

Schneider, Hilmar; Bonin, Holger

Working Paper

Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben

IZA Discussion Papers, No. 1490

Provided in Cooperation with:

IZA – Institute of Labor Economics

Suggested Citation: Schneider, Hilmar; Bonin, Holger (2005) : Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben, IZA Discussion Papers, No. 1490, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/20789>

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.

IZA DP No. 1490

Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben

Hilmar Schneider
Holger Bonin

February 2005

Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben

Hilmar Schneider

IZA Bonn and DIW Berlin

Holger Bonin

IZA Bonn

Discussion Paper No. 1490
February 2005

IZA

P.O. Box 7240
53072 Bonn
Germany

Phone: +49-228-3894-0
Fax: +49-228-3894-180
Email: iza@iza.org

Any opinions expressed here are those of the author(s) and not those of the institute. Research disseminated by IZA may include views on policy, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The Institute for the Study of Labor (IZA) in Bonn is a local and virtual international research center and a place of communication between science, politics and business. IZA is an independent nonprofit company supported by Deutsche Post World Net. The center is associated with the University of Bonn and offers a stimulating research environment through its research networks, research support, and visitors and doctoral programs. IZA engages in (i) original and internationally competitive research in all fields of labor economics, (ii) development of policy concepts, and (iii) dissemination of research results and concepts to the interested public.

IZA Discussion Papers often represent preliminary work and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be available directly from the author.

ABSTRACT

Wohlfahrts- und Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben

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.

The Impact of a Fixed Allowance for Social Security Contributions on Labor Supply, Welfare and Distribution

The paper simulates the labor market impact of a fixed allowance for social insurance contributions. Based on a discrete choice labor supply model estimated on data from the German Socio-Economic Panel, we evaluate household utility changes triggered by the reform, accounting for behavioral responses. Directly the reform raises individual welfare throughout. However, refinancing its substantial fiscal costs through a general consumption tax reduces aggregate labor supply and household utility levels, with progressive absolute losses. A lump-sum tax preserves the immediate positive labor supply effect, but completely reverses the benefits from the allowance except for households in the bottom income decile.

JEL Classification: J68, J38, H24, J22

Keywords: labor supply, wage subsidies, distributive analysis of net benefits, behavioral microsimulation, Germany

Corresponding author:

Holger Bonin
IZA Bonn
P.O. Box 7240
53072 Bonn
Germany
Email: bonin@iza.org

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. 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 Wohlfahrts- und Verteilungswirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben im Rahmen eines strukturellen, mit Daten des Sozio-Ökonomischen Panels geschätzten Arbeitsangebotsmodells. Zwar beeinflusst die Reform, wenn man von kurzfristig paritätischer Finanzierung der Sozialbeiträge ausgeht, auch die Arbeitsnachfrage; Nachfrageeffekte können aber nur soweit wirksam sein wie bestehende Restriktionen auf der Arbeitsangebotsseite überwunden werden.

Unsere Studie erweitert die von Kaltenborn et al. (2003) vorgenommene Abschätzung der Arbeitsmarkteffekte 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. Bei Paaren wird zudem die Koordination des Arbeitsangebots über einen kollektiven Entscheidungsprozess abgebildet (van Soest, 1995). Änderungen im gesamtwirtschaftlichen Arbeitsvolumen werden so präziser erfasst.

Darüber hinaus verwenden wir bei der Simulation der Reformwirkungen ein Verfahren zur Bestimmung exakter Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Arbeitszeitkategorien gemäß Bonin und Schneider (2004). 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.

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 Rest dieses Beitrags gliedert sich wie folgt. Abschnitt 2 arbeitet die Wirkungen eines Sozialabgabenbeitrags mit Hilfe eines statischen neoklassischen Modells des Arbeitsangebots theoretisch 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 simu-

lierten Wirkungen der Reform auf das Arbeitsangebot und die individuelle Wohlfahrt. Abschnitt 5 schließt mit einer zusammenfassenden Bewertung der Ergebnisse.

2. Theoretische Vorüberlegungen

Die grundsätzliche Wirkungsweise eines Freibetrags bei den Sozialabgaben lässt sich anhand eines statischen neoklassischen Modells des Arbeitsangebots analysieren. In diesem Modell besteht das Entscheidungsproblem in der Abwägung zwischen dem Konsum an Gütern, C , und dem Konsum an Freizeit, L . Die Nutzenfunktion U eines repräsentativen Individuums in der laufenden Periode sei gegeben durch

$$U = U(C, L)$$

mit $U_C = \frac{\partial U}{\partial C} > 0$, $U_L > 0$, $U_{CC} < 0$ und $U_{LL} < 0$. Die Nutzenmaximierung erfolgt unter zwei Nebenbedingungen: der Zeitrestriktion

$$L_0 = L + H$$

und der Einkommensrestriktion

$$C \leq wH + V - T.$$

Hierbei bezeichnet L_0 den maximal möglichen Umfang an Freizeit in einer Periode, L den Umfang der tatsächlichen Freizeit in dieser Periode und H den Umfang der geleisteten Arbeitszeit; w steht für den Bruttolohnsatz, V für das nicht durch Arbeit erzielte Einkommen und T für die zu zahlenden Steuern. Der Preis des Konsumgüterbündels ist auf 1 normiert. Zur Vereinfachung seien V und w unabhängig vom gewählten Umfang der Arbeitszeit.

Es werde eine Steuer mit konstantem Steuersatz τ auf das Bruttoeinkommen aus Arbeit erhoben. Diese Proportionalsteuer kann als Sozialversicherungsbeitrag in einem System ohne Geringfügigkeits- und Versicherungshöchstgrenze interpretiert werden. Unter Berücksichtigung der Steuer in Höhe von $T = \tau wH$ lässt sich die Budgetbeschränkung des Individuums wie folgt zusammenfassen:

$$C + (1 - \tau)wL \leq (1 - \tau)wL_0 + V \equiv V_0.$$

Hierbei steht V_0 für das – exogene – potenzielle Einkommen, das das Individuum bei vollständigem Verzicht auf Freizeit erreichen kann.

Das dargestellte Optimierungsproblem hat zwei Lösungen. Die innere Lösung $L^* < L_0$ ist charakterisiert durch

$$\frac{U_L(C^*, L^*)}{U_C(C^*, L^*)} = (1 - \tau)w,$$

sowie $C^* + (1 - \tau)wL^* = V_0$. Individuen, die arbeiten, wählen einen Punkt (C^*, L^*) auf der Budgetgeraden, bei dem die marginale Grenzrate der Substitution zwischen dem Konsum von Freizeit und dem Konsum von Gütern dem realen Preis der Freizeit, also der Steigung der Budgetgeraden entspricht. Die zugehörige Arbeitsangebotsfunktion lautet:

$$L_0 - L = H = H((1 - \tau)w, V_0).$$

Eine Veränderung des Proportionalsteuersatzes wirkt wie eine gegenläufige Veränderung des Bruttolohnsatzes. Entsprechend lässt sich die Slutsky-Zerlegung in einen Einkommens- und einen Substitutionseffekt vornehmen:

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

Eine Verringerung des Steuersatzes 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 das Arbeitsangebot von Individuen, die bereits Arbeit anbieten, demnach unbestimmt.

Die zweite Lösung charakterisiert den Fall der Nichtpartizipation, d.h. ein optimales Arbeitsangebot von Null. Individuen wählen die Ecklösung (V, L_0) , falls

$$\frac{U_L(V, L_0)}{U_C(V, L_0)} > (1 - \tau)w.$$

Diese Bedingung besagt, dass sich eine Arbeitsaufnahme nicht lohnt, weil 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* w^r ist der höchste Bruttolohnsatz, bei dem das optimale Arbeitsangebot nicht positiv ist. Dieser entspricht der Grenzrate der Substitution zwischen Konsum und Freizeit im Punkt (V, L_0) :

$$w^r = \frac{U_L(V, L_0)}{U_C(V, L_0)}.$$

Ein niedrigerer Beitragssatz bewirkt einen höheren Nettoertrag jeder Einheit Arbeit, so dass die Bereitschaft zur Arbeitsaufnahme zunimmt. Bei einer gegebenen Verteilung von Lohnofferten $w \in [0, \infty]$ wächst die Wahrscheinlichkeit, dass $(1 - \tau)w > w^r$, und damit die Partizipationsrate.

Durch die Einführung eines pauschalen Steuerfreibetrags in Höhe von S erhält 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 Auswirkungen auf die Budgetrestriktion des analysierten Arbeitsangebotsproblems. 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.

Auf der Individualebene hat die Freibetragsregelung somit 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, weil ihr Nettolohnsatz bereits in der Ausgangssituation größer ist als der Reservationslohnsatz. (3) Für Individuen, deren ursprüngliches steuerpflichtiges Einkommen oberhalb des Freibetrags liegt, ist der marginale Ertrag einer zusätzli-

chen Einheit Arbeit konstant. Es wirkt nur der negative Einkommenseffekt. Im ungünstigsten Fall fällt das individuelle Arbeitsangebot bis auf $L_0 - L^s$.

Hieraus folgt auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene, dass die Erwerbsquote durch die Einführung eines Freibetrags bei den Sozialabgaben in jedem Fall zunimmt. Damit ist jedoch nicht sichergestellt, dass auch das Arbeitsvolumen insgesamt wächst. Ob es dazu kommt, ist theoretisch unbestimmt und hängt von der Stärke des mit der Steuer-senkung 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* Model von McFadden (1974). Mit diesem Modell lassen sich die Parameter einer vorzugebenden 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 2002.¹ 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, davon rund ein Viertel Alleinstehende.

Tabelle 1 fasst die Stichprobe zusammen. Im Durchschnitt sind 75,2 Prozent der erfassten Personen erwerbstätig. Die Beschäftigtenquoten der Alleinstehenden liegen dabei unabhängig vom Geschlecht relativ nah am Stichprobenmittel. Deutliche Abweichungen gibt es hingegen bei den Paarhaushalten. Hier liegt 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.

¹ 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 2 zeigt die Verteilung der Arbeitszeiten nach Haushaltstypen.² Die durchschnittliche Arbeitszeit der Männer in Paarhaushalten ist 13,5 Stunden höher als diejenige von Frauen, deren Arbeitszeit im Mittel nur das Niveau einer Teilzeitbeschäftigung – 20,2 Stunden – erreicht. Das Modell des weiblichen Zweitverdieners ist 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. 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. Im Durchschnitt fällt die Arbeitszeit somit nur zwei Stunden pro Woche kürzer aus als bei alleinstehenden Männern. Diese wiederum arbeiten mit 29,6 Stunden im Durchschnitt vier Stunden kürzer als Männer in Paarbeziehungen.

Wichtige Unterschiede zwischen den betrachteten Haushaltstypen zeigen sich auch bei den Einkommen (vgl. Tabelle 1). Zum einen sind die Bruttoerwerbseinkommen von beschäftigten Alleinstehenden unabhängig vom Geschlecht niedriger als bei den beschäftigten Mitgliedern von Paarhaushalten. Dies ist im Wesentlichen auf systematische Unterschiede bei den Bruttostundenlöhnen zurückzuführen. Zum anderen erzielen alleinstehende Frauen ein geringeres Bruttoerwerbseinkommen als alleinstehende Männer. Dies beruht vor allem auf Unterschieden bei der durchschnittlichen Arbeitszeit.

Der Einkommensnachteil von alleinstehenden Frauen ist allerdings deutlich geringer, wenn man statt des Bruttoerwerbseinkommens das für den Konsum verfügbare Einkommen betrachtet. Hierzu berechnen wir das Haushaltsnettoeinkommen aus dem individuellen Bruttoerwerbseinkommen mit Hilfe eines Modells des deutschen Steuer- und Transfersystems. 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). Nach Steuern und Transfers beträgt der bei Alleinstehenden beobachtete Einkommensunterschied zwischen Männern und Frauen gerade noch 30 Euro. Der Ausgleich der Einkommen erklärt sich in erster Linie durch die größere Zahl von Kindern bei den alleinstehenden Frauen, die zu höheren Sozialtransfers und einer niedrigeren Einkom-

² Es zählt die regelmäßig geleistete wöchentliche Arbeitszeit einschließlich bezahlter Überstunden. Teilweise bezahlte und teilweise durch Freizeit kompensierte Überstunden gehen zu 50 Prozent ein.

mensteuer führen. Vergleicht man Alleinstehenden- und Paarhaushalte, zeigen sich nur geringe Unterschiede bei dem pro Erwachsenen verfügbaren Einkommen.

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. 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 Bruttostundenlohnsatz 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

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

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

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. Kaltenborn et al. (2003) beschränken die Handlungsalternativen bei Männern auf Erwerbstätigkeit und Nichterwerbstätigkeit, bei Frauen auf Voll-, Teilzeit- und Nichterwerbstätigkeit. Größere Sprünge zwischen den Handlungsalternativen führen zu kleineren Übergangswahrscheinlichkeiten.

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 Alternativen. 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) Freizeitterm 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 aufwendig, ohne die geschätzten Parameter erfahrungsgemäß substantiell zu verändern.⁵

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

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).

⁵ Die numerische Simulation des ML-Verfahrens erfordert für jeden Zug aus der bedingten Verteilung der Fehlerterme der Lohnregression, das Steuer- und Transfermodell für alle Handlungsalternativen abzuarbeiten, um den Haushaltskonsum für eine spezifische Realisation der Bruttolohns zu ermitteln.

Haushaltstyp maximieren wir die Likelihoodfunktion daher unter Einschluss einer Straffunktion, die den Parameterraum auf ökonomisch plausible Werte restringiert.⁶

Die geschätzten Parameter für die individuelle Freizeit weisen auf einen bei längerer Arbeitszeit mit abnehmender Rate fallenden Nutzen hin. Lediglich für alleinstehende Männer ist der Parameter des linearen Freizeitterms nicht signifikant. Für Paare führt eine Erhöhung der gemeinsam verfügbaren Freizeit, gemessen an der Interaktion der beiden Freizeiterte, 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. Bei Frauen, insbesondere in Paarhaushalten, ist darüber hinaus die erwartete Spezialisierung auf Haushaltsaufgaben zu erkennen. Ihr Grenzertrag der Freizeit steigt stark, 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. Auffallend ist, dass Frauen in den Neuen Bundesländern eine deutlich höhere Bereitschaft länger zu arbeiten aufweisen, als Frauen in den Alten Bundesländern.

⁶ 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 ein Parameter zur Gewichtung der Strafe. Je größer α , desto kleiner ist das Gewicht der Straffunktion und desto ähnlicher sind die geschätzten Parameter dem Ergebnis einer unrestringierten Schätzung. Wegen der geringen

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 Komponenten 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.⁷

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

Zahl der Fälle, in denen die unrestringierte Schätzung die Monotoniebedingung verletzt ist, reicht es, die Straffunktion mit $\alpha = 100$ nur schwach zu gewichten.

⁷ 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.

Haushalts bestimmt werden. Die Betrachtungsweise ist dabei partialanalytisch, weil unterstellt wird, dass sich individuelle Charakteristika, insbesondere der persönliche Bruttostundenlohnsatz, 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 1,8 Prozent sowohl der Frauen als auch der Männer ihren Reservationslohn. Berücksichtigt man die unterschiedlichen Beschäftigungsquoten im Ausgangszustand, reagieren Frauen somit etwas stärker auf den Einkommensanreiz durch den Freibetrag. Allerdings wählen die neu auf den Arbeitsmarkt tretenden Frauen überwiegend Teilzeitbeschäftigungen. Mehr als 60 Prozent des zusätzlichen Arbeitsangebots 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.

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 Haushaltsnettoeinkommens 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.

Der Einkommenseffekt wirkt bei Frauen schwächer als bei Männern. Einige Frauen, die im Status Quo mit geringen Arbeitszeiten sozialversicherungsfrei in 325-Euro-Jobs beschäftigt sind, weiten ihr Arbeitsangebot sogar aus, da die Reform bei Beibehaltung der ursprünglichen Arbeitszeit durch höhere Beitragszahlungen zu einem Nettoeinkommensverlust führt. Die Ausweitung des Arbeitsangebots weniger Vollzeit beschäftigter Männer ergibt sich aus der bereits erwähnten Möglichkeit, dass der direkte Einkommensvorteil aus der Reform indirekt zu niedrigeren Transfers bzw. höheren direkten Steuern führt

Insgesamt betrachtet ist der negative Einkommenseffekt zu schwach, um den positiven Partizipationseffekt zu kompensieren. Das Stundenvolumen des Arbeitsangebots wächst bei Frauen um 1,9 Prozent, bei Männern um 1,4 Prozent. Ein allgemeiner Freibetrag bei den Sozialabgaben vermeidet somit eine unerwünschte Nebenwirkung konventioneller Konzepte für Lohnsubventionen durch vollständige oder teilweise Freistellung niedriger Einkommen von den Sozialversicherungsbeiträgen. Diese führen zu strategischen Verhaltensreaktionen mit einem ausgeprägten 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.

Tabelle 6 zeigt die durch die Reform ausgelösten Veränderungen der verschiedenen Budgetposten gegenüber dem Ausgangszustand. Im Saldo dominiert der deutliche Rückgang bei den Beitragseinnahmen, so dass sich der ursprüngliche Überschuss der staatlichen Einnahmen über die Transferleistungen um mehr als fünf Prozent verringert. 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 30.380 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 Einnahmenverlusts über eine einkommensunabhängig erhobene Kopfsteuer. Insbesondere trifft eine solche Steuer auch Individuen, die nicht erwerbstätig sind. Die zweite – realistischere – Möglichkeit ist die Gegenfinanzierung über eine Konsumsteuer. Tatsächlich gehen Kaltenborn et al. (2003) von einer Anhebung des Mehrwertsteuersatzes zum Ausgleich der durch die Freibetragsregelung entstehenden Beitragsausfälle aus. Eine Konsumbesteuerung lässt sich innerhalb des strukturellen Arbeitsangebotsmodells ohne Ersparnisbildung durch eine proportionale Belastung des verfügbaren Haushaltseinkommens abbilden.

In beiden Szenarien werden die Steuersätze zur Gegenfinanzierung 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 Verhaltens-effekte 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 40 Stunden und mehr Beschäftigten gegenüber dem Ausgangszustand zurückgeht. Diese Verzerrung ist stark genug, um 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 sozialabgabepflichtigen 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 Gegenfinan-

zierung. Trotzdem unterscheiden sich die beiden Szenarien substanziell, 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 reformbedingten 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 sinnvoll. Diese lassen sich auf Basis einer kompensatorischen Variation ermitteln. Gesucht wird die Änderung des für Konsumzwecke verfügbaren Einkommens, die im Ausgangszustand erforderlich wäre, damit der Haushalt dasselbe Nutzenniveau wie unter der nach der Reform gewählten Alternative erreicht. Für geschätzte Parameter $\hat{\beta}$ entspricht dieses monetäre Wohlfahrtsäquivalent näherungsweise der partiellen Ableitung der Nutzenfunktion, evaluiert an der Stelle des Konsums im Status quo, C_0 , unter Berücksichtigung der Haushaltscharakteristika Z . Wegen der gewählten quadratischen Spezifikation ist die partielle Ableitung eine Funktion des Ausgangskonsums:

$$\left. \frac{\Delta U}{\Delta \ln C} \right|_{C_0} = f(C_0 | \hat{\beta}; Z).$$

Hieraus ergibt sich als monetäres Nutzenäquivalent \tilde{C} bei einer zu analysierenden Veränderung des Haushaltsnutzens ΔU :

$$\tilde{C} = C_0 \exp \left[\frac{\Delta U}{f(C_0)} \right].$$

Abbildung 2 zeigt die so gemessenen monetären Wohlfahrtsäquivalente 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 Einkommensgruppen 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.⁸ Die Analyse eines solchen 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.

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 Prozent-

⁸ 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, falls sich die Bemessungsgrundlage regressiv entwickelt, die Wohlfahrtsverluste durch negative Arbeitsangebotsanreize kleiner ausfallen.

punkte. 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 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 vermehrt 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 Erwerbsbereitschaft 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

- Blundell, R.; Duncan, A.; McGrae, 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. (2004): Analytical Prediction of Transitions Probabilities in the Conditional Logit Model. IZA Diskussionspapier Nr. 1015, Bonn
- Dann, S.; Kirchmann, A.; Spermann, A.; Volkert, J. (2002): *Kombi-Einkommen – Ein Weg aus der Sozialhilfe?* (Nomos) Baden-Baden
- 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
- Deutscher Gewerkschaftsbund (2003): *Mut zum Umsteuern – Für Wachstum, Beschäftigung und soziale Gerechtigkeit. Diskussionspapier für eine wirtschafts- und sozialpolitische Reformagenda des DGB*, 8. Mai 2003
- 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*, 1/99, 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*. (Rainer Hampp Verlag) München und Mering

- Killingsworth, M.R. (1983): Labor Supply. (Cambridge University Press) Cambridge, New York, Oakleigh
- Schneider, H.; Zimmermann, K.F.; Bonin, H.; Brenke, K.; Haisken-DeNew, J.; 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, S. 385-395

Abbildung 1: Budgetrestriktion im statischen neoklassischen Modell des Arbeitsangebots bei Proportionalsteuer und Proportionalsteuer mit Freibetrag.

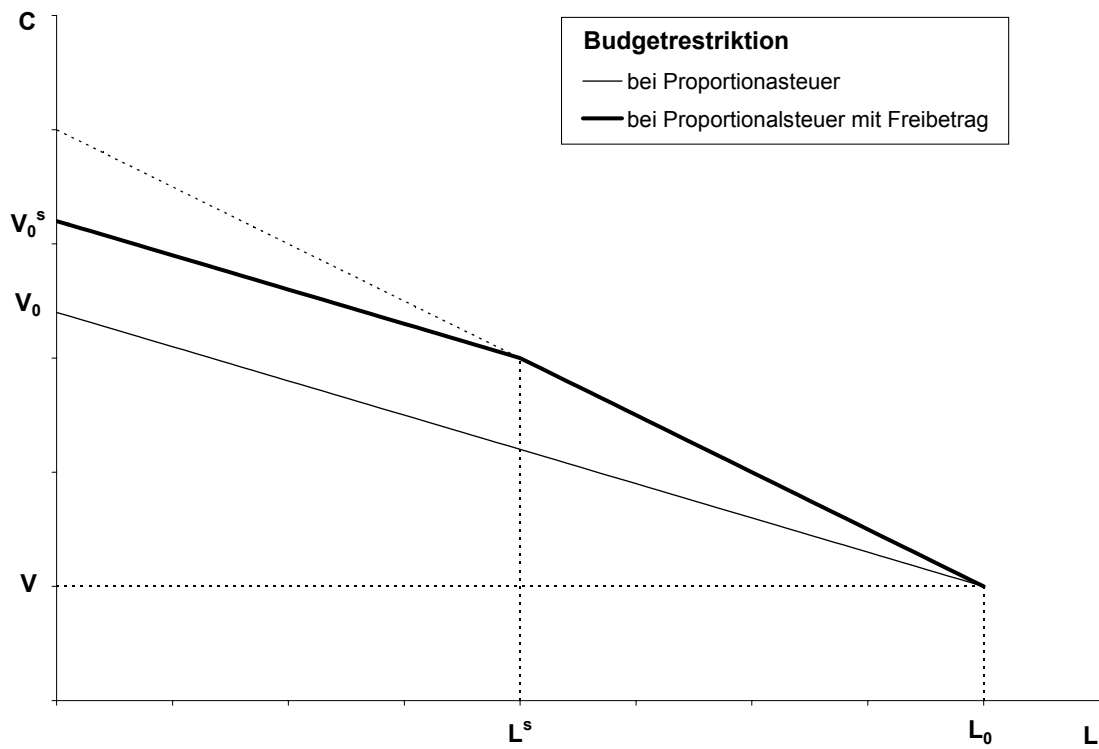
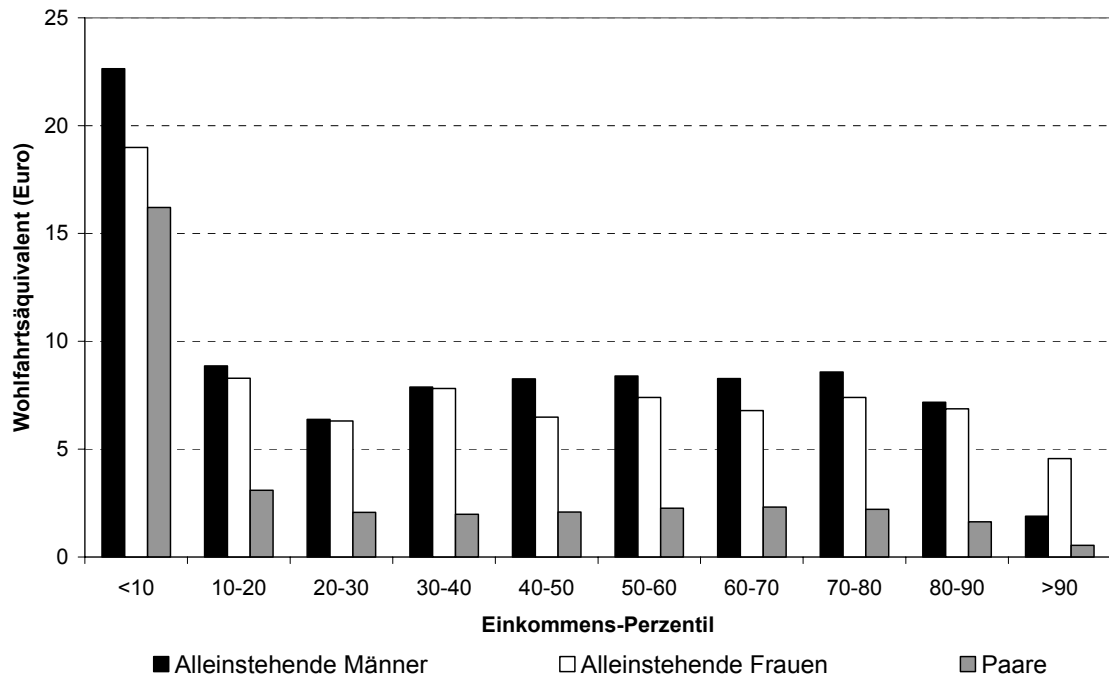
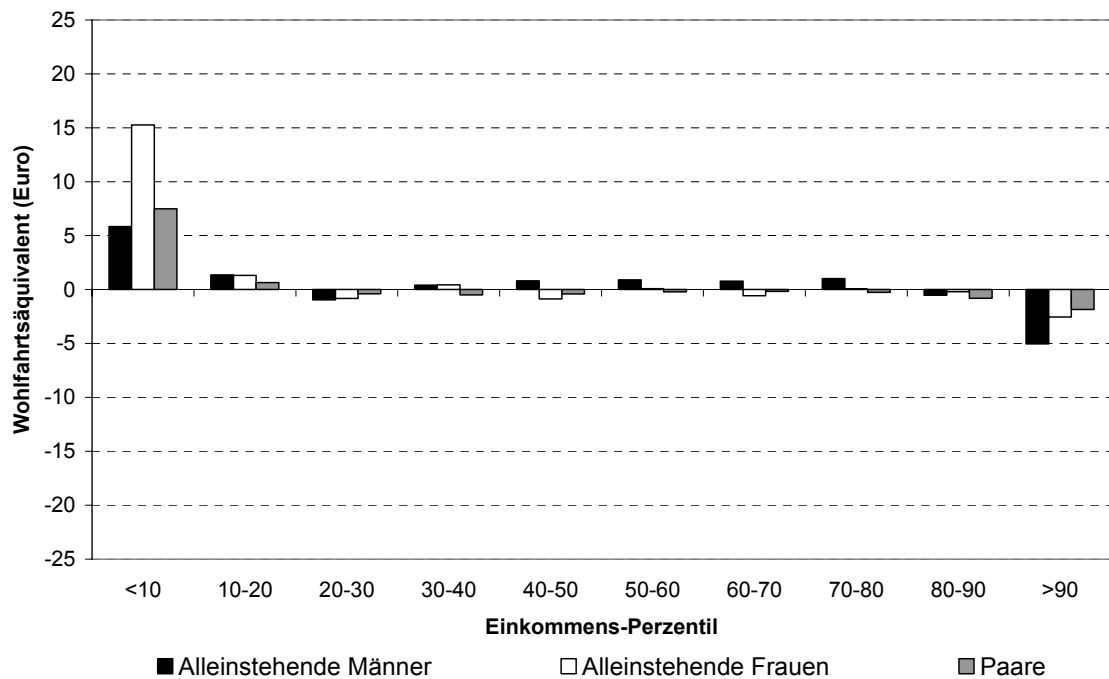


Abbildung 2: Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben
Simulation ohne Gegenfinanzierung



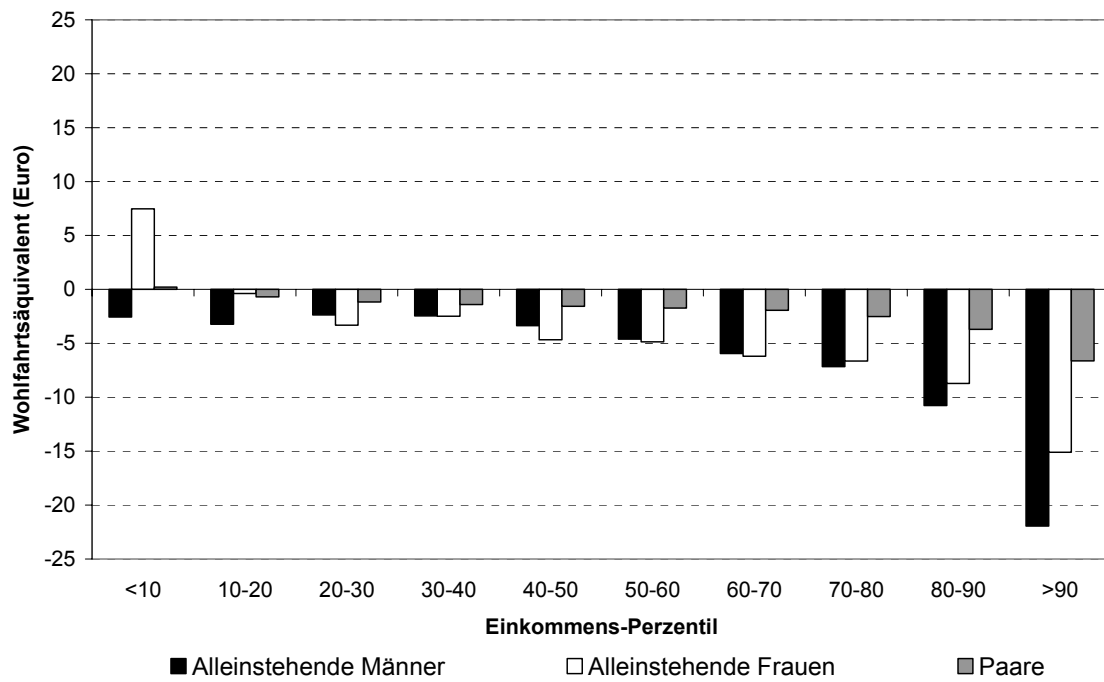
Anmerkungen: Durchschnittswerte; Perzentile des für Konsum verfügbaren Haushaltseinkommens im Ausgangszustand. Individuelle Wohlfahrtsäquivalente berechnet auf Basis der partiellen Ableitung der haushaltsspezifischen Nutzenfunktion nach dem Einkommen, evaluiert an der Stelle der Konsummöglichkeiten im Ausgangszustand.

Abbildung 3: Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben
Simulation mit Gegenfinanzierung über Pauschalsteuer



Anmerkungen: Siehe Abbildung 2.

Abbildung 4: Verteilungseffekte eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben
Simulation mit Gegenfinanzierung über Konsumsteuer



Anmerkungen: Siehe Abbildung 2.

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
≥ 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.

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 Staatsangehörigkeit	-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 Universitätsabschluss	1,349 (3,72)	0,056 (0,15)	1,593 (7,80)	-0,672 (-3,14)
Grad der Erwerbsminderung \geq 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.

Tabelle 4: Simulierte Arbeitsangebotswirkungen eines allgemeinen Freibetrags bei den Sozialabgaben – Transitionsmatrix für Männer

		Nach Reform						
	Arbeitsstunden je Woche	0	10	20	30	40	50	Summe vor Reform
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						
	Arbeitsstunden je Woche	0	10	20	30	40	50	Summe vor Reform
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.

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.

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 Transfermodell mit Rechtsstand 2002 ermittelten Saldo der über die Stichprobe aggregierten Zahlungen von Lohnsteuern, Sozialversicherungsbeiträgen und Transfers.