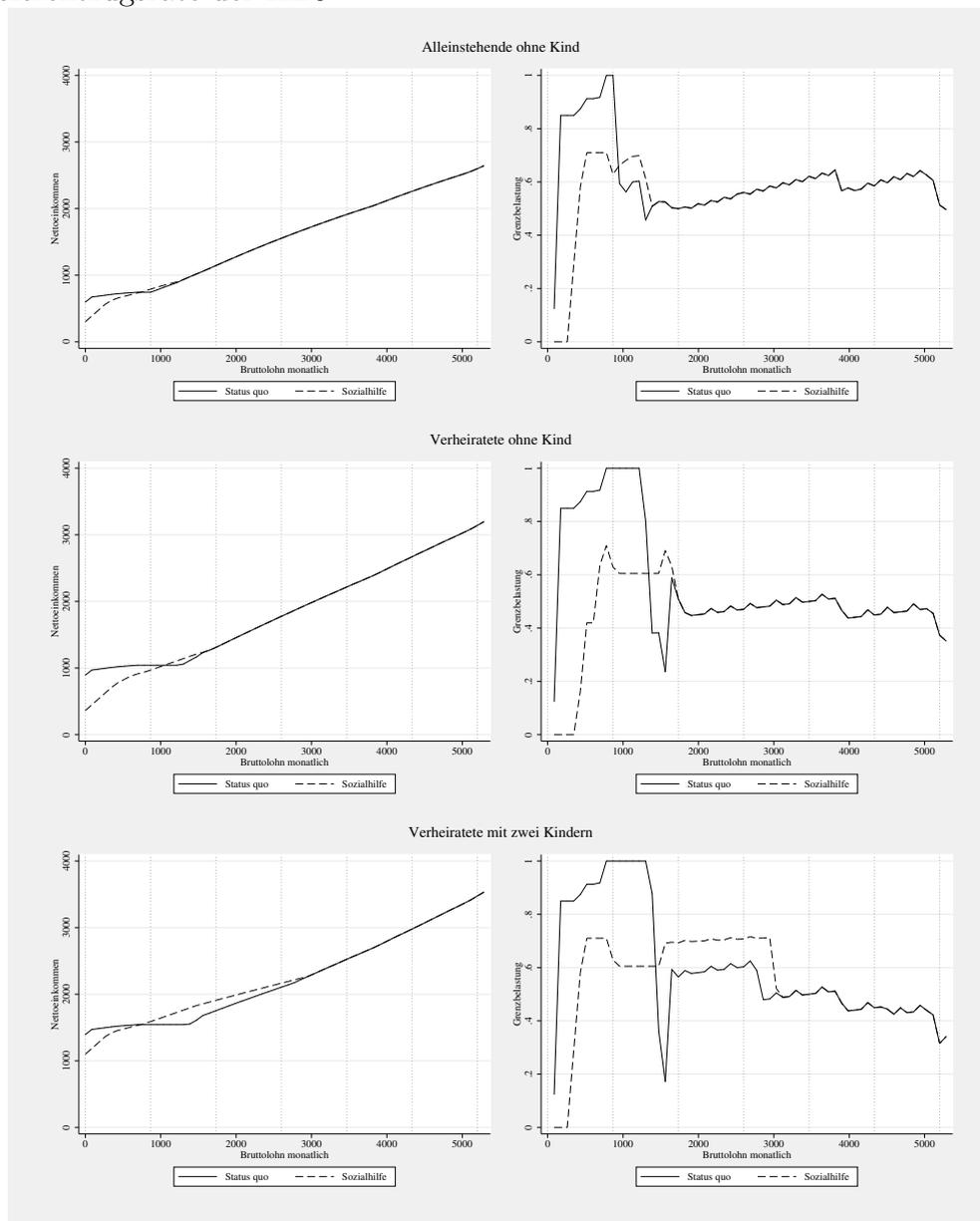
#### 5.2.4 *Senkung von Regelsatz und Transferenzugsrate in der Sozialhilfe*

Das Szenario einer Änderung der Sozialhilfe zielt auf eine Stärkung der Arbeitsanreize im unteren Einkommensbereich bei Erwerbsfähigkeit. Bei der hier gewählten Ausgestaltung handelt es sich um eine drastische Maßnahme, deren Effekte die Obergrenze des in diesem Bereich Erreichbaren darstellen. Als erwerbsfähig zählen alle Haushaltsvorstände und deren Partner der Simulationsstichprobe. Weitere Haushaltsmitglieder zählen als erwerbsfähig, wenn sie volljährig und nicht älter als 65 sind, sich nicht in Ausbildung oder Mutterschutz befinden und nicht schwerbehindert sind. Erwerbsfähige bleiben bei der Berechnung des Regelbedarfes unberücksichtigt, solange nicht mindestens zwei Minderjährige im Haushalt wohnen. In diesem Fall wird für eine Person im Haushalt der volle Regelsatz angesetzt. Erwerbseinkommen ist auf der anderen Seite von der Anrechnung auf die Sozialhilfe zunächst vollkommen freigestellt. Und zwar so lange, bis der Haushalt durch den Hinzuverdienst den Regelbedarf nach der aktuellen Regelung erreicht. Verdienste oberhalb dieser Grenze werden zu 50% auf die Sozialhilfe angerechnet.

Wie zu Beginn dieses Abschnitts angesprochen, stößt die Prognosefähigkeit des Modells an seine Grenzen, wenn ein Szenario den Handlungsrahmen so weit verändert, das die Annahme des hier geschätzten Konsum-Freizeit-Kalküls nicht gerechtfertigt erscheint. Dies träfe in jedem Fall zu, wenn man die staatliche Gundsicherung streichen und armen Familien Hunger und Obdachlosigkeit zumuten würde. Auch bei dem hier gewählten Szenario stellt sich die Frage, wovon ein Alleinstehender Lebensmittel kaufen soll, wenn der Staat lediglich die Unterkunft finanziert. Flankierend wäre zumindest das Angebot von Essens- und Kleidermarken oder von Ein-Euro-Jobs erforderlich, deren Effekte sich im Rahmen des hier verwendeten Instrumentariums jedoch nicht abbilden lassen. Die vorgestellten Effekte sind also mit der weiteren Unsicherheit behaftet, ob für alle Haushalte die geschätzte Nutzenfunktion auch unter den neuen Rahmenbedingungen als Basis für ihre Erwerbsentscheidung unterstellt werden kann.

Abbildung 5.7 zeigt die veränderte Budgetgerade und die veränderte Grenzbelastung für die drei Musterhaushalte. Für Alleinstehende und Paare ohne Kinder bedeutet die Regelung bei geringem Erwerbseinkommen drastische Einkommenseinbußen.

Abbildung 5.7: Budgetgerade und Grenzbelastung bei Senkung von Regelsatz und Transferenzugsrate der HLU



Anmerkungen: Zur Beschreibung der Musterhaushalte siehe Abbildung 5.1 auf Seite 128. Die senkrechten Linien markieren die Arbeitszeitalternativen  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$ .

Beim Paar mit zwei Kindern fällt die Einbuße deutlich geringer aus. Oberhalb 1000

€ ergibt sich bereits ein deutlicher Einkommenszuwachs. Bemerkenswert ist, dass der Sozialhilfeanspruch im Szenario erst bei einem Erwerbseinkommen von über 3000 € monatlich ausläuft. Es würden also viele Haushalte zu Sozialhilfebeziehern, die es im Status quo nicht sind.

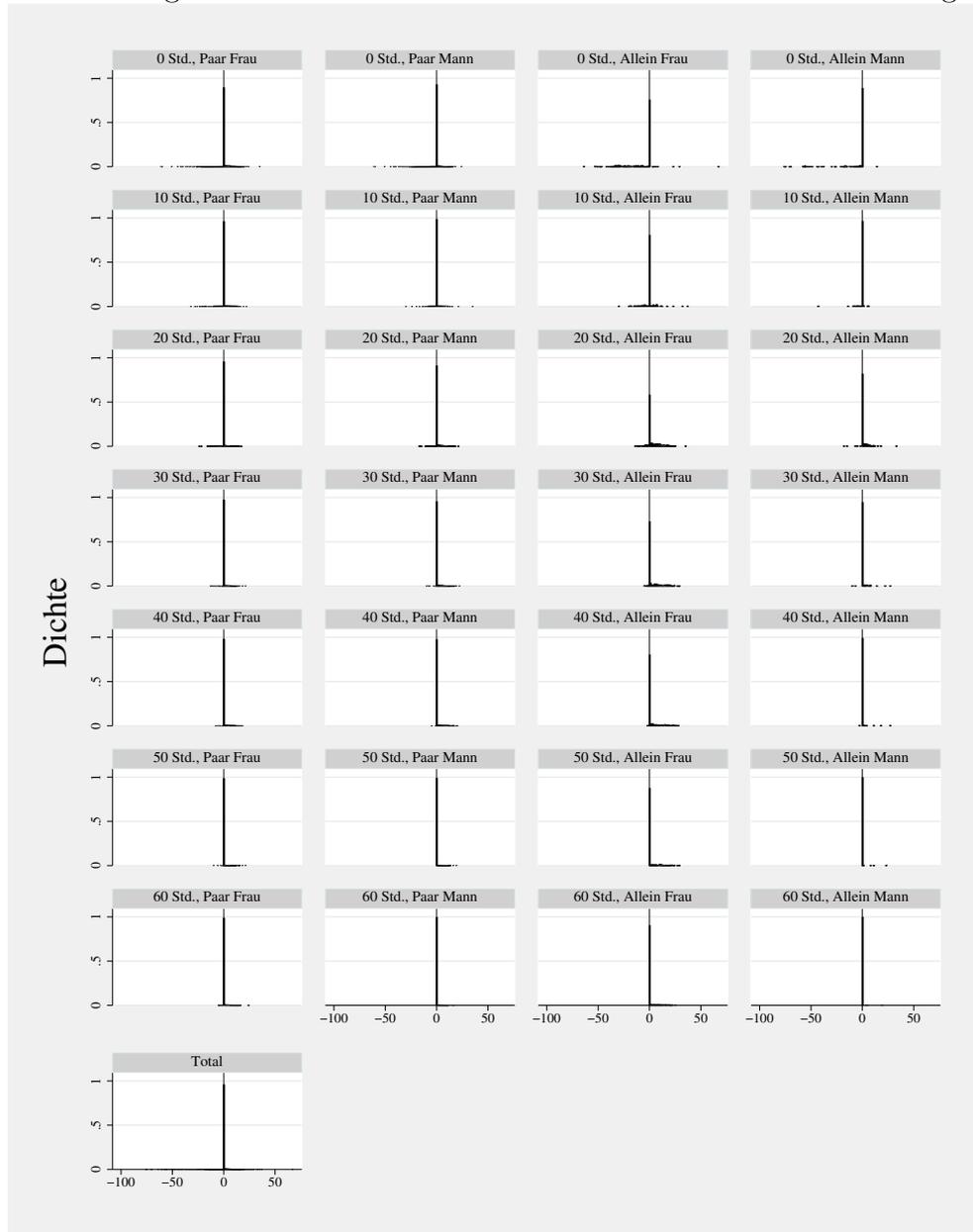
Arbeitsanreize im Niedrigeinkommensbereich zu erhöhen heißt die Grenzbelastung auf zusätzlich verdienten Lohn zu senken, mit anderen Worten, die Steigung der Budgetgeraden zu erhöhen. Dafür muss entweder der Regelsatz deutlich gesenkt werden oder die Leistung erst bei hohem Einkommen auslaufen. Letzteres ist teuer und nicht zielgenau im Hinblick auf bedürftige Haushalte. Diese einfache Regel lässt sich bereits aus Abbildung 5.7 ableiten, verhindert aber nicht die regelmäßig wiederkehrende Diskussion über die Einführung neu gestalteter Kombilöhne. Die Budgetgerade lässt sich im unteren Einkommensbereich flexibel über die Sozialhilfe gestalten, so dass die Einführung weiterer Instrumente zu diesem Zweck gut begründet sein will.

Abbildung 5.8 zeigt, dass im Vergleich zu den bisher vorgestellten Szenarien deutlich weniger Personen von Einkommensänderungen betroffen sind. Da die Schrittweite in den Histogrammen 1 ist, lässt sich der Anteil der Nichtbetroffenen direkt an der Höhe der Säule über der Null ablesen. Alleinstehende Frauen haben am häufigsten Einkommensänderungen zu erwarten. Deutlichen Einbußen bei geringer Stundenzahl stehen dabei moderate Einkommensgewinne bei mittleren und hohen Stundenzahlen gegenüber.

Die Übergangsmatrizen zeigen eine schwache Ausweitung der Stundenzahl bei Paar-Frauen. Deutlicher fällt diese bei Paar-Männern aus, bei denen die 40-Stunden-Alternative deutlich an Attraktivität gewinnt. Gleiches gilt für alleinstehende Frauen, bei denen der relative Effekt noch größer ist. Aufgrund der Stärke der Einkommensänderung zeigen sich erstmals Effekte bei alleinstehenden Männern.

Spalte 2 in Tabelle 5.5 zeigt, dass bei gegebenem Arbeitsangebot 521 Mio. € Sozialhilfe eingespart würden, die Ausgaben für Wohngeld infolge dessen um 163 Mio. € steigen. Diesen verglichen mit den bisher vorgestellten Szenarien geringen Einkommensänderungen steht ein hoher Arbeitsangebotseffekt von 178 Tsd. Personen gegenüber. Die mittlere Arbeitszeit ändert sich erwartungsgemäß wenig. Mit der zusätzlichen Beschäftigung steigen Sozialversicherungsbeiträge und Einkommen-

Abbildung 5.8: Relativer Einkommenseffekt der Sozialhilfeänderung



Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

steuer, während die Transferausgaben sinken. Während sich der fiskalische Saldo ohne Arbeitsangebotsreaktion nur um 359 Mio. € verbesserte, sind es infolge der zusätzlichen Beschäftigung 2,8 Mrd. €.

Tabelle 5.8: Prognose der Arbeitsangebotseffekte der Senkung von Regelsatz und Transferentzugsrate der HLU

	Prognose								Gesamt
	0	10	20	30	40	50	60	fehlt	
Frauen in Paarhaushalten									
0	615.4	1.3	1.7	0.8	1.4	0.1		22.3	643
10	1.4	226.7	0.1	0.1	0.1			21.7	250
20	0.8	0.1	323.6	0.0	0.1			17.4	342
30	0.3		0.0	248.0				23.7	272
40	0.1	0.1	0.0	0.0	461.1			17.7	479
50			0.0		0.0	47.7		16.3	64
60							2.4	6.6	9
Gesamt	618.1	228.2	325.5	248.9	462.6	47.8	2.4	125.6	2059
Männer in Paarhaushalten									
0	151.7		0.1	0.7	7.5	1.7	0.1	26.1	188
10	0.1	4.3			0.2			8.4	13
20	0.0		1.8	0.0	0.1			9.1	11
30	0.0			50.9	0.1			28.1	79
40	0.1		0.1	0.2	1268.4	0.1		7.2	1276
50	0.0	0.1	0.0	0.1	0.5	367.5	0.0	16.7	385
60	0.0			0.0	0.2		76.7	30.1	107
Gesamt	151.9	4.4	2.0	51.8	1277.1	369.3	76.8	125.6	2059
Alleinstehende Frauen									
0	109.5	0.8	1.8	2.6	6.2	0.6		0.6	122
10		18.7	0.0	0.1	0.3			0.8	20
20			49.1	0.1	0.4	0.1		0.3	50
30			0.1	77.5	0.4				78
40			0.4	0.1	294.5				295
50				0.1	0.1	49.5		0.4	50
60							5.2	1.8	7
Gesamt	109.5	19.5	51.4	80.5	301.8	50.2	5.2	3.9	622
Alleinstehende Männer									
0	57.0	0.1	0.0	0.3	2.7	0.7	0.1	0.1	61
10		2.9			0.1			0.0	3
20			4.6					1.4	6
30				21.7				0.3	22
40	0.0		0.0		289.0				289
50						85.0			85
60							21.4	0.6	22
Gesamt	57.1	3.0	4.7	22.0	291.7	85.7	21.5	2.3	488

Anmerkungen: Die Prognosen sind mittlere Häufigkeiten bei  $d = 50$  Ziehungen mit jeweils  $t = 100$  Versuchen aus  $e_{nj}$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Deutliche Abweichungen ergeben sich bei der Berechnung der Arbeitsangebots- und Einkommenseffekte, wenn ohne Kalibration der Ausgangssituation gerechnet wird.

Der Partizipationseffekt wird um 50% unterschätzt, der Haushaltssaldo um mehr als 70%.

Tabelle 5.9: Aggregierte Effekte der Senkung von Regelsatz und Transferenzugsrate der HLU

	Aggregate	Änderungen		Konfidenzbereich		ohne Kali- bration	mittl. Effekte
		ohne dL	mit dL	5%	95%		
AZ-Voumen	653783	0	7045	6354	7737	3324	19
mittl. AZ	653783	0	439	241	636	290	2
Partizipation	17566946	0	177937	158743	197131	84920	82
Nettoeinkommen	413156	-359	1611	1417	1805	1070	74
Bruttolohn	609956	0	4417	3991	4844	1852	203
SV-Beiträge	116776	0	927	840	1014	394	43
Einkommenst.	130801	0	584	512	656	166	27
Arbeitsl.-hilfe	8534	0	-461	-528	-394	-394	-21
Wohngeld	1287	162	39	17	61	-171	2
Sozialhilfe	6000	-521	-861	-930	-791	348	-39
Erziehungsgeld	2453	0	-12	-17	-7	-5	-1
Fisk. Kosten	0	-359	-2806	-3043	-2569	-782	-129

Anmerkungen: Zur Dimension der Werte und der Berechnung der Arbeitsangebotsreaktion siehe Tabelle 5.3 auf Seite 133.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

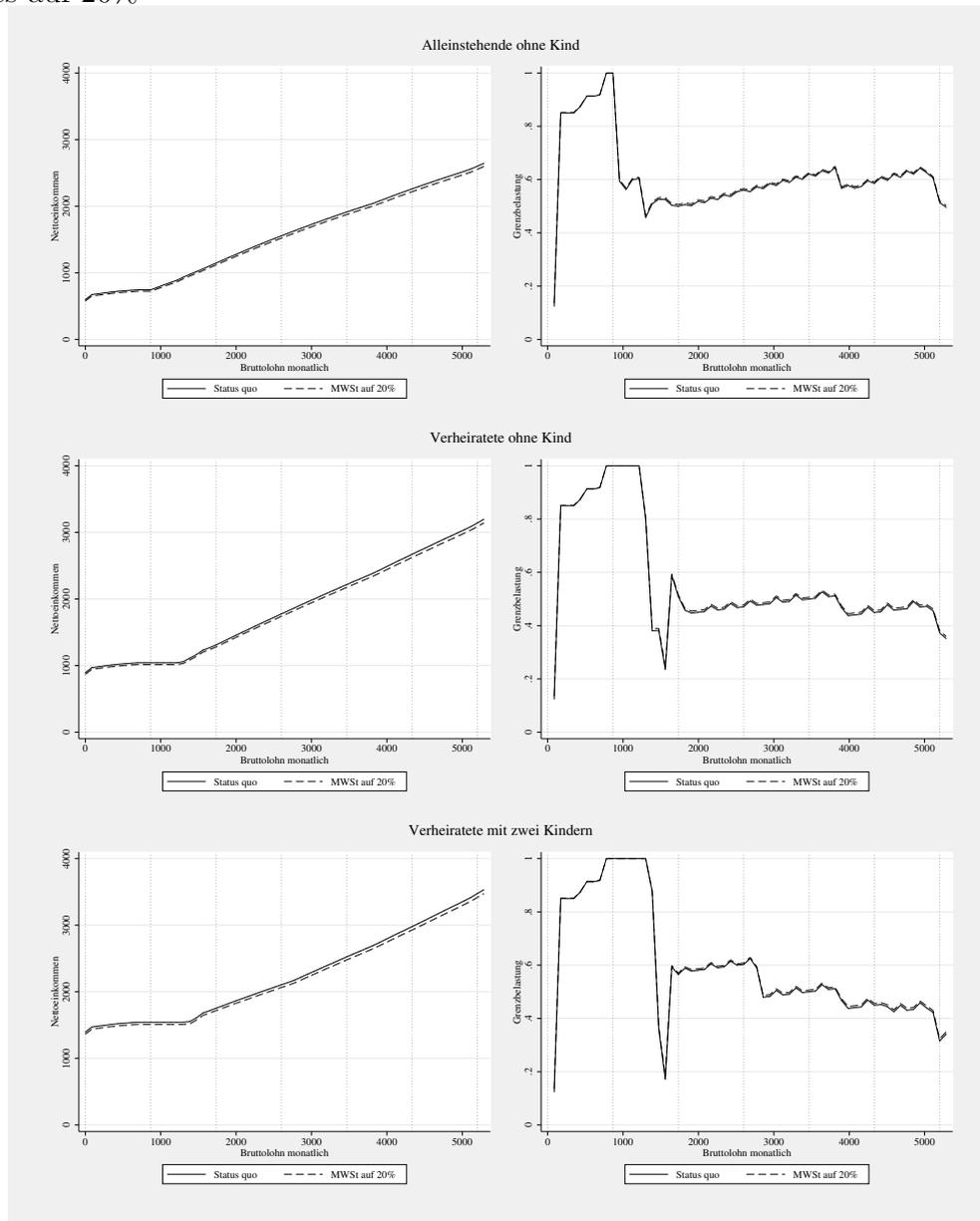
### 5.2.5 Erhöhung des vollen Mehrwertsteuersatzes auf 20%

Im letzten Szenario wird der volle Mehrwertsteuersatz von 16 auf 20% erhöht, während der ermäßigte Satz mit 7% konstant bleibt. Da es sich um die Änderung einer indirekten Steuer handelt, die nicht im Steuer-Transfer-Modell abgebildet ist, ist die Integration dieses Szenarios in den gegebenen Modellrahmen an zusätzliche Annahmen gebunden, die im Folgenden dargestellt werden.

Bei der Arbeitsangebotsschätzung werden Verbrauchsteuern einschließlich der Mehrwertsteuer – wie in der Literatur üblich – nicht berücksichtigt. Zwar basiert das theoretische Arbeitsangebotsmodell auf einem Kalkül aus Güter- und Freizeitkonsum, die Güterkonsummöglichkeiten werden jedoch durch das Nettoeinkommen approximiert. Diese Schätzung lässt sich als reduzierte Form interpretieren, in der die Effekte von Verbrauchsteuern als in den Koeffizienten enthalten betrachtet werden. Sowohl eine Senkung einer direkten Steuer (z. B. der Einkommensteuer) als auch die Erhöhung einer indirekten Steuer (z. B. der Mehrwertsteuer) führen bei gegebenem Bruttoeinkommen zu einer Einschränkung der Konsummöglichkeiten. Unterschiede in der Wirkung indirekter Steuern ergeben sich dadurch, dass stark belastete Güter substituiert werden können (z. B. Tabak) oder dass indirekte Steuern durch Sparen umgangen werden. Vernachlässigt man diese Möglichkeiten der Substitution zwischen Gütern sowie zwischen gegenwärtigem und zukünftigem Konsum, ist es unerheblich, ob die Konsummöglichkeiten einer Person durch direkte oder indirekte Steuern vermindert werden. Diese Überlegung ist in dieser Arbeit der Ausgangspunkt der Simulation der Effekte einer Mehrwertsteuererhöhung. Die zu erwartenden Effekte einer Mehrwertsteuererhöhung auf das Erwerbsverhalten und die fiskalischen Aggregate werden approximiert, indem eine Senkung der Nettoeinkommen betrachtet wird, die zur gleichen Reduktion der Konsummöglichkeiten in den einzelnen Arbeitszeitalternativen führt.

Die Gestaltung der Mehrwertsteuer und deren Belastung der Haushalte im Status quo des Jahres 1998 wird in Abschnitt 3.3 untersucht. Aus den dortigen Ergebnissen gilt es nun zu schließen, wie sich eine Erhöhung der Mehrwertsteuer auf die Konsummöglichkeiten in den einzelnen Arbeitszeitalternativen der SOEP-Haushalte auswirkt. Die auf Basis der EVS geschätzte Änderung der Belastung ist somit in

Abbildung 5.9: Budgetgerade und Grenzbelastung bei Erhöhung des vollen MWSt-Satzes auf 20%



Anmerkungen: Zur Beschreibung der Musterhaushalte siehe Abbildung 5.1 auf Seite 128. Die senkrechten Linien markieren die Arbeitszeitalternativen  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$ .

den SOEP-Daten zu imputieren. Dabei wird hier zunächst unterstellt, dass sich die

Ausgabenstruktur zwischen 1998 und 2003 nicht maßgeblich verändert hat. Basierend auf Abbildung 3.12 in Abschnitt 3.3.3.2 wird zudem angenommen, dass die Belastung ausschließlich vom Nettoeinkommen und nicht von weiteren Haushaltsmerkmalen abhängt. Abbildung 3.9 4a und 4b zeigen die Streuung der Belastung um den Mittelwert. Hier wird diese Streuung vernachlässigt und für alle Haushalte eine Belastung in Höhe des Mittelwertes unterstellt.<sup>81</sup>

Es ist nun festzulegen, welche Nettoeinkommensminderung als Approximation für eine Erhöhung der Mehrwertsteuer um 4 Prozentpunkte gelten kann. Abbildung 3.13 zeigt, dass eine Erhöhung des vollen Mehrwertsteuersatzes um einen Prozentpunkt im betrachteten Einkommensbereich zu einer Mehrbelastung von 5 bis 30 € pro Monat führt, wenn die reale Konsumnachfrage nach den mit dem vollen Steuersatz belasteten Gütern mit 500 bis 3000 € konstant bleibt. Bei einer Erhöhung um vier Prozentpunkte sind es demnach 20 bis 120 €, die den Haushalten fehlen, um die gleichen Beträge zu sparen und real zu konsumieren wie vor der Erhöhung. Der Abzug vom Nettoeinkommen wird entsprechend als Vierfaches einer linearen Approximation der Kurve in Abbildung 3.13 berechnet:  $Mehrbelastung = 4 \times (3,3 + 0,0032 \times Nettoeinkommen)$ .

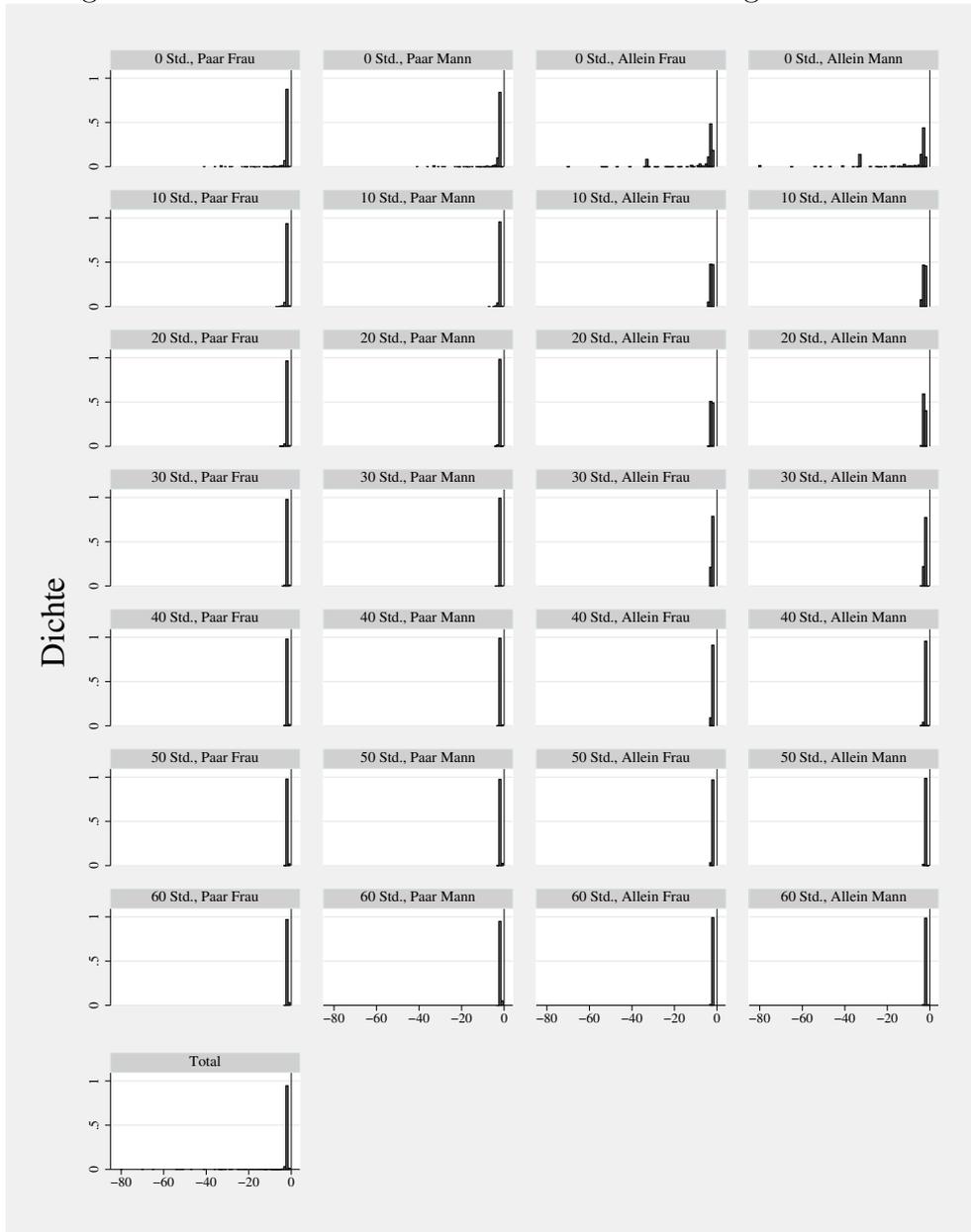
Eine nähere Betrachtung dieser Formel zeigt, dass auch Personen mit einem Nettoeinkommen von Null eine Mehrbelastung durch die Mehrwertsteuer zugewiesen bekommen und zwar in Höhe von 13,20 €. Es wird somit impliziert, dass auch ein Haushalt ohne eigenes Einkommen nach dem vollen Satz mehrwertsteuerpflichtige Güter zum Preis von 330 € konsumiert. Diese Annahme erscheint nicht realitätsfern, da jeder Person ein Minimalkonsum unterstellt werden kann.<sup>82</sup> Deutlich wird aber auch die Problematik, dass aufgrund von Vermögen von der Sozialhilfe ausgeschlossene Haushalte in Arbeitszeitalternative „0 Stunden“ keine oder geringe Einkommen aufweisen, die mitunter unter den Ausgaben für den Minimalkonsum liegen. Dies kann temporär durch Kredite finanziert werden oder durch den Einsatz von Vermögen. Statische Arbeitsangebotsmodelle implizieren jedoch permanente Ein-

---

81 Zur Lockerung dieser Annahme ist denkbar, die haushaltsspezifische Mehrwertsteuerbelastung multipliziert zu imputieren, d. h. wiederholt aus der geschätzten Verteilung der Mehrwertsteuerbelastung bei gegebenem Nettoeinkommen zu ziehen und die berechneten Effekte anschließend über die Ziehungen zu mitteln.

82 Für zukünftige Analysen scheint dabei eine Differenzierung nach Haushaltstypen angebracht.

Abbildung 5.10: Relativer Einkommenseffekt der Erhöhung der Mehrwertsteuer



Anmerkungen: Zu einzelnen Setzungen siehe Text.

kommen, weshalb Haushalte ohne Einkommen in Arbeitszeitalternative 0 aus der Simulationstichprobe ausgeschlossen werden. Einzelne Haushalte mit geringem Einkommen unterhalb von 330 € sind allerdings in der Simulationstichprobe enthalten.

Daraus resultieren die in Abbildung 5.10 dargestellten starken negativen Einkommenseffekte für einzelne Haushalte.

Ein Blick auf Budgetgerade und Grenzbelastung der drei Musterhaushalte in Abbildung 5.9 zeigt, dass die Einkommensreduktion, anhand derer die Mehrwertsteuererhöhung um 4 Prozentpunkte approximiert werden soll, eingangs auf 13,20 € liegt und bei einem Nettoeinkommen von 5000 € auf 77,20 € steigt. Die Grenzbelastung steigt entsprechend leicht an. Die (Real-)Einkommensalternativen weichen dementsprechend nicht weit vom Status quo ab. Es sei jedoch daran erinnert, dass hier die durchschnittliche Mehrbelastung infolge der Mehrwertsteuererhöhung betrachtet wird. Für Personen mit über- oder unterdurchschnittlicher Konsumquote fällt der Effekt entsprechend stärker oder weniger stark aus, was in den hier durchgeführten Simulationen unberücksichtigt bleibt.

Wie bereits angesprochen, ergeben sich durch die umgesetzte Einkommensminderung in Höhe der erwarteten Mehrwertsteermehrbelastung starke relative Einkommenseinbußen bei sehr geringen Einkommen und somit ausschließlich in der Alternative mit 0 Arbeitsstunden. Abbildung 5.10 zeigt die einheitliche Minderung für alle anderen Alternativen.

Die Übergangsmatrizen zeigen schwache Arbeitsangebotsreaktionen. Paar-Frauen weiten ihr Arbeitsangebot leicht aus oder stellen es ganz ein. Vollzeitbeschäftigte Paar-Männer wechseln vorrangig in die Nichterwerbstätigkeit. Unter den Alleinstehenden tendieren Frauen eher zur Reduktion, während Männer ihr Arbeitsangebot eher ausweiten als reduzieren.

Tabelle 5.11 zeigt, dass das Arbeitsangebot insgesamt reduziert wird und zwar über eine Verminderung der Partizipation um 22 Tsd. Personen, jedoch nicht über eine Verminderung der durchschnittlichen Arbeitszeit. Die Belastung der Nettoeinkommen in Höhe von 7,5 Mrd. € verstärkt sich dadurch auf 8 Mrd. €. Transferausgaben steigen leicht, der positive fiskalische Effekt sinkt durch entgangene Sozialversicherungsbeiträge und Einkommensteuer auf 7,1 Mrd. €. Die ohne Kalibration berechneten Werte weichen nicht stark ab.

Tabelle 5.10: Prognose der Arbeitsangebotseffekte einer Erhöhung der Mehrwertsteuer auf 20%

	Prognose								Gesamt
	0	10	20	30	40	50	60	fehlt	
Frauen in Paarhaushalten									
0	620.0	0.1	0.5	0.3	0.5	0.1		21.5	643
10	0.3	226.7	0.2	0.1	0.3	0.1		22.5	250
20	0.4		324.0	0.2	0.1	0.1		17.3	342
30	0.2		0.1	246.6	0.3	0.1		24.8	272
40	1.2			0.2	460.2	0.1	0.1	17.4	479
50	0.1					47.8		16.2	64
60	0.2						2.7	6.1	9
Gesamt	622.3	226.8	324.8	247.3	461.5	48.1	2.7	125.6	2059
Männer in Paarhaushalten									
0	161.8							26.3	188
10		4.6						8.4	13
20			1.7					9.3	11
30	0.1			50.8				28.1	79
40	2.6	0.1			1266.7	0.2		6.4	1276
50	1.1			0.1	0.4	367.4		16.0	385
60	0.2				0.6	0.1	75.0	31.2	107
Gesamt	165.7	4.7	1.7	50.9	1267.7	367.7	75.0	125.6	2059
Alleinstehende Frauen									
0	121.2	0.1		0.2				0.6	122
10	0.1	19.1						0.9	20
20	0.2		49.8						50
30	0.2		0.1	77.7					78
40	1.0	0.1	0.1	0.4	293.5				295
50	0.3	0.2	0.1	0.2	0.2	48.7		0.4	50
60			0.1		0.1		5.1	1.8	7
Gesamt	122.9	19.4	50.1	78.4	293.8	48.7	5.1	3.6	622
Alleinstehende Männer									
0	59.7			0.1	0.7	0.3	0.2	0.1	61
10		3.0							3
20			4.3		0.2			1.5	6
30	0.1			21.7	0.1	0.1		0.2	22
40	0.8				287.5	0.5	0.2		289
50	0.1					84.8	0.1		85
60							21.6	0.4	22
Gesamt	60.6	3.0	4.3	21.7	288.5	85.7	22.1	2.1	488

Anmerkungen: Die Prognosen sind mittlere Häufigkeiten bei  $d = 50$  Ziehungen mit jeweils  $t = 100$  Versuchen aus  $e_{nj}$ .

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Tabelle 5.11: Aggregierte Effekte der Erhöhung der Mehrwertsteuer auf 20%

	Aggregate	Änderungen		Konfidenzbereich		ohne Kali- bration	mittl. Effekte
		ohne dL	mit dL	5%	95%		
AZ-Volumen	653783	0	-961	-1378	-544	-692	-3
mittlere AZ	653783	0	3	-167	173	-15	0
Partizipation	17566946	0	-22221	-32638	-11805	-17417	-10
Nettoeinkommen	413156	-7540	-8015	-8180	-7850	-7871	-368
Bruttolohn	609956	0	-886	-1195	-577	-568	-41
SV-Beiträge	116776	0	-163	-232	-94	-103	-7
Einkommenst.	130801	-0	-192	-265	-120	-98	-9
Arbeitsl.-hilfe	8534	0	33	-12	78	46	2
Wohngeld	1287	-0	-1	-7	5	5	-0
Sozialhilfe	6000	0	-0	-29	28	11	-0
Erziehungsgeld	2453	-0	3	-4	9	-1	0
Fisk. Kosten	0	-7540	-7129	-7292	-6965	-7303	-327
Mehrwertsteuer	0	-7540	-7518	-7526	-7511	-7564	-345

Anmerkungen: Zur Dimension der Werte und der Berechnung der Arbeitsangebotsreaktion siehe Tabelle 5.3 auf Seite 133.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

### 5.3 Zusammenfassung der zentralen Simulationsergebnisse

In Tabelle 5.12 sind noch einmal die wichtigsten Ergebnisse zusammengestellt. Bei der Betrachtung der Lohnerhöhungen wird der enge Fokus der Analyse deutlich: Beschäftigung und Einkommen steigen, während der Staatshaushalt entlastet wird. Bei einer Bewertung der Szenarien allein auf Basis dieser zwei Größen bliebe außer Acht, dass die höheren Löhne bezahlt werden müssen und die Arbeitsnachfrage infolge der gestiegenen Arbeitskosten sinkt. Die vier Szenarien mit Änderungen im Steuer-Transfer-System können ebenfalls allein auf Basis der hier vorgenommenen Analysen nicht abschließend bewertet werden. So ist unklar, wie viele Beschäftigungsverhältnisse aus dem zusätzlichem Arbeitsangebot resultieren oder welche Veränderung der Güternachfrage die Einkommensänderungen mit sich bringen. Betrachtet man die Effekte als sequenzielle Folge von Teileffekten, haben wir auf der ersten Stufe die Einkommenseffekte ohne Arbeitsangebotsreaktionen betrachtet, auf der zweiten Stufe die zu erwartenden Arbeitsangebotseffekte und die Einkommenseffekte, falls diese vollständig in Beschäftigungseffekte münden. Die weiteren Wirkungen können sowohl verstärkend als auch abschwächend ausfallen. Geeignete Modellrahmen zu deren Analyse sind makroökonomische Modelle oder berechenbare allgemeine Gleichgewichtsmodelle. Die vorliegenden Ergebnisse sind als Zwischenergebnisse auf dem Pfad zum neuen Gleichgewicht zu betrachten oder auch als Input für gesamtwirtschaftliche Analysen.

Tabelle 5.12: Vergleich der aggregierten Effekte

	Lohn +10%	ESt-Tarif 30%	AN-RV-Bei- träge +5PP	Sozial- hilfe	MWSt auf 20%
kalibriert					
Partizipation	174036	-33631	-169740	177937	-22221
Nettoeinkommen	32251	2965	-30428	1611	-8015
Fisk. Kosten	-37223	-318	-22853	-2806	-7129
nicht kalibriert					
Partizipation	157550	-30654	-219352	84920	-17417
Nettoeinkommen	32345	3065	-30735	1070	-7871
Fisk. Kosten	-38618	-718	-21764	-782	-7303

Anmerkungen: Zur Dimension der Werte und der Berechnung der Arbeitsangebotsreaktion siehe Tabelle 5.3 auf Seite 133.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP.

Gleichwohl lassen sich Aussagen für die erste Runde treffen. Die Einkommensteuer-variante führt zu Umverteilung von mittleren zu hohen Einkommen und hat schwach negative Arbeitsangebotseffekte bei geringen Einsparungen. Die Steigerung der Rentenversicherungsbeiträge hat einen deutlich negativen Arbeitsangebotseffekt. Eine Finanzierung des Defizits in der gesetzlichen Rentenversicherung über eine Erhöhung der Mehrwertsteuer wäre mit einer geringeren Senkung der Arbeitsanreize verbunden. Die hier ausgewiesenen Mehreinnahmen bei der Mehrwertsteuer beziehen sich lediglich auf die Simulationsstichprobe. Bei konstantem Konsum ist von Mehreinnahmen von etwas 7 Mrd. € pro Prozentpunkt auszugehen<sup>83</sup>, hier also von etwa 28 Mrd. €. Der gesamtwirtschaftliche Arbeitsangebotseffekt ist jedoch nicht das vierfache der hier ausgewiesenen 22 Tsd., da die nicht berücksichtigten Personengruppen ein weniger flexibles Arbeitsangebot aufweist als die Simulationsstichprobe. Der Hauptnachteil der Mehrwertsteuererhöhung liegt in der starken Belastung der unteren Einkommensbereiche, selbst wenn nur der volle und nicht der ermäßigte Steuersatz angehoben wird.

Negative Verteilungseffekte sind auch das Manko einer Erhöhung der Arbeitsanreize in der Sozialhilfe. Der Staat spart und das Arbeitsangebot steigt, untere Einkommen verlieren, mittlere insbesondere in Paarhaushalten gewinnen. Wie stark arme Haushalte betroffen sind, hängt vor allem davon ab, welcher Teil des zusätzlichen Arbeitsangebots in Beschäftigungsverhältnissen mündet und damit eine Einkommensverbesserung erzielen kann. Mikrosimulationsverfahren eignen sich besonders für die beiden Varianten der Einkommensteuer und der Sozialhilfe, die die Haushalte ganz unterschiedlich treffen. Hier ließen sich weitere, differenzierte Verteilungsanalysen anschließen.

Tabelle 5.12 zeigt auch ein methodisches Ergebnis der Simulationen: Wird bei der Ziehung der Störterme nicht die Ausgangssituation des Arbeitsangebotes kalibriert, können die Ergebnisse erheblich abweichen. Die Prognose per unkonditionaler Ziehung versagt insbesondere bei der Variante alternativer Einkommensanrechnung in der Sozialhilfe. Der Grund liegt darin, dass hier im Gegensatz zu den anderen Maßnahmen nur ein enger Personenkreis betroffen ist und das auch nur in bestimmten Arbeitszeitalternativen. Ohne Kalibration wird jedoch vernachlässigt, wer überhaupt im Status quo betroffen ist. Gleiches gilt für die in der Literatur verbreitete

---

83 Siehe Tabelle 3.10 auf Seite 86.

Hochrechnung von Effekten über die Aggregation der Änderungen der Auswahlwahrscheinlichkeiten einzelner Arbeitszeitkategorien. Die Ergebnisse dieser Analysen deuten darauf hin, dass unkonditionierte Ziehung und Aggregation der Wahrscheinlichkeiten bei Änderungen für wenige Personen schlecht funktionieren, bei Änderungen für einen breiten Personenkreis dagegen recht gut. An dieser Stelle gibt es weiteren Forschungsbedarf an Simulationsstudien z. B. mit künstlich generierten Daten, die zeigen, unter welchen Umständen auch die weniger rechenintensiven Methoden zu konsistenten Schätzergebnissen kommen und wann nicht.

## 6 Zusammenfassung und Ausblick

Nachdem lange Zeit die Ursachen für die hohe Arbeitslosigkeit in Deutschland auf der Seite der Arbeitsnachfrage gesucht wurden, rückte in den letzten Jahren auch das Arbeitsangebot in den Blickpunkt der arbeitsmarktpolitischen Diskussion. Dass Abgaben und Transfers einen Einfluss auf individuelle Arbeitsangebotsentscheidungen haben, ist seit langem bekannt. Ein zu geringer Lohnabstand bei Geringverdienern lässt manchen in der Sozialhilfefalle verharren, hohe Grenzabgaben veranlassen qualifizierte Fachkräfte den Arbeitsmarkt zu verlassen. Neue Reformvorschläge zur Erhöhung der Arbeitsanreize sind daher an der Tagesordnung.

In dieser Arbeit wird empirisch untersucht, wie sich Änderungen zentraler Stellschrauben des deutschen Steuer-Transfer-Systems auf das Arbeitsangebotsverhalten verschiedener Personengruppen anhand eines Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodells untersuchen lassen. Im Blickpunkt standen dabei die Mindestsicherung durch die Sozialhilfe, die Einkommensteuer, die Mehrwertsteuer und die Sozialversicherungsbeiträge. Im folgenden werden zunächst die Erkenntnisse der Anwendung der Steuer-Transfer-Mikrosimulation zusammengefasst, anschließend die inhaltlichen Ergebnisse vorgestellt und abschließend ein Ausblick auf mögliche Erweiterungen und offene Forschungsfragen gegeben.

### 6.1 Durchführung und Ergebnisse der Simulationen

Das Kernziel dieser Arbeit liegt die Berechnung von Arbeitsangebotseffekten infolge von Regeländerungen im deutschen Steuer-Transfer-System. Das verwendete *STM* berechnet entsprechend die wesentlichen Komponenten des deutschen Steuer-Transfer-Systems für möglichst viele Personen des SOEP, denen ein flexibles Arbeitsangebot unterstellt werden kann. Eine Vereinfachung ist dabei die Beschränkung auf abhängig Beschäftigte, womit Sonderregelungen des Steuersystems für Unternehmer und Freiberufler außer Acht gelassen werden können. Dennoch zeigt sich ein hoher Aufwand der Entwicklung und Pflege eines STM-Modells. Es ist eine Vielzahl von Gesetzen zu studieren und in Stata-Syntaxen zu übersetzen. Begrenzt wird der Auf-

wand dadurch, dass das SOEP eine Vielzahl relevanter Informationen nicht enthält, womit der Programmieraufwand von vornherein entfällt, leider auf Kosten der Genauigkeit der simulierten Größen. Trotz begrenzter Informationen im SOEP gilt es vor allem einen Blick dafür zu haben, welche Details der Gesetzgebung für die Genauigkeit von so großer Bedeutung sind, dass sich deren Umsetzung lohnt. Abschnitt 3.2.4 zur Validierung des *STM* zeigt, dass auch bei dem hier verwendeten recht detaillierten Modells ein substantielles Maß an Ungenauigkeit bleibt. Die Grenzen der Genauigkeit der Abbildung liegen letztendlich in den verfügbaren Daten. Umfassende Validitätsstudien wurden bislang für keines der deutschen STM-Modelle veröffentlicht, hier gibt es weiteren Untersuchungsbedarf. Die Fragen lauten, welche Einkommen für welche Personen mehr oder weniger zuverlässig simuliert werden und ob sich im Rahmen der Informationen des SOEP die Genauigkeit weiter erhöhen lässt. Eine Verbesserung der Genauigkeit ließe sich durch die Hinzunahme weiterer Datenquellen erreichen. Zu nennen sind insbesondere die Einkommensteuerstatistik (FAST) und die Sozialhilfestatistik, die von den Statistischen Ämtern als faktisch anonymisierte Einzeldaten angeboten werden.

Die Mehrwertsteuerbelastung der Haushalte im SOEP kann nicht auf Basis der Informationen im SOEP berechnet werden, da dort keine Informationen zu den Konsumausgaben der Haushalte vorliegen. Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) enthält jedoch detaillierte Angaben über die Konsumausgaben der befragten Haushalte. Auf Basis dieser Angaben wird die haushaltsspezifische Mehrwertsteuerbelastung in Abhängigkeit vom Nettoeinkommen geschätzt. Die Analyse ergab das aus der Literatur bekannte Ergebnis, dass die absolute Mehrwertsteuerbelastung mit dem Nettoeinkommen zunimmt, während die relative Belastung abnimmt. Insbesondere im unteren Einkommensbereich ist die Analyse unsicher, da bei sehr geringen Einkommen, die i. d. R. temporär sein dürften, der Konsum nicht kurzfristig angepasst wird und die Mehrwertsteuerbelastung im Sinne einer längerfristigen Betrachtung somit überschätzt wird. Hauptzweck der Betrachtung der Mehrwertsteuerbelastung in dieser Arbeit ist die erstmalige Integration in ein STM-Modell einschließlich der Prognose der zu erwartenden Arbeitsangebotseffekte einer Mehrwertsteuererhöhung. Der Effekt der Mehrwertsteuererhöhung auf die Budgetgerade wird dabei durch eine äquivalente Nettoeinkommensminderung approximiert. Die Simulationsergebnisse sind weiter unten dargestellt.

Die Simulation des Nettohaushaltseinkommens für unterschiedliche Erwerbsumfänge anhand des *STM* erlaubt die Schätzung von diskreten Arbeitsangebotsmodellen und somit die Prognose von Arbeitsangebotseffekten infolge von Regeländerungen. Der aktuellen Literatur folgend wird in dieser Arbeit ein diskretes Arbeitsangebotsmodell spezifiziert: Die Wahl der Arbeitszeitalternative  $h \in \{0, 10, 20, 30, 40, 50, 60\}$  wird dabei erklärt durch die Nettoeinkommen in diesen Alternativen und weitere Haushaltsmerkmale. Obwohl es sich um die Schätzung von Einzelgleichungen handelt, ergibt sich eine Vielzahl von Spezifikationsmöglichkeiten: Art der Berechnung des Nettoeinkommens, gewünschte versus realisierte Arbeitszeit, Bildung der Arbeitszeitalternativen, Annahmen bezüglich der Fehlerterme u. v. m. Da die Spezifikationsentscheidung nicht immer auf Basis ökonometrischer Tests erfolgen kann, werden zur Absicherung der späteren Simulationen verschiedene Modelle geschätzt und deren wichtigsten Implikationen verglichen. Es zeigt sich, dass sich schon bei der Variation einer kleinen Auswahl aus der Vielzahl an Stellschrauben unter plausiblen Annahmen unterschiedliche Ergebnisse erzeugen lassen, insbesondere eine gewisse Bandbreite an Arbeitsangebotselastizitäten. Diese sind maßgeblich für die Arbeitsangebotsreaktion infolge simulierter Regelungsänderungen. Simulationsergebnisse bezüglich der Arbeitsangebotsreaktion sollten daher nicht in absoluter Höhe interpretiert werden. Sie eignen sich jedoch dafür, die untersuchten Regelungsänderungen miteinander zu vergleichen und die Richtung der Einkommenseffekte einschließlich wahrscheinlicher Arbeitsangebotsreaktionen aufzuzeigen.

Schließlich werden die entwickelten Instrumente verwendet, um Einkommens- und Arbeitsangebotseffekte von fünf Szenarien zu prognostizieren: einer allgemeine Lohnerhöhung um 10%, der Einführung eines einheitlichen Einkommensteuersatzes von 30%, der Erhöhung der Arbeitnehmer-Rentenversicherungsbeiträge um 5 Prozentpunkte, einer Senkung der Regelsätze und der Transferentzugsrate der Sozialhilfe sowie der Erhöhung des vollen Mehrwertsteuersatzes auf 20%.

Die grafischen Darstellungen der Auswirkung der Szenarien auf die Budgetgerade und Grenzbelastung zusätzlichen Erwerbseinkommens für einzelne Haushalte zeigen, wie die Szenarien die Rahmenbedingungen der Haushalte im theoretischen Modell des einfachen Konsum-Freizeit-Kalküls verändern. Die Verknüpfung des *STM* mit dem SOEP erlaubt die Berechnung der Verteilung der Änderungen des Nettohaushaltseinkommens nach Arbeitszeitalternativen und den Personengruppen in

der Simulationsstichprobe. Übergangsmatrizen zeigen dann die zu erwartenden Arbeitsangebotseffekte, sowohl im Hinblick auf die Partizipation, als auch auf die Bewegungen zwischen den Arbeitszeitalternativen. Hochrechnungen der Arbeitsangebots- und Einkommenseffekte auf die Grundgesamtheit der Simulationsstichprobe erlauben Aussagen bezüglich der Richtung der zu erwartenden Effekte sowie einen Vergleich der Maßnahmen untereinander.

Die Einkommensteuervariante führt zur Umverteilung von mittleren zu hohen Einkommen und hat schwach negative Arbeitsangebotseffekte bei geringen Einsparungen. Die Steigerung der Rentenversicherungsbeiträge hat einen deutlich negativen Arbeitsangebotseffekt und kommt in der Struktur der betrachteten Effekte der Lohnänderung nahe. Eine Finanzierung des Defizits in der gesetzlichen Rentenversicherung über eine Erhöhung der Mehrwertsteuer anstatt von Beitragserhöhungen wäre mit einer geringeren Senkung der Arbeitsanreize verbunden. Der Hauptnachteil der Mehrwertsteuererhöhung liegt in der starken Belastung der unteren Einkommensbereiche, selbst wenn nur der volle und nicht der ermäßigte Steuersatz angehoben wird. Das Szenario der Änderung der Sozialhilfe betrifft wenige Personen, diese aber relativ stark, während die anderen Maßnahmen viele Personen in begrenztem Ausmaß betreffen. Negative Verteilungseffekte sind auch das Manko einer Erhöhung der Arbeitsanreize in der Sozialhilfe. Wie stark einkommensarme Haushalte betroffen sind, hängt vor allem davon ab, welcher Teil des zusätzlichen Arbeitsangebots in Beschäftigungsverhältnissen mündet und damit eine Einkommensverbesserung erzielen kann. Diese Frage kann hier jedoch nicht beantwortet werden. Somit sind nur Tendenzaussagen möglich: Der Staat spart und das Arbeitsangebot steigt, untere Einkommen verlieren, mittlere Einkommen insbesondere in Paarhaushalten gewinnen. Vor dem Hintergrund der Ergebnisse zur Validierung dürften die Arbeitsangebotseffekte der Alternative Sozialhilfe deutlich überschätzt sein. Denn viele Personen, für die in diesem Szenario eine Einkommensminderung bei Nichterwerbstätigkeit simuliert wird, haben vermutlich keinen Sozialhilfeanspruch und daher auch weder Kürzungen noch erhöhte ergänzende Sozialhilfe bei Erwerbstätigkeit zu erwarten.

## 6.2 Möglichkeiten und Grenzen der Steuer-Transfer-Mikrosimulation

Zu den Einsatzmöglichkeiten von STM-Modellen lassen sich folgende Schlüsse ziehen.

Die Steuer-Transfer-Mikrosimulation ist mit einem hohen Aufwand verbunden. Die Implementation gesetzlicher Regelungen in ein Computerprogramm erfordert juristische wie technische Vorkenntnisse. Eine Beschränkung auf die Regelungen, die für eine gegebene Fragestellung notwendig sind, ist erforderlich. Die Veknüpfung der Algorithmen mit einer repräsentativen Datenbasis erfordert aufgrund der Vielzahl benötigter Merkmale umfangreiche Datenaufbereitungen. Diskrete Auswahlmodelle, die befriedigende Korrelationen der Störterme erlauben, sind in den gängigen Statistikpaketen nur teilweise implementiert. Das gilt auch für die Verfahren zur Prognose der Effekte von Regeländerungen. Die Untersuchung einer neuen Fragestellung setzt häufig Modellerweiterungen voraus. Zudem ist ein STM-Modell jährlich zu aktualisieren. Je umfassender das STM-Modell, desto aufwändiger ist diese laufende Aktualisierung. Der Aufwand ist also als hoch einzustufen und lohnt sich erst bei einer längerfristigen Anwendung des STM-Modells. Der interdisziplinäre Charakter der Methode, die die Bereiche Recht, Ökonomie und Ökonometrie tangiert und eine umfassende Kenntnis der verwendeten Datenbasis voraussetzt, macht in gewisser Weise auch deren Charme aus.

Bei der Bewertung der Steuer-Transfer-Mikrosimulation ist zu unterscheiden, ob bei gegebenem Erwerbsverhalten oder einschließlich Arbeitsangebotsreaktion simuliert werden soll. Der Nutzen von Simulationen bei gegebenem Erwerbsverhalten hängt in erster Linie von der Genauigkeit der berechneten Einkommen ab. Ist diese hinreichend gewährleistet, lassen sich unmittelbare Verteilungseffekte und fiskalische Wirkungen zuverlässig quantifizieren. Doch auch weniger gut passende STM-Modelle sind ein interessantes Analyseinstrument: Die grafische Darstellung der Auswirkung einer Regeländerung auf die Budgetgerade und Grenzbelastung zusätzlichen Erwerbseinkommens für einzelne Haushalte ist eine informative Einsatzmöglichkeit eines STM-Modells. Diese Darstellung dient dem Verständnis der Interaktion der einzelnen Komponenten des Steuer-Transfer-Systems. Insbesondere bei der Gestaltung zusätzlicher Komponenten können dadurch Konstruktionsfehler vermieden

werden.<sup>84</sup>

Mikrosimulationsverfahren eignen sich besonders zur Analyse von Änderungen, die Haushalte in unterschiedlichem Maße oder auch in gegensätzlicher Richtung treffen, z. B. die in dieser Arbeit betrachteten Varianten der Einkommensteuer und der Sozialhilfe. Die vorangegangenen Berechnungen haben aber gezeigt, dass auch eine allgemeine Lohnerhöhung Haushalte in unterschiedlichem Maße trifft. Durch die Anrechnung auf den Transferbezug profitieren Transferempfänger weniger als andere. Zur Quantifizierung der Verteilung der Nettoeinkommensänderungen ist daher ein STM-Modell auf Basis repräsentativer Einzeldaten erforderlich. Hier lassen sich differenzierte Verteilungsanalysen anschließen. Welche Änderungen sich besser und welche weniger gut mit STM-Modellen untersuchen lassen, hängt davon ab, wie gut die betroffenen Einkommenskomponenten im verwendeten STM-Modell abgebildet sind.

Bei Simulationen einschließlich der Berücksichtigung von Arbeitsangebotsreaktionen wachsen die Ungenauigkeiten erheblich. Zum einen sind bei der Simulation von Einkommen bei alternativen Erwerbsumfängen zusätzliche Annahmen erforderlich. So muss aus den Daten geschlossen werden, ob ein derzeit Erwerbstätiger im Falle der Nichterwerbstätigkeit Lohnersatzleistungen oder Transfers empfangen würde. Arbeitsangebotsschätzungen erfolgen unter weiteren restriktiven Annahmen. So wird oftmals angenommen, dass die realisierte Arbeitszeit nutzenmaximal ist. Wenn sich auch die gewünschte Arbeitszeit im SOEP hier nicht als bessere Annahme erwiesen hat, so verstärkt sie zumindest die Zweifel an der Eignung der realisierten Arbeitszeit. So geben alleinstehende Männer mit wenigen Ausnahmen an Vollzeit, arbeiten zu wollen. Es ist daher nicht verwunderlich, dass Schätzergebnisse zu Volatilität neigen und nicht immer konsistent mit den theoretischen Vorgaben sind. Hier gibt es weiteren Forschungsbedarf. In statischen Arbeitsangebotsmodellen lassen sich zudem keine temporären Einkommen wie z. B. das Arbeitslosengeld integrieren. Der Haushalt wählt aus einer fixen Anzahl von Konsum-Freizeit-Kombinationen, die mittelfristig fest stehen. Geplante Wechsel im Erwerbsumfang, z. B. die immer häufiger zu beobachtende abwechselnde Kinderbetreuung von Partnern, werden in diesem

---

84 Ein prominentes Beispiel für eine vermeidbare Fehlkonstruktion ist die Subventionierung der Sozialversicherungsbeiträge ohne Anrechnung auf die Sozialhilfe im Mainzer Modell, die zu Grenzbelastungen von weit über 100% führte (vgl. Sinn, 2002).

Modell nicht abgebildet. Die Interpretation der Ergebnisse von Simulationen einschließlich Arbeitsangebotsreaktionen sollte entsprechend vorsichtig erfolgen. Die statistischen Konfidenzintervalle geben nicht den wirklichen Grad der Unsicherheit der Schätzergebnisse wieder. Tendenzen lassen sich jedoch ablesen. Daher kann auch dieser Modellteil bei behutsamem Einsatz ein wichtiges Instrument in der wirtschaftspolitischen Beratung sein.

### 6.3 Forschungsausblick

STM-Modelle einschließlich der Modellierung des individuellen Erwerbsverhaltens sind ein Forschungsgebiet, in dem sich auch längerfristig interessante Fragestellungen ergeben werden. So ist die Validität bestehender STM-Modelle bisher nur wenig dokumentiert. Mit der Einkommensteuerstatistik und der Sozialhilfestatistik stehen neue Einzeldaten zur Verfügung, die zur Untersuchung und Verminderung von Simulationsfehlern herangezogen können. Interessant ist in diesem Zusammenhang auch die Frage, wie sich Fehler der Nettoeinkommenssimulation auf die Arbeitsangebotschätzung auswirken. Denkbar wären Simulationsstudien mit künstlich generierten Daten. Es könnte untersucht werden, wie die Schätzung beeinflusst wird, wenn die Sozialhilfe – also das Einkommen bei Nichterwerbstätigkeit – zu hoch berechnet wird oder wenn bei einem Teil der Personen die falsche Arbeitszeitalternative als Nutzenmaximal unterstellt wird. In Hinblick auf Prognosen sind insbesondere die Effekte dieser Fehler auf die Angebotselastizitäten von Bedeutung.

Interessant scheint auch die Verwendung von Längsschnittdaten. Im Querschnitt erfolgt die Identifikation der Parameter über die unterschiedlichen Budgetrestriktionen der Personen. Das Steuer-Transfer-System ist aber grundsätzlich für alle Personen gleich, so dass die Unterschiede im Wesentlichen aus unterschiedlichen Stundenlöhnen und unterschiedlichen Vermögen resultieren, die die Sozial- und Arbeitslosenhilfeansprüche bestimmen. Die Identifikation der Parameter steht somit in Querschnittsmodellen auf eher schwachen Füßen, was auch ein Grund für die Unterschiede der in der Literatur zu findenden Arbeitsangebotselastizitäten sein dürfte. Bei der Verwendung von Längsschnittdaten ergibt sich eine zusätzliche Variation der erklärenden Variablen – insbesondere der Budgetrestriktion – durch die jährlichen

Regelungsänderungen. Weiterhin könnte man bei einer Längsschnittbetrachtung eine Korrelation der Störterme über die Zeit zulassen.

Die IIA-Annahme der hier verwendeten Logit-Schätzung mit unabhängigen Störtermen ist kritisch. Die sinnvolle Erweiterung durch die Annahme, dass einzelne Koeffizienten stochastisch sind, lockert diese Annahme. Derartige Modelle werden als Mixed Logit-Modelle bezeichnet, die Koeffizienten werden i. d. R. als normalverteilt oder diskret verteilt angenommen. Aber auch in Mixed Logit-Modellen mit ein oder zwei stochastischen Parametern ist nicht gewährleistet, dass eine eventuell vorliegende komplexe Korrelationsstruktur adäquat erfasst wird. Bei der Beschreibung dieser Modelle wird oft herausgestellt, dass die IIA nicht angenommen werden muss, dann findet sich jedoch keine Darstellung der modellierten Abhängigkeiten zwischen den Alternativen. Diese lassen sich für diskrete Auswahlmodelle anhand der in Abschnitt 5.1 beschriebenen Simulationensmethoden ermitteln.

Nähere Betrachtung verdient auch die Frage, welche Arbeitszeitalternative als nutzenmaximal unterstellt wird. Die Annahme der gewünschten Arbeitszeit hat in dieser Arbeit keine sinnvollen Schätzergebnisse geliefert. Dies lässt sich durch die unspezifische Fragestellung im SOEP erklären. Die Unterstellung der tatsächlich realisierten Arbeitszeit als nutzenmaximal ist zumindest für Arbeitsuchende fraglich. Das Schlagwort ist hier die Berücksichtigung von Restriktionen seitens der Arbeitsnachfrage bei der Arbeitsangebotsschätzung. Hier stellt sich die Frage, inwieweit sich Modellierungsansätze aus anderen Ländern in ein deutsches STM-Modell übertragen lassen.

In dieser Arbeit wird erstmalig die Integration von Verbrauchsteuern in den Kontext der Steuer-Transfer-Simulation einschließlich der Prognose einer Arbeitsangebotsreaktion vorgenommen. Dieser Ansatz lässt sich erweitern und auf andere indirekte Steuern übertragen.

Weitere Forschungsfragen betreffen alternative Spezifikationen der Arbeitsangebotsentscheidung im Haushaltskontext, die Modellierung zeitlich befristeter Leistungen, die Lockerung der Annahme vom Erwerbsumfang unabhängiger Stundenlöhne und die Integration der Simulationsergebnisse in gesamtwirtschaftliche Modelle.

## Literatur

- Arntz, M., Feil, M. und Spermann, A. (2003). Die Arbeitsangebotseffekte der neuen Mini- und Midijobs: eine ex-ante Evaluation. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 36, 271-290.
- Bach, H.-U., Koch, S., Magvas, E., Pusse, L., Rothe, T. und Spitznagel, E. (2003). Neue Vorausschau des IAB für den Arbeitsmarkt 2003. *IAB Kurzbericht*, 5.
- Bargain, O. und Moreau, N. (2003). *Is the collective model of labor supply useful for tax policy analysis? A simulation exercise* (CESifo Working Paper Nr. 1052). CESifo.
- Beblo, M. (2001). *Bargaining over Time Allocation: Economic Modeling and Econometric Investigation of Time Use within Families*. Heidelberg: Physica.
- Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A. und Laisney, F. (2003). *Measuring Selectivity-Corrected Gender Wage Gaps in the EU* (Discussion Paper Nr. 03-74). Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Beblo, M., Beninger, D. und Laisney, F. (2003). *Family Tax Splitting: A Microsimulation of its Potential Labour Supply and Intra-household Welfare Effects in Germany* (Discussion Paper Nr. 03-32). Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Beblo, M., Lauer, C. und Wrohlich, K. (2005). *Ganztagschulen und Erwerbsbeteiligung von Müttern - Eine Mikrosimulationsstudie für Deutschland* (Discussion Paper Nr. 05-93). Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Beblo, M. und Wolf, E. (2002). Die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen. *DIW-Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 71(1), 83-94.
- Bedau, K.-D. (1996). Mehrwertsteuererhöhung trifft die Haushalte unterschiedlicher Einkommenshöhe annähernd gleichmäßig. *DIW Wochenbericht*, 63(38), 625-631.
- Bedau, K.-D., Fahrlander, S., Seidel, B. und Teichmann, D. (1998). Wie belastet die Mehrwertsteuererhöhung private Haushalte mit unterschiedlich hohem Einkommen? *DIW Wochenbericht*, 65(14), 249-257.
- Bedau, K.-D., Teichmann, D. und Zwiener, R. (1987). *Auswirkungen der Mehrwertsteuererhöhung vom 1.7.1983 auf volkswirtschaftliche Gesamtaggregate sowie Haushalte unterschiedlicher Einkommensstruktur* (Bd. 99). Berlin: Duncker & Humblot.

- Beninger, D., Laisney, F. und Beblo, M. (2003). *Welfare analysis of fiscal reforms: does the representation of the family decision process matter? Evidence for Germany* (Discussion Paper Nr. 03-31). Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Binger, B. R. und Hoffman, E. (1988). *Microeconomics with calculus*. Glenview, Illinois: Scott Foresman.
- Blundell, R. und MaCurdy, T. (1999). Labor Supply: A Review of Alternative Approaches. In O. Ashenfelter und D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics* (1. Aufl., Bd. 3A). Amsterdam: Elsevier.
- Bonin, H., Kempe, W. und Schneider, H. (2002). *Household Labor Supply Effects of Low-Wage Subsidies in Germany* (Discussion Paper Nr. 637). IZA.
- Bonin, H. und Schneider, H. (2004). *Analytical Prediction of Transitions Probabilities in the Conditional Logit Model* (Discussion Paper Nr. 1015). IZA.
- Bundesministerium der Finanzen. (2001). *Referat I A 6 Steuereinnahmen nach Steuergruppen / IST- Ergebnisse - in Mio DM -* (<http://www.bundesfinanzministerium.de/Anlage5890/Steueraufkommen-mit-Aufteilung-auf-direkte-und-indirekte-Steuern.pdf>, Stand 1.8.2001). BMF.
- Bundesministerium der Finanzen. (2002). *Datensammlung zur Steuerpolitik* (Fachblick Finanz- und Wirtschaftspolitik). Bundesministerium der Finanzen.
- Buslei, H. und Steiner, V. (1999). *Beschäftigungseffekte von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich* (Bd. 42). Baden-Baden: Nomos.
- Chiappori, P.-A. (1992). Collective Labour Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3), 437-467.
- Creedy, J. und Duncan, A. (2002). Behavioural Microsimulation With Labour Supply Responses. *Journal of Economic Surveys*, 16(1), 1-39.
- Creedy, J. und Kalb, G. (2003). *Discrete Hours Labour Supply Modelling: Specification, Estimation and Simulation* (Working Paper Nr. 16-03). Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research.
- Creedy, J. und Kalb, G. (2005). *Behavioral Microsimulation Modelling with the Melbourne Institute Tax and Transfer Simulator (MITTS): Uses and Extensions* (Research Paper Nr. 932). The University of Melbourne, Department of Economics.
- Creedy, J., Kalb, G. und Kew, H. (2004). *Confidence Intervals for Policy Reforms in Behavioral Tax Microsimulation Modelling* (Working Paper Nr. 32-04). Mel-

- bourne Institute of Applied Economic and Social Research.
- Duncan, A. und McCrae, J. (1999). *Household Labour Supply, Childcare Costs and In-Work Benefits: Modelling the Impact of the Working Families Tax Credit in the UK* (Paper presented to the Econometric Society European Meeting). Santiago de Compostela.
- Duncan, A. und Weeks, M. (2000). Transition estimators in discrete choice models. In L. Mitton, H. Sutherland und M. Weeks (Hrsg.), *Microsimulation Modeling for Policy Analysis: Challenges and Innovations*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Europäischer Rat. (23. und 24.3.2000). *Schlussfolgerungen des Vorsitzes* (Bericht). Europäischer Rat (Lissabon).
- Euwals, R. und Van Soest, A. (1999). Desired and actual labour supply of unmarried men and women in the Netherlands. *Labour Economics*, 6, 95-118.
- Fitzenberger, B. und Kurz, C. (2003). New Insights on Earnings Trends Across Skill Groups in Industries in West Germany. *Empirical Economics*, 28(3), 479-515.
- Franz, W. (2003). *Arbeitsmarktökonomik*. Berlin: Springer.
- Fuchs, J. (2002). Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve - Konzeption und Berechnungsweise. In G. Kleinhenz (Hrsg.), *IAB-Kompandium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (Bd. 250). Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Gilbert, N. und Troitzsch, K. G. (1999). *Simulation for the Social Scientist*. Buckingham: Open University Press.
- Gottfried, P. und Wiegard, W. (1991). Exemption Versus Zero Rating - A Hidden Problem of VAT. *Journal of Public Economics*, 46, 307-328.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis* (4. Aufl.). Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Haan, P. (2003). *Discrete Choice Labor Supply: Conditional Logit vs. Random Coefficient Models* ([http://web.fu-berlin.de/wifo/forschung/IIA\\_logit.pdf](http://web.fu-berlin.de/wifo/forschung/IIA_logit.pdf), Stand 26.3.2006). DIW.
- Harding, A. (2000). Dynamic Microsimulation: Recent Trends and Future Prospects. In A. Gupta und V. Kapur (Hrsg.), *Microsimulation in Government Policy and Forecasting* (S. 297-312). Amsterdam: Elsevier.
- Härdle, W. (1989). *Applied Nonparametric Regression*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Hauser, R. (1996). Zur Messung individueller Wohlfahrt und ihrer Verteilung. In S. Bundesamt (Hrsg.), *Wohlfahrtsmessung - Aufgabe der Statistik im gesellschaftlichen Wandel* (S. 13-38). Wiesbaden: Metzler-Pöschel.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Heckman, J. J., Lochner, L. J. und Todd, P. E. (2003). *Fifty Years of Mincer Earnings Regressions* (Discussion Paper Nr. 775). IZA.
- Hilzenbecher, M. (1988). *Belastungsprofile einer Mehrwertsteuererhöhung für Familien* (Materialien und Berichte der Familienwissenschaftlichen Forschungsstelle Nr. 20). Statistisches Landesamt Baden-Württemberg.
- Hilzenbecher, M. (1990). Horizontale und vertikale Verteilungswirkungen einer Mehrwertsteuererhöhung. *Konjunkturpolitik*, 36(2/3), 63-79.
- Homburg, S. (2000). *Allgemeine Steuerlehre* (2. Aufl.). München: Franz Vahlen.
- Hoynes, H. W. (1996). Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation under AFDC-UP. *Econometrica*, 64(2), 295-332.
- Jacobebbinghaus, P. (2002). Die Lohnverteilung in Haushaltsdatensätzen und in amtlich erhobenen Firmendaten. *Wirtschaft und Statistik*, 3, 209-221.
- Jacobebbinghaus, P. und Steiner, V. (2003). *Dokumentation des Steuer-Transfer-Mikrosimulationsmodells STSM: Version 1995-1999* (ZEW-Dokumentation Nr. 03-06). Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Kaltenborn, B. (1998). *Simtrans: Mikrosimulation des deutschen Steuer-Transfer-Systems und alternativer Reformvarianten* (Beiträge zur Wirtschaftsforschung Nr. 56). Johannes-Gutenberg-Universität.
- Kaltenborn, B. (2003a). *Abgaben und Sozialtransfers in Deutschland*. München: Rainer Hampp.
- Kaltenborn, B. (2003b). Integration von Arbeitslosen- und Sozialhilfe: Quantitative Wirkungen und Anreize für die beteiligten Fiskal. *Gesundheits- und Sozialpolitik*, 1-2, 36-43.
- Keane, M. P. und Moffitt, R. A. (1998). A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply. *International Economic Review*, 39(3), 553-589.
- Kommission der Europäischen Gemeinschaften. (2002). *Erhöhung der Erwerbsbeteiligung und Förderung des aktiven Alterns* (Report). Kommission der Europäischen Gemeinschaften.

- Little, R. J. A. und Rubin, D. B. (2002). *Statistical Analysis with Missing Data* (2. Aufl.). New York: Wiley.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D. und Green, J. R. (1995). *Microeconomic Theory*. New York: Oxford University Press.
- McCrae, J. (1999). The Development and Uses of Tax and Benefit Simulation Models. *Brazilian Electronic Journal of Economics*, 2(1).
- McFadden, D. und Train, K. (2000). Mixed MNL Models for Discrete Response. *Journal of Applied Econometrics*, 15, 447-470.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: NBER Press.
- O'Donoghue, C. (2001). Dynamic Microsimulation: A Methodological Survey. *Brazilian Electronic Journal of Economics*, 4(2).
- Ott, N. (2000). Haushaltsnahe Dienstleistungen zwischen Markt, Staat und Eigenproduktion. In J. Althammer und W. Schmähl (Hrsg.), *Soziale Sicherung zwischen Markt und Staat* (S. 281-301). Berlin: Dunker und Humboldt.
- Rässler, S. und Riphan, R. T. (2006). Survey item nonresponse and its treatment. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 90, 217-232.
- Rat der Europäischen Union. (2003a). Beschluss des Rates vom 22. Juli 2003 über die Leitlinien für beschäftigungspolitische Maßnahmen der Mitgliedstaaten. *Amtsblatt der Europäischen Union*, 578, 13-19.
- Rat der Europäischen Union. (2003b). Empfehlungen des Rates vom 22. Juli 2003 zur Durchführung der Beschäftigungspolitik der Mitgliedstaaten. *Amtsblatt der Europäischen Union*, 579, 22-30.
- Simon, C. P. und Blume, L. (1994). *Mathematics for economists*. New York: Norton.
- Sinn, H.-W. (2002). Die Höhle in der Eiger-Nordwand: Eine Anmerkung zum Mainzer Modell und zum Wohlfahrtsstaat an sich. *ifo Schnelldienst*, 55(3), 20-25.
- Slemrod, J. und Bakija, J. (2000). *Taxing Ourselves: A Citizens's Guide to the Great Debate over Tax Reform* (2. Aufl.). Cambridge: MIT Press.
- Statistisches Bundesamt. (1999). *Finanzen und Steuern, Umsatzsteuer 1998, Fachserie 15*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt. (2000). *Finanzen und Steuern, Kassenmäßige Steuereinnahmen 1988 bis 1999, Fachserie 14, Reihe 4.S.1*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt. (2001). *Verkehr, Eisenbahnverkehr, Fachserie 8, Reihe 2*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.

- Statistisches Bundesamt. (2002a). *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Konten und Standardtabellen 2001, Fachserie 18, Reihe 1.3*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt. (2002b). *Wirtschaftsrechnungen, Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998, Fachserie 15*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt. (div. Jg.). *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden: Metzler-Poeschel.
- Steiner, V. und Jacobebbinghaus, P. (2003). *Reforming Social Welfare as We Know It? A Microsimulation Study for Germany* (Discussion Paper Nr. 03-33). Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Stern, N. (1986). On the specification of labour supply functions. In R. Blundell und I. Walker (Hrsg.), *Unemployment, Search and Labour Supply* (S. 143-189). Cambridge: Cambridge University Press.
- Train, K. E. (2003). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Van Soest, A. (1995). Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach. *Journal of Human Resources*, 30(1), 63-88.
- Van Soest, A. (1999). Structural Discrete Choice Models of Labour Supply. In J. Merz und M. Ehling (Hrsg.), *Time Use - Research, Data & Policy* (S. 205-25). Baden-Baden: Nomos.
- Van Soest, A. und Das, M. (2001). Family Labor Supply and proposed Tax Reforms in the Netherlands. *De Economist*, 149(2), 191-218.
- Van Soest, A., Das, M. und Gong, X. (2002). A structural labour supply model with flexible preferences. *Journal of Econometrics*, 107, 345-374.
- Vella, F. (1988). Generating Conditional Expectations From Models With Selectivity Bias. *Economics Letters*, 28, 97-103.
- Vella, F. (1998). Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey. *The Journal of Human Resources*, 33(1), 127-169.
- Wagenhals, G. (1999). Analysing the Impact of German Tax and Benefit Reforms on Labour Supply - A Microsimulation Approach. In J. Merz und M. Ehling (Hrsg.), *Time Use - Research, Data & Policy* (S. 293-305). Baden-Baden: Nomos.
- Xu, J. und Long, J. S. (2005). Confidence Intervals for predicted outcomes in regression models for categorial outcomes. *The Stata Journal*, 5(4), 537-559.

## A Lohnregression mit arbeitsplatzbezogenen Merkmalen

In Abschnitt 3.2.6 werden Lohnregressionen mit und ohne arbeitsplatzbezogenen Merkmalen unterschieden. Zum Zwecke der Prognose hypothetischer Löhne für Nichterwerbstätige wird eine Lohnregression ausschließlich auf Basis personenbezogener Merkmale durchgeführt. Im Folgenden werden Schätzergebnisse und Lohnverteilungen dargestellt, falls die Arbeitsplatzmerkmale öffentlicher Dienst, berufliche Stellung, Firmengröße und Branche bei der Regression aufgenommen und bei der Prognose jeweils mittlere Effekte zugewiesen werden.

Tabelle A.1: Lohnregression mit Selektionskorrektur

	Frauen NBL	Frauen ABL	Männer NBL	Männer ABL
<b>Lohngleichung</b>				
Ausbildungsjahre	0.023 ***	0.019 ***	0.014 ***	0.007 **
Ausbildungsjahre*deutsch		0.011 **		0.014 ***
Berufserfahrung in Vollzeit	-0.002	0.002 ***	-0.004 **	-0.001
Berufserfahrung in Teilzeit	-0.004 *	-0.001	-0.007	-0.012 ***
Erwerbsunterbrechung	-0.082 ***	-0.010	-0.130 ***	-0.094 ***
Erwerbsunterbrechung <sup>2</sup>	0.004	-0.004	0.025 **	0.019 ***
Betriebszugehörigkeit	0.010 ***	0.010 ***	0.006 ***	0.010 ***
Betriebszugehörigkeit <sup>2</sup>	-0.017 ***	-0.013 ***	-0.010 *	-0.015 ***
Alter	0.100 ***	0.070 ***	0.104 ***	0.062 ***
Alter <sup>2</sup> /100	-0.205 ***	-0.133 ***	-0.226 ***	-0.117 ***
Alter <sup>3</sup> /10000	0.137 ***	0.079 ***	0.162 ***	0.073 ***
Familienstand (Referenz: ledig, verwitwet)				
Verheiratet	0.018	-0.007	0.030 *	0.047 ***
Getrennt lebend	0.053 *	0.064 ***	0.032	0.024
Geschieden	-0.001	0.039 ***	0.042 *	0.020
Kind bis 3 im Haushalt	0.039	0.050 ***	0.038 **	0.026 ***
Kind 4 bis 6 im Haushalt	0.077 ***	0.017	0.021	0.022 ***
Deutsch		-0.147 ***		-0.155 ***
Ost-Berlin	0.132 ***		0.133 ***	
Jahresdummies (Referenz: 1995)				
Dummy 1996	0.035 ***	0.028 ***	0.042 ***	0.031 ***
Dummy 1997	0.082 ***	0.038 ***	0.077 ***	0.043 ***
Dummy 1998	0.109 ***	0.062 ***	0.093 ***	0.055 ***
Dummy 1999	0.124 ***	0.066 ***	0.089 ***	0.057 ***
Dummy 2000	0.133 ***	0.065 ***	0.121 ***	0.079 ***
Dummy 2001	0.169 ***	0.076 ***	0.152 ***	0.094 ***
Dummy 2002	0.196 ***	0.125 ***	0.204 ***	0.151 ***
Dummy 2003	0.225 ***	0.149 ***	0.238 ***	0.187 ***
Nicht im öffentlichen Dienst	-0.047 ***	-0.013 ***	-0.010 **	0.002
Öffentlicher Dienst	0.058 ***	0.026 ***	0.034 **	-0.008
Ungelernte Arbeiter	-0.240 ***	-0.276 ***	-0.203 ***	-0.230 ***
Angelernte Arbeiter	-0.235 ***	-0.218 ***	-0.140 ***	-0.178 ***
Gelernte und Facharbeiter	-0.131 ***	-0.089 ***	-0.086 ***	-0.105 ***
Vorarbeiter, Meister	-0.038	-0.030	-0.006	-0.024 **
Angest. Ind.u.Werkmeister	0.146 *	0.002	0.095 **	0.078 ***
Angest. ohne Ausb.abschl.	-0.130 ***	-0.165 ***	-0.099 ***	-0.188 ***
Angest. mit Ausb.abschl.	-0.044 ***	-0.038 ***	-0.066 ***	-0.129 ***
Angest. mit qualif.Tätigk	0.037 ***	0.072 ***	0.044 ***	0.024 ***
Angest. hochqual.Tätigk.	0.230 ***	0.250 ***	0.210 ***	0.250 ***
Angest. Führungsaufgaben	0.413 ***	0.351 ***	0.462 ***	0.474 ***
Beamter im einf./mittl.Dienst	0.013	-0.008	-0.057	-0.149 ***
Beamter im gehob. Dienst	-0.089 *	0.182 ***	0.093 *	0.051 ***
Beamter im höheren Dienst	0.384 ***	0.285 ***	0.527 ***	0.273 ***

Fortsetzung auf nächster Seite ...

... Tabelle A.1 fortgesetzt

Firmengröße: bis 4 Besch.	-0.228 ***	-0.205 ***	-0.188 ***	-0.181 **
Firmengröße: 5 bis 19 Besch.	-0.072 ***	-0.068 ***	-0.108 ***	-0.095 **
Firmengröße: 20 bis 199 Besch.	0.004	-0.001	-0.008	-0.025 **
Firmengröße: 200 bis 1999 Besch.	0.068 ***	0.052 ***	0.085 ***	0.024 **
Firmengröße: ab 2000 Besch.	0.112 ***	0.085 ***	0.126 ***	0.065 **
Land- und Forstwirtschaft	-0.119 ***	-0.078	-0.184 ***	-0.103 ***
Bergbau	0.174 **	0.531 **	0.095 ***	-0.054 *
Verarbeitendes Gewerbe	-0.104 ***	-0.070 ***	-0.058	-0.015
Tabak und Textil	-0.156 ***	-0.093 ***	-0.086 **	-0.123 ***
Holz, Papier, Druck	0.080	0.048 *	0.066	0.066 ***
Chemie und Grundstoffe	-0.002	0.062 ***	0.033	0.044 ***
Metallverarbeitung	0.063	0.079 ***	0.046 ***	0.052 ***
Maschinenbau	-0.010	0.073 ***	0.046 **	0.061 ***
Fahrzeugbau	0.219 ***	0.170 ***	0.064 **	0.111 ***
Handwerk	-0.120 ***	-0.016	-0.015	0.014
Recycling und Energie	0.120 ***	0.044	0.075 ***	0.059 ***
Baugewerbe	0.074 ***	0.015	0.067 ***	0.029 ***
Handel	-0.069 ***	-0.075 ***	-0.068 ***	-0.081 ***
Gastgewerbe	-0.228 ***	-0.142 ***	-0.225 ***	-0.218 ***
Verkehr und Nachrichten	0.000	0.007	-0.038 *	-0.073 ***
Kredite und Versicherungen	0.069 **	0.048 ***	0.085 **	0.034 **
Unternehmensnahe Dienstl.	-0.021	0.018	-0.004	0.028 *
Öffentliche Verwaltung	-0.011	-0.033 ***	-0.067 ***	-0.065 ***
Erziehung und Unterricht	0.141 ***	0.067 ***	-0.017	-0.045 *
Gesundheit und Soziales	0.013	0.013 *	-0.003	-0.060 ***
Sonstige Dienstleistungen	-0.045 **	-0.056 ***	-0.017	-0.058 ***
Konstante	0.258	0.957 ***	0.514 *	1.395 ***
<b>Partizipationsgleichung</b>				
Höchster Schul- oder Berufsabschluss (Referenz: weder noch)				
Hauptschulabschluss	1.708 ***	0.316 ***	0.303	0.511 ***
Realschulabschluss	1.188 ***	0.269 ***	0.553 *	0.211 **
Abitur	0.340	-0.691 ***	-0.821 **	-0.869 ***
Lehre	1.948 ***	0.560 ***	0.890 ***	0.575 ***
Studium	2.281 ***	0.693 ***	1.507 ***	0.848 ***
Berufserfahrung	0.019 ***	0.013 ***	0.031 ***	0.024 ***
Erwerbsunterbrechung	-1.328 ***	-0.470 ***	-1.538 ***	-1.397 ***
Erwerbsunterbrechung <sup>2</sup>	0.124 ***	-0.049 ***	0.192 ***	0.171 ***

Fortsetzung auf nächster Seite ...

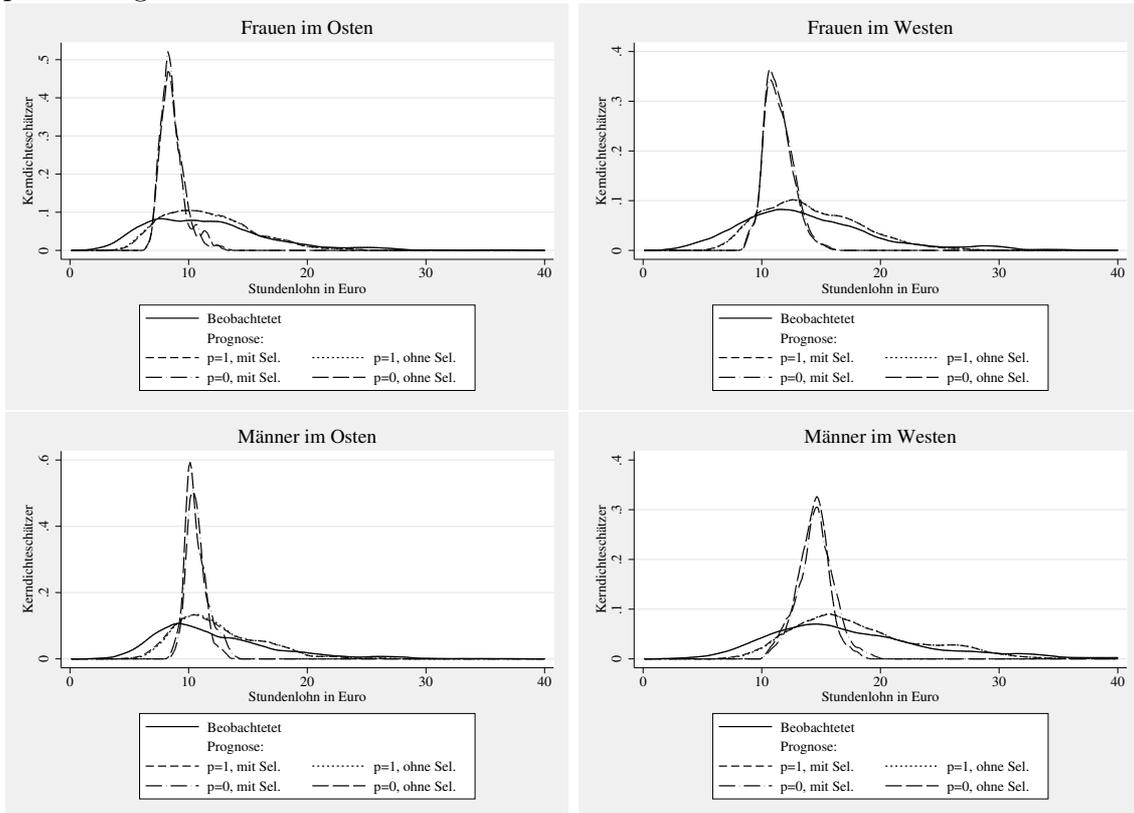
... Tabelle A.1 fortgesetzt

Alter (Referenz: 20 bis 25)				
Alter 26 bis 30	0.219 **	0.564 ***	0.181 *	0.229 ***
Alter 31 bis 35	0.408 ***	0.661 ***	0.114	0.320 ***
Alter 36 bis 40	0.282 **	0.720 ***	0.029	0.295 ***
Alter 41 bis 45	0.284 *	0.742 ***	-0.264 *	0.257 ***
Alter 46 bis 50	0.033	0.678 ***	-0.314 *	0.061
Alter 51 bis 55	-0.159	0.483 ***	-0.638 ***	-0.211 *
Alter 56 bis 60	-0.818 ***	-0.072	-1.299 ***	-0.970 ***
Familienstand (Referenz: ledig, verwitwet)				
Verheiratet	0.397 ***	0.074 *	0.285 ***	0.279 ***
Getrennt lebend	-0.422 **	-0.047	-0.682 ***	0.276 **
Geschieden	-0.104	0.051	-0.258 **	0.099
Kind bis 3 im Haushalt	-0.617 ***	-1.129 ***	-0.258 ***	-0.078
Kind 4 bis 6 im Haushalt	0.676 ***	0.119 ***	-0.060	-0.048
Kind 7 bis 16 im Haushalt	0.076	0.092 ***	0.111 *	0.077 *
Kind über 17 im Haushalt	0.075	0.040	0.109	0.075
Grad der Erwerbsminderung	-0.007 ***	-0.008 ***	-0.003	-0.007 ***
Sonst. HH-Einkommen/1000	-0.762 ***	-0.230 ***	-1.318 ***	-0.520 ***
(Sonst. HH-Einkommen/1000) <sup>2</sup>	0.648 ***	0.049 ***	1.634 ***	0.156 ***
Jahresdummys (Referenz: 1995)				
Dummy 1996	0.027	-0.005	-0.101	0.016
Dummy 1997	0.148 **	0.008	-0.008	0.075
Dummy 1998	0.159 **	0.015	-0.007	0.075
Dummy 1999	0.259 ***	-0.048	0.174 **	0.167 ***
Dummy 2000	0.174 **	-0.141 ***	0.137 *	0.062
Dummy 2001	0.284 ***	-0.055	0.150 *	0.126 ***
Dummy 2002	0.403 ***	0.028	0.197 **	0.210 ***
Dummy 2003	0.282 ***	-0.001	0.094	0.079
Konstante	-0.263	0.499 ***	1.418 ***	1.081 ***
$a(\rho)$	0.121 *	-0.049	-0.167 ***	-0.125 ***
$\ln(\sigma_w)$	-1.292 ***	-1.214 ***	-1.283 ***	-1.347 ***
Anzahl der Beobachtungen	11950	35368	10872	32386
Log-Likelihood	-4619	-17105	-4094	-9449

Anmerkungen: \*/\*\* bedeutet signifikant bei 5%/1%. Die Schätzung erfolgt mit Stata 8.2 anhand des Befehls `-heckman-`. Statt  $\rho$  geht  $a(\rho) = 0,5 \ln(\frac{1+\rho}{1-\rho})$  und statt  $\sigma_w$  geht  $\ln(\sigma_w)$  in die Likelihood-Funktion ein, damit die Schätzer im theoretischen Wertebereich liegen. Die Option `-constraint-` stellt sicher, dass die gewichtete Summe der Koeffizienten eines arbeitsplatzspezifischen Merkmals jeweils Null ergibt. Dazu muss in der Stata-Datei `heckman.ado` die Startwertberechnung ausgeklammert werden, da sie diese Art von Restriktion nicht erlaubt. Die Standardfehler der Parameter werden nach der robusten Huber-White-Methode berechnet, die Korrelation wiederholter Beobachtungen über die Zeit werden dabei berücksichtigt (Option `-cluster-`).

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP Welle 19.

Abbildung A.1: Verteilung der Löhne und Prognosen bei Schätzung mit arbeitsplatzbezogenen Merkmalen



Anmerkungen: p=1 bedeutet erwerbstätig, p=0 nichterwerbstätig, mit Sel. bedeutet mit Berücksichtigung endogener Selektion gemäß Gleichung 3.2.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP, Welle 19.

## B Zuordnung von Mehrwertsteuersätzen zu Ausgabenkategorien

Tabelle B.1 führt auf, welche Steuerbelastung den einzelnen Ausgabenkategorien zugeordnet wird. In den Anmerkungen zur Tabelle werden die Zahlen erläutert.

Tabelle B.1: Mit Mehrwertsteuer belastete Ausgaben in der EVS

Hauptgruppen	Untergruppen	Ausgaben [Mio. €]	Satz [%]	USt [Mio. €]	
Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren	Nahrungsmittel, Getränke, Tabakwaren (ohne Deputate)	127.469	9,12	10.658	a)
	Nahrungsmittel (Deputate)	60	7,00	4	
	Getränke und Tabakwaren (Deputate)	34	15,75	5	
Bekleidung und Schuhe		52.118	15,75	7.092	
Tatsächliche und unterstellte Mieten		221.250	3,00	6.459	b)
	Erzeugnisse und Dienstleistungen für die regelmäßige Instandhaltung und Reparatur der Wohnung	26.482	15,75	3.603	
Energie		42.372	15,75	5.765	
Möbel, Innenausstattung, Teppiche und Bodenbeläge		64.235	15,75	8.740	
Gesundheitspflege	Pharmazeutische Erzeugnisse, andere medizinische Erzeugnisse, therapeutische Geräte und Ausrüstung	16.577	15,75	2.256	c)
	Ärztliche Dienstleistungen, zahnärztliche Dienstleistungen, Dienstleistungen nichtärztlicher Gesundheitsdienstberufe, stationäre Gesundheitsdienstleistungen	16.480	4,47	706	d)
Verkehr		113.234	15,75	15.408	e)
	Personenbeförderung im Schienen- und Straßenverkehr	9.087	11,20	915	f)

*Fortsetzung auf nächster Seite ...*

... Tabelle B.1 fortgesetzt

Nachrichtenübermittlung		22.514	15,75	3.063	
Freizeit, Unterhaltung und Kultur		67.393	15,75	9.170	g)
	Glücksspiele	5.183	5,54	272	h)
	Zeitungen, Zeitschriften, andere Druckerzeugnisse und Bücher	13.884	7,00	908	
	Auslandspauschalreisen	22.638	1,58	351	i)
Bildungswesen		4.699	2,33	107	j)
Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen		44.701	15,75	6.082	
Andere Waren und Dienstleistungen		23.907	15,75	3.253	
	Dienstleistungen für die Betreuung von Alten, Behinderten und Pflegebedürftigen sowie Kinderbetreuung	3.475	4,47	149	k)
	Finanzdienstleistungen a.n.g.	2.300	5,21	114	l)
	Andere Dienstleistungen a.n.g.	9.314	3,74	336	m)
	Freud- und Leid-Kasse sowie Lohn- und Gehaltspfändungen	252	13,85	31	n)
Privater Verbrauch		909.658		85.448	
	Einnahmen aus dem Verkauf von gebrauchten Waren und Schmuck, Rückvergütung auf Warenverkäufe	-15.266	15,75	-2.077	
Privater Verbrauch abzüglich der Einnahmen aus Verkäufen		894.392	10,28	83.371	o)

Anmerkungen:

Geringe Abweichungen dieser Werte von denen in den Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes ergeben sich daraus, dass hier mit dem faktisch anonymisierten Scientific Use File der EVS 1998 gerechnet wird und nicht mit dem vollen Datensatz.

- a) Der Steuersatz wird als mit Konsumausgabenanteilen (Statistisches Bundesamt, 2002b, Heft 3: 13) gewichtetes Mittel zwischen vollem und ermäßigtem Satz berechnet.
- b) Wohnungsmieten sind nach §4 Nr.12 UStG steuerfrei ohne Vorsteuerabzug. Die enthaltene Vorsteuerbelastung wird errechnet, indem auf die Vorleistungen im Bereich Grundstücks- und Wohnungswesen (Statistisches Bundesamt, 2002a: 116) der volle Satz angewendet und die so berechnete Vorsteuer auf den Produktionswert bezogen wird. Unterstellte Mieten einschließlich derer für Eigentümer werden einbezogen.

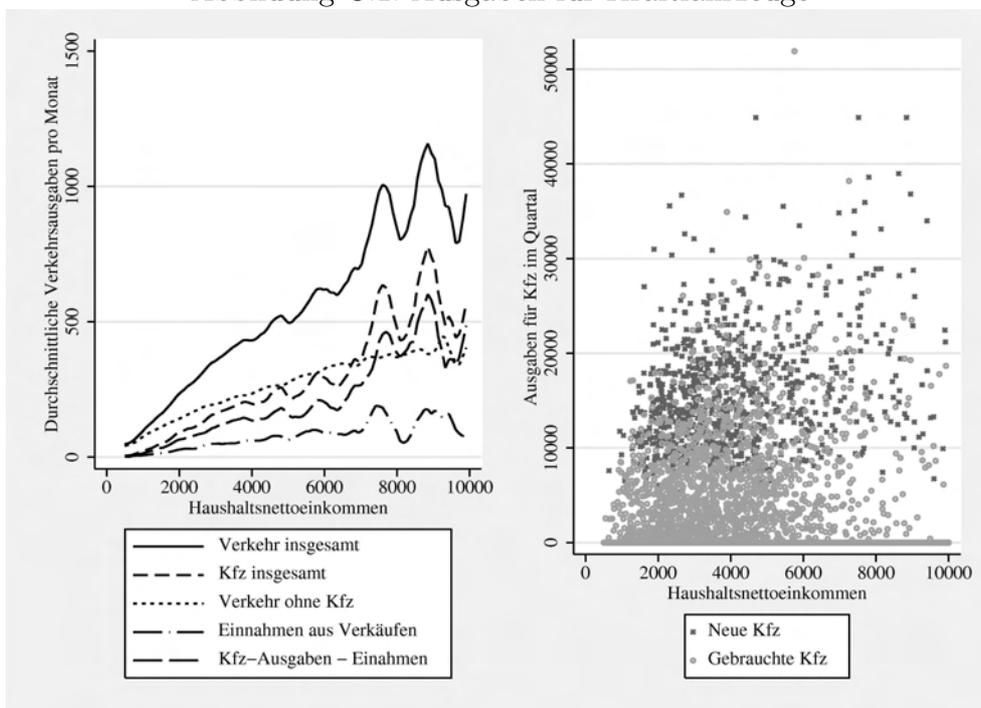
- c) Enthaltene ermäßigt besteuerte Güter nach Anlage zu §12 II 1 und 2 UStG, Nr.51 und 52 werden vernachlässigt.
- d) Gesundheitsdienstleistungen sind nach §4 Nr.14 UStG i. d. R. steuerfrei ohne Vorsteuerabzug. Die enthaltene Vorsteuerbelastung wird errechnet, indem auf die Vorleistungen im Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen (Statistisches Bundesamt, 2002a: 116) der volle Satz angewendet und die so berechnete Vorsteuer auf den Produktionswert bezogen wird.
- e) Enthalten sind auch gebrauchte Kraftfahrzeuge. Wie in Abschnitt 3.3.2.2 beschrieben, wird für Gebrauchtkäufe der volle Steuersatz unterstellt.
- f) Nach §12 Nr. 10b UStG gilt für den Nahverkehr der ermäßigte und für den Fernverkehr der volle Steuersatz. Gemäß Statistisches Bundesamt, 2001: 8 teilen sich die Personenkilometer im Schienenverkehr in etwa zur Hälfte auf Nah- und Fernverkehr auf. Hier wird daher für Personenbeförderung im Schienen- und Straßenverkehr angenommen, dass sich die Ausgaben zu 50% auf den Nahverkehr beziehen.
- g) Vernachlässigt werden hier steuerfreie öffentliche Kulturdienstleistungen oder auch ermäßigt besteuerte Ausgaben für Haustiere.
- h) Nach §4 Nr. 9b sind Umsätze, die unter das Rennwett- und Lotteriegesetz fallen, sowie Umsätze öffentlicher Spielbanken mehrwertsteuerfrei. Nicht befreit sind beispielsweise Umsätze an Glücksspielautomaten. Hier wird vereinfachend angenommen, dass die Ausgaben für Glücksspiele ohne Vorsteuerabzug steuerfrei sind. Die enthaltene Vorsteuerbelastung wird errechnet, indem auf die Vorleistungen im Bereich Kultur, Sport und Unterhaltung (Statistisches Bundesamt, 2002a: 115) der volle Satz angewendet und die so berechnete Vorsteuer auf den Produktionswert bezogen wird.
- i) Für die Besteuerung von Reiseleistungen gilt eine gesonderte Regelung nach §25 UStG. Hier wird für Inlandspauschalreisen der volle Steuersatz angenommen. Der Satz für Auslandspauschalreisen ergibt sich aus der Annahme einer nach Differenzbesteuerung nach §25a UStG mit dem vollen Satz besteuerten Umsatzrendite von 10%.
- j) Bildungsausgaben sind steuerfrei ohne Vorsteuerabzug. Die enthaltene Vorsteuerbelastung wird errechnet, indem auf die Vorleistungen im Bereich Erziehung und Unterricht (Statistisches Bundesamt, 2002a: 116) der volle Satz angewendet und die so berechnete Vorsteuer auf den Produktionswert bezogen wird.
- k) Siehe d).
- l) Umsätze des Kredit- und Versicherungsgewerbes sind steuerfrei ohne Vorsteuerabzug. Die in den Ausgaben für Finanzdienstleistungen enthaltene Vorsteuerbelastung wird errechnet, indem auf die Vorleistungen im Bereich Kreditgewerbe (Statistisches Bundesamt, 2002a: 116) der volle Satz angewendet und die so berechnete Vorsteuer auf den Produktionswert bezogen wird.
- m) Andere Dienstleistungen a.n.g. enthalten Gebühren an öffentliche Verwaltungen, Rechtsberatungen oder Vermögensverwaltungen und sind daher i. d. R. steuerfrei ohne Vorsteuerabzug. Die enthaltene Vorsteuerbelastung wird errechnet, indem auf die Vorleistungen im Bereich öffentliche Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung (Statistisches Bundesamt, 2002a: 116) der volle Satz angewendet und die so berechnete Vorsteuer auf den Produktionswert bezogen wird.
- n) Da keine Information über die Verwendung dieser Ausgaben vorliegt, wird ein mittlerer Steuersatz in Höhe von 13,85% angesetzt, der sich ergibt, wenn man davon ausgeht, dass letztlich das gesamte Mehrwertsteueraufkommen in Höhe von 127,3 Mrd. € vollständig über den privaten Verbrauch im Inland (1051,8 Mrd. €, Statistisches Bundesamt, 2002a: 169) von den privaten Haushalten getragen wird.
- o) Hierbei handelt es sich um den impliziten Steuersatz, errechnet aus der den privaten Haushalten zugeordneten Mehrwertsteuerbelastung und dem sich aus der EVS ergebendem privaten Verbrauch.

## C Unstete Mehrwertsteuerbelastung bei hohen Einkommen

In Abschnitt 3.3.2.2 wird darauf verwiesen, dass die Schätzung des mittleren Wertverlustes langlebiger Konsumgüter über die tatsächlichen Ausgaben im Befragungszeitraum dessen Varianz erhöht. Die Abbildungen 3.9 und 3.13 weisen bei Haushalten mit einem Nettoeinkommen von über 7.000 € schwankende Verläufe bei der Mehrwertsteuerbelastung auf, die auf eine ungenaue Schätzung hindeuten. Abbildung C.1 verdeutlicht, dass die zwei lokalen Maxima auf die Ausgaben für langlebige Konsumgüter zurückzuführen sind, genauer: auf die Ausgaben für Kraftfahrzeuge. Lediglich 2.359 der 49.720 an der Stichprobe teilnehmenden Haushalte haben im Befragungszeitraum positive Ausgaben für Kraftfahrzeuge; von den Haushalten mit einem Einkommen von über 7.000 € pro Monat sind es 218 von 2079. Wenige Beobachtungen haben daher einen großen Einfluss auf die Schätzwerte.

Weiterhin sehen wir in Abbildung C.1 einen ähnlichen Verlauf bei der Ausgabenkurve für Kraftfahrzeuge und der Einnahmenkurve aus Verkäufen gebrauchter Waren. Dies ist ein Hinweis darauf, dass es sich bei den verkauften Waren oft um alte Kraftfahrzeuge handelt, die zeitnah zum Neukauf abgegeben werden.

Abbildung C.1: Ausgaben für Kraftfahrzeuge



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EVS 1998.

# Lebenslauf

Name: Peter Jacobebbinghaus  
Geburtsdatum: 29.11.1971  
Geburtsort: Gadderbaum (Bielefeld)  
Familienstand: Ledig

## Werdegang

seit 08/2004      Wissenschaftlicher Mitarbeiter im Forschungsdatenzentrum  
der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt-  
und Berufsforschung, Nürnberg

12/1998–07/2004      Wissenschaftlicher Mitarbeiter im Forschungsbereich  
„Arbeitsmärkte, Personalmanagement und Soziale Sicherung“  
am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

10/1992–02/1999      Studium der Volkswirtschaftslehre an der Universität Bielefeld

07/1991–09/1992      Zivildienst bei den von-Bodelschwingh'schen Anstalten

08/1982–06/1991      Abitur an der Hans-Ehrenberg-Schule, Bielefeld