

Schneider, Hilmar; Bonin, Holger

Article

Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

Provided in Cooperation with:

Institute for Employment Research (IAB)

Suggested Citation: Schneider, Hilmar; Bonin, Holger (2005) : Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg, Vol. 38, Iss. 4, pp. 475-492

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158615>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben

Hilmar Schneider und Holger Bonin*

Der Beitrag untersucht die Arbeitsmarktwirkungen einer vom Deutschen Gewerkschaftsbund vorgeschlagenen Subventionierung der Sozialbeiträge über einen allgemeinen Freibetrag. Im Rahmen eines mit SOEP-Daten geschätzten diskreten Arbeitsangebotsmodells werden die Wohlfahrtseffekte des Konzepts auf Haushaltsebene einschließlich der ausgelösten Verhaltensanpassungen simuliert. Der Freibetrag entfaltet positive Wohlfahrtswirkungen nur dann, wenn die entstehenden fiskalischen Kosten nicht gegenfinanziert werden. Bei Gegenfinanzierung über eine breit bemessene Konsumsteuer gehen das gesamtwirtschaftliche Arbeitsangebot in Stunden und die monetär bewertete individuelle Wohlfahrt zurück. Die Nutzeneinbußen wachsen mit der Einkommensposition der Haushalte. Die Gegenfinanzierung über eine Kopfsteuer erhält den positiven Arbeitsangebotseffekt des Freibetrags, aber nur Haushalte im niedrigsten Einkommensdezil erfahren eine Nutzensteigerung.

Gliederung

1	Einführung	4	Wirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben
2	Theoretische Wirkungen eines Freibetrags bei den Sozialabgaben	4.1	Arbeitsangebotseffekte
3	Schätzung der Arbeitsangebotsparameter	4.2	Wohlfahrts- und Verteilungseffekte
3.1	Empirisches Modell	5	Zusammenfassende Bewertung
3.2	Daten		Literatur
3.3	Modellspezifikation und Schätzergebnisse		

* Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

1 Einführung

Steigende Lohnnebenkosten sind eine Ursache für die hohe strukturelle Arbeitslosigkeit in Deutschland. In dem Maße, wie Arbeitgeber die Beiträge zu den gesetzlichen Sozialversicherungen nicht überwälzen können, schwächt die Belastung des Produktionsfaktors Arbeit die Nachfrage. Auf der Angebotsseite treiben die Sozialabgaben einen Keil zwischen Produktivität und Nettoeinkommen der Arbeitnehmer, so dass die Erwerbsbereitschaft sinkt. Dieses Problem trifft vor allem Geringqualifizierte.

Zur Bekämpfung dieser strukturellen Defizite hat der Deutsche Gewerkschaftsbund (2003) einen allgemeinen Freibetrag bei den Sozialabgaben in Höhe von monatlich 250 Euro vorgeschlagen, der sowohl Arbeitnehmern als auch Arbeitgebern zugute kommt. Im Gegenzug sollen die bestehenden Möglichkeiten geringfügiger Beschäftigung ohne bzw. mit reduzierter Beitragspflicht für den Arbeitnehmer (Mini-, Midijobs) abgeschafft werden. Entstehende Beitragsausfälle sollen ganz oder teilweise über höhere Steuern finanziert werden. Dieser Entwurf unterscheidet sich konzeptionell von anderen Vorschlägen zur Subventionierung der Sozialbeiträge, vgl. Dann et al. (2002) für einen Überblick. Zum einen erfasst die Subvention alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten und unterscheidet sich damit von wenig erfolgreichen zielgruppenspezifischen Maßnahmen zur Senkung der Abgabenlast niedriger Einkommen wie dem Mainzer Modell (Gerster und Deubel 1999). Zum anderen entwickeln sich die Förderbeträge, anders als bei einer allgemeinen Senkung der Beitragssätze zur Sozialversicherung, regressiv. Der konstante Freibetrag sorgt dafür, dass die prozentuale Entlastung des Faktors Arbeit mit steigendem Bruttoeinkommen abnimmt. Die Befürworter der Freibetragsregelung sehen darin einen verteilungspolitischen Vorteil gegenüber einer proportionalen Verringerung der Abgabenlast durch niedrigere Beitragssätze.

Der vorliegende Beitrag untersucht die potenziellen Wirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben mithilfe eines Mikrosimulationsmodells des Steuer- und Transfersystems, das mit Individualdaten und einem strukturellen Arbeitsangebotsmodell verknüpft wird. Unter üblichen Annahmen über rationales Entscheidungsverhalten von Haushalten (statische Nutzenmaximierung) lassen sich mit diesem Ansatz die Wirkungen einer Reform auf das Arbeitsangebot und die individuelle Wohlfahrt simulieren. Dabei wird die Rolle unfreiwilliger Arbeitslosigkeit ignoriert: ein Arbeitsangebot von Null wird als optimale Entscheidung der Haushalte inter-

pretiert. Hierin folgt die Untersuchung früheren deutschen ex-ante Evaluationsstudien.¹

Allerdings führt diese Vorgehensweise, wenn das individuell gewünschte Arbeitsangebot durch Bedingungen auf der Arbeitsnachfrageseite restringiert ist, zu einer verzerrten Schätzung der Präferenzparameter für Freizeit und Konsum. Empirische Ergebnisse für Deutschland von Bargain et al. (2005) zeigen, dass unter Berücksichtigung der zweiten Beschäftigungshürde bei unfreiwilliger Arbeitslosigkeit strukturell geschätzte Arbeitsangebotselastizitäten signifikant niedriger sind als ohne Nachfragerestriktion geschätzte Elastizitäten. Das heißt, dieser Beitrag erfasst die Obergrenze der möglichen Beschäftigungseffekte einer Freibetragsregelung. Denkbar ist jedoch, dass sich die Arbeitsnachfrage durch die zugleich erfolgende Subventionierung der Arbeitgeber soweit belebt, dass ein steigendes Arbeitsangebot auch absorbiert wird.

Unsere Studie erweitert die von Kaltenborn et al. (2003) vorgenommene Abschätzung der Angebotseffekte eines Sozialabgabenfreibetrags in verschiedener Hinsicht. Erstens beruhen die Simulationen auf einem flexibleren diskreten Wahlmodell, in dem Haushalte Entscheidungen über Freizeit und Konsum innerhalb eines engen Rasters von Arbeitszeitkategorien treffen. Zudem wird bei Paaren die Koordination des Arbeitsangebots über einen kollektiven Entscheidungsprozess abgebildet (van Soest, 1995). So wird die Reaktion des gesamtwirtschaftlichen Arbeitsangebots auf eine exogene Änderung des Steuer- und Transfersystems präziser simuliert.

Darüber hinaus verwenden wir bei der Simulation der Reformwirkungen ein Verfahren zur Bestimmung exakter Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Arbeitszeitkategorien gemäß Bonin und Schneider (2006) bzw. de Palma und Kilani (2005). Dieses Verfahren berücksichtigt die unbeobachtete Heterogenität der Haushalte, so dass die Folgen eines exogenen Schocks anhand des Erwartungswerts individueller Verhaltensreaktionen anstatt von Randverteilungen analysiert werden können. Hierdurch lassen sich zum einen die Nutzenveränderungen durch die Reform auf Haushaltsebene angeben und in Form monetärer Äquivalente miteinander vergleichen. Zum anderen können die Änderungen des Arbeitsangebots, die sich aus der erforderlichen Gegenfinanzierung der Reform ergeben, innerhalb des geschätzten Verhaltensmodells simuliert werden.

¹ Vgl. zum Beispiel Steiner (2003), Arntz et al. (2003) und Steiner and Wrohlich (2005).

Die Simulationen ergeben, dass die vorgesehene Beitragsentlastung nur dann zu Nutzengewinnen der Haushalte führt, wenn auf eine Gegenfinanzierung verzichtet wird. In diesem Fall werden fast alle Einkommensgruppen absolut gleich besser gestellt, so dass die Reform das angestrebte Verteilungsziel erreicht. Bei Gegenfinanzierung über eine Pauschalsteuer kommt es dagegen zwar zu einem moderaten Anstieg des Arbeitsangebotsvolumens, für die allermeisten Haushalte werden die durch den Freibetrag erzielten Nutzengewinne jedoch vollständig rückgängig gemacht. Die Gegenfinanzierung über eine breit bemessene Konsumsteuer führt sogar zu einem Rückgang des gesamtwirtschaftlichen Arbeitsvolumens. Bei fast allen Haushalten kommt es zu Nutzenverlusten, die mit dem Haushaltseinkommen absolut zunehmen.

Der weitere Beitrag gliedert sich wie folgt. Abschnitt 2 arbeitet die Wirkungen eines Sozialabgabenfreibetrags anhand des statischen neoklassischen Arbeitsangebotsmodells heraus. Abschnitt 3 beschreibt das verwendete empirische diskrete Wahlhandlungsmodell, die der Schätzung des Modells zugrunde liegende Stichprobe und die geschätzten Verhaltensparameter. Abschnitt 4 diskutiert die simulierten Wirkungen der Reform auf das Arbeitsangebot und die individuelle Wohlfahrt. Abschnitt 5 schließt mit einer zusammenfassenden Bewertung der Ergebnisse.

2 Theoretische Wirkungen eines Freibetrags bei den Sozialabgaben

Hypothesen über die Wirkungen eines Freibetrags bei den Sozialabgaben lassen sich im statischen neoklassischen Modell des Arbeitsangebots mit Steuern einfach ableiten. Es sei unterstellt, dass Individuen über insgesamt L_0 Stunden Zeit verfügen und eine vom laufenden Konsum von Gütern C und Freizeit L abhängige Nutzenfunktion $U = U(C, L)$ maximieren. Die Optimierung erfolgt unter der Restriktion, dass der Gesamtaufwand für die beiden Konsumgüter das (exogene) Vollerwerbeinkommen V_0 , d.h. das Einkommen bei völligem Verzicht auf Freizeit, nicht übersteigt. Unterstellt man eine Steuer mit konstantem Steuersatz τ auf das Erwerbseinkommen und einen konstanten Bruttolohnsatz von w , lässt sich diese Budgetbeschränkung schreiben als: $C + (1 - \tau)wL \leq V_0$.

Das dargestellte Optimierungsproblem hat zwei Lösungen. Die erste Lösung charakterisiert Teilnehmer am Arbeitsmarkt. Individuen, die arbeiten, wählen diejenige Kombination von Freizeit und Konsum auf

der Budgetgeraden, bei der die Grenzrate der Substitution zwischen dem Konsum von Freizeit und dem Konsum von Gütern dem realen Preis der Freizeit, d.h. dem Nettolohnsatz, entspricht. Das Arbeitsangebot H folgt direkt aus der gewählten Menge an Freizeit: $H = L_0 - L$.

Eine Senkung des Proportionalsteuersatzes wirkt auf das Arbeitsangebot wie eine Erhöhung des Bruttolohnsatzes. Entsprechend lässt sich die Slutsky-Zerlegung in einen Einkommens- und einen Substitutionseffekt vornehmen:

$$\frac{\partial H}{\partial \tau} = -\tau \frac{\partial H}{\partial w} = -\tau \left(\frac{\partial H}{\partial w} \Big|_{\bar{v}} + H \frac{\partial H}{\partial V_0} \right).$$

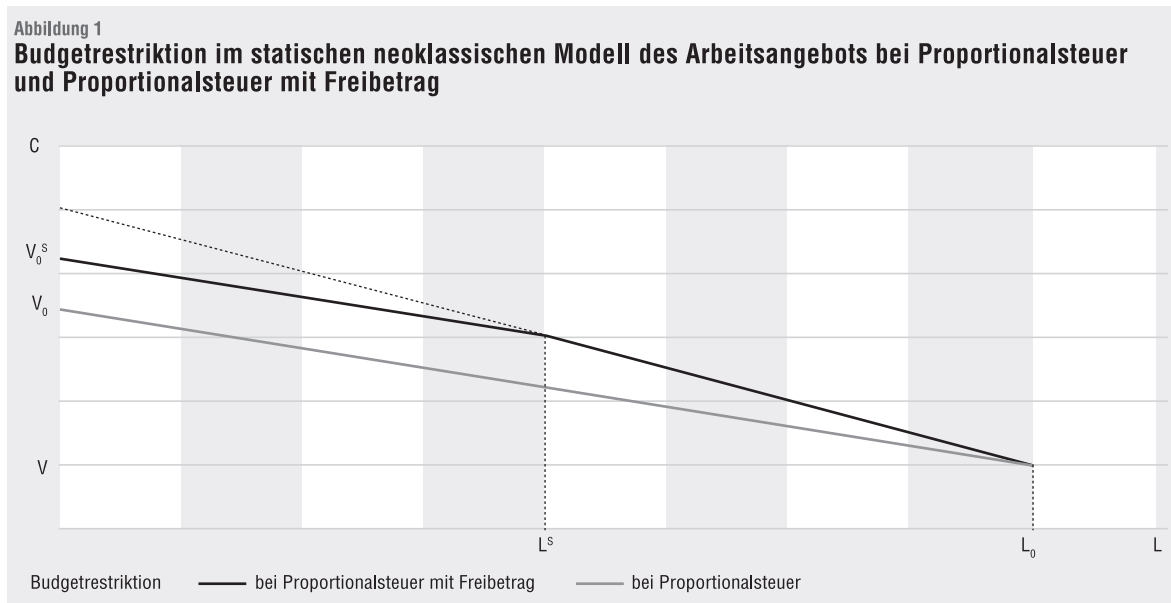
Ein niedrigerer Steuersatz führt einerseits zu einer Ausweitung des Arbeitsangebots; der Konsum von Freizeit wird relativ teurer (Substitutionseffekt). Andererseits bewirkt die Erhöhung des potenziellen Einkommens eine Ausweitung der Nachfrage nach Freizeit bzw. einen Rückgang des Arbeitsangebots, solange Freizeit ein normales Gut ist (Einkommenseffekt). Theoretisch ist der Gesamteffekt einer Änderung des Steuersatzes auf die gewünschte Arbeitszeit von Individuen, die bereits Arbeit anbieten, unbestimmt.

Die zweite Lösung des Optimierungsproblems charakterisiert den Fall der Nichtpartizipation, d.h. ein optimales Arbeitsangebot von Null. Eine Arbeitsaufnahme lohnt sich solange nicht, wie der mit der Aufgabe einer marginalen Einheit Freizeit verbundene Nutzenverlust höher ist als der Nutzengewinn aus der damit einhergehenden marginalen Steigerung der Konsummöglichkeiten um den Nettolohnsatz $(1 - \tau)w$. Der *Reservationslohn* ist der höchste Lohnsatz, bei dem eine Arbeitsaufnahme gerade noch unterbleibt. Wird der Proportionalsteuersatz gesenkt, erhöht sich der Nettoertrag jeder Einheit Arbeit. Bei jeder Verteilung von Bruttolohnofferten steigt die Wahrscheinlichkeit, dass der Reservationslohn überschritten wird, und somit die Partizipationsrate.

Bei Einführung eines Steuerfreibetrags in Höhe S hat die Bemessungsgrundlage der Steuer den Wert: $\max(wH - S, 0)$. Entsprechend beträgt die Steuerzahlung

$$T = \begin{cases} 0 & \text{falls } L \geq L_0 - \frac{S}{w} \equiv L^s \\ \tau(wH - S) & \text{sonst} \end{cases}$$

Abbildung 1 illustriert die Wirkungen auf die Budgetrestriktion im obigen Modell. Für Individuen mit einem ursprünglichen Arbeitsangebot im Intervall



(L^s, L_0] reduziert sich der Steuersatz auf Null. Die Budgetgerade dreht sich nach außen und erhält die Steigung des Bruttolohnsatzes w . Für Individuen mit einem ursprünglichen Arbeitsangebot im Intervall $[0, L^s]$ bleibt die Steigung der Budgetgerade dagegen unverändert. Sie verschiebt sich aber um den konstanten Betrag $V_0 - V_0^s$ nach oben.

Somit hat die Freibetragsregelung auf der Individualebene drei mögliche Effekte. (1) Bei einem gegebenen Reservationslohn erhöht sich die Partizipationswahrscheinlichkeit von Individuen, die in der Ausgangssituation nicht arbeiten. (2) Bei Individuen, deren ursprüngliches steuerpflichtiges Einkommen niedriger ist als der Freibetrag, treten ein negativer Einkommens- und ein positiver Substitutionseffekt auf, so dass die Wirkung auf das Arbeitsangebot unbestimmt ist. In jedem Fall verbleiben diese Individuen jedoch im Arbeitsmarkt. Ihr Nettolohnsatz ist bereits in der Ausgangssituation größer als der Reservationslohnsatz. (3) Für Individuen, deren ursprüngliches steuerpflichtiges Einkommen oberhalb des Freibetrags liegt, ist der marginale Ertrag einer zusätzlichen Einheit Arbeit konstant. Es wirkt nur der negative Einkommenseffekt. Im ungünstigsten Fall fällt das individuelle Arbeitsangebot auf $L_0 - L^s$.

Hieraus folgt für die gesamtwirtschaftliche Ebene, dass die Partizipationsrate nach Einführung des Freibetrags definitiv zunimmt. Damit ist jedoch noch nicht sicher, dass auch das Arbeitsvolumen in Stunden wächst. Ob es dazu kommt, ist theoretisch unbestimmt und hängt von der Stärke des mit der Steuersenkung verbundenen Einkommenseffekts

bei denjenigen ab, die im Status quo bereits arbeiten. Daher müssen die für das Arbeitsangebotsverhalten relevanten Parameter empirisch geschätzt werden.

3 Schätzung der Arbeitsangebotsparameter

3.1 Empirisches Modell

Die Schätzung der für die Mikrosimulation benötigten Verhaltensparameter basiert auf einem strukturellen Modell des Arbeitsangebotsverhaltens. In der Tradition von van Soest (1995) beschränken wir die Wahlmöglichkeiten bei der Arbeitszeit auf eine diskrete Anzahl von Alternativen. Dieser *discrete choice*-Ansatz vereinfacht Schätzung und Simulation des Arbeitsangebotsmodells erheblich, weil die Budgetrestriktion des Haushalts nicht für einen stetigen Verlauf von Arbeitszeiten evaluiert werden muss. Hierdurch bleiben Arbeitsangebotsschätzungen auch bei komplexen, nicht-stetigen und nicht-konvexen Budgetverläufen numerisch handhabbar. Dies ermöglicht eine sehr detailgetreue Nachbildung des jeweils geltenden Steuer- und Transfersystems. Zudem legt die zu beobachtende Verteilung der Arbeitszeiten nahe, dass der Handlungsraum bei Entscheidungen über die Arbeitszeit de facto auf wenige Alternativen beschränkt ist. Die Rundungsprobleme, die durch eine Reduktion der Auswahlmöglichkeiten auf Stundenkategorien auftreten, sind daher relativ gering.

Betrachtet werde zunächst die Arbeitsangebotsentscheidung eines einzelnen Individuums. Der mit der Wahl einer Handlungsalternative j verbundene Nutzen U_j sei eine Funktion des laufenden Konsums C_j , der die Alternative charakterisierenden Freizeit L_j , einem Vektor von Haushaltscharakteristika Z_j , die über die Handlungsalternativen variieren können, sowie einer unbeobachtbaren Komponente v_j :

$$U_j = U(C_j, L_j; Z_j) + v_j,$$

Gemäß dem statischen neoklassischen Modell des Arbeitsangebots wird im Folgenden die Akkumulation von Vermögen vernachlässigt. Ohne Sparmotiv entspricht der laufende Konsum einer Periode dem laufenden Nettoeinkommen des Haushalts. Das laufende Nettoeinkommen ist eine Funktion des Bruttolohnsatzes, der geleisteten Arbeitszeit und der Steuerzahlungen abzüglich Transfers, T . Diese sind eine Funktion des Bruttoeinkommens und anderer Haushaltscharakteristika. Allgemein lautet die Budgetrestriktion demnach:

$$C_j = C_j(w(L_0 - L_j), T(w(L_0 - L_j); Z_j)).$$

Bei Kenntnis des geltenden Steuer- und Transfersystems lässt sich für jede zugelassene Handlungsalternative L_j der zugehörige hypothetische Konsum C_j berechnen.

Die ökonometrische Schätzung dieses Modells erfordert zwei identifizierende Annahmen. Erstens wird unterstellt, dass die vom Haushalt gewählte Handlungsalternative unter allen verfügbaren Handlungsalternativen den größten Nutzen stiftet. Zweitens wird angenommen, dass der Störterm v_j über Handlungsalternativen und Haushalte hinweg identisch und unabhängig Typ 1-extremwertverteilt ist. Unter diesen Voraussetzungen ergibt sich die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt die Alternative i wählt, als:

$$P(i) = P(U_i > U_j \forall j \neq i) = \frac{\exp(U_i)}{\sum_j \exp(U_j)}.$$

Dies ist das *conditional logit* Modell von McFadden (1974). Mit diesem Modell lassen sich die Parameter einer vorzuziehenden spezifischen direkten Nutzenfunktion über Maximum Likelihood schätzen.

Bei Mehrpersonenhaushalten muss das skizzierte Entscheidungsmodell erweitert werden, um eine mögliche Koordination des Arbeitsangebots zwischen einzelnen Haushaltsmitgliedern abzubilden. Wir betrachten dazu ein unitäres Handlungsmodell, in dem die Haushaltsmitglieder ihr Einkommen

poolen (Hausmann und Ruud, 1984). Dies bedeutet, dass der Nutzen vom individuellen Arbeitsangebot aller Haushaltsmitglieder und vom laufenden Konsum des Haushalts abhängt, nicht jedoch von der Aufteilung des Konsums (bzw. des laufenden Nettoeinkommens) innerhalb des Haushalts.

3.2 Daten

Die für die Schätzung des empirischen Modells verwendeten Haushaltsdaten stammen aus dem Sozioökonomischen Panel (SOEP), Welle 2002.² Unsere Stichprobe beschränkt sich auf Haushalte von Alleinstehenden und – verheirateten oder unverheirateten – Paaren. Haushalte mit Erwachsenen, die mit dem Haushaltsvorstand nicht in einer partnerschaftlichen Beziehung stehen, werden ausgeschlossen, weil Bedarfsgemeinschaften innerhalb des Steuer- und Transfersystems nur unpräzise zu erfassen sind. Zudem erscheint für solche Haushalte die für Paarhaushalte getroffene strukturelle Annahme problematisch, dass alle Nettoeinkommen zu einem gemeinsamen Konsumbündel des Haushalts zusammengefasst werden können.

Weil das Arbeitsangebot an den Altersrändern stark durch das Ausbildungs- bzw. Verrentungsverhalten beeinflusst wird, beschränken wir die Stichprobe außerdem auf Personen im Haupterwerbsalter (25–55 Jahre). Um nur Personen zu erfassen, die dem allgemeinen Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen, werden des weiteren Personen, die sich noch in einer Ausbildung befinden, Wehr- und Zivildienstleistende, Frauen im Mutterschutz oder Erziehungsurlaub, Selbständige und Beamte nicht berücksichtigt. Bei Paaren wird der gesamte Haushalt gestrichen, sobald einer der Partner diese Ausschlusskriterien erfüllt. Nach Ausschluss von Haushalten mit fehlenden Angaben verbleiben für die Schätzungen noch 4269 Haushalte mit 6881 Personen. Rechnet man die Haushalte mit den Gewichtungsfaktoren des SOEP hoch, repräsentiert die Stichprobe rd. 17,9 Millionen Personen, darunter rd. 4,1 Millionen Nichterwerbstätige.

Tabelle 1 fasst die Stichprobe zusammen. Die Beschäftigtenquoten der Alleinstehenden liegen unabhängig vom Geschlecht relativ nah am Stichprobenmittel von 75,2 Prozent. Deutliche Abweichungen gibt es dagegen bei den Paarhaushalten. Hier liegt

² Das SOEP ist eine repräsentative Längsschnittstudie privater Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland. Die Stichprobe umfasste im Erhebungsjahr 2002 mehr als 12.000 Haushalte mit fast 24.000 Personen. Zur Einführung in den Datensatz vgl. Haisken-deNew und Frick (2003).

Tabelle 1

Stichprobe – Deskriptive Statistiken

	Alleinstehende		Paarhaushalte	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Alter in Jahren	38,8	40,0	42,7	40,5
Wohnort in Ostdeutschland (ja = 1)	0,246	0,239	0,229	
Haushalt mit Kindern unter 6 Jahre (ja = 1)	0,050	0,080	0,168	
Haushalt mit Kindern von 7–16 Jahren (ja = 1)	0,070	0,390	0,765	
Haushalt mit Pflegefall (ja = 1)	0,010	0,006	0,021	
Haushalt Sozialhilfeempfänger (ja = 1)	0,019	0,066	0,011	
Verheiratet (ja = 1)			0,888	
Ausländer (ja = 1)	0,058	0,070	0,108	0,109
Ohne Berufsabschluss (ja = 1)	0,110	0,145	0,114	0,170
Abgeschlossene Berufsausbildung (ja = 1)	0,685	0,654	0,658	0,650
FH- oder Universitätsabschluss (ja = 1)	0,205	0,201	0,228	0,180
Schwerbehinderung \geq 50% (ja = 1)	0,072	0,059	0,066	0,039
Arbeitszeit > 0 Stunden (ja = 1)	0,742	0,773	0,834	0,666
Bruttoerwerbseinkommen (Euro)	2.013	1.650	3.126	1.735
Verfügbares Haushaltseinkommen (Euro)	1.401	1.372	2.734	
N	782	875	2.612	

Anmerkungen: Mittelwerte. Durchschnitt der Bruttoerwerbseinkommen bezogen auf Individuen mit positiver Arbeitszeit. Verfügbares Haushaltseinkommen durch Steuer- und Transfermodell auf Grundlage der rechtlichen Rahmenbedingungen des Jahres 2002 auf Basis des Bruttoerwerbseinkommens simuliert.
Quelle: SOEP, Welle 2002; eigene Berechnungen.

Tabelle 2

Wöchentliche Arbeitszeiten nach Haushaltstyp und Geschlecht

Arbeitsstunden je Woche	Alle Haushalte		Alleinstehende		Paarhaushalte	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
[0–5[18,7	30,7	25,8	22,6	16,6	33,4
[5–15[0,3	6,3	0,3	2,2	0,3	7,6
[15–25[0,6	13,3	1,4	7,4	0,4	15,3
[25–35[1,3	11,9	2,2	12,5	1,1	11,7
[35–45[73,6	37,1	65,2	53,9	76,1	31,4
\geq 45	5,5	0,8	5,1	1,4	5,6	0,6
Durchschnittliche Arbeitszeit	32,7	22,1	29,6	27,7	33,7	20,2
N	3.394	3.487	782	875	2.612	2.612

Anmerkungen: Angaben in Prozent. Durchschnittliche Arbeitszeit berechnet unter Verwendung folgender Rundung für die Arbeitsstundenkategorien: 0 bis unter 5 Stunden = 0 Stunden, 5 bis unter 15 Stunden = 10 Stunden, ... über 45 Stunden = 50 Stunden.
Quelle: SOEP, Welle 2002; eigene Berechnungen.

die Beschäftigungsquote der Frauen nur bei rund zwei Drittel, während Männer zu über 83 Prozent beschäftigt sind. Die Verhaltensasymmetrie wird noch stärker, wenn man die Verteilung der geleisteten Arbeitszeiten betrachtet.

Tabelle 2 zeigt die Verteilung der Arbeitszeiten nach Haushaltstypen gemäß der regelmäßig geleisteten wöchentlichen Arbeitszeit einschließlich bezahlter Überstunden. In Paarhaushalten ist das Modell des weiblichen Zweitverdieners weit verbreitet: in weit mehr als der Hälfte der Fälle arbeitet die Partnerin kürzer als der Partner. Nur in jedem vierten Haushalt arbeiten beide Partner Vollzeit. So erreicht die durchschnittliche Arbeitszeit der Frauen im Mittel nur das Niveau einer Teilzeitbeschäftigung. Für Alleinstehende sind die Geschlechterunterschiede bei der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit weniger stark ausgeprägt. Zwar zeigen auch alleinstehende Frauen eine Tendenz zur Teilzeitarbeit. Dies wird jedoch durch eine höhere Beschäftigungsquote teilweise ausgeglichen.

Unterschiede zwischen den Haushaltstypen zeigen sich auch bei den Einkommen. Zum einen sind die Bruttoerwerbseinkommen von beschäftigten Alleinstehenden niedriger als bei den beschäftigten Mitgliedern von Paarhaushalten. Dies ist im Wesentlichen auf systematische Unterschiede bei den Bruttolohnen zurückzuführen. Zum anderen erzielen alleinstehende Frauen ein geringeres Bruttoerwerbseinkommen als alleinstehende Männer. Dies beruht vor allem auf Unterschieden bei der durchschnittlichen Arbeitszeit. Aus den individuellen Bruttoerwerbseinkommen berechnen wir mit Hilfe eines Modells des deutschen Steuer- und Transfersystems das für den Konsum verfügbare Haushaltsnettoeinkommen. Dieses Modell, das die Gesetzeslage des Jahres 2002 abbildet, erfasst folgende Elemente: die Einkommensteuer einschließlich Ehegattensplitting, sämtliche Beiträge zu den gesetzlichen Sozialversicherungen, Kindergeld, Sozialhilfe, Wohngeld, sowie die Regelungen zur geringfügigen Beschäftigung (325-Euro Jobs). Die so ermittelte effektive Steuer- und Abgabenbelastung der Haushalte erreicht 16,9 Prozent bei alleinstehenden Frauen, 30,4 Prozent bei alleinstehenden Männern und 43,8 Prozent bei Paaren.

3.3 Modellspezifikation und Schätzergebnisse

Die Unterschiede zwischen den drei Haushaltstypen in der Stichprobe sind so gravierend, dass wir das Arbeitsangebotsmodell für Paare sowie alleinstehende Frauen und Männer getrennt schätzen. Wir

unterstellen, dass jeder Erwachsene im Haushalt über Zeitausstattung von 80 Stunden pro Woche verfügt und seine wöchentliche Arbeitszeit aus der Menge $\{0,10,20,30,40,50\}$ auswählt. Die in der Stichprobe beobachteten Arbeitszeiten werden entsprechend gerundet.³ Diese Spezifikation ergibt bei Alleinstehendenhaushalten sechs, bei Paarhaushalten 36 mögliche Kombinationen von Wochenarbeitszeiten und Konsum. Durch Zulassung von Teilzeit bei den Männern sind einige Arbeitszeitkategorien nur schwach besetzt, so dass das Modell im Mittel die Wahrscheinlichkeit dieser Handlungsoptionen überschätzt. Dies ist jedoch unproblematisch, da die Mikrosimulation die Verteilung der individuellen Fehlerterme für jeden Haushalt berücksichtigt. Die individuell zulässigen Störterme werden dabei so angepasst, dass jeder Haushalt im Status quo der beobachteten Arbeitszeitkategorie zugeordnet wird. Bei einem gröberen Raster zwischen den Handlungsalternativen wie bei Kaltenborn et al. (2003) wären die simulierten Übergangswahrscheinlichkeiten kleiner.

Das mit jeder Handlungsalternative verbundene Nettoeinkommen wird unter der Annahme ermittelt, dass der für die Individuen beobachtete Bruttolohnsatz unabhängig von der gewählten Arbeitszeit ist. Für Individuen, deren Marktlohn nicht beobachtet werden kann, weil sie nicht beschäftigt sind, wird ein geschätzter Bruttolohnsatz zugrunde gelegt, der aus einer selektionskorrigierten Lohnregression stammt (Heckman 1979). Aus dem zu jeder Arbeitszeitkategorie gehörenden Bruttoeinkommen wird durch Anwendung des oben beschriebenen Modells des deutschen Steuer- und Transfersystems das zugehörige, hypothetische Nettoeinkommen abgeleitet.

Für die beobachtbare Komponente des Haushaltsnutzens U_j bei Wahl der Handlungsalternative j gehen wir von einer quadratischen Nutzenfunktion aus:⁴

$$U_j = x_j' A x_j + b' x_j.$$

Hierbei bezeichnet x_j einen Spaltenvektor, der das bei Wahl der Alternative j verfügbare Haushaltseinkommen und die verfügbare Freizeit enthält. Für Alleinstehende enthält dieser Vektor zwei, für Paarhaushalte drei Elemente, weil die Freizeitausstat-

³ Die Rundung erfolgt nach folgendem Schema: 0 bis unter 5 Stunden = 0 Stunden, 5 bis unter 15 Stunden = 10 Stunden, ... über 45 Stunden = 50 Stunden.

⁴ Vgl. etwa van Soest (1995) für die Niederlande, Blundell et al. (2000) für Großbritannien, Gerfin und Leu (2003) für die Schweiz, sowie für Deutschland Steiner (2000).

Tabelle 3

Geschätzte Parameter des Nutzenmodells nach Haushaltstyp

Merkmal	Alleinlebende		Paarhaushalte	
	Männer ^a	Frauen	Männer	Frauen
ln(Verfügbares Einkommen)	-18,391 (-3,67)	-5,598 (-1,00)	-22,095 (-6,90)	
ln(Verfügbares Einkommen) ²	1,535 (4,33)	0,561 (1,44)	1,679 (8,14)	
ln(Freizeit)	-33,450 (-0,95)	156,017 (3,70)	75,814 (2,36)	93,950 (3,06)
ln(Freizeit) ²	-1,984 (-3,38)	-5,138 (-9,17)	-5,000 (-17,97)	-2,463 (-8,58)
ln(Freizeit Mann) x ln(Freizeit Frau)			0,943 (2,86)	
ln(Freizeit) x				
ln(Alter in Jahren)	26,417 (1,36)	-66,672 (-2,88)	-24,487 (-1,41)	-46,467 (-2,77)
ln(Alter in Jahren) ²	-3,384 (-1,27)	9,542 (3,00)	3,645 (1,55)	6,943 (3,01)
Wohnort in Ostdeutschland	-0,819 (-2,47)	-0,026 (-0,08)	-0,214 (-1,08)	-2,375 (-12,21)
Anzahl der Kinder bis 6 Jahre im HH	-0,562 (-1,07)	3,882 (5,40)	0,048 (0,24)	3,256 (11,42)
Anzahl der Kinder von 7 bis 16 im HH	-0,415 (-1,07)	1,187 (3,73)	0,037 (0,37)	1,688 (13,27)
Pflegebedürftige Person im HH	11,496 (2,85)	4,768 (1,63)	-0,067 (-0,13)	1,901 (2,54)
Haushalt mit Sozialhilfebezug	11,156 (3,65)	8,286 (6,61)	7,419 (6,03)	4,861 (2,82)
Verheiratet			-0,211 (-0,81)	0,846 (3,33)
Ausländische Staats- angehörigkeit	-0,894 (-1,68)	-0,029 (-0,05)	-0,635 (-2,38)	0,278 (0,87)
Ohne abgeschlossene Ausbildung	-0,396 (-0,97)	0,638 (1,42)	0,559 (2,22)	0,551 (2,10)
FH- oder Universitäts- abschluss	1,349 (3,72)	0,056 (0,15)	1,593 (7,80)	-0,672 (-3,14)
Grad der Erwerbs- minderung ≥ 50%	1,496 (2,85)	0,101 (0,17)	0,781 (2,52)	0,022 (0,05)
N	782	875	2.612	

Anmerkungen: ML-Schätzung des Conditional logit-Modells, t-Werte in Klammern. Referenz der Bildungsvariablen: abgeschlossene Berufsausbildung. ^a ML-Schätzung des Conditional logit-Modells mit Penalty-Funktion.

tung der beiden Partner individuell berücksichtigt werden muss. A bezeichnet eine entsprechend dimensionierte symmetrische Parametermatrix und b einen Parametervektor.

Zur Abbildung von beobachtbarer Heterogenität wird diese Spezifikation noch um

$$b = \beta_0 + \beta'Z$$

erweitert, d.h. einige Verhaltensparameter werden als Funktion beobachtbarer Merkmale der Individuen bzw. Haushalte aufgefasst, die über die individuellen Handlungsalternativen konstant sind. Diese Spezifikation ist nur eine von vielen möglichen Al-

ternativen. Die generellste Spezifikation wäre, sämtliche Parameter als Funktion beobachtbarer Charakteristika und eines unbeobachtbaren Fehlerterms zu betrachten. Versuche mit alternativen Spezifikationen zeigen jedoch, dass nach Kontrolle der Interaktion der beobachtbaren Charakteristika mit dem Parameter für den (linearen) Freizeiterm fast keine signifikanten Interaktionseffekte mit anderen Parametern übrig bleiben. Spezifikationen mit *random coefficients* führen zu instabilen Ergebnissen.

Tabelle 3 zeigt die Schätzergebnisse für die drei verschiedenen Haushaltstypen. Diese und die folgenden Ergebnisse beruhen für Nicht-Erwerbstätige auf dem prognostizierten Erwartungswert ihres am Markt erzielbaren Bruttostundenlohns. Der Schätzfehler auf der Stufe der vorgeschalteten Lohnregression wird somit vernachlässigt. Dieser Fehler ließe sich zwar durch numerische Integration über die zu maximierende Likelihoodfunktion simulieren (Gourieroux und Montfort 1993), dieses Verfahren ist jedoch relativ aufwändig, ohne die geschätzten Parameter substantziell zu verändern.

Die geschätzten Parameter des spezifizierten Arbeitsangebotsmodells sind schwer direkt zu interpretieren. Vom theoretischen Standpunkt aus ist es erforderlich, dass der marginale Nutzenzuwachs eines Haushalts bei einer Erhöhung des Konsums positiv ist. Für Paarhaushalte und alleinstehende Frauen ist diese Monotoniebedingung bei allen Haushalten für sämtliche Punkte der Budgetrestriktion erfüllt. Dagegen implizieren die Parameter einer unrestringierten ML-Schätzung für alleinstehende Männer in rund zwei Prozent aller wählbaren Fälle einen negativen Grenznutzen des Konsums. Für diesen Haushaltstyp maximieren wir die Likelihoodfunktion daher unter Einschluss einer Straffunktion, die den Parameterraum auf ökonomisch plausible Werte restringiert.⁵

Die Schätzparameter für Freizeit weisen auf einen bei längerer Arbeitszeit mit abnehmender Rate fallenden Nutzen hin. Lediglich für alleinstehende Männer ist der Parameter des linearen Freizeiterms nicht signifikant. Für Paare führt eine Erhöhung der

⁵ Mit der Straffunktion wird der Wert der Likelihoodfunktion verringert, wenn für $C_1 > C_2$ und gegebene Parameter der Wert der Nutzenfunktion an einer Stelle (C_1, L) niedriger ist als an einer Stelle (C_2, L) . Wie Euwals und van Soest (1995) verwenden wir als Straffunktion für Handlungsalternative j :

$$p(j) = \log \Phi(\alpha^{-1}(U(C_j, L_j) - U(0,5C_j, L_j))).$$

Hierbei steht Φ für die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung und α ist Gewichtungparameter. Weil die unrestringierte Schätzung die Monotoniebedingung nur in wenigen Fällen verletzt, reicht es, die Straffunktion mit $\alpha = 100$ nur schwach zu gewichten.

gemeinsam verfügbaren Freizeit, gemessen an der Interaktion der beiden Freizeiterme, zu einem signifikant höheren Nutzenniveau des Haushalts. Das individuelle Arbeitsangebot erscheint demnach nicht als Ergebnis unabhängiger Entscheidungen der beiden Partner, wie von Kaltenborn et al. (2003) unterstellt, sondern als Resultat eines Koordinationsprozesses zwischen den Partnern. Deshalb ist das Modell gemeinsamer Präferenzen vorzuziehen.

Die geschätzten Parameter der Heterogenitätsterme sind als Verschiebung des marginalen Nutzengewinns bei längerer Freizeit für ein gegebenes Niveau des Konsums und – im Fall von Paarhaushalten – des Arbeitsangebots des anderen Partners zu interpretieren. Ein positives Vorzeichen bedeutet demnach einen zusätzlichen marginalen Nutzenverlust aus Arbeit. Die geschätzten Parameter zeigen die erwarteten Einflüsse: Bei Männern führen vor allem Schwerbehinderung, Sozialhilfebezug des Haushalts und ein akademischer Ausbildungsabschluss zu einem höheren marginalen Nutzenverlust aus Arbeit, so dass die individuelle Arbeitszeit *ceteris paribus* kürzer ausfällt. Frauen in den Neuen Bundesländern zeigen eine deutlich höhere Bereitschaft länger zu arbeiten als Frauen in den Alten Bundesländern. Darüber hinaus ist insbesondere in Paarhaushalten die Spezialisierung auf Haushaltsaufgaben zu erkennen. Der Nutzenzuwachs aus jeder nicht mit Erwerbsarbeit verbrachten Stunde ist höher, falls Kinder oder ein Pflegefall im Haushalt vorhanden sind. Unabhängig von Betreuungsaufgaben ist die Verringerung des Arbeitsangebots an den Familienstand geknüpft. In Paarbeziehungen ist der marginale Nutzenverlust bei einem gegebenen Arbeitsumfang signifikant höher als bei unverheirateten Frauen.

4 Wirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben

4.1 Arbeitsangebotseffekte

Wenn ein Schock das mit einer bestimmten Arbeitszeit verbundene Nutzenniveau verändert, kann es zu einem Übergang zwischen der in der Ausgangssituation gewählten Arbeitszeitkategorie zu einer der übrigen diskreten Handlungsalternativen kommen. Hinreichende Voraussetzung für eine positive Übergangswahrscheinlichkeit ist, dass der Schock den Nutzen, der mit der alternativen Arbeitszeit verbunden ist, gegenüber dem Nutzen, der mit der ursprünglich gewählten Arbeitszeit verbunden ist, relativ erhöht.

Die Übergangswahrscheinlichkeiten nach einem exogenen Schock auf die beobachtbaren Kompo-

zenten des empirischen Modells lassen sich unter der Annahme, dass die geschätzten Verhaltensparameter und die unbeobachtbaren Heterogenitätsparameter konstant sind, simulieren. Im conditional logit-Modell existiert hierfür eine geschlossene Form, die auf der für einen Vektor von geschätzten Parametern gültigen bedingten Verteilung der Differenz der Störterme zwischen den Handlungsalternativen beruht (Bonin und Schneider, 2004). Mit Hilfe dieses Resultats kann der Vektor der Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen der im Ausgangszustand gewählten und den alternativen Handlungsoptionen auf Haushaltsebene exakt berechnet werden. Durch Aggregation der für die Haushalte bestimmten erwarteten Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Arbeitszeitkategorien erhält man eine Transitionsmatrix, die die Reaktion des Arbeitsangebots auf den exogenen Schock zusammenfasst.⁶

Die Einführung eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben verändert die Nutzenrelationen zwischen den Handlungsalternativen, weil sich die Konsummöglichkeiten der Haushalte bei positiven Arbeitszeiten verändern. Für die Mikrosimulation der Arbeitsangebotswirkungen muss die Veränderung des Werts der beobachtbaren Komponenten der Nutzenfunktion durch die Reform für jede Handlungsmöglichkeit des Haushalts bestimmt werden. Die Betrachtungsweise ist dabei partialanalytisch, weil unterstellt wird, dass sich individuelle Charakteristika, insbesondere der persönliche Bruttolohnsatz, durch die Reform nicht verändern.

Zunächst integrieren wir den Freibetrag von monatlich 250 Euro in das Modell des deutschen Steuer- und Transfersystems für das Jahr 2002, ohne Maßnahmen zur Gegenfinanzierung zu berücksichtigen. In Verbindung mit den zu diesem Zeitpunkt geltenden Beitragssätzen verringert die Einführung des Freibetrags die individuellen Sozialversicherungsbeiträge gegenüber dem Ausgangszustand im Regelfall um rund 51 Euro. Abweichungen hiervon treten

auf, wenn das betrachtete Monatsbruttoeinkommen unterhalb der ursprünglichen Freigrenze bei den Sozialabgaben bzw. oberhalb der Versicherungshöchstgrenze liegt. Da im Gegenzug die Sozialversicherungsfreiheit geringfügiger Einkommen abgeschafft wird, führt die Reform bei Monatseinkommen zwischen 250 und 325 Euro zu höheren Sozialabgaben. Bei Einkommen über der Versicherungshöchstgrenze wirkt die Verkleinerung der Bemessungsgrundlage durch den Freibetrag nicht oder nur teilweise, so dass die Beitragsentlastung entsprechend niedriger ausfällt.

Zu beachten ist darüber hinaus, dass die mit der Reform erreichte Absenkung der Beiträge zu den Sozialversicherungen nicht gleich der Veränderung der Konsummöglichkeiten des Haushalts ist. Falls das höhere Nettoeinkommen nach Sozialversicherung zu niedrigeren Transferansprüchen führt oder der Vorsorgefreibetrag bei der Einkommensteuer nicht ausgeschöpft ist, fällt der Konsumanstieg geringer aus als die Entlastung bei den Sozialabgaben.

Tabellen 4 und 5 beschreiben die simulierten Veränderungen des Arbeitsangebots von Männern und Frauen nach Einführung eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben ohne Gegenfinanzierung. Die für Alleinstehende und Paarhaushalte ermittelten Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Arbeitszeitkategorien wurden hierzu zusammengefasst. Wie erwartet führt die Reform zu einer Zunahme der Partizipationsraten: durch die resultierende Erhöhung des Nettostundenlohnsatzes überschreiten 2,0 Prozent der Frauen und 1,8 Prozent Männer ihren Reservationslohn. Hochgerechnet ergibt sich ein zusätzliches Arbeitsangebot von rd. 340.000 Personen. Darunter sind rd. 163.000 Frauen. Diese wählen allerdings überwiegend Teilzeitbeschäftigungen: mehr als 60 Prozent beschränken sich auf Arbeitszeiten von 10 und 20 Stunden. Dagegen stehen drei Viertel der im Status quo inaktiven Männer für Vollzeittätigkeiten mit über 30 Stunden zur Verfügung.

Angesichts der Größenordnung der simulierten Partizipationseffekte stellt sich die Frage, inwieweit das zusätzliche Arbeitsangebot auch vom Markt absorbiert werden kann. Bildete die Nachfrageseite das kürzere Marktende, wären die realisierten Beschäftigungseffekte kleiner als der gemessene Partizipationseffekt. Geht man dagegen davon aus, dass grundsätzlich jedes zusätzliche Arbeitsangebot auch beschäftigt werden kann, ist nicht auszuschließen, dass die Reform, anders als für die Simulation unterstellt, die Bruttolöhne verändert. Eine induzierte Lohnsenkung hätte negative Rückwirkungen auf die Arbeitsbereitschaft, sodass auch in diesem Fall der tat-

⁶ Kaltenborn et al. (2003) vergleichen dagegen nur die Wahrscheinlichkeiten der Wahl jeder Handlungsalternative vor und nach dem Schock, die sich aus den beobachtbaren Komponenten des Nutzenmodells ergeben. Die auf dieser Basis vorhergesagte Wahrscheinlichkeit, dass im Ausgangszustand die beobachtete Kategorie gewählt wird, ist generell kleiner eins. Dies steht im Widerspruch zur identifizierenden Annahme des empirischen Modells, dass die im Ausgangszustand beobachteten Entscheidungen für jeden Haushalt zum höchsten erreichbaren Nutzen führen. Da das Modell die ursprüngliche Verteilung der Auswahlkategorien in der Stichprobe somit nicht reproduziert, beruht die Simulation lediglich auf einem Vergleich von Randverteilungen. Aussagen zu individuellen Nutzen- und Verteilungswirkungen des Schocks sind daher unmöglich.

Tabelle 4

**Simulierte Arbeitsangebotswirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben –
Transitionsmatrix für Männer**

		Nach Reform						Summe vor Reform
		Arbeits- stunden je Woche	0	10	20	30	40	
Vor Reform	0	16,9	0,2	0,3	0,5	0,6	0,3	18,7
	10	0,0	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3
	20	0,0	0,0	0,6	0,0	0,0	0,0	0,6
	30	0,0	0,0	0,0	1,3	0,0	0,0	1,3
	40	0,0	0,1	0,3	0,5	72,5	0,2	73,6
	50	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	5,3	5,5
Summe nach Reform		16,9	0,5	1,2	2,4	73,1	5,9	100,0

Anmerkungen: Häufigkeit der Übergänge von Arbeitszeitstatus vor Reform zu Arbeitszeitstatus nach Reform; Angaben in Prozent aller Männer. N = 3.394.

Tabelle 5

**Simulierte Arbeitsangebotswirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben –
Transitionsmatrix für Frauen**

		Nach Reform						Summe vor Reform
		Arbeits- stunden je Woche	0	10	20	30	40	
Vor Reform	0	28,8	0,6	0,5	0,4	0,3	0,1	30,7
	10	0,1	6,0	0,1	0,1	0,0	0,0	6,3
	20	0,0	0,1	13,1	0,1	0,0	0,0	13,3
	30	0,0	0,0	0,1	11,7	0,0	0,0	11,9
	40	0,0	0,1	0,1	0,2	36,6	0,0	37,1
	50	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	0,8
Summe nach Reform		28,9	6,8	13,9	12,4	37,0	1,0	100,0

Anmerkungen: Häufigkeit der Übergänge von Arbeitszeitstatus vor Reform zu Arbeitszeitstatus nach Reform; Angaben in Prozent aller Frauen. N = 3.487.

sächliche Beschäftigungseffekt geringer ausfiel. Deshalb handelt es sich bei den hier diskutierten Ergebnissen um die Obergrenze der zu erwartenden Effekte.

Gegenüber dem Reservationslohneffekt spielt der Einkommenseffekt, den die Reform bei den ursprünglich Beschäftigten auslöst, keine wesentliche Rolle. Nur ein kleiner Teil von Individuen, die im Ausgangszustand Vollzeit arbeiten, wählt eine geringere Arbeitszeit, weil mit dem Zuwachs des Haus-

haltsnettoeinkommens auch ein Zuwachs an Freizeit attraktiver wird. Reservationslohneffekt und Einkommenseffekt halten sich im Hinblick auf den Anteil der Personen, die 40 Wochenstunden oder mehr anbieten, gerade die Waage. Er beträgt vor und nach der Reform konstant 58,2 Prozent.⁷

⁷ In sehr seltenen Fällen bewirkt die Reform Nettoeinkommensverluste, die zu einer Ausweitung des Arbeitsangebots führen. Dies betrifft zum einen Personen, die im Status quo mit geringen Arbeitszeiten sozialversicherungsfrei in 325-Euro-Jobs beschäf-

Tabelle 6

**Fiskalische Wirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben
(Veränderung gegenüber Ausgangszustand, in %)**

	Lohnsteuer	Beiträge zur Sozialversicherung	Transfers	Saldo	nachrichtlich: Verfügbares Einkommen der Haushalte
ohne Verhaltensanpassung	0,45	-9,34	-0,35	-7,54	2,26
mit Verhaltensanpassung	1,41	-8,21	-4,03	-5,36	2,89

Anmerkungen: Berechnungen auf Basis des für die Schätzung des conditional logit-Modells und die Mikrosimulation verwendeten Steuer- und Transfermodells mit Rechtsstand 2002. Transfers umfassen Lohnersatzleistungen sowie Wohngeld.

In Arbeitsstunden gemessen wächst das Arbeitsangebot von Frauen um insgesamt 1,8 Prozent, das Arbeitsangebot von Männern um 1,4 Prozent. Ohne den negativen Einkommenseinkommenseffekt bei den schon vor der Reform Erwerbstätigen erreichte der Anstieg des Stundenvolumens allerdings 2,1 Prozent bei den Frauen und 1,8 Prozent bei den Männern. Dennoch vermeidet ein allgemeiner Freibetrag bei den Sozialabgaben weitgehend eine unerwünschte Nebenwirkung konventioneller Konzepte für Lohnsubventionen durch vollständige oder teilweise Freistellung niedriger Einkommen von den Sozialversicherungsbeiträgen. Diese führen zu strategischen Verhaltensreaktionen mit einem Trend zur Teilzeitarbeit, so dass das angebotene Arbeitsvolumen trotz steigender Partizipationsrate zurückgeht (Bonin, Kempe und Schneider 2003).

Diesem Vorteil der Freibetragslösung steht als Nachteil gegenüber, dass die Förderung wenig zielgenau ist. Nahezu alle Beschäftigten erhalten eine Beitragsentlastung, während nur ein kleiner Teil wie gewünscht auf die staatliche Einkommensförderung reagiert. Um die fiskalische Effizienz der Maßnahme zu prüfen, sind Kosten und Erträge der Subvention gegenüberzustellen. Die Kosten bestehen in den entgangenen Einnahmen für die Sozialversicherungen infolge des Freibetrags. Die Erträge bestehen in zusätzlichen Einnahmen für die Sozialversicherung durch den Wegfall der Sozialversicherungsfreiheit, zusätzlichen Steuereinnahmen infolge der höheren Erwerbsbeteiligung und niedrigerer Transferleistungen infolge höherer Nettoeinkommen aus Arbeit.

tigt sind. Zum anderen besteht bei Vollzeit Beschäftigten die Möglichkeit, dass die Reform Transferansprüche senkt oder die Einkommensteuerlast erhöht. Insgesamt betrifft dies jedoch nur rund 0,1 Prozent der Männer und 0,4 Prozent der Frauen.

Tabelle 6 zeigt die durch die Reform ausgelösten Veränderungen der verschiedenen Budgetposten gegenüber dem Ausgangszustand. Dabei wird paritätische Finanzierung der Sozialbeiträge unterstellt, das heißt der Freibetrag führt zu einem gleich hohen Rückgang der Beitragszahlungen von Arbeitnehmern und Arbeitgebern.⁸ Im Saldo dominiert der deutliche Einnahmefall der Sozialversicherungen. Der ursprüngliche Überschuss der staatlichen Einnahmen über die Transferleistungen verringert sich daher um mehr als fünf Prozent. Dabei sind Entlastungseffekte durch die Zunahme des Arbeitsangebots durchaus erkennbar. Ohne die simulierte Verhaltensreaktion würde sich der Budgetsaldo sogar um 7,5 Prozent verschlechtern. Setzt man die so ermittelten fiskalischen Kosten der Freibetragsregelung in Relation zur Zahl der zusätzlich auf den Arbeitsmarkt tretenden Arbeitskräfte, ergibt sich ein Förderaufwand von etwa 30.000 Euro pro Kopf und Jahr. Dies ist mehr als das durchschnittlich erzielbare Einkommen der neuen Arbeitsanbieter.

Da sich die Reform fiskalisch nicht selbst trägt, ist eine Wirkungsanalyse ohne Berücksichtigung der erforderlichen Gegenfinanzierung unvollständig. Hierbei hängen die zu erwarteten Rückwirkungen auf das Arbeitsangebotsverhalten selbstverständlich von der Art der Finanzierung ab. Innerhalb des Mikrosimulationsmodells analysieren wir im Folgenden zwei hypothetische Szenarien. Die erste Möglichkeit ist die Finanzierung des mit der Reform verbundenen staatlichen Einnahmeverlusts über eine einkommensunabhängig erhobene Kopfsteuer. Insbesondere trifft eine solche Steuer auch Individuen, die nicht erwerbstätig sind.

⁸ Nicht erfasst wurden Einnahmefälle, die durch Wegfall der pauschalen Arbeitgeberabgaben für im Status quo geringfügig Beschäftigte entstehen.

Die zweite – realistischere – Möglichkeit ist die Gegenfinanzierung über eine Konsumsteuer. Tatsächlich betrachten Kaltenborn et al. (2003) zum Ausgleich der durch die Freibetragsregelung entstehenden Beitragsausfälle eine Anhebung des Mehrwertsteuersatzes als wichtige Variante. Wegen der statischen Struktur des Modells, in dem die Haushalte keine Ersparnis bilden, werden die Wirkungen einer höheren Verbrauchbesteuerung nicht vollständig erfasst. Zumindest kurzfristig hängen die Belastungen durch indirekte Besteuerung von der Sparquote ab, die tendenziell negativ mit dem Einkommen korreliert. Eine Rechtfertigung für unsere Vorgehensweise liegt darin, dass das laufende Einkommen als zusammenfassende Statistik für das permanente Einkommen interpretiert werden kann: Haushalte können die Zahlung von Konsumsteuern durch Ersparnis zwar in die Zukunft verschieben, aber der Belastung nicht ausweichen, wenn sie langfristig ihr Kapital auflösen bzw. Zinserträge erzielen.

In beiden Szenarien zur Gegenfinanzierung werden die Steuersätze so bemessen, dass die Reform haushaltsneutral ist, das heißt der ursprünglich gemessene Saldo von Transferausgaben und Beitrags- und Steuereinnahmen wieder erreicht wird. Da die Gegenfinanzierung ihrerseits Verhaltenseffekte auslöst, ist ein iteratives Verfahren erforderlich. Im ersten Schritt wird der Steuersatz so festgelegt, dass der unmittelbar durch die Reform ausgelöste Einnahmenverlust (vgl. Tabelle 6) gedeckt wird. Im folgenden Schritt wird ermittelt, wie die Verhaltensanpassung, die von der zur Gegenfinanzierung erhobenen Steuer ausgelöst wird, den staatlichen Budgetsaldo verändert. Der zuerst verwendete Steuersatz wird entsprechend angepasst. Dieser Schritt wird solange

wiederholt, bis sich der Steuersatz nicht mehr ändert. Die Geschwindigkeit, mit der die Steuersätze zur Gegenfinanzierung konvergieren, hängt von der Art der Gegenfinanzierung ab. In beiden Szenarien wird Konvergenz bereits nach wenigen Iterationen erreicht. Die folgenden Ergebnisse beruhen auf dem simulierten Arbeitsangebot nach fünf Wiederholungen.

Tabelle 7 zeigt, wie sich das simulierte Arbeitsangebot nach der Reform durch Berücksichtigung der Gegenfinanzierung verändert. Erfolgt der Budgetausgleich über eine proportionale Konsumsteuer, ist ein Steuersatz in Höhe von rund fünf Prozent des Haushaltseinkommens nach Steuern und Transfers erforderlich. Dabei ist der endgültige Finanzierungsbedarf höher als die unmittelbaren Kosten der Freibetragsregelung, da die Gegenfinanzierung negativ auf das Arbeitsangebot wirkt. Die Proportionalsteuer treibt einen Keil zwischen die Arbeitseinkommen und dem daraus finanzierten, Nutzen stiftenden Konsum. Der Anreiz zur Arbeitsaufnahme verringert sich, so dass sich der Partizipationseffekt einer fiskalisch aufkommensneutralen Reform (0,9 Prozentpunkte) gegenüber dem Szenario ohne Gegenfinanzierung halbiert.

Die Konsumsteuerlast bei den im Ausgangszustand Beschäftigten wächst näherungsweise proportional zur Arbeitszeit, während die Beitragsentlastung durch die Freibetragsregelung konstant ist. Dies verzerrt die Arbeitsangebotsentscheidung zu Lasten längerer Arbeitszeiten, so dass der Anteil der Beschäftigten mit einer Wochenarbeitszeit von mindestens 40 Stunden gegenüber dem Ausgangszustand zurückgeht. Diese Verzerrung ist stark genug, um

Tabelle 7

Arbeitsangebotswirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben mit Gegenfinanzierung

Arbeitsstunden je Woche	Ausgangszustand	Reform ohne Gegenfinanzierung	Reform mit Gegenfinanzierung	
			Kopfsteuer	Konsumsteuer
0	24,8	23,0	23,1	23,9
10	3,3	3,7	3,7	3,9
20	7,1	7,6	7,6	7,8
30	6,7	7,5	7,4	7,5
40	55,1	54,8	54,9	53,8
50	3,1	3,4	3,4	3,1

Anmerkungen: Angaben in Prozent aller Individuen, N = 6.881. Berechnungen auf Basis des geschätzten conditional logit-Modells. Gegenfinanzierung führt zur Wiederherstellung des im Ausgangszustand gemäß dem für die Mikrosimulation verwendeten Steuer- und Transfermodells mit Rechtsstand 2002 ermittelten Saldo der über die Stichprobe aggregierten Zahlungen von Lohnsteuern, Sozialversicherungsbeiträgen und Transfers.

den verbleibenden positiven Partizipationseffekt zu kompensieren. Insgesamt geht das simulierte Arbeitsangebot in Stunden gerechnet um 0,2 Prozent zurück. Der potenzielle Beschäftigungseffekt der Freibetragsregelung ist somit qualitativ neu zu bewerten, wenn man die vorgesehene Form der Gegenfinanzierung in die Mikrosimulation einbezieht.

Die Gegenfinanzierung über eine Pauschalsteuer erfordert einen Betrag von rund 44 Euro pro Kopf und Monat. Dieser Betrag ist geringer als die Entlastung der sozialabgabenpflichtigen Individuen durch den Freibetrag, da die Steuer auch bei den nicht Beschäftigten erhoben wird. Da die Höhe der Kopfsteuer von der Arbeitszeit unabhängig ist, wird die Arbeitsangebotsentscheidung nicht verzerrt: es entsteht lediglich ein – empirisch gesehen schwacher – Einkommenseffekt. Folglich unterscheidet sich die simulierte Verteilung der gewählten Arbeitszeiten kaum von der im Fall ohne Gegenfinanzierung. Trotzdem unterscheiden sich die beiden Szenarien substantiell, da sich mit der Gegenfinanzierung das verfügbare Einkommen und damit das für die Haushalte erreichbare Nutzenniveau verändert. Für eine angemessene Bewertung der Reform reicht die Betrachtung der potenziellen Wirkungen auf das Arbeitsangebot allein daher nicht aus. Vielmehr müssen auch die Folgen für die individuelle Wohlfahrt simuliert werden. Dies ist Gegenstand des folgenden Abschnitts.

4.2 Wohlfahrts- und Verteilungseffekte

Simuliert wird der Effekt, der sich ausschließlich aus der durch die Reform bedingten Veränderung von Einkommen und verfügbarer Freizeit ergibt. Dies heißt, es wird Konstanz der unbeobachteten Heterogenitätsterme des geschätzten Nutzenmodells vor und nach der zu simulierenden Reform unterstellt. Unter dieser Prämisse lässt sich für jeden Haushalt angeben, um wie viel sich der geschätzte Wert der Nutzenfunktion gegenüber dem Ausgangszustand verändert, wenn der Haushalt nach der Reform eine bestimmte der zugelassenen Arbeitszeitkategorien auswählt. Durch Gewichtung mit den berechneten Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Handlungsalternativen ergibt sich der Erwartungswert der Nutzenveränderung eines Haushalts durch die Reform.

Um die erwarteten Nutzenveränderungen zwischen den Haushalten zu vergleichen, ist eine Umrechnung in monetäre Äquivalente erforderlich. Diese lassen sich auf Basis einer *äquivalenten Variation* ermitteln. Diese misst, um wie viel sich das ursprüngli-

che Haushaltseinkommen verändern müsste, damit der Haushalt bei konstanten relativen Preisen von Freizeit und Konsum, also bei Verschiebung aller Budgetpunkte des Haushalts um einen konstanten Betrag, dasselbe Nutzenniveau wie nach der Reform erreicht. In der von uns gewählten – quadratischen – Spezifikation ist die an der Stelle des Ausgangskonsums C_0 evaluierte partielle Ableitung der Nutzenfunktion nach dem Einkommen eine Funktion dieses Konsums:

$$\left. \frac{\partial U}{\partial \ln C} \right|_{C_0} = f(C_0).$$

Demnach gilt für nicht zu große Abweichungen des Nutzens gegenüber dem ursprünglichen Nutzen U_0 ($\Delta U \approx \partial U$) näherungsweise:

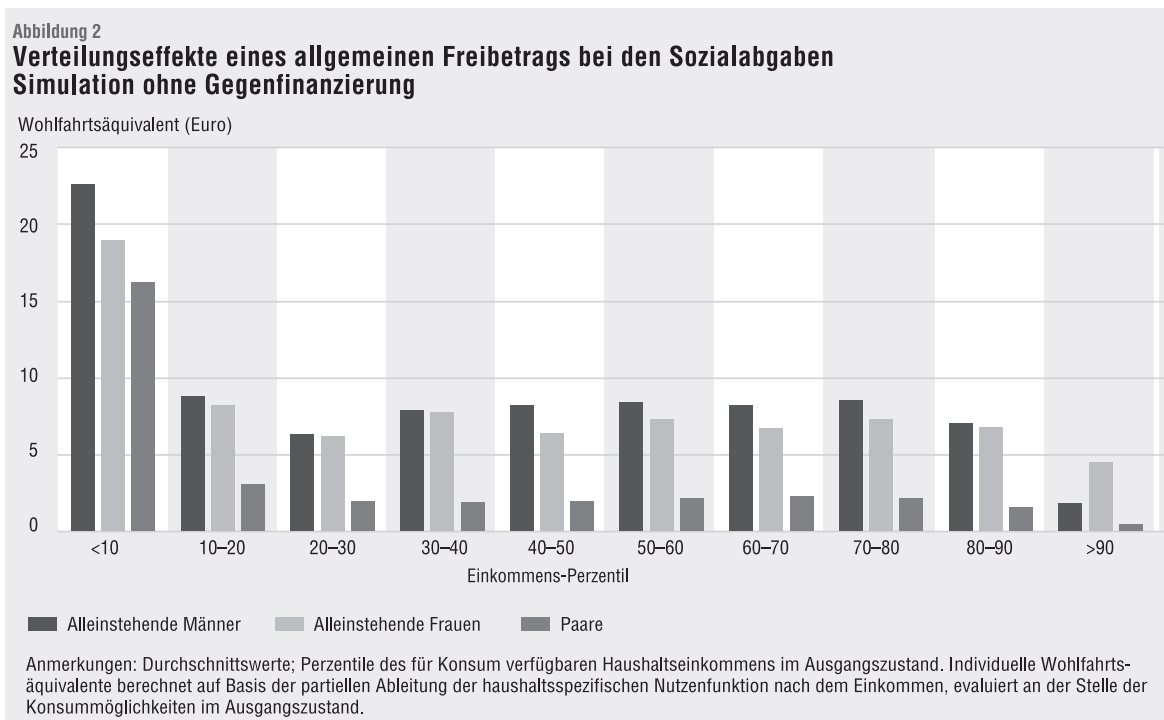
$$\Delta U = U - U_0 = f(C_0) \ln \left(\frac{C}{C_0} \right).$$

Die zu analysierende Reform verändere den Haushaltsnutzen durch eine relative Preisänderung (und die damit induzierte Verhaltensanpassung) um den Betrag $\tilde{U} - U_0$. Die Einkommensänderung $\tilde{C} - C_0$, die den Haushalt zwischen den alten und neuen Preisen indifferent ließe, folgt unmittelbar aus einer Umformung der vorangehenden Relation:

$$\tilde{C} - C_0 = C_0 \left[\exp \left(\frac{\tilde{U} - U_0}{f(C_0)} \right) - 1 \right]$$

Abbildung 2 zeigt die so ermittelten monetären Nutzenäquivalente für den Fall der Freibetragsregelung ohne Gegenfinanzierung. Um Aussagen über die Verteilungswirkungen der Reform zu gewinnen, werden für die drei betrachteten Haushaltstypen Durchschnittswerte der erwarteten Wohlfahrtsänderungen innerhalb von Einkommensdezilen betrachtet. Die Haushalte wurden hierfür gemäß ihren Konsummöglichkeiten im Ausgangszustand angeordnet.

Ohne Gegenfinanzierung stellt die Freibetragsregelung alle Haushalte besser. Unter Verteilungsaspekten wirkt die Reform überwiegend neutral. Innerhalb der Haushaltstypen sind die monetär bewerteten Nutzengewinne über einen weiten Einkommensbereich annähernd konstant. Ausnahmen gibt es an den Rändern: die Wohlfahrtsgewinne sind im obersten Einkommensdezil etwas schwächer, im untersten Einkommensdezil deutlich stärker als im Durchschnitt. Insgesamt scheint die Reform somit das ihr zuge dachte Verteilungsziel zu erreichen. Deutliche Unterschiede zeigen sich allerdings zwischen den Haushaltstypen. Alleinstehende aller Ein-



kommensgruppen ziehen aus der Beitragsentlastung einen erheblich höheren Nutzengewinn als Paare. Bei den Alleinstehenden wiederum profitieren Männer etwas stärker als Frauen im gleichen Einkommensdezil.

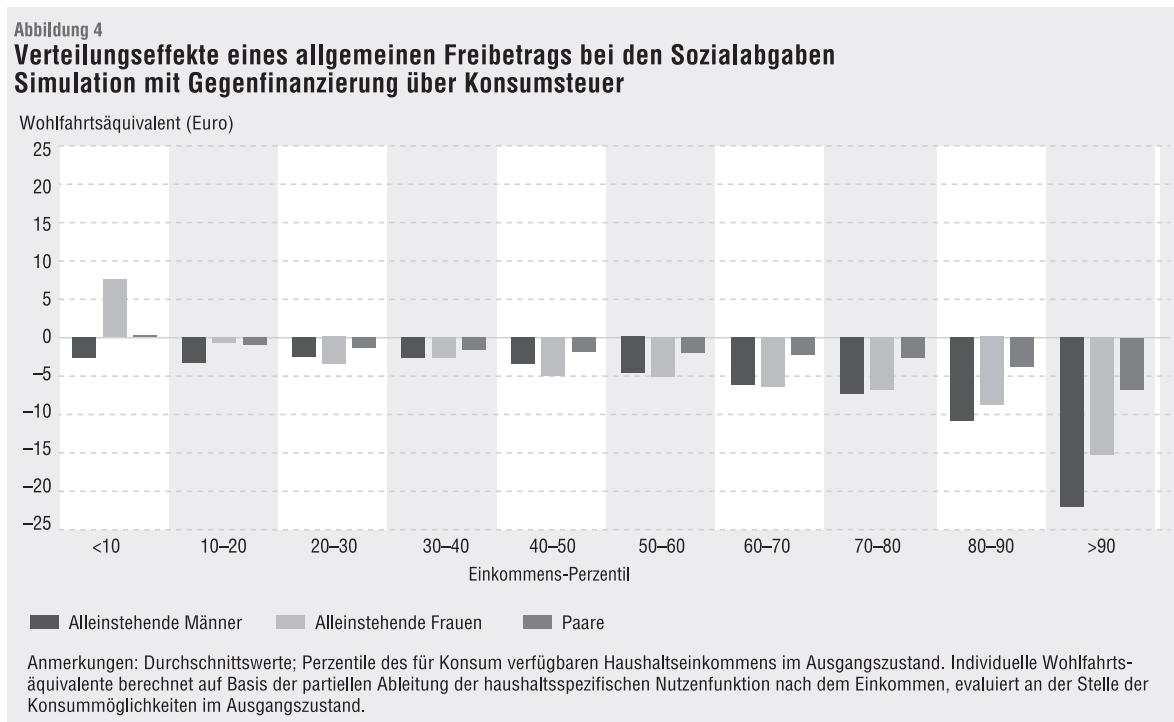
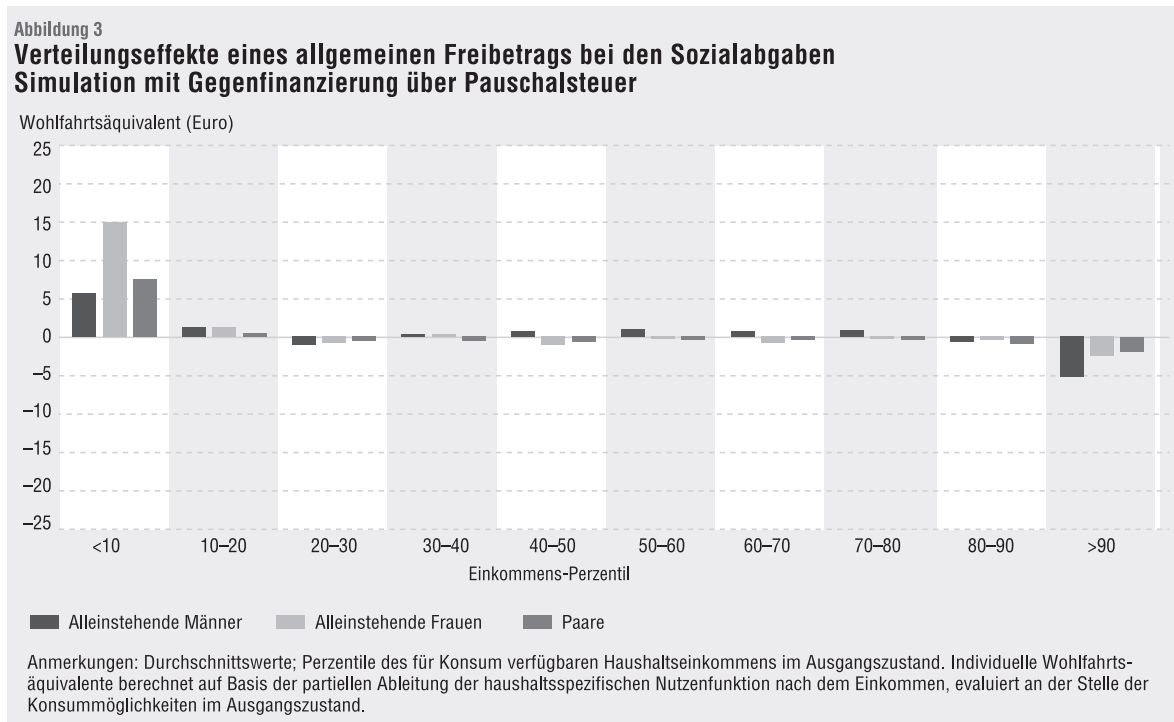
Die Beurteilung der Reform ändert sich jedoch entscheidend, wenn man die Wirkungen der erforderlichen Gegenfinanzierung in die Simulation der Wohlfahrtseffekte einbezieht. Abbildungen 3 und 4 zeigen die Verteilung der monetären Äquivalente der Wohlfahrtsänderungen bei Gegenfinanzierung über eine Kopfsteuer bzw. eine Konsumsteuer. Zwar hat die Freibetragsregelung bei Gegenfinanzierung über eine Kopfsteuer, wie oben gezeigt, einen positiven Arbeitsangebotseffekt, für die 80 Prozent der Haushalte im mittleren Bereich der Einkommensskala bedeutet dies jedoch praktisch keine Änderung der individuellen Wohlfahrt gegenüber dem Ausgangszustand. Die geringeren Konsummöglichkeiten nach Zahlung der Pauschalsteuer heben den unmittelbaren Nutzengewinn aus dem Freibetrag auf. Im obersten Einkommensdezil kommt es durch diesen Effekt sogar zu einer absoluten Verschlechterung der Wohlfahrt. Lediglich bei den Haushalten im untersten Einkommensdezil ist der ursprüngliche Nutzenzuwachs so stark, dass nach den Wohlfahrtsverlusten durch die Kopfsteuer ein substanzieller positiver Wohlfahrtseffekt verbleibt.

Noch ungünstiger ist das Bild bei Gegenfinanzierung über eine Konsumsteuer. Alle Haushalte (mit

Ausnahme der Paare und alleinstehenden Frauen im untersten Einkommensdezil) sind schlechter gestellt als im Ausgangszustand. Die mit der indirekten Besteuerung verbundenen Wohlfahrtsverluste dominieren, weil die erhobene Konsumsteuer nicht nur die unmittelbaren fiskalischen Kosten des Freibetrags auffangen muss, sondern auch die zusätzlichen Einnahmehausfälle, die aus dem mit der Gegenfinanzierung verbundenen Rückgang des Arbeitsvolumens resultieren. Bei allen Haushaltstypen nehmen die Wohlfahrtsverluste mit dem Einkommen zu. Die betrachtete Steuer auf den Konsum wirkt proportional zum verfügbaren Einkommen, während die Wohlfahrtsgewinne durch den Freibetrag weitgehend unabhängig von der Einkommensposition der Haushalte sind (vgl. Abbildung 2). Paare sind durchweg weniger belastet als Alleinstehende, weil sich die Einschränkung des Konsums auf zwei Köpfe verteilt.

Bei einer weniger breit gewählten Bemessungsgrundlage – wie etwa bei einer Mehrwertsteuer – wäre ein anderes Wohlfahrts- und Verteilungsergebnis denkbar, weil der Anteil des zur Gegenfinanzierung herangezogenen Konsums mit dem Einkommen variieren könnte.⁹ Die Analyse eines solchen

⁹ Die Wohlfahrtswirkungen einer Mehrwertsteuerfinanzierung sind unbestimmt. Einerseits führt die Verkleinerung der Bemessungsgrundlage zu höheren Steuersätzen. Dies macht höhere Wohlfahrtsverluste wahrscheinlich, wenn man unterstellt, dass der *deadweight loss* einer Steuer überproportional mit ihrer Höhe wächst. Andererseits könnten die Wohlfahrtsverluste durch nega-



Szenarios erfordert ein strukturelles Modell, in dem die Haushalte simultan über die Nachfrage nach

Freizeit und die Struktur ihres Konsums als Funktion des Einkommens entscheiden. Dies würde jedoch den Rahmen dieser Untersuchung sprengen.

tive Arbeitsangebotsanreize kleiner ausfallen, falls sich die Bemessungsgrundlage regressiv entwickelt.

5 Zusammenfassende Bewertung

Der vorliegende Beitrag untersucht die Wohlfahrts- und Verteilungswirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben, der die bisherigen Ausnahmeregeln für Sozialbeiträge bei geringfügiger Beschäftigung ersetzt. Ausgangspunkt ist die Simulation der Wirkungen auf das Arbeitsangebot innerhalb eines strukturellen Modells, in dem Haushalte aus einer begrenzten Zahl von Alternativen die Nutzen maximierende Arbeitszeit auswählen.

Für sich betrachtet führt die Verringerung der Beitragslast durch den Freibetrag zu den gewünschten Arbeitsmarkteffekten. Die Partizipationsrate steigt um 1,8 Prozentpunkte. Anders als bei Programmen zur Subventionierung im unteren Einkommensbereich unterbleiben darüber hinaus strategische Arbeitsangebotsreaktionen, um in den geförderten Einkommensbereich zu kommen; es wirkt lediglich ein – empirisch schwacher – Einkommenseffekt, so dass das angebotene Arbeitsvolumen insgesamt steigt. Trotzdem erscheint die Freibetragsregelung wegen der sehr breiten Anlage der Förderung nicht fiskalisch effizient. Selbst nach Berücksichtigung zusätzlicher Steuereinnahmen und Einsparungen bei den Transfers sind die staatlichen Einnahmenverluste pro zusätzlich auf den Markt tretenden Arbeitsanbieter höher als das durchschnittliche beitragspflichtige Entgelt in der Gesetzlichen Rentenversicherung. Vergleicht man den erwarteten Nutzen der Haushalte vor und nach Einführung des Freibetrags, erreicht die Reform durchgehend Wohlfahrtsverbesserungen. In Relation zum Einkommen nehmen die Vorteile mit steigenden Konsummöglichkeiten der betrachteten Haushalte ab, die stärksten Nutzengewinne werden im untersten Einkommensdezil erzielt. Somit scheint die Maßnahme die ihr zugedachten Verteilungsziele zu erreichen.

Dieses Urteil muss revidiert werden, wenn man die erforderliche Gegenfinanzierung in die Simulation einbezieht. Nähert man die Wirkungen der zum Ausgleich vorgesehenen indirekten Besteuerung mit Hilfe einer breit bemessenen proportionalen Konsumsteuer an, schrumpft das Gesamtvolumen des Arbeitsangebots, so dass der Finanzierungsbedarf noch zunimmt. Nahezu alle Haushalte werden gegenüber dem Ausgangszustand schlechter gestellt. Die Nutzenverluste entwickeln sich, im Gegensatz zu den Verteilungszielen der Reformbefürworter, annähernd proportional zur ursprünglichen Einkommensposition der Haushalte. Die Reform verfehlt also, mit Ausnahme eines geringen Anstiegs der Partizipationsrate, die ihr zugedachten Ziele.

Verhaltensneutral wäre die Gegenfinanzierung über eine Kopfsteuer, so dass die Zunahme der Erwerbs-

bereitschaft durch den Freibetrag erhalten bleibt. Allerdings dürfte auch dieses Reformpaket nicht nur wegen der rein praktischen Probleme einer Pauschalbesteuerung wenig Akzeptanz finden. Nur Haushalte am untersten Einkommensrand verbuchen Nutzengewinne. Für alle anderen heben sich die Effekte des Freibetrags und seiner Gegenfinanzierung vollständig auf. Daher scheint der schwere Eingriff in das bestehende Beitrags- und Steuergefüge – hochgerechnet beläuft sich das Finanzvolumen des analysierten Konzepts auf rund 20 Milliarden Euro – kaum zu rechtfertigen. Die kleine Gruppe der profitierenden Niedrigeinkommenshaushalte ließe sich zielgenauer erreichen.

Literatur

- Arntz, M./Feil, M./Spermann, A. (2003): Die Arbeitsangebotseffekte der neuen Mini- und Midi-Jobs – eine Ex-Ante Evaluation. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 36. Jg., Heft 3, S. 271–290.
- Bargain, O./Caliendo, M./Haan, P./Orsini, K. (2005): 'Making Work Pay' in a Rationed Labor Market: The Mini Job Reform in Germany. Mimeo, IZA Bonn.
- Blundell, R./Duncan, A./McGree, J./Meghir, C. (2000): The Labor Market Impact of the Working Families Tax Credit. In: Fiscal Studies, 21. Jg., S. 65–74.
- Bonin, H./Kempe, W./Schneider, H. (2003): Household Labor Supply Effects of Low-Wage Subsidies in Germany. In: Schmollers Jahrbuch, 123. Jg., S. 199–208.
- Bonin, H.; Schneider, H. (2006): Analytical Prediction of Transitions Probabilities in the Conditional Logit Model. In: Economics Letters, 90. Jg., S. 102–107.
- Dann, S./Kirchmann, A./Spermann, A./Volkert, J. (2002): Kombi-Einkommen – Ein Weg aus der Sozialhilfe? Baden-Baden: Nomos.
- de Palma, A./Kilani, K. (2005): Switching in the Logit. In: Economics Letters, 88. Jg., S. 196–202.
- Deutscher Gewerkschaftsbund (2003): Mut zum Umsteuern – Für Wachstum, Beschäftigung und soziale Gerechtigkeit. Diskussionspapier für eine wirtschafts- und sozialpolitische Reformagenda des DGB, 8. Mai 2003.
- Euwals, R./van Soest, A. (1995): Desired and Actual Labor Supply of Unmarried Men and Women in the Netherlands. In: Labour Economics, 6. Jg., S. 95–118.
- Gerfin, M./Leu, R. (2003): The Impact of In-Work Benefits on Poverty and Household Labour Supply – A Simulation Study for Switzerland. IZA Diskussionspapier Nr. 762, Bonn.
- Gerster, F./Deubel, I. (1999): Arbeit muss sich lohnen! Das Mainzer Modell für Beschäftigung und Wirtschaftsförderung. In: Wirtschaftsdienst, Heft 1, S. 39–43.

- Gourieroux, C./Montfort, A.* (1993): Simulation Based Inference: A Survey with Special Reference to Panel Data. In: *Journal of Econometrics*, 59. Jg., S. 5–34.
- Haisken-DeNew, J. P./Frick J. R.* (2003): DTC – Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP), Version 7.0 – Update to Wave 19, DIW Berlin.
- Hausman, J. A.* (1979): The Econometrics of Labor Supply on Convex Budget Sets. In: *Economics Letters*, 3. Jg., S. 171–174.
- Hausman, J. A.* (1981): Labor Supply. In: Aaron, H. J./Pechman, J. A. (Hrsg.): *How Taxes Affect Economic Behavior*. The Brookings Institution, Washington, D.C., S. 27–72.
- Hausman, J. A./Ruud, P.* (1984): Family Labor Supply With Taxes. In: *American Economic Review*, 74. Jg., S. 242–248.
- Heckman J. J.* (1979): Sample Selection Bias as a Specification Bias. In: *Econometrica*, 47. Jg., S. 153–161.
- Kaltenborn, B./Koch, S./Kress, U./Walwei, U./Zika, G.* (2003): Arbeitsmarkteffekte eines Freibetrags bei den Sozialabgaben. München und Mering: Rainer Hampp Verlag.
- Killingsworth, M. R.* (1983): *Labor Supply*. Cambridge, New York, Oakleigh: Cambridge University Press.
- Schneider, H./Zimmermann, K. F./Bonin, H./Brenke, K./Haisken-DeNew, J. P./Kempe, W.* (2002): Beschäftigungspotenziale einer dualen Förderstrategie im Niedriglohnbereich. IZA Research Report Nr. 5, Bonn.
- Steiner, V.* (2000): Können durch einkommensbezogene Transfers an Arbeitnehmer die Arbeitsanreize gestärkt werden? Eine ökonometrische Analyse für Deutschland. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33. Jg., Heft 3, S. 385–395.
- Steiner, V.* (2003): Beschäftigungswirkungen einer Subventionierung der Sozialbeiträge von Geringverdienern. In: W. Schmähl (Hrsg.): *Wechselwirkungen zwischen sozialer Sicherung und Arbeitsmarkt*. Berlin: Dunker und Humblot, S. 11–44.
- Steiner, V./Wrohlich, K.* (2005): Work Incentives and Labor Supply Effects of the Mini-Job Reforms in Germany. In: *Empirica*, 32. Jg., S. 91–116.