

Brenneisen, Frank; Peichl, Andreas

**Working Paper**

## Dokumentation des Wohlfahrtsmoduls von FiFoSiM

FiFo-CPE Discussion Paper, No. 07-4

**Provided in Cooperation with:**

FiFo Institute for Public Economics, University of Cologne

*Suggested Citation:* Brenneisen, Frank; Peichl, Andreas (2007) : Dokumentation des Wohlfahrtsmoduls von FiFoSiM, FiFo-CPE Discussion Paper, No. 07-4, Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut an der Universität zu Köln (FiFo Köln), Köln

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/23265>

**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.*

Discussion Paper No. 07-4

**Dokumentation des Wohlfahrtsmoduls  
von FiFoSiM**

Frank Brenneisen und Andreas Peichl

2007

Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut an der Universität zu Köln

FiFo Köln is a Member of CPE -  
Cologne Center for Public Economics

[fif-koeln.de](http://fif-koeln.de)  
[cpe.uni-koeln.de](http://cpe.uni-koeln.de)

Dokumentation des Wohlfahrtsmoduls von FiFoSiM

Frank Brenneisen<sup>1</sup>  
Andreas Peichl<sup>2</sup>

<sup>1</sup> frank.brenneisen@koeln.de

<sup>2</sup> a.peichl@uni-koeln.de.



Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut  
an der Universität zu Köln

A Member of CPE -  
Cologne Center for Public Economics

P.O. Box 420520, D-50899 KÖLN  
Zülpicher Str. 182, D-50937 KÖLN

T. +49-221-426979  
F. +49-221-422352

<http://fifo-koeln.de>  
<http://cpe.uni-koeln.de>

# Dokumentation des Wohlfahrtsmoduls von FiFoSiM

Frank Brenneisen und Andreas Peichl\*

Mai, 2007

## Abstract

In diesem technischen Beitrag wird das neu entwickelte Wohlfahrtsmodul von FiFoSiM zur empirischen Analyse der Wohlfahrtswirkungen von Steuerreformen beschrieben.

## Documentation Welfare Module FiFoSiM

This technical paper describes the newly developed welfare module of FiFoSiM.

**JEL Codes:** D58, H24, J20

**Keywords:** Simulation, CGE, Mikrosimulation, Steuerreform, Wohlfahrt

---

\*Cologne Centre for Public Economics, University of Cologne, frank.brenneisen@koeln.de, a.peichl@uni-koeln.de.

# 1 Einleitung

Zur Evaluation verschiedener Reformoptionen des Steuer- und Transfersystems stehen in Deutschland eine Reihe computergestützter, numerischer Mikrosimulationsmodelle auf der Basis disaggregierter Mikrodaten zur Verfügung.<sup>1</sup> Keines der bisher dokumentierten Simulationsmodelle in Deutschland ist jedoch in der Lage die Wohlfahrtswirkungen von Steuerreformen zu messen. Dies ist umso erstaunlicher wenn man bedenkt, dass die Theorie eine Vielzahl von Wohlfahrtsmaßen liefert, die eine Bestimmung von Wohlfahrtsänderungen erlauben.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, die theoretischen Konzepte der Wohlfahrtsmessung mit der Technik der Mikrosimulation zu verbinden und das bestehende Integrierte Steuer-Transfer-Mikrosimulations- und CGE-Modell FiFoSiM des Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstituts um ein Wohlfahrt-Modul zu erweitern. Hierdurch soll die Möglichkeit geschaffen werden die Wohlfahrtswirkungen von verschiedenen Reformvorschlägen in einer ex-ante-Analyse abzuschätzen.

Der Aufbau der Arbeit ist wie folgt: Eine Einführung in die Mikrosimulation wird in Kapitel 2 gegeben. Weiterhin werden dort die verschiedenen Möglichkeiten der Arbeitsangebotsmodellierung dargestellt, die in die Mikrosimulationsmodelle implementiert werden können. Hierbei werden sowohl kontinuierliche und diskrete Arbeitsangebotsmodelle als Vertreter der Klasse statischer Modelle als auch dynamische Arbeitsangebotsmodelle betrachtet. In Kapitel 3 erfolgt die Dokumentation des neu entwickelten Wohlfahrt-Moduls von FiFoSiM, das auf einer diskreten Arbeitsangebotsmodellierung basiert. Im Vordergrund dieses Kapitels steht die Beschreibung der Funktionsweise des Moduls, es wird jedoch auch das Vorgehen bei der Konzeption erläutert.

## 2 Arbeitsangebot und Mikrosimulation

Obwohl die Anzahl der durchgeführten Experimente innerhalb der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften in den letzten Jahren immer weiter angestiegen ist<sup>2</sup>, kann eine experimentelle Untersuchung nicht in allen Forschungsbereichen verwendet werden. Insbesondere in der Finanzwissenschaft ist eine auf Experimenten basierende Analyse z.B. von Steuerrechtsänderungen nicht durchführbar. In diesen Fällen wird die Methode der Simulation verwendet und übernimmt die Funktion eines Experiments. Im Rahmen einer Simulation wird im Bereich der Volkswirtschaftslehre ein real existierendes Wirtschaftssystem unter Verwendung von numerischen Modellen nachgebildet und unter verschiedenen Rahmenbedingungen untersucht. Die Methode der Simulation ist folglich eine bestimmte Art der Modellanalyse. Basiert eine solche Analyse auf disaggregierten Mikrodaten, wird sie als *Mikrosimulation* bezeichnet.

Das Ziel des vorliegenden Kapitels ist es, einen Einblick in die Technik der Mikrosimulation

---

<sup>1</sup>vgl. Wagenhals (2004) sowie Peichl (2005).

<sup>2</sup>vgl. Sugden (2005).

sowie einen Überblick über verschiedene Modellierungsformen der Arbeitsangebotsentscheidung zu bieten. Hierzu wird im nachfolgenden Abschnitt eine Einführung in die Mikrosimulation gegeben<sup>3</sup> und im Anschluss werden die beiden Klassen der statischen und dynamischen Arbeitsangebotssimulation vorgestellt.

## 2.1 Eine Einführung in die Mikrosimulation

Im Fokus der mikroanalytischen Simulationsmodelle steht das Verhalten von Mikroeinheiten (einzelnen Personen, Haushalten oder Unternehmen) und deren Interaktionen untereinander. Hierbei wird versucht das Verhalten oder Verhaltensänderungen dieser Einheiten durch deren Merkmalsausprägungen bzw. eine Veränderung derselben zu erklären. Als Merkmale einer Person können sowohl demografische (z.B. Geschlecht und Alter) als auch sozioökonomische Merkmale (z.B. Einkommen, Bildung, etc.) dienen. Die Kenntnis dieser Merkmale ist somit eine Grundvoraussetzung für die Durchführung einer Mikrosimulation. Von der Güte dieser Datenbasis hängen sowohl das Analysepotential als auch die Zuverlässigkeit der Simulationsergebnisse ab. Als potentielle Datenquellen können die faktisch anonymisierte Lohn- und Einkommenssteuerstatistik (FAST), der Mikrozensus sowie die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) als auch Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) verwendet werden.<sup>4</sup>

Da auch steuer- oder sozialpolitische Maßnahmen grundsätzlich an den sozioökonomischen Merkmalen von Personen ansetzen, ermöglichen Mikrosimulationsmodelle eine differenzierte und detaillierte Auswertung der verschiedenen Steuerwirkungen. Aus diesem Grund werden sie von Wilkins (2000) auch als bester Freund eines Finanzwissenschaftlers bezeichnet.

Die unterschiedlichen Typen von Mikrosimulationsmodellen können in die Oberklassen *dynamisch* und *statisch* unterteilt werden. Hierbei bieten dynamische Modelle die Möglichkeit die langfristigen Wirkungen der betrachteten Maßnahmen zu analysieren. Um die Auswirkungen einer solchen Veränderung auf die Lebensplanung der Mikroeinheiten untersuchen zu können, werden ihre Biografien auf Basis von Überlebens- und Geburtenwahrscheinlichkeit fortgeschrieben. Diesen Vorgang bezeichnet man als *dynamic aging*. Im Gegensatz hierzu wird in statischen Modellen eine vergleichende Betrachtung eines einzelnen Zeitpunktes vor und nach einer Veränderung der Rahmenbedingungen vorgenommen. Es besteht somit per se keine Notwendigkeit zur Fortschreibung der Biografien. Liegt jedoch keine geeignete Datenbasis für die Analyse eines bestimmten Jahres vor, wird ein vorhandener Datensatz auf den Analysezeitpunkt fortgeschrieben. Dieses Verfahren bezeichnet man als *static aging*, es gewährleistet eine möglichst

---

<sup>3</sup>Dieser Abschnitt basiert auf Peichl (2005).

<sup>4</sup>Einen Überblick über die verschiedenen Datensätze bietet Peichl (2005). Detaillierte Darstellungen der einzelnen Datenquellen findet man bei den folgenden Autoren:  
FAST: Kordsmeyer (2004)  
Mikrozensus: Heidenreich und Breiholz (2004)  
EVS: Stuckemeier (2004)  
SOEP: Haisken De-New und Frick (2003)

zeitpunktgetreue Abbildung der Bevölkerungsstruktur.

Mit Hilfe von statischen Modellen können sowohl die kurz- als auch die mittelfristigen Wirkungen von Politikmaßnahmen simuliert werden.<sup>5</sup> Für eine Analyse der kurzfristigen Wirkungen geht man davon aus, dass die Mikroeinheiten ihr Verhalten erst nach einer Weile an die veränderten Rahmenbedingungen anpassen oder anpassen können, da sie z.B. durch längerfristige Verträge an einer unmittelbaren Anpassungsreaktion gehindert werden. Die kurzfristigen Auswirkungen einer Steuerreform auf die Höhe der Steuereinnahmen, Nettoeinkommen, etc. werden daher unter der Annahme eines konstanten Erwerbsverhaltens ermittelt. Für eine Abschätzung der mittelfristigen Auswirkungen sollten jedoch die Verhaltensreaktionen der Mikroeinheiten berücksichtigt werden. Hierzu gehört insbesondere das Erwerbsverhalten.

Zur Prognose des Erwerbsverhaltens wurden verschiedene Modelle entwickelt, die sich – analog zu den Mikrosimulationsmodellen – in die Kategorien der statischen und dynamischen Modellierung aufgliedern lassen. In den nachfolgenden Abschnitten werden diese verschiedenen Modellierungsformen vorgestellt.

## 2.2 Statische Arbeitsangebotsmodelle

Zur Simulation der Arbeitsangebotswirkungen innerhalb einer bestimmten Periode werden im Rahmen der Mikrosimulation statische Arbeitsangebotsmodelle in die bestehende Modellierung implementiert oder über Schnittstellen mit dem Modell verbunden. Das Ziel ist es hierbei eine Zuordnungsvorschrift zu finden, die den durchschnittlichen Zusammenhang zwischen den sozioökonomischen Merkmalen einer Person und ihrem aktuellen Erwerbsverhalten herstellt.<sup>6</sup> Im Rahmen *diskreter* Arbeitsangebotsmodelle, in denen der Haushalt aus wenigen möglichen Arbeitszeitpunkten wählen kann, wird dieser Zusammenhang meist über die Schätzung einer Nutzenfunktion hergestellt. Im Gegensatz hierzu geht man in *kontinuierlichen* Modellen davon aus, dass der Haushalt seine angebotene Arbeitszeit frei wählen kann und simuliert das Erwerbsverhalten auf Basis einer geschätzten Arbeitsangebotsfunktion. Im folgenden werden die beiden Modellierungsformen vorgestellt und ihre wesentlichen Kritikpunkte aufgezeigt.

### 2.2.1 Kontinuierliche Arbeitsangebotsmodelle

In der Lehrbuchvariante des kontinuierlichen Arbeitsangebotsmodells wird die Arbeitsangebotsentscheidung einer Person analog zur Konsumententscheidung modelliert.<sup>7</sup> Anstelle von zwei verschiedenen Gütern kann der Konsument jedoch nun zwischen materiellem Konsum ( $K$ ) zum Preis von  $p_K = 1$  und dem Genuss von Freizeit ( $FZ$ ) entscheiden. Sowohl Konsum als auch Freizeit haben für den Konsumenten einen positiven aber abnehmenden Grenznutzen und ge-

---

<sup>5</sup> vgl. Creedy et al. (2002).

<sup>6</sup> vgl. Blundell und MaCurdy (1999).

<sup>7</sup> Eine solche Modellierung findet man z.B. in Varian (2001).

hen somit in seine Nutzenfunktion  $U(K, FZ)$  ein. Als Budget, aus dem er den Konsum der beiden Güter finanzieren kann, steht ihm hierbei sowohl eine bestimmte Menge an Geld  $\rho$  als auch eine maximale Stundenanzahl  $\bar{L}$  zur Verfügung. In der ihm zur Verfügung stehenden Zeit kann er entweder arbeiten und einen Lohn  $w$  für jede Arbeitsstunde erhalten (Gesamtanzahl der Arbeitsstunden:  $l$ ) oder sie direkt als Freizeit ( $FZ = \bar{L} - l$ ) genießen. Aus diesem Zusammenhang ergibt sich sowohl der Preis einer Stunde Freizeit, die durch den Verzicht auf  $w$  Einheiten Konsum erkaufte wird, als auch die folgende Budgetrestriktion.

$$K + w \cdot FZ = \rho + w \cdot \bar{L} \quad (1)$$

Aus dem nutzenmaximalen Verhalten des Haushaltes unter Beachtung dieser Budgetrestriktion lässt sich die Arbeitsangebotsfunktion  $l(w, \rho)$  ableiten. In der empirischen Anwendung wird diese Funktion um die beobachtbaren Merkmale eines Haushaltes sowie eine stochastische Struktur erweitert, die sowohl die Messfehler bei Erhebung der geleisteten Arbeitszeiten als auch die unterschiedlichen Präferenzausprägungen der einzelnen Mikroeinheiten berücksichtigt.<sup>8</sup>

Wird in die bisherige Betrachtung ein real existierendes Steuersystem einbezogen, hängt der Nettolohn eines Arbeitnehmers von der Höhe seines Einkommens und der gewählten Arbeitszeit ab. Es ist somit nicht länger offensichtlich, welcher der verschiedenen Nettolöhne zur Erklärung der gewählten Arbeitszeit verwendet werden kann. Um dennoch eine Schätzung des Arbeitsangebotes vornehmen zu können, werden in der Literatur zwei verschiedene Ansätze verwendet.<sup>9</sup>

Im ersten, auf Burtless und Hausman (1978) zurückgehenden Ansatz, wird das Steuersystem durch stückweise lineare Funktionen möglichst exakt nachgebildet und für jedes Teilstück dieser Budgetrestriktion eine nutzenmaximale Arbeitszeit berechnet. Im Anschluss werden dann die Nutzenniveaus der verschiedenen Arbeitszeiten verglichen und das optimale Arbeitsangebotsverhalten ermittelt.<sup>10</sup> Eine solche Nachbildung des Steuersystems ist nicht nur äußerst aufwendig und weist hohe Informationsanforderungen auf, es ist auch fragwürdig, ob die Bürger eines Landes eine so präzise Kenntnis des Steuersystems haben, dass sie sich tatsächlich an dieser exakten Form orientieren.<sup>11</sup> Weiterhin sind die erhaltenen Schätzergebnisse verzerrt.<sup>12</sup>

Der zweite Ansatz beruht auf einer vereinfachten Abbildung des Steuersystems. Hierbei wird entweder, dem Vorschlag von Hall (1973) folgend, die Budgetrestriktion linearisiert oder die tatsächliche Budgetrestriktion, nach Flood und MaCurdy (1992), durch eine kontinuierliche und differenzierbare Funktion approximiert. Das optimale Arbeitsangebot kann im letztgenannten

<sup>8</sup>vgl. Creedy und Duncan (2002).

<sup>9</sup>vgl. Creedy und Duncan (2002) und Blundell und MaCurdy (1999). Eine detaillierte Beschreibung der beiden Verfahren wird in MaCurdy et al. (1990) gegeben.

<sup>10</sup>vgl. Creedy und Kalb (2005) und Burtless und Hausman (1978).

<sup>11</sup>vgl. Kuismanen (2005).

<sup>12</sup>vgl. Creedy und Duncan (2002) und Myck und Reed (2006).



Fall durch die Anwendung des *Theorems Impliziter Funktionen*<sup>13</sup> hergeleitet werden.<sup>14</sup> Beiden Vorgehensweisen ist gemein, dass sie entweder zu einer verzerrten oder ungenauen Schätzung der Arbeitsangebotsfunktion führen.<sup>15</sup>

Ein weiterer Kritikpunkt der kontinuierlichen Modelle besteht in der mangelhaften Abbildung der *Partizipationsentscheidung*. Eine wesentliche Erkenntnis aus den bisherigen Analysen des Arbeitsangebots besteht jedoch gerade darin, dass die Entscheidung über Aufnahme und Aufgabe von Beschäftigungen die größten Effekte auf das volkswirtschaftliche Aggregat der geleisteten Arbeitsstunden hat und somit im Zentrum der Arbeitsangebotsanalyse stehen sollte.<sup>16</sup> Die unzureichende Abbildung der Partizipationseffekte lässt sich durch die Konzentration der kontinuierlichen Modelle auf den marginalen Steuersatz erklären. Die Partizipationsentscheidung hängt im Gegensatz zur Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden nicht vom marginalen, sondern vom durchschnittlichen Steuersatz ab.<sup>17</sup>

Zusätzlich zu den bereits aufgeführten Schwächen haben van Soest et al. (1990) unter Verwendung niederländischer Arbeitsmarktdaten gezeigt, dass der kontinuierliche Ansatz den Anteil der Teilzeitbeschäftigten an der Gesamtbevölkerung stark überschätzt und nur verhältnismäßig schlechte Abbildungen der tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden liefern kann. Im Allgemeinen kann eine wesentlich realistischere Simulation der Arbeitszeiten über diskrete Arbeitsangebotsmodelle erreicht werden. Diese Modellklasse wird im folgenden Abschnitt betrachtet.

## 2.2.2 Diskrete Arbeitsangebotsmodelle

Im Rahmen diskreter Arbeitsangebotsmodelle, deren Verwendung auf Van Soest (1995) zurückzuführen ist, geht man davon aus, dass den Mikroeinheiten des Datensatzes nur wenige diskrete Arbeitszeiten  $a \in \{a_1, \dots, a_J\}$  zur Verfügung stehen. Die Zuordnung der gemessenen Arbeitszeiten  $a$  zu den annahmegemäß wählbaren Kategorien erfolgt durch folgende Regel:<sup>18</sup>

$$\begin{aligned}
 a &= 0 && \text{falls } a = 0 \\
 a &= a_1 && \text{falls } 0 < a \leq a_1^C \\
 a &= a_2 && \text{falls } a_1^C < a \leq a_2^C \\
 & && \dots \\
 a &= a_J && \text{falls } a_{J-1}^C < a \leq \infty
 \end{aligned} \tag{2}$$

Hierbei bietet es sich an, die Cut-Off-Zeiten  $a_j^C$  entweder als arithmetisches Mittel der beiden benachbarten diskreten Arbeitszeitpunkte ( $a_j^C = \frac{a_{j-1} + a_j}{2}$ ) oder direkt durch die diskreten

---

<sup>13</sup>Das Theorem Impliziter Funktionen bietet die Möglichkeit komplexe, nichtlineare Gleichungssysteme zu lösen. Siehe hierzu Chiang (1984).

<sup>14</sup>vgl. Flood und MaCurdy (1992).

<sup>15</sup>vgl. Creedy und Duncan (2002) und Burtless und Hausman (1978).

<sup>16</sup>vgl. Heckman (1993), Immervoll et al. (2007) und Blundell und MaCurdy (1999).

<sup>17</sup>vgl. Kleven und Kreiner (2003).

<sup>18</sup>Diese Zuordnungsregel findet man z.B. in Creedy und Duncan (2002).

Arbeitszeiten ( $a_j^C = a_{j+1}$ ) zu definieren.

Die Auswahlentscheidung des Haushaltes zwischen den möglichen Kategorien wird über die von McFadden (1973) eingeführte stochastische Nutzenmaximierung modelliert. Hierbei wird angenommen, dass eine Mikroeinheit  $i$  die für sie nutzenmaximale Arbeitszeitkategorie wählt und der Nutzen  $U_{i,j}$  aus der Alternative  $j$  in eine deterministische Komponente  $V_{i,j}$  und eine stochastische Präferenzkomponente  $\epsilon_{i,j}$  zerlegt werden kann.

$$U_{i,j}(m_{i,j}) = V_{i,j}(m_{i,j}) + \epsilon_{i,j} \quad (3)$$

Die deterministische Komponente einer Alternative  $V_{i,j}(m_{i,j})$  ist für alle Individuen mit den selben Identifikationsmerkmalen  $m_{i,j}$  (Alter, Anzahl der Kinder, Einkommen bei Wahl der Arbeitszeitkategorie etc.) gleich hoch und kann somit als repräsentativer Nutzen einer Alternative bezeichnet werden. Das Residuum  $\epsilon_{i,j}$  fängt die Abweichungen des tatsächlichen vom repräsentativen Nutzen einer Alternative auf und wird als individuelle Geschmacksausprägung des jeweiligen Haushaltes in Bezug auf diese Alternative interpretiert.<sup>19</sup> Durch den Einfluss dieser stochastischen Komponente ist die Wahl der Arbeitszeitkategorie für jede Mikroeinheit probabilistisch.<sup>20</sup> Unter Kenntnis der Verteilung des Störterms  $\epsilon_{i,j}$  sowie der beobachtbaren Merkmale der Mikroeinheit und der einzelnen Arbeitszeitkategorien kann eine bedingte Wahrscheinlichkeit formuliert werden, mit der die entsprechende Arbeitszeit gewählt wird. Die Wahrscheinlichkeit ist hierbei umso größer, je höher der repräsentative Nutzen einer Alternative ist.

Als Verteilungsannahme für den Störterm  $\epsilon_{i,j}$  wird meist eine für alle Mikroeinheiten  $i$  und Alternativen  $j$  unabhängig und identisch verteilte *Extremwertverteilung des Typs I*<sup>21</sup> zu Grunde gelegt. Weniger häufig wird die Annahme einer Normalverteilung formuliert. Diese alternative Modellierung erschwert die Schätzung der zu Grunde liegenden Nutzenfunktion so stark, dass maximal drei Arbeitsangebotskategorien berücksichtigt werden können. Die Entwicklung der Computerleistung sowie der Simulationstechnik in den letzten Jahren lassen allerdings hoffen, dass diese Modelle in Zukunft für eine realistischere Anzahl an Arbeitszeitkategorien verwendet werden können. Dies würde eine reichere Modellierung der haushaltsinternen Entscheidungsfindung sowie eine komplexere Berücksichtigung der vorhandenen Arbeitsangebotskategorien auf die Auswahlentscheidung ermöglichen.<sup>22</sup> Hier liegt auch ein wesentlicher Kritikpunkt eines extremwertverteilten Störterms begründet.<sup>23</sup>

<sup>19</sup>vgl. Fuest et al. (2005), McFadden (1973).

<sup>20</sup>vgl. Jackman (2007).

<sup>21</sup>Eine solche Verteilung wird auch als Gumbel-Verteilung bezeichnet. Die Zufallsvariable einer solchen Verteilung weist die folgende Dichtefunktion auf:  $f(\epsilon) = \exp(-\epsilon) \cdot \exp(-\exp(-\epsilon))$ .

Der Erwartungswert entspricht der Eulerkonstante (0,577216) und der Wert der Varianz ist durch  $\frac{\pi^2}{6}$  gegeben.

<sup>22</sup>vgl. Creedy und Kalb (2005).

<sup>23</sup>Die Verwendung eines unabhängig und identisch extremwertverteilten Residuums impliziert die in der Literatur als IIA bezeichnete Annahme. Diese setzt die Unabhängigkeit der Auswahlentscheidung zwischen zwei Alternativen von der Existenz oder Gestalt einer dritten Alternative voraus. Eine nähere Erläuterung dieser Eigenschaft erfolgt in Train (2003).

## 2.3 Dynamische Arbeitsangebotsmodelle

Die bisher vorgestellte Klasse statischer Arbeitsangebotsmodelle liefert im Rahmen einer Mikrosimulation viele Informationen über das Erwerbsverhalten von Personen im erwerbsfähigen Alter. Einen Einblick in die Entscheidungen über den Aufbau von Humankapital und die intertemporale Aufteilung von Arbeit und Freizeit (z.B. durch Eintritt in den Ruhestand) kann diese Modellklasse jedoch nicht bieten.<sup>24</sup> Da eine dauerhafte Veränderung des Steuersystems nicht nur die Budgetrestriktion einer einzelnen Periode verändert, sondern Auswirkungen auf die Entscheidungen innerhalb des Lebenszyklus einer Person haben kann, wäre eine Berücksichtigung der intertemporalen Verhaltensreaktionen generell wünschenswert.<sup>25</sup> Zur Abbildung und Vorhersage dieser Verhaltensreaktionen wurden dynamische Arbeitsangebotsmodelle entwickelt. Diese bauen sowohl auf dem kontinuierlichen als auch dem diskreten Ansatz der statischen Arbeitsangebotsmodelle auf.<sup>26</sup>

In einfachen dynamischen Modellen<sup>27</sup> wird davon ausgegangen, dass die betrachteten Personen keinerlei Unsicherheit über die Entwicklung ihres Lebens unterliegen.<sup>28</sup> Sie wissen somit nicht nur um den Zeitpunkt ihres Todes  $Z$ , sondern können auch die Auswirkungen ihrer Entscheidungen auf ihren gesamten Lebenszyklus absehen.<sup>29</sup> Um zu verdeutlichen in welchem Stadium des Lebenszyklus sich eine Person befindet, wird dieser Zyklus in Perioden eingeteilt. Der Index  $z \in \{0, 1, \dots, Z\}$  gibt hierbei an, auf welche Periode Bezug genommen wird.

Die optimale Lebensplanung eines Individuums  $i$  findet innerhalb des Modellrahmens durch eine Maximierung des Lebenszeitnutzens ( $LU_i$ ) unter Berücksichtigung der intertemporalen Konsummöglichkeiten physikalischer Güter ( $K_{i,z}$ ) und Freizeit ( $FZ_{i,z}$ ) statt. Um die Berechenbarkeit des Modells zu gewährleisten, wird hierbei von intertemporalen Interdependenzen des Konsumnutzens abstrahiert und eine Separierbarkeit des einzelnen Periodennutzens unterstellt. Der Lebenszeitnutzen einer Person ergibt sich folglich aus den Nutzenniveaus die in den einzelnen Perioden erreicht werden ( $U_{i,z}(K_{i,z}, FZ_{i,z})$ ).

$$LU_i = LU_i(U_{i,0}(K_{i,0}, FZ_{i,0}), \dots, U_{i,z}(K_{i,z}, FZ_{i,z})) \quad (4)$$

Trotz der vereinfachenden Annahme der separierbaren Periodennutzen bleiben die Perioden durch die Möglichkeit der intertemporalen Vermögenübertragung (Sparen, Kreditaufnahme) miteinander verknüpft. Die betrachteten Haushalte entscheiden somit nicht nur über

---

<sup>24</sup>vgl. Myck und Reed (2006).

<sup>25</sup>vgl. Bourguignon und Spadaro (2006).

<sup>26</sup>Für einen Überblick über die möglichen dynamischen Modellierungsformen aufbauend auf kontinuierlichen Arbeitsangebotsmodellen siehe Blundell und MaCurdy (1999). Ein dynamisches Arbeitsangebotsmodell unter Verwendung diskreter Arbeitskategorien wird in Lesourne und Sonnenschein (1995) vorgestellt.

<sup>27</sup>Die Darstellung dynamischer Arbeitsangebotsmodelle basiert auf Blundell und MaCurdy (1999) und Cahuc und Zylberberg (2004).

<sup>28</sup>vgl. Bourguignon und Spadaro (2006).

<sup>29</sup>In komplexeren dynamischen Modellen, die die Unsicherheit der zukünftigen Ereignisse berücksichtigen, werden die deterministischen Variablen durch Zufallsgrößen ersetzt.

Ausmaß der Erwerbstätigkeit und Konsum innerhalb einer Periode, sie müssen zusätzlich über Ab- und Aufbau ihres Vermögens entscheiden. Um diese – in der Realität simultan getroffenen – Entscheidungen modellieren zu können, wird die Entscheidungsfindung als sequentiell modelliert und die Entscheidung über Konsum und Arbeitsangebot von der intertemporalen Vermögensaufteilung getrennt. Dieses Vorgehen ermöglicht eine periodenweise Schätzung des Arbeitsangebotes analog zu dem Vorgehen in einer statischen Modellumgebung.

## 2.4 Zusammenfassung und Fazit

In diesem Kapitel wurde der Nutzen von Mikrosimulationsmodellen im Rahmen der Finanzwissenschaft aufgezeigt und ein Überblick über die Vorgehensweise bei der Modellierung sowie die möglichen Datenquellen gegeben. Im Anschluss wurde der Fokus auf die Modellierung der Arbeitsangebotsentscheidung gerichtet und sowohl zwei Formen der statischen Modellierung als auch das Vorgehen im Rahmen einer dynamischen Modellierung betrachtet.

Obwohl die dynamische Modellierung die meisten Informationen liefern kann wird sie in der angewandten internationalen Forschung weniger häufig verwendet als die statischen Modelle. Dies kann auf mehrere Gründe zurückgeführt werden. Zum einen müssen die Biografien der betrachteten Mikroeinheiten für viele Jahre fortgeschrieben werden um eine tatsächliche Analyse des Lebenszyklus durchführen zu können. Hierbei sind die Informationsanforderungen und die Wahrscheinlichkeit einer Abweichung von den tatsächlichen Biografien sehr hoch.<sup>30</sup> Die Validität der erhaltenen Ergebnisse kann daher in Frage gestellt werden. Weiterhin wurde in den bisher durchgeführten Studien gezeigt, dass eine intertemporale Substitution von Arbeit nur in geringem Maße stattfindet,<sup>31</sup> so dass der immense Aufwand beim Aufbau eines solchen dynamischen Modells kaum lohnend erscheint.

Innerhalb der wesentlich häufiger verwendeten Klasse der statischen Modelle kann ein klarer Trend zur diskreten Modellierung ausgemacht werden, diese wird z.B. in Van Soest (1995), Creedy und Kalb (2005) und Vermeulen (2006) verwendet. Der Vorteil der diskreten gegenüber der kontinuierlichen Modellierung besteht darin, dass sie alle Simulationsmöglichkeiten der kontinuierlichen Modelle abdeckt, ihre Konstruktion auf Grund der diskreten Betrachtungsweise wesentlich weniger Aufwand bedeutet und auch konvexe Budgetrestriktionen berücksichtigt werden können.<sup>32</sup> Diskrete Arbeitsangebotsmodelle ermöglichen zusätzlich die Analyse der Partizipationsentscheidung und Wahl der optimalen Höhe an geleisteten Arbeitsstunden im selben Modellrahmen und erlauben eine komplexere Berücksichtigung von nicht beobachtbaren Löhnen der Arbeitslosen sowie eine Implementierung des Zufallsnutzens.<sup>33</sup>

---

<sup>30</sup> vgl. Peichl (2005), Bourguignon und Spadaro (2006).

<sup>31</sup> vgl. Ziliak und Kniesner (1999).

<sup>32</sup> vgl. Van Soest (1995) und Blundell und MaCurdy (1999).

<sup>33</sup> vgl. Van Soest und Das (2001), van Soest et al. (1990) und Flood und Islam (2005).

### 3 Dokumentation des Wohlfahrt-Moduls

Das Finanzwissenschaftliche Forschungsinstitut an der Universität zu Köln (FiFo) betreibt in einem Verhältnis von institutionalisierter Kooperation und wechselseitiger Unterstützung mit der Universität zu Köln unabhängige wirtschaftswissenschaftliche Forschung und Politikberatung. Um der Komplexität des realen Steuer- und Transfersystems Rechnung zu tragen, setzt das FiFo insbesondere zur ex-ante-Evaluation verschiedener Politikmaßnahmen das Mikrosimulations- und CGE-Modell FiFoSiM ein.<sup>34</sup> Abbildung 1 gibt einen Überblick über den Modellaufbau des Mikrosimulationsstrangs von FiFoSiM.

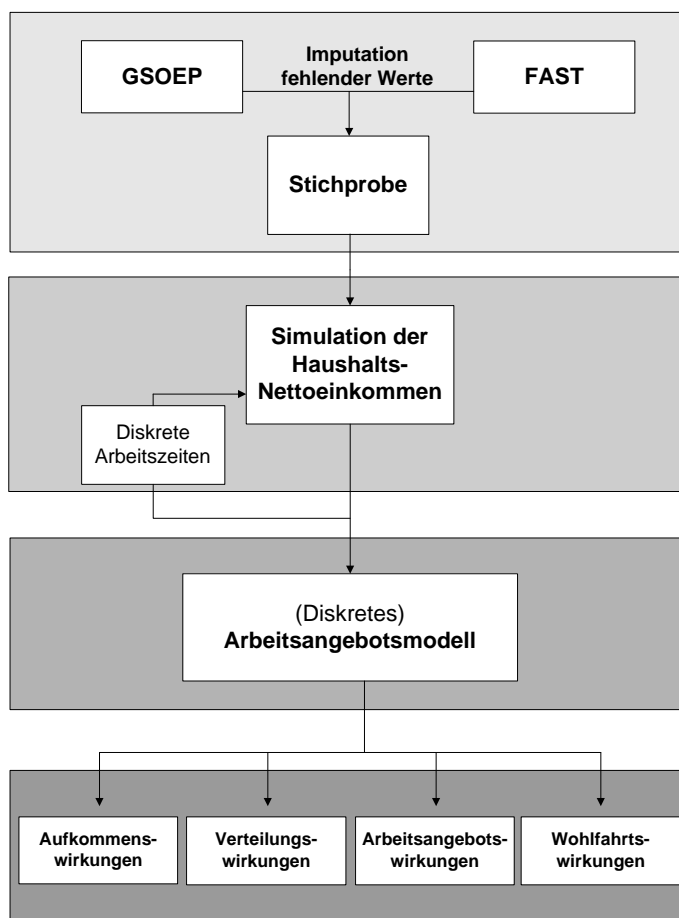


Abbildung 1: Modellaufbau von FiFoSiM

Im Rahmen dieser Arbeit wurde die bisher theoretisch vorgestellte Methode der Mikrosimulation mit den Konzepten der äquivalenten und kompensatorischen Variation verknüpft und der Modellaufbau von FiFoSiM um ein Modul zur Berechnung von Wohlfahrtseffekten erweitert. Dieser Erweiterung trägt Abbildung 1 bereits Rechnung. Die technischen Anforderungen an die zu entwickelnde Modellstruktur wurden dabei durch die bestehende Simulationsumge-

<sup>34</sup>vgl. Fuest et al. (2005) und Peichl und Schaefer (2006).

bung vorgegeben. Sowohl Aufkommens- als auch Arbeitsangebotsmodul von FiFoSiM sind in Stata<sup>35</sup> programmiert. Um eine nahtlose Integration zu gewährleisten und insbesondere den Datenaustausch mit anderen Modulen zu ermöglichen, musste daher auch die Umsetzung des Wohlfahrt-Moduls mit Hilfe von Stata erfolgen. Weiterhin sollte das neue Modul die Analyse verschiedener Politikmaßnahmen unterstützen, ohne einen vorherigen Eingriff in die Programmstruktur vornehmen zu müssen.

In diesem Kapitel erfolgt die Dokumentation des in der Arbeit entwickelten Wohlfahrt-Moduls. Im Vordergrund dieses Kapitels steht die Beschreibung des Moduls, es wird jedoch auch das Vorgehen bei der Konzeption erläutert.

### 3.1 Arbeitsangebot und Nutzenfunktion

Im Rahmen des Arbeitsangebotsmoduls wird in FiFoSiM das Arbeitsangebotsverhalten der Haushalte zunächst über ein diskretes Arbeitsangebotsmodell ökonometrisch geschätzt und kann darauf folgend für unterschiedliche steuerliche Rahmenbedingungen simuliert werden. Hierbei wird angenommen, dass die Haushalte ihre Arbeitszeiten nicht beliebig wählen können, sondern sich die Arbeitsmöglichkeiten auf diskrete Kategorien beschränken (vgl. Kapitel 2). Unabhängig vom Geschlecht eines potentiellen Arbeitnehmers kann dieser zwischen dem Status "Arbeitslosigkeit" und sechs verschiedenen Arbeitszeitkategorien mit positiver wöchentlicher Arbeitszeit wählen. Die möglichen Arbeitszeiten ( $a$ ) sind hierbei in einheitlichen Intervallen mit der Schrittlänge von acht Stunden skaliert. Der Zustand der Arbeitslosigkeit wird durch eine Arbeitszeit von null Stunden repräsentiert.

$$a \in \{0, 8, 16, 24, \dots, 48\}$$

Die Angaben der Haushalte im Datensatz über die tatsächliche Arbeitszeit pro Woche werden genutzt, um die Haushalte den unterschiedlichen Kategorien zuzuordnen. Liegt die Angabe eines Haushaltes zwischen zwei Arbeitszeitkategorien, wird er der höheren Kategorie zugeordnet.

Um die Auswahlentscheidung von Paar-Haushalten modellieren zu können wird angenommen, dass der Haushaltsvorstand und sein Partner eine gemeinsame Nutzenfunktion maximieren.<sup>36</sup> Auf Basis dieser Annahme müssen die verschiedenen Arbeitszeitkategorien für Paare, die

---

<sup>35</sup>Stata ist eine Statistik-Software zum Datenmanagement, zur Datendarstellung und -analyse (vgl. StataCorp LP (2005)). Eine deutschsprachige Einführung in Stata findet man in Kohler und Kreuter (2001).

<sup>36</sup>Der verfolgte Ansatz wird in der Literatur als Einheitsansatz bezeichnet. Die Forschung im Bereich der Haushaltsentscheidungen liefert alternative Modellierungsformen in denen die Entscheidungsfindung innerhalb des Haushaltes berücksichtigt wird. Vermeulen (2002), Bargain et al. (2006) und Vermeulen (2005) liefern eine Einführung in das Thema und stellen wesentliche Erkenntnisse der neuesten Forschung dar. Gemäß Browning et al. (2006) kann der Einheitsansatz in Mikrosimulationsmodellen verfolgt werden, wenn die Slutsky-Matrix des Arbeitsangebotes symmetrisch und negativ semidefinit ist. In diesem Fall verhält sich der Haushalt wie ein einziger Konsument.

in einem gemeinsamen Haushalt leben, in Arbeitszeitkombinationen überführt werden. Diese Kombination aller möglichen Arbeitszeitkategorien führt zu einem Angebot von insgesamt 49 Alternativen, aus denen der Haushalt sein gemeinsames Arbeitsangebot auswählen kann.

Wie bei diskreten Arbeitsangebotsmodellen üblich, wird angenommen, dass der betrachtete Haushalt aus den ihm zur Verfügung stehenden  $J$  Alternativen diejenige Kategorie  $k$  auswählt, die den maximalen Nutzen  $U_{i,k}$  stiftet. Dieser Gesamtnutzen kann hierbei in einen deterministischen Nutzen  $V_{i,j}(m_{i,j})$  und eine stochastische Komponente  $\epsilon_{i,j}$  zerlegt werden. Hierbei wird angenommen, dass die  $\epsilon_{i,j}$ -Komponente über alle Haushalte  $i$  und Alternativen  $j$  unabhängig und identisch verteilt ist und einer Extremwertverteilung des Typs I (Gumbel-Verteilung) folgt.

$$U_{i,j}(m_{i,j}) = V_{i,j}(m_{i,j}) + \epsilon_{i,j} \quad (5)$$

Unter diesen Annahmen kann die bedingte Auswahlwahrscheinlichkeit für jede wählbare Arbeitszeitkategorie über ein Conditional-Logit-Modell nach McFadden (1973) errechnet werden.<sup>37</sup>

$$P(U_{i,k} > U_{i,-k} | m_{i,k}, m_{i,-k}) = \frac{\exp(V_{i,k}(m_{i,k}))}{\sum_{j=1}^J \exp(V_{i,j}(m_{i,j}))} \quad (6)$$

Hauptbestandteil der Arbeitsangebotssimulation ist also der deterministische Nutzen  $V_{i,j}(m_{i,j})$  der Haushalte aus den jeweiligen Alternativen. Diese zentrale Rolle in der Arbeitsangebotsschätzung schreibt einer guten und sinnvollen Spezifikation der Nutzenfunktion eine hohe Wichtigkeit zu. Ein Gütekriterium liegt hierbei im ökonometrischen Erklärungsgehalt. Die Nutzenfunktion sollte also zu Auswahlwahrscheinlichkeiten führen, die möglichst exakt die tatsächlich gewählten Arbeitszeitkategorien beschreiben. Hierbei führt sowohl der Ausschluss von Variablen mit einem ökonometrischen Erklärungsgehalt als auch die Verwendung von irrelevanten Variablen zu verzerrten Schätzungen.<sup>38</sup>

Bei der Spezifikation der Nutzenfunktion wurde dem "general-to-simple" Ansatz gefolgt und zuerst ein Modell entworfen, das die maximale Anzahl aller beobachteten Merkmale sowie deren Interaktionsterme beinhaltet.<sup>39</sup> Von diesem überspezifizierten Modell ausgehend wurden iterativ diejenigen Variablen ausgeschlossen, die den geringsten Erklärungsgehalt für das Verhalten der Haushalte (gemessen an der Veränderung des Pseudo- $R^2$ ) aufwiesen. Auf Grund der hohen Anzahl an möglichen Variablen sowie deren Kombinationen miteinander ist eine solche Prozedur zeitintensiv und musste für jede der drei Gruppen des Datensatzes (Paare, Single-Männer und Single-Frauen) einzeln durchgeführt werden.

Nach diesem ersten Schritt wurde die erhaltene Nutzenfunktion auf ihre ökonomischen Eigenschaften hin überprüft. Diese Kontrolle wird nachgelagert und nicht als ex-ante Bedin-

---

<sup>37</sup> vgl. Fuest et al. (2005).

<sup>38</sup> Eine ausführliche Darstellung der beiden Fälle findet man in Greene (2003).

<sup>39</sup> vgl. Greene (2003).

gung formuliert, da sonst die *Maximum-Likelihood-Berechnung*<sup>40</sup> erschwert und die Spezifikationsmöglichkeiten eingeschränkt worden wären.<sup>41</sup> Als Bedingung an ökonomisch sinnvolle Präferenzen wird die Erfüllung der Axiome Reflexivität, Vollständigkeit, Stetigkeit, Transitivität und Nicht-Sättigung gefordert.<sup>42</sup> Weiterhin müssen die Indifferenzkurven konvex und die Nutzenfunktion schwach quasikonkav<sup>43</sup> sein, sowie die Monotoniebedingung erfüllen. Der Wert der Funktion muss folglich mit steigendem Konsum der nutzenstiftenden Güter Freizeit und Einkommen zunehmen.<sup>44</sup> Die Notwendigkeit positiv abnehmender Grenznutzen aus den nutzenstiftenden Gütern *ekn* (Einkommen des Haushaltes), *lzm* (Freizeit des Mannes) und *lzf* (Freizeit der Frau) wird durch die spätere Verwendung der Nutzenfunktion zur Berechnung der Wohlfahrtseffekte motiviert. Der Haushalt sollte z.B. einen Nutzenverlust erleiden, wenn er auf Einkommen verzichtet und durch eine Transferleistung für Nutzeneinbußen entschädigt werden können. Die Quasikonkavität der Nutzenfunktion garantiert hierbei die Existenz einer wohldefinierten und eindeutig nutzenmaximalen Arbeitszeitkategorie.<sup>45</sup>

Konnte mindestens eine dieser Bedingungen durch eine Spezifikationsform der Nutzenfunktion nicht erfüllt werden, wurde sukzessive um die vorher ausgeschlossenen Variablen erweitert und somit eine neue Spezifikation gefunden. Die Funktion besitzt im Ergebnis die folgende Form:

$$\begin{aligned}
 V_{i,k}(m_{i,k}) = & \beta_1 \cdot ekn + \beta_2 \cdot ekn \cdot lzm + \beta_3 \cdot ekn \cdot lzf \\
 & + \beta_4 \cdot lzf + \beta_5 \cdot lzf^2 + \beta_6 \cdot lzf^3 \\
 & + \beta_7 \cdot lzm + \beta_8 \cdot lzm^2 + \beta_9 \cdot lzm^3 \\
 & + \text{sozioökonomische Merkmale des Haushaltes}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Die Parameter *ekn*, *lzm* und *lzf* sowie die sozioökonomischen Merkmale der Haushalte sind für die einzelnen Kategorien beobachtbar. Als Merkmale dienen z.B. das Alter von Mann und Frau sowie deren Kinder, Ausbildungsstand und Regionszugehörigkeit (Ost/West), diese werden zur Kontrolle der beobachtbaren Heterogenität der Haushalte verwendet. Die  $\beta$ -Koeffizienten der Nutzenfunktion sind im Gegensatz zu den Merkmalen nicht beobachtbar und werden unter Verwendung des Conditional-Logit-Modells und der tatsächlich gewählten Arbeitszeitkategorien in Stata über die Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Die Schätzergebnisse sowie eine

---

<sup>40</sup>Die Maximum-Likelihood-Methode (ML) ist ein Schätzverfahren zur Bestimmung unbekannter Parameter. Die Schätzergebnisse nach diesem Verfahren sind grundsätzlich asymptotisch effizient. Die statistische Effizienz der Methode stellt einen Vorteil gegenüber anderen Vorgehensweisen (Methode der Momente oder Methode der kleinsten Quadrate) dar (vgl. Wooldridge (2006)).

<sup>41</sup>vgl. Van Soest (1995).

<sup>42</sup>Für eine ausführliche Darstellung der Axiome siehe Mas-Colell et al. (1995) und Feess (2004).

<sup>43</sup>Schwache Quasikonkavität liegt vor, wenn die geränderte Hessematrix negativ semidefinit ist (siehe hierzu Sydseter et al. (2005)).

<sup>44</sup>vgl. Arntz et al. (2003).

<sup>45</sup>vgl. Van Soest et al. (2002). Ein Verstoß gegen diese Annahme könnte dazu führen, dass sich die Auswahlwahrscheinlichkeiten der möglichen Arbeitszeitkategorien eines Haushaltes nicht zu 1 addieren. In diesem Fall würde man inkonsistente Schätzungen erhalten.



*goodness-of-fit-Analyse*<sup>46</sup> werden im folgenden Kapitel in Abschnitt 3.5.1 präsentiert.

## 3.2 Die Budgetrestriktion

Um die Wohlfahrtswirkungen eines Steuersystems evaluieren zu können, müssen zunächst für jeden Haushalt im Datensatz die verfügbaren Konsum/Freizeit - Kombinationen und somit die Budgetrestriktion ermittelt werden. Hierzu wird angenommen, dass sich das Nettoeinkommen des Haushaltes aus zwei Komponenten zusammensetzt. Ein Teil des Einkommens wird durch nichtselbständige Arbeit erzielt, wobei der verbleibende Rest  $\rho$  des Nettoeinkommens aus allen anderen Einkunftsarten oder aus Transferzahlungen des Staates stammt. Das Einkommen aus nichtselbständiger Arbeit ergibt sich durch die Höhe der Nettolöhne der Frau  $wf$  und des Mannes  $wm$  in Verbindung mit deren eingesetzten Arbeitszeiten  $azf$  und  $azm$ . Auf Grund der Möglichkeit einer nichtlinearen Budgetrestriktion kann die Höhe der Nettolöhne nicht nur vom betrachteten Steuerregime abhängen, sondern variiert zusätzlich mit der Höhe der Arbeitszeiten und des sonstigen Einkommens. Um diese verschiedenen Nettolöhne und die damit verbundenen Einkünfte voneinander zu unterscheiden gibt der untere Index  $j$  die jeweilige Arbeitszeitkategorie an. Der obere Index  $R$  zeigt an, welches Steuerregime betrachtet wird.

$$ekn_j^R = wf_j^R azf_j + wm_j^R azm_j + \rho_j^R \quad (8)$$

Diese Berechnung wird in FiFoSiM vollzogen und steht daher dem Wohlfahrt-Modul bereits zur Verfügung. Zur Berechnung der Wohlfahrtswirkungen eines Steuersystems ist zusätzlich eine Referenzsituation ohne Besteuerung notwendig. Die Berechnung dieser Budgetrestriktion erfolgt durch Rückrechnung. Dem Nettoeinkommen wird die gezahlte Steuer hinzugerechnet. Staatliche Transferzahlungen wie Arbeitslosengeld I und II, Wohngeld und Sozialhilfe sowie sonstige Transfers bleiben Bestandteil des Haushaltseinkommens. Dieses Vorgehen ermöglicht eine separate Evaluation der Wohlfahrtswirkungen von verschiedenen Steuerregimen ohne sich in die Diskussion über notwendige und wünschenswerte Zahlungen des Sozialstaates zu verstricken. Diese Referenzsituation wird im Folgenden durch den oberen Index  $R = O$  gekennzeichnet.

## 3.3 Berechnung der Wohlfahrtswirkungen

Nachdem sowohl die Budgetrestriktion als auch die Nutzenfunktion für jeden einzelnen Haushalt vorliegen, kann der Wohlfahrtseffekt einer Steueränderung simuliert werden. Im Fall eines diskreten Arbeitsangebotsverhaltens in Verbindung mit einer nichtlinearen Budgetrestriktion ist ein standardmäßiges Vorgehen jedoch nicht ausreichend. Ein einfacher Vergleich der minimalen Budgets würde die vorliegende Arbeitszeitrestriktion ignorieren und Arbeitszeiten unterstellen,

---

<sup>46</sup>Innerhalb der goodness-of-fit-Analyse werden Statistiken erstellt, die eine Aussage über den Erklärungsgehalt des Modells zulassen (vgl. Wooldridge (2006)).

die für den Haushalt nicht realisierbar sind. Weiterhin würde hierdurch eine Missachtung der nichtlinearen Budgetrestriktionen erfolgen, was insbesondere im Fall der kompensatorischen Variation zu Problemen führen würde.<sup>47</sup> Der Erhalt einer Transferzahlung bewirkt eine Reduktion des Arbeitsangebotes durch den Einkommenseffekt. Wird hierdurch eine Sprungstelle oder ein Knick in einer konkaven Budgetrestriktion übertreten, kann der Haushalt die neue Arbeitszeitkategorie nur erreichen, wenn er ein geringeres Arbeitseinkommen hinnimmt. Die geleistete Kompensationszahlung ist somit unzureichend um den Haushalt auf das Nutzenniveau vor Besteuerung zu heben, da diese den Rückgang im Arbeitseinkommen zusätzlich ausgleichen müsste.<sup>48</sup>

Der hier verfolgte Ansatz berücksichtigt sowohl die Krümmung der Budgetrestriktion als auch die Arbeitsangebotsrestriktionen und basiert weitgehend auf einem Vorschlag von Creedy und Kalb (2006). Die dort vorgeschlagene Methode unterscheidet sich von anderen Vorgehensweisen in ihrer einfachen und vor allem flexiblen Anwendbarkeit. Sie ist somit bestens geeignet die Analyse verschiedener Politikmaßnahmen zu unterstützen und die gesetzten Anforderungen zu erfüllen.<sup>49</sup>

Da sich die Berechnungsmethoden der durchschnittlichen und marginalen Wohlfahrtskosten voneinander unterscheiden, wird auch die Erläuterung der Berechnungen nach diesen beiden Kostenarten unterteilt. Der Prozess zur Bestimmung der absoluten Wohlfahrtswirkungen unterscheidet sich hingegen nur geringfügig von dem der marginalen Kosten. Diese Berechnungsarten werden daher gemeinsam betrachtet. Zunächst erfolgt eine Betrachtung der durchschnittlichen Kosten.

### 3.3.1 Durchschnittliche Wohlfahrtskosten

Die *Durchschnittlichen Wohlfahrtskosten* (AEB) eines Steuersystems geben an, wie viel Geld alle  $I$  Haushalte insgesamt zu zahlen bereit sind, um einer Besteuerung durch das betrachtete System zu entgehen. Dieser Betrag wird mit dem erzielten Steueraufkommen ( $T = \sum_{i=1}^I g_i \cdot T_i$ ) ins Verhältnis gesetzt. Hierbei muss beachtet werden, dass der jeweils verwendete Datensatz lediglich eine Stichprobe darstellt und die erhaltenen Ergebnisse mittels Fallgewichte ( $g_i$ ) auf die betrachtete Gesamtpopulation hochgerechnet werden müssen.

$$AEB_{EV} = \frac{\sum_{i=1}^I g_i \cdot EV_i}{T} \quad (9)$$

Um die äquivalente Variation für jeden Haushalt  $i$  innerhalb des Datensatzes zu errechnen wird zunächst sein Nutzenniveau bestimmt, auf dem er sich unter Gültigkeit des zu evaluieren-

---

<sup>47</sup>Die Missachtung der Nichtlinearität ist bei der Bestimmung der äquivalenten Variation weniger von Bedeutung, da hier eine Pro-Kopf-Besteuerung vom Ausgangspunkt ohne Steuererhebung betrachtet wird. Somit liegt auch nach der Pauschalsteuer eine lineare Budgetrestriktion vor.

<sup>48</sup>vgl. Creedy und Kalb (2006).

<sup>49</sup>vgl. ebenda.

den Steuersystems befindet. Hierzu werden die Auswahlwahrscheinlichkeiten seiner jeweiligen Arbeitszeitkategorien  $j \in \{1, \dots, J\}$  nach Gleichung 6 ermittelt und miteinander verglichen. Die Arbeitszeitkategorie  $k$  mit der höchsten Auswahlwahrscheinlichkeit wird für jeden Haushalt innerhalb des Datensatzes einzeln ermittelt und über eine binäre Variable  $\gamma_{i,j}$  markiert.

$$\gamma_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{für } P(U_{i,k} > U_{i,-k}) > P(U_{i,j} > U_{i,-j}) \quad \forall k \neq j \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (10)$$

Der Nutzen dieser Alternative wird durch Einsetzen der für Haushalt und Kategorie spezifischen Merkmale in die deterministische Nutzenfunktion errechnet. Dieses Nutzenniveau dient als Basis zur Ermittlung der Indifferenzkurve und somit des Einkommens, das den Haushalt in Abhängigkeit von der Arbeitszeitkategorie auf dem gleichen Nutzenniveau belässt. Dieses nutzenkonstante Einkommen erhält man durch Auflösen von Gleichung 7 nach dem Einkommen, es wird im Folgenden als  $ekn|_{U_1}$  bezeichnet.<sup>50</sup>

Zur Bestimmung der äquivalenten Variation werden die realisierbaren Einkommen im *Referenzsystem* (Ausgangszustand ohne Besteuerung)  $ekn_j^O$  mit  $ekn|_{U_1}$  über alle Arbeitszeitkategorien verglichen. Die EV ergibt sich aus dem Maximum dieser Differenzen und stellt die maximale Zahlungsbereitschaft des Haushaltes dar.

$$EV_i = \max (ekn_j^O - ekn_j|_{U_1}) \quad \forall j \in \{1, \dots, J\} \quad (11)$$

Bei Anwendung dieses Vorgehens geht man implizit davon aus, dass die Abweichung des individuellen Geschmacks eines Haushaltes lediglich von den unterschiedlichen Arbeitszeitkategorien abhängt. Die tatsächlichen Nutzenunterschiede auf Grund des Einkommens können somit durch einen Vergleich innerhalb der jeweiligen Arbeitszeitkategorien ermittelt werden.

Um der Entscheidung des Anwenders nicht vorweg zu greifen ist auch eine Berechnung der Steuerkosten über die Verwendung der kompensatorischen Variation im Wohlfahrt-Modul implementiert worden. Hierbei hat der Nutzer jedoch keine entweder-oder-Entscheidung zu treffen, es werden vielmehr beide Berechnungsarten parallel zur Verfügung gestellt. Zur Bestimmung der durchschnittlichen Wohlfahrtskosten über die CV wird die Summe kompensatorischen Variationen über alle Haushalte des Datensatzes (Anzahl:  $I$ ) auf die Gesamtpopulation hochgerechnet und ins Verhältnis zu dem Steueraufkommen gesetzt, das unter Kompensation realisiert würde ( $T_{CV} = \sum_{i=1}^I g_i \cdot T_{CV,i}$ ).

$$AEB_{CV} = \frac{\sum_{i=1}^I g_i \cdot CV_i}{T_{CV}} \quad (12)$$

---

<sup>50</sup>Ursprünglich wurde dem Vorschlag von Creedy und Kalb (2006) gefolgt und eine quadratische Nutzenfunktion verwendet. Bei der Berechnung von  $ekn|_{U_1}$  stellte sich jedoch heraus, dass die Auflösung der Nutzenfunktion nach dem Einkommen viele "Missing Values" erzeugte und die Qualität der Schätzung deutlich verschlechterte. Aus diesem Grund wurde die Nutzenfunktion um die quadratischen Terme des Einkommens bereinigt und erneut eine Nutzenfunktion nach dem in Kapitel 3.1 beschriebenen Verfahren bestimmt.

Zur Ermittlung der CV wird im Wohlfahrt-Modul die Arbeitszeitkategorie vorhergesagt die der Haushalt in einer Situation ohne Besteuerung wählen würde. Im Anschluss wird das entsprechende Nutzenniveau  $U_0$  bestimmt. Über den Wert  $U_0$  wird das nutzenkonstante Einkommen  $ekn|_{U_0}$  ermittelt und analog zur EV mit den Einkommen in der Situation mit Besteuerung  $ekn_j^1$  verglichen. Die CV ergibt sich aus dem Minimum dieser Differenzen und stellt damit die minimale Kompensation dar, die der Staat vornehmen müsste um den Haushalt für die Einführung der Besteuerung zu entschädigen.

$$CV_i = \min (ekn_j|_{U_0} - ekn_j^1) \quad \forall j \in \{1, \dots, J\} \quad (13)$$

Die Berechnung von EV und CV innerhalb des Wohlfahrt-Moduls unterscheidet sich von der in Creedy und Kalb (2006) vorgeschlagenen Vorgehensweise. Sie erläutern die Berechnungsmethode anhand der kompensatorischen Variation und zerlegen die in Gleichung 13 verwendeten Einkommen in die Komponenten virtuelles Arbeits- und Residualeinkommen. Die Bezeichnung virtuell bezieht sich hierbei auf die Verwendung eines Lohnsatzes, der von dem tatsächlichen Lohnsatz des Haushaltes abweichen kann. Den virtuellen Lohn ermitteln Creedy und Kalb über die Krümmung der Indifferenzkurve an den jeweiligen Konsum/Freizeit-Möglichkeiten. Wird der virtuelle Lohn mit der jeweiligen Arbeitszeit multipliziert, erhält man das virtuelle Arbeitseinkommen in der betrachteten Arbeitszeitkategorie. Das virtuelle Residualeinkommen fängt die Differenz zwischen dem tatsächlichen Einkommen und dem virtuellen Arbeitseinkommen auf. Creedy und Kalb nutzen diese Zerlegung um den Unterschied zwischen einem korrekten und dem standardmäßigen Vorgehen bei der Berechnung von EV und CV in diskreten Arbeitsangebotsmodellen aufzuzeigen. Da dies nicht Ziel der vorliegenden Arbeit ist, wurde von dieser Art der Zerlegung abgesehen. Die Höhen von EV und CV werden durch diese Abweichung nicht berührt.

### 3.3.2 Marginale und absolute Wohlfahrtseffekte

Die Berechnung marginaler und absoluter Wohlfahrtseffekte unterscheidet sich von der oben vorgestellten Berechnungsmethode der durchschnittlichen Kosten, da hier ein Vergleich mit einem *Basissystem* (Ausgangssituation unter Besteuerung) vorgenommen wird. Diese vergleichende Betrachtung ermöglicht die Berücksichtigung der unbeobachtbaren Präferenzausprägungen. Hierbei wird ausgenutzt, dass jeder Haushalt des FiFoSiM-Datensatzes Repräsentant einer Gruppe von Haushalten mit einheitlichen sozioökonomischen Merkmalen in der Gesamtpopulation ist. Williams (1977) und Small und Rosen (1981) haben gezeigt, dass es unter Annahme einer extremwertverteilten Geschmacksausprägung möglich ist, das durchschnittliche tatsächliche Nutzenniveau einer Gruppe zu bestimmen.<sup>51</sup> Diese Erkenntnisse nutzend, ergibt sich der

<sup>51</sup>vgl. Train (2003). Das Vorgehen von Williams (1977) und Small und Rosen (1981) ist auf lineare Nutzenfunktionen beschränkt und wurde von Dagsvik und Karlstrom (2005) auf nichtlineare Funktionen erweitert.

tatsächliche Nutzen ( $WU_i$ ) der jeweiligen Gruppen-Repräsentanten durch die folgende Berechnung:

$$WU_i = \ln \left( \sum_{j=1}^J \exp V_{i,j}(m_{i,j}) \right) + C \quad (14)$$

Die Konstante  $C$  ist der Höhe nach unbestimmt und trägt der Tatsache Rechnung, dass das tatsächliche Nutzenniveau nicht beobachtbar ist. Im Gegensatz zur Berechnung der durchschnittlichen Kosten wird nun dieser gewichtete Nutzen zur Bestimmung der äquivalenten Variation verwendet. Hierzu wird das ermittelte Nutzenniveau in Gleichung 7 eingesetzt und nach dem nutzenkonstanten Einkommen aufgelöst. Die maximale Differenz zum Referenzeinkommen stellt erneut die EV dar

$$EV_i = \max (ekn_j^O - ekn_j|WU_i) \quad \forall j \in \{1, \dots, J\} \quad (15)$$

Um die *absoluten Wohlfahrtseffekte* (TE) einer Steuerrechtsänderung zu Gunsten eines neuen Steuersystems (Alternative) abbilden zu können, wird die EV des neuen als auch des aktuellen Steuersystems (Basissystem) für jeden Haushalt des Datensatzes hergeleitet und die Übergangseffekte durch die Differenz der kumulierten Wohlfahrtsmaße berechnet.<sup>52</sup>

$$TE_{EV} = \sum_{i=1}^I g_i \cdot EV_i|_{Alternative} - \sum_{i=1}^I g_i \cdot EV_i|_{Basis} \quad (16)$$

Im Vergleich zur Berechnung der absoluten Wohlfahrtseffekte verläuft die Berechnung der marginalen Wohlfahrtskosten analog.<sup>53</sup> Als Basissystem wird das Steuersystem zu Grunde gelegt, dessen marginale Kosten gemessen werden sollen. Als Alternativsystem dient das selbe Steuersystem unter der Annahme einer einprozentigen Steuererhöhung.<sup>54</sup> Im Anschluss werden die Individualmaße auf Ebene der Gesamtpopulation aggregiert und ins Verhältnis zum zusätzlich generierten Steueraufkommen ( $\Delta T = \sum_{i=1}^I g_i \cdot \Delta T_i$ ) gesetzt.

$$MWC_{EV} = \frac{\sum_{i=1}^I g_i \cdot EV_i|_{Alternative} - \sum_{i=1}^I g_i \cdot EV_i|_{Basis}}{\Delta T} \quad (17)$$

Die oben beschriebenen Kalkulationen werden natürlich auch unter Verwendung der kompensatorischen Variation durchgeführt. Auch hier wird dann anstelle des zusätzlich generierten Steueraufkommens  $\Delta T$  die Veränderung des Steueraufkommens unter Annahme einer Kompensation der Haushalte ( $\Delta T_{CV} = \sum_{i=1}^I g_i \cdot \Delta T_{i,CV}$ ) verwendet.

<sup>52</sup>Durch Bildung dieser Differenz wird der Einfluss der unbekanntenen Konstanten  $C$  herausgerechnet, was überhaupt erst eine Verwendung des gewichteten Nutzens ermöglicht.

<sup>53</sup>Die marginalen Wohlfahrtskosten eines Steuersystems wurden bereits in Kapitel ?? definiert und eingeführt.

<sup>54</sup>Die MWC werden folglich durch eine diskrete Veränderung des Steuersystems ermittelt.

## 3.4 Datensatz und Variablen

Die Beschreibung des Datensatzes und der verwendeten Variablen konzentriert sich auf eine statistische und deskriptive Darstellung der Datenbasis. Die Aufbereitung des Datensatzes wird hierbei nur kurz dargestellt. Eine ausführliche Darstellung wird in Fuest et al. (2005) und Peichl und Schaefer (2006) gegeben.

### 3.4.1 Beschreibung des Datensatzes

Die Integration des Wohlfahrt-Moduls in die bestehende Programmumgebung von FiFoSiM ermöglicht die Nutzung der bereits vorhandenen Datenquelle für die Wohlfahrtsanalyse. Das besondere Merkmal dieser Datenbasis besteht in der simultanen Verwendung zweier Mikrodatsätze. Es wird sowohl eine 10%-Stichprobe der Lohn- und Einkommenssteuerstatistik von 1998 (FAST)<sup>55</sup>, als auch die Erhebungswelle des Jahres 2003 des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) verwendet. Im Gegensatz zu den FAST-Daten, die detaillierte Angaben über einkommenssteuerrelevante und personenbezogene Merkmale von ca. 3 Millionen Haushalten beinhalten, konzentriert sich die Befragung des SOEP insbesondere auf Haushaltszusammensetzung, Erwerbs- und Familienbiografie, Erwerbsbeteiligung und berufliche Mobilität. Im Erhebungsjahr 2003 umfasste die Erhebung des SOEP über 12.000 Haushalte mit nahezu 25.000 befragten Personen.<sup>56</sup> Durch die simultane Verwendung beider Datenquellen können fehlende Werte und Variablen untereinander ergänzt werden, was eine besonders reiche Informationsbasis liefert.<sup>57</sup>

Auf Grund dessen, dass die Datengrundlage die Strukturmerkmale des Jahres 1998 bzw. 2003 abbildet, das Ziel der Analyse jedoch in einer Evaluation des Steuersystems des Jahres 2006 besteht, muss die Datenbasis weiter aufbereitet werden. Hierzu werden die Biografien der Steuerpflichtigen sowie deren Einkommen unter Verwendung bestimmter Strukturmerkmale auf das Jahr 2006 fortgeschrieben und das Steuersystem des betrachteten Jahres nachgebildet. Der Datensatz weist nun repräsentative Daten für das betrachtete Jahr 2006 auf.<sup>58</sup> Um die Arbeitsangebotswirkungen alternativer Steuersysteme auch auf arbeitslose Personen abbilden zu können wird im Anschluss der Stundenlohn für jeden Arbeitslosen innerhalb der Stichprobe unter Verwendung der zweistufigen *Heckman-Korrektur*<sup>59</sup> geschätzt.<sup>60</sup> Dies ist notwendig, da die Löhne der Arbeitslosen nicht beobachtbar sind und somit in keinem der beiden verwendeten Datensätze vorliegen.

Nach diesem Schritt wurde der Personenkreis auf diejenigen beschränkt, die sich im Haupt-

---

<sup>55</sup>Eine ausführliche Dokumentation des FAST-Datensatzes findet sich in Kordsmeyer (2004).

<sup>56</sup>Eine ausführliche Dokumentation des SOEP-Datensatzes wird von Haisken De-New und Frick (2003) vorgenommen.

<sup>57</sup>vgl. Peichl und Schaefer (2006) und Fuest et al. (2005).

<sup>58</sup>vgl. Fuest et al. (2005).

<sup>59</sup>Bei der Heckman-Korrektur handelt es sich um ein spezielles Verfahren zur Imputation fehlender Stundenlöhne unter Berücksichtigung von Selektionsverzerrungen (siehe hierzu Heckman (1979) und Heckman (1976)).

<sup>60</sup>vgl. Fuest et al. (2006).

erwerbsalter (16-65 Jahre) befinden und dem allgemeinen Arbeitsmarkt mit einem flexiblen Arbeitsangebot zur Verfügung stehen. Ein inflexibles und somit konstantes Arbeitsangebot wird Beamten, hauptberuflich Selbständigen, Zivil- und Wehrdienstleistenden, Auszubildenden und Beziehern von Altersrenten unterstellt. Diese Gruppen werden aus der Schätzungsstichprobe ausgeschlossen. Ist durch dieses Vorgehen der Partner eines Haushaltsmitglieds mit flexiblem Arbeitsangebot betroffen, wird dieser Haushalt technisch der Gruppe der Single-Haushalte zugeordnet.<sup>61</sup> Der Einfluss des inflexiblen Partners auf die Arbeitsangebotsentscheidung (z.B. durch das von ihm generierte Einkommen) wird jedoch weiterhin berücksichtigt. Die Schätzungsstichprobe umfasst – ohne Berücksichtigung der Fallgewichte – 11.189 Haushalte und teilt sich in 4.132 Paarhaushalte und 7.057 technische Single-Haushalte auf. Die Single-Haushalte gliedern sich in 3.053 Männer und 4.004 Frauen auf. Die Beschreibung der Variablen innerhalb dieser Schätzungsstichprobe erfolgt im nächsten Abschnitt.

### 3.4.2 Deskription der Variablen

Bezogen auf die weiblichen (männlichen) Erwerbspersonen liegt die *Erwerbsquote*<sup>62</sup> innerhalb der Schätzungsstichprobe bei 69% (79%) und weist keine großen Abweichungen zu den Angaben des Statistischen Bundesamtes auf.<sup>63</sup> Die Erwerbsquote insgesamt misst in der Grundgesamtheit (GG) 73,84% und wird in Tabelle 1 nach Gruppen aufgeschlüsselt.

	Paare		techn. Singles		GG
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	
Ehe	79,93%	64,38%	84,62%	61,92%	71,28%
keine Ehe	2,14%	56,52%	82,21%	79,73%	79,64%
GG	78,35%	64,22%	82,47%	75,22%	73,84%

Tabelle 1: Erwerbsquoten

Quelle: eigene Berechnungen unter Verwendung der FiFoSiM-Datenbank

Im Vergleich liegen sowohl die (technischen) Single-Frauen mit 75,22% als auch die (technischen) Single-Männer mit 82,47% über der Erwerbsquote ihrer Pendants in Paarhaushalten. Auffällig ist hierbei, dass innerhalb der Paarhaushalte insbesondere die nicht verheirateten Personen eine geringe Quote aufweisen. Dieser positive Einfluss des Merkmals Ehe auf die Erwerbstätigkeit kann durch eine gruppenübergreifende Betrachtung nicht gestützt werden. Hier hat das Merkmal Ehe sowohl für Männer als auch für Frauen einen signifikant negativen Ein-

<sup>61</sup>vgl. Fuest et al. (2005) und Peichl und Schaefer (2006).

<sup>62</sup>Erwerbsquote: Anzahl der erwerbstätigen Personen bezogen auf die Zahl der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (16-65 Jahre).

<sup>63</sup>Im Vergleich zu den Werten des Datensatzes ermittelte das Statistische Bundesamt im Mai 2003 eine Erwerbsquote von 80,3 % bei den Männern und 66,1 % bei den Frauen. Siehe hierzu: Statistisches Bundesamt (2005).

fluss auf die Erwerbsquote.<sup>64</sup> Dies kann auf die weite Verbreitung des Alleinverdienermodells in deutschen Haushalten zurückgeführt werden. Gut ein Drittel der verheirateten Paare bestreitet mit diesem Konzept ihren Lebensunterhalt, wobei die Frau in diesen Fällen zu 67% zu Hause bleibt.<sup>65</sup>

Die Analyse der Arbeitszeiten zeigt, dass zusätzlich zum Alleinverdienerkonzept das Modell des weiblichen Zweitverdieners in deutschen Ehen eine breite Verwendung findet. Sind beide Ehepartner erwerbstätig, liegt die durchschnittliche Arbeitszeit der Frauen bei 31,85 Stunden. 36% dieser Subpopulation arbeitet bis zu 24 Stunden in der Woche und somit halbtags. Ihre männlichen Partner arbeiten hingegen durchschnittlich 42,66 Stunden, was über der durchschnittlichen Arbeitszeit der nichtverheirateten Männer (40,77 Stunden) liegt. Dieser Unterschied wird hauptsächlich durch die geringere Teilzeitquote getrieben. Lediglich 4,15% der verheirateten Männer arbeiten weniger als 40 Stunden und gehen damit einer Teilzeitbeschäftigung nach. Bei den erwerbstätigen und unverheirateten Männern beträgt der Anteil hingegen 10,33%. Rechnet man diesen Effekt heraus, gleichen sich die Arbeitszeiten der beiden Männergruppen an. Die mittlere Arbeitszeit über alle Gruppen beträgt unter Ausschluss der Arbeitslosen 38,22 Stunden.

Das durchschnittliche Netto-Einkommen einer Steuereinheit innerhalb der Schätzungsstichprobe beträgt 36.066,- € pro Jahr und weist eine hohe Einkommensheterogenität auf. Die Standardabweichung beträgt 33.908,- €. Im Mittel stammen 6,16% des Jahres-Netto-Einkommens aus staatlichen Transfers, die für 8,51% der Haushalte sogar die Haupteinnahmequelle darstellen. Vom verbleibenden Rest der Haushalte bestreiten 97,47% ihren Lebensunterhalt hauptsächlich aus Einkommen durch abhängige Erwerbstätigkeit.

### 3.5 Simulation

Auf Grund der zentralen Bedeutung der Nutzenfunktion zur Bestimmung der Wohlfahrtswirkungen werden zunächst die Schätzwerte der  $\beta$ -Koeffizienten besprochen und die Wohlfahrts- und Arbeitsangebotswirkungen der einzelnen Argumente der Nutzenfunktion gemäß dieser Schätzung identifiziert. Im Anschluss wird die erhaltene Erklärungsgüte des Modells beleuchtet und die Wohlfahrtseffekte werden beim Übergang zu ausgewählten Flat-Rate-Tax-Systemen betrachtet.

---

<sup>64</sup>Zur Ermittlung der signifikanten Abweichung wurde ein Zwei-Stichproben-T-Test angewendet. Das Signifikanzniveau beträgt 1%.

<sup>65</sup>Eine mögliche Ursache für die weite Verbreitung des Alleinverdienermodells kann in der Existenz des Ehegattensplittings gesehen werden. Beim Ehegattensplitting wird eine Besteuerung unter der Annahme vorgenommen, dass das gemeinsame Einkommen jeweils hälftig von den Eheleuten erzielt wurde. Durch die doppelte Wirkung des Grundfreibetrages sowie eine Beschränkung der Progression wird durch eine gemeinsame Veranlagung der Eheleute eine Reduktion der Steuerbelastung erzielt (vgl. Winhard (2006)).



### 3.5.1 Schätzergebnisse

Die Koeffizienten der Nutzenfunktion wurden unter Verwendung des beschriebenen Datensatzes über die Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Mit Hilfe der Koeffizienten ist es sowohl möglich den Einfluss eines Gutes oder eines Merkmals auf den Nutzen einer Person zu beschreiben als auch den Einfluss der Merkmale auf ihr Arbeitsangebotsverhalten zu identifizieren. Verhält sich der Haushalt rational und nutzenmaximierend, haben – der ökonomischen Theorie folgend – Merkmale einen Einfluss auf das Arbeitsangebot, die mit der Freizeit des betrachteten Haushaltsmitgliedes einen Interaktionsterm innerhalb der Nutzenfunktion bilden.<sup>66</sup> Da die Nutzenfunktion hauptsächlich zur Vorhersage des Arbeitsangebotes verwendet wird, erklärt dies auch die häufige Verwendung von Interaktionstermen, die das Merkmal Freizeit beinhalten. Eine Übersicht nach Gruppen über die geschätzten  $\beta$ -Koeffizienten geben die Tabellen 2 und 3. Die aufgeführten Koeffizienten sind jeweils zu einem Signifikanzniveau von 1% von Null verschieden. Eine nach Gruppen aufgegliederte, technischere Übersicht über die Schätzergebnisse wird in Anhang A.1, A.2 und A.3 gegeben. Dort findet man auch die Konfidenzintervalle der jeweiligen Koeffizienten.

Parameter	techn. Singles		
	Paare	Männer	Frauen
eknpaar	0,005169	0,007632	0,102203
eknp_lzm	0,000009	-0,000025	-
eknp_lzf	0,000027	-	0,000013
lzf	1,917495	-	2,403130
lzf2	-0,034508	-	-0,043618
lzf3	0,000207	-	0,000266
lzm	4,557853	2,848638	-
lzm2	-0,086989	-0,055160	-
lzm3	0,000554	0,000349	-
lzmf	0,000146	-	-
lzf_k4	0,040307	-	0,032447
lzf_k12	0,026382	-	0,024842
lzf_k18	0,010315	-	0,011294
lzm_k4	0,005759	0,016424	-
lzm_k12	0,009336	-0,007043	-
lzm_k18	-0,004250	0,009734	-

Tabelle 2: Koeffizienten der Nutzenfunktion, Teil 1  
Quelle: eigene Berechnungen unter Verwendung von FiFoSiM

Sowohl Einkommen ( $ekn$ ) als auch die Freizeit der Männer ( $lzm$ ) und Frauen ( $lzf$ ) weisen einen positiven Koeffizienten auf und sind somit für die jeweiligen Haushalte nutzenstiftend.

<sup>66</sup>Ökonometrisch betrachtet kontrollieren Interaktionsvariablen den Effekt, den die Ausprägung einer Variablen auf den Einfluss einer zweiten Variablen hat. Zur Bildung von Interaktionstermen werden die jeweiligen Variablen miteinander multipliziert (siehe hierzu Wooldridge (2002)).

Die Freizeit der Haushaltsmitglieder weist in ihren quadratischen Termen ( $lzm2$ ,  $lzf2$ ) negative Koeffizienten auf. Diese Feststellungen stimmt mit der ökonomischen Intuition überein und wurde implizit als Bedingung für eine sinnvolle Spezifikation der Nutzenfunktion gefordert. Von größerem Interesse ist der Einfluss der Interaktionsterme auf diese Größen.

Die Interaktion von  $ekn$  mit den beiden Freizeitvariablen zeigt, dass grundsätzlich Einkommen und Freizeit komplementär zueinander stehen. Der Nutzen, der aus diesen Faktoren gezogen wird, steigt mit der Höhe des jeweils anderen Faktors an. Eine Ausnahme bilden hierbei die technischen Single-Männer. In den Paarhaushalten stellen die Freizeit des Partners sowie ein Kind unter 12 Jahren weitere Komplemente zur eigenen Freizeit dar. Auch in den übrigen Gruppen stiftet Freizeit einen größeren Nutzen, wenn Kinder unter 18 Jahren im Haushalt leben. Die Ausnahme stellen hierbei Single-Männer mit Kindern im Alter zwischen 4-12 Jahren ( $k12$ ) sowie Paarhaushalte mit Kindern im Alter von 12-18 Jahren ( $k18$ ) dar. In diesen Sonderfällen zieht der Mann im Vergleich mit einer Situation ohne Kinder einen geringeren Nutzen aus seiner Freizeit.

Parameter	techn. Singles		
	Paare	Männer	Frauen
$lzf\_alt$	-0,003321	-	-0,005667
$lzf\_a2$	0,005697	-	0,009038
$lzm\_alt$	-0,009766	-0,006870	-
$lzm\_a2$	0,014227	0,010535	-
$lzm\_o$	-0,035502	-0,000804	-
$lzf\_o$	-0,040403	-	-0,009354
$lzm\_o$	0,000436	-	-
$lzm\_dtm$	-0,065024	-0,011354	-
$lzf\_dtf$	-0,049348	-	-0,010660
$lzm\_dt$	0,000705	-	-
$lzm\_ausm$	-0,022512	-0,002433	-
$lzf\_ausf$	-0,003535	-	-0,006968
$lzm\_ausm2$	0,000686	0,000025	-
$lzf\_ausf2$	0,000047	-	0,000229

Tabelle 3: Koeffizienten der Nutzenfunktion, Teil 2  
Quelle: eigene Berechnungen unter Verwendung von FiFoSiM

Gemäß der geschätzten Koeffizienten steigt die Wertschätzung der Freizeit mit steigendem Alter ( $alt$ ,  $a2 = alt^2$ ) und Ausbildung ( $ausm$ ,  $ausf$ ,  $ausm2 = ausm^2$ ,  $ausf2 = ausf^2$ ) an, wobei Deutsche ( $dtm$ ,  $dtf$ ,  $dt$ ) insgesamt und Bürger aus den neuen Bundesländern ( $o$ ) insbesondere einen geringeren Nutzen aus der Freizeit ziehen.

Der Einfluss der verschiedenen Merkmale auf das Arbeitsangebot ist im Anschluss an die Besprechung der Koeffizienten einfach formuliert. Liegt ein negativer Koeffizient vor, ist der Nutzen aus der Freizeit für einen Haushalt mit diesem Merkmal im Vergleich zu den anderen Haushalten geringer. Ein solcher Haushalt wird wahrscheinlich eine höhere Arbeitszeitkate-

gorie wählen. Die Vorhersagefähigkeit des Arbeitsangebotsmodells auf Basis der verwendeten Nutzenfunktion und ihrer geschätzten Koeffizienten wird im nächsten Abschnitt beleuchtet.

### 3.5.2 Goodness-of-fit

Je präziser ein Arbeitsangebotsmodell die tatsächlich gewählte Arbeitszeitkategorie eines Haushaltes vorhersagen kann, desto verlässlicher sind auch die Aussagen der daran anschließenden Wohlfahrtsberechnung. Aus diesem Grund wird zunächst die Prognosegüte des Modells betrachtet, bevor in den nachfolgenden Abschnitten die verschiedenen Analyseergebnisse betrachtet werden.

Zur Bestimmung der Prognosegüte wurde die Schätzungsstichprobe des Datensatzes hälftig in einen Kontroll- und einen Lerndatensatz aufgespalten. Die Zuordnung der Haushalte zu dem jeweiligen Datensatz erfolgt mittels einer Zufallsziehung. Nach dieser Aufteilung wurde ausschließlich der Lerndatensatz zur Schätzung der Koeffizienten in der Nutzenfunktion verwendet. Für die Haushalte innerhalb des Kontrolldatensatzes wurden dann mittels der erhaltenen Nutzenfunktion die Arbeitszeitkategorien vorhergesagt und mit der jeweils tatsächlich gewählten Kategorie verglichen. Insgesamt wurden 48% der beobachteten Arbeitszeitkategorien korrekt vorhergesagt. Die Prognosegüte unterscheidet sich jedoch nach Gruppen. Auf Grund der großen Anzahl von Alternativen beträgt die Sensitivität bei Paarhaushalten lediglich 29,5%. Die prognostizierten Alternativen stimmen bei den Singlehaushalten jedoch zu 52,6% bei den Männern und zu 58,6% bei den Frauen mit der realisierten Alternative überein. Diese steigende Prognosegüte findet man auch in der Höhe des Pseudo-R<sup>2</sup> wieder. Die Werte werden in der nachfolgenden Tabelle zusammengefasst.

	techn. Singles		
	Paare	Männer	Frauen
Sensitivität	29,5%	52,6%	58,6%
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,3607	0,3632	0,3224

Tabelle 4: Goodness-of-fit

Quelle: eigene Berechnungen unter Verwendung von FiFoSiM

Diese hohen Messwerte werden jedoch durch die Tatsache getrübt, dass die Teilzeitkategorien in allen drei Gruppen faktisch nicht prognostiziert wurden.

## 3.6 Eine kritische Diskussion des Wohlfahrt-Moduls

Nachdem der Aufbau des Wohlfahrt-Moduls und seine Eigenschaften vorgestellt wurden, kann die Funktionsweise des entworfenen Moduls nun diskutiert werden. So kann z.B. die Annahme diskreter Arbeitsangebotsmöglichkeiten oder die Lage und Anzahl der Arbeitszeitpunk-

te kritisiert werden.<sup>67</sup> Hält man –trotz der in Kapitel 2 aufgezeigten Vorteile der diskreten Modellierung– die Annahme eines kontinuierlichen und somit freien Arbeitsangebots für richtig, kann die Berechnung der Wohlfahrtsänderungen auf Basis eines restringierten Arbeitsangebotsmodells lediglich als Approximation angesehen werden. Bhattarai und Whalley (2003) haben gezeigt, dass sich Wohlfahrtskosten in kontinuierlichen und diskreten Arbeitsangebotsmodellen signifikant voneinander unterscheiden. Allerdings hängt die Relation von der Höhe der Besteuerung ab: Bei niedrigen Steuersätzen weisen diskrete Modelle höhere Wohlfahrtskosten auf als ihre kontinuierlichen Pendanten und umgekehrt.<sup>68</sup> Im Gegensatz hierzu hat eine Variation der Arbeitszeitpunkte im Rahmen des entwickelten Modells gezeigt, dass die Anzahl der möglichen Arbeitszeiten einen sehr geringen Einfluss auf die ermittelten Wohlfahrtsgrößen besitzt.

Ein weiterer Kritikpunkt kann in der Berechnung der Wohlfahrtsänderungen über die geschätzte Nutzenfunktion gesehen werden. Die Form der Funktion war ex-ante nicht gegeben und wurde durch ein iteratives Verfahren ermittelt. Zwar erfüllt die vorliegende Form alle in dieser Arbeit gesetzten Anforderungen, es kann jedoch nicht ausgeschlossen werden, dass eine andere Spezifikation diese Bedingungen nicht auch erfüllen könnte. Die Form und Ausgestaltung der Nutzenfunktion weist jedoch einen nicht unerheblichen Einfluss auf die Höhe der berechneten Wohlfahrtsmaße auf.

Weiterhin ist festzustellen, dass Merkmalen innerhalb der Nutzenfunktion geschätzte  $\beta$ -Koeffizienten zugeordnet werden. Durch diese Zuweisung wird nicht nur eine Aussage über den Grenznutzen der nutzenstiftenden Güter, sondern auch über deren absoluten Einfluss auf die Höhe des Nutzenniveaus getroffen. Das verwendete Nutzenkonzept ist folglich intervallskaliert.<sup>69</sup> Zu guter Letzt sei noch darauf hingewiesen, dass durch reine Summenbildung der Wohlfahrtsmaße implizit eine utilitaristische Wohlfahrtsfunktion verwendet wurde.

## 4 Zusammenfassung und Fazit

Das neu entwickelte Wohlfahrtsmodul erweitert die Einsatzmöglichkeiten von FiFoSiM und erlaubt es, nun auch die Verzerrungen des Steuersystems bzw. von Reformen zu ermitteln. Eine erste Anwendung des Moduls findet man in Brenneisen und Peichl (2007).

---

<sup>67</sup>Für eine ausführliche Diskussion der Vor- und Nachteile der diskreten und kontinuierlichen Arbeitsangebotsmodelle siehe Kapitel 2 der vorliegenden Arbeit.

<sup>68</sup>vgl. Bhattarai und Whalley (2003).

<sup>69</sup>Eine Integration des ordinalen Nutzenkonzeptes in eine intervallskalierte Größe ist möglich und wird in van Praag (1991) vorgenommen.

# A Anhang: Schätzergebnisse

## A.1 Schätzergebnisse der Single-Frauen

Conditional logistic regression	Number of obs	=	87031770
(fixed effects)	LR chi2(14)	=	1,560·10 <sup>7</sup>
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -16394387	Pseudo R2	=	0.3224

choice	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
eknpaar	0.0102203	7,72·10 <sup>-6</sup>	1324,34	0,000	0,0102052	0,0102354
eknp_lzf	0,0000136	5,39·10 <sup>-8</sup>	251,85	0,000	0,0000135	0,0000137
dlzf	2,40313	0,0011902	2019,02	0,000	2,400797	2,405462
dlzf2	-0,0436181	0,0000215	-2029,88	0,000	-0,0436602	-0,0435759
dlzf3	0,0002669	1,31·10 <sup>-7</sup>	2043,22	0,000	0,0002666	0,0002671
dlzf_k4	0,0324477	0,0000892	363,65	0,000	0,0322728	0,0326226
dlzf_k12	0,024842	0,0000695	357,33	0,000	0,0247057	0,0249782
dlzf_k18	0,0112947	0,0000713	158,41	0,000	0,0111549	0,0114344
dlzf_alt	-0,0056677	0,0000134	-421,61	0,000	-0,005694	-0,0056413
dlzf_a2	0,0090382	0,0000159	568,93	0,000	0,009007	0,0090693
dlzf_o	-0,0093547	0,0000577	-162,05	0,000	-0,0094678	-0,0092415
dlzf_dtf	-0,0106601	0,0000976	-109,25	0,000	-0,0108513	-0,0104688
dlzf_ausf	-0,0069686	0,0000485	-143,76	0,000	-0,0070636	-0,0068736
dlzf_ausf2	0,0002292	1,73·10 <sup>-6</sup>	132,67	0,000	0,0002258	0,0002326

Tabelle 5: Schätzergebnisse der Single-Frauen  
 Quelle: eigene Berechnungen unter Verwendung von FiFoSiM

## A.2 Schätzergebnisse der Single-Männer

Conditional logistic regression	Number of obs	=	63550676
(fixed effects)	LR chi2(14)	=	1,283·10 <sup>7</sup>
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -11249168	Pseudo R2	=	0.3632

choice	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
eknpaar	0,0076328	8,89·10 <sup>-6</sup>	858,37	0,000	0,0076154	0,0076502
eknp_lzm	-0,0000253	1,02·10 <sup>-7</sup>	-248,73	0,000	-0,0000255	-0,0000251
dlzm	2.848638	0,001728	1648,50	0,000	2.845251	2,852025
dlzm2	-0,0551609	0,0000339	-1625,54	0,000	-0,0552274	-0,0550944
dlzm3	0,0003499	2,14·10 <sup>-7</sup>	1636,58	0,000	0,0003495	0,0003503
dlzm_k4	0,0164245	0,0001442	113,86	0,000	0,0161417	0,0167072
dlzm_k12	-0,0070433	0,000181	-38,91	0,000	-0,0073981	-0,0066885
dlzm_k18	0,0097346	0,0001313	74,15	0,000	0,0094772	0,0099919
dlzm_alt	-0,0068702	0,0000121	-569,70	0,000	-0,0068938	-0,0068465
dlzm_a2	0,0105355	0,0000143	734,29	0,000	0,0105074	0,0105636
dlzm_o	-0,0008042	0,0000563	-14,27	0,000	-0,0009147	-0,0006938
dlzm_dtm	-0,0113546	0,0000847	-134,05	0,000	-0,0115206	-0,0111886
dlzm_ausm	-0,0024333	0,0000469	-51,90	0,000	-0,0025252	-0,0023414
dlzm_ausm2	0,0000251	1,68·10 <sup>-6</sup>	14,95	0,000	0,0000218	0,0000284

Tabelle 6: Schätzergebnisse der Single-Männer  
Quelle: eigene Berechnungen unter Verwendung von FiFoSiM

### A.3 Schätzergebnisse der Paare

Conditional logistic regression	Number of obs	=	5.145·10 <sup>8</sup>
(fixed effects)	LR chi2(30)	=	2.948·10 <sup>7</sup>
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -26125875	Pseudo R	=	0.3607

choice	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
eknpaar	0,005169	6,71·10 <sup>-6</sup>	770,77	0,000	0,0051558	0,0051821
eknp_lzm	9,03·10 <sup>-6</sup>	8,27·10 <sup>-8</sup>	109,12	0,000	8,86·10 <sup>-6</sup>	9,19·10 <sup>-6</sup>
eknp_lzf	0,0000274	7,20·10 <sup>-8</sup>	380,34	0,000	0,0000272	0,0000275
dlzf	1,917495	0,0013327	1438,86	0,000	1,914883	1,920107
dlzf2	-0,0345087	0,0000222	-1556,64	0,000	-0,0345522	-0,0344653
dlzf3	0,0002076	1,30·10 <sup>-7</sup>	1593,95	0,000	0,0002074	0,0002079
dlzm	4,557853	0,0025571	1782,45	0,000	4,552841	4,562865
dlzm2	-0,0869891	0,0000514	-1693,02	0,000	-0,0870898	-0,0868884
dlzm3	0,0005546	3,31·10 <sup>-7</sup>	1675,93	0,000	0,0005539	0,0005552
dlzmf	-0,0001463	2,09·10 <sup>-6</sup>	-70,14	0,000	-0,0001504	-0,0001422
dlzf_k4	0,0403073	0,0000823	489,75	0,000	0,040146	0,0404686
dlzf_k12	0,0263825	0,0000581	454,01	0,000	0,0262686	0,0264964
dlzf_k18	0,0103159	0,0000554	186,28	0,000	0,0102074	0,0104245
dlzm_k4	0,0057594	0,0001103	52,20	0,000	0,0055431	0,0059756
dlzm_k12	0,0093363	0,0000779	119,90	0,000	0,0091837	0,0094889
dlzm_k18	-0,0042502	0,0000676	-62,84	0,000	-0,0043828	-0,0041176
dlzf_alt	-0,003321	0,0000206	-161,21	0,000	-0,0033613	-0,0032806
dlzf_a2	0,005697	0,0000225	252,76	0,000	0,0056529	0,0057412
dlzm_alt	-0,0097666	0,0000248	-394,47	0,000	-0,0098151	-0,009718
dlzm_a2	0,0142273	0,0000253	562,95	0,000	0,0141777	0,0142768

Fortsetzung der Tabelle auf der nächsten Seite

Fortsetzung der Tabelle:

choice	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dlzf_o	-0,0404035	0,0001513	-267,04	0,000	-0,0407	-0,0401069
dlzmf_o	0,0004361	2,87·10 <sup>-6</sup>	152,17	0,000	0,0004305	0,0004417
dlzm_dtm	-0,0650241	0,0000867	-750,37	0,000	-0,0651939	-0,0648542
dlzf_dtf	-0,0493484	0,0000952	-518,52	0,000	-0,049535	-0,0491619
dlzmf_dt	0,0007058	1,48·10 <sup>-6</sup>	475,94	0,000	0,0007029	0,0007087
dlzm_ausm	-0,0225123	0,0000495	-454,94	0,000	-0,0226093	-0,0224153
dlzf_ausf	-0,003535	0,0000514	-68,73	0,000	-0,0036359	-0,0034342
dlzm_ausm2	0,000686	1,71·10 <sup>-6</sup>	400,14	0,000	0,0006826	0,0006893
dlzf_ausf2	0,0000478	1,84·10 <sup>-6</sup>	25,94	0,000	0,0000442	0,0000514

Tabelle 7: Schätzergebnisse der Paare

Quelle: eigene Berechnungen unter Verwendung von FiFoSiM

## Literatur

- Arntz, M., Feil, M. und Spermann, A. (2003). Die Arbeitsangebotseffekte der neuen Mini- und Midijobs-eine Ex-Ante Evaluation, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* **3**: 281–290.
- Bargain, O., Beblo, M., Beninger, D., Blundell, R., Carrasco, R., Chiuri, M., Laisney, F., Lechene, V., Moreau, N. and Myck, M. et al. (2006). Does the Representation of Household Behavior Matter for Welfare Analysis of Tax-benefit Policies? An Introduction, *Review of Economics of the Household* **4**(2): 99–111.
- Bhattarai, K. und Whalley, J. (2003). Discreteness and the Welfare Cost of Labor Supply Tax Distortions, *International Economic Review* **44**(3): 1117–1133.
- Blundell, R. und MaCurdy, T. (1999). Labor Supply: A Review of Alternative Approaches, in O. Ashenfelter und D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics, Vol. 3A*, Elsevier, pp. 1559–1695.
- Bourguignon, F. und Spadaro, A. (2006). Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies, *Journal of Economic Inequality* **4**(1): 77–106.
- Brenneisen, F. und Peichl, A. (2007). Empirische Wohlfahrtsmessung von Steuerreformen, CPE Discussion Paper 07-5, University of Cologne.
- Browning, M., Chiappori, P. und Lechene, V. (2006). Collective and Unitary Models: A Clarification, *Review of Economics of the Household* **4**(1): 5–14.



- Burtless, G. und Hausman, J. (1978). The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment, *The Journal of Political Economy* **86**(6): 1103–1130.
- Cahuc, P. und Zylberberg, A. (2004). *Labor Economics*, MIT Press, Cambridge.
- Chiang, A. (1984). *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill, New York.
- Creedy, J. und Duncan, A. (2002). Behavioural Microsimulation with Labour Supply Responses, *Journal of Economic Surveys* **16**(1)(1): 1–39.
- Creedy, J., Duncan, A., Harris, M. und Scutella, R. (2002). *Microsimulation Modelling of Taxation and the Labour Market: the Melbourne Institute Tax and Transfer Simulator*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Creedy, J. und Kalb, G. (2005). Discrete Hours Labour Supply Modelling: Specification, Estimation and Simulation, *Journal of Economic Surveys* **19**(5): 697–734.
- Creedy, J. und Kalb, G. (2006). *Labour supply and microsimulation: the evaluation of tax policy reforms*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Dagsvik, J. K. und Karlstrom, A. (2005). Compensating Variation and Hicksian Choice Probabilities in Random Utility Models that are Nonlinear in Income, *Review of Economic Studies* **72**: 57–76.
- Feess, E. (2004). *Kompaktstudium Wirtschaftswissenschaften*, Vol. 1, Franz Vahlen, München.
- Flood, L. und Islam, N. (2005). A Monte Carlo evaluation of discrete choice labour supply models, *Applied Economics Letters* **12**(5): 263–266.
- Flood, L. und MaCurdy, T. (1992). Work disincentive effects of taxes: An empirical analysis of Swedish men, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **37**: 239–277.
- Fuest, C., Peichl, A. und Schaefer, T. (2005). Dokumentation FiFoSiM: Integriertes Steuer-Transfer-Mikrosimulations- und CGE-Modell, Finanzwissenschaftliche Diskussionsbeiträge Nr. 05 - 03.
- Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T. und Heilmann, S. (2006). Aufkommens-, Beschäftigungs- und Wachstumswirkungen einer Reform des Steuer- und Transfersystems nach dem Bürgergeld-Vorschlag von Joachim Mitschke, *FiFo-Bericht* **08-2006**.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.

- Haisken De-New, J. und Frick, J. (2003). DTC - Desktop Compendium to The German Socio-Economic Panel Study (GSOEP). Verfügbar unter: <http://www.diw.de/deutsch/sop/service/dtc/dtc.pdf> [Abruf per: 06.05.2007, 14:52 Uhr].
- Hall, R. E. (1973). Wages, incomes and hours of work in the US labour force, in C. Cain und H. Watts (eds), *Income Maintenance and Labour Supply*, Institute for Research on Poverty Monograph Series, Academic Press, London, pp. 102–162.
- Heckman, J. (1976). The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economic and Social Measurement* **5**: 475–492.
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica* **47**: 153–161.
- Heckman, J. (1993). What has been learned about labor supply in the past twenty years?, *American Economic Review Papers and Proceedings* **85**: 116–121.
- Heidenreich, H.-J. und Breiholz, H. (2004). Der Mikrozensus als Mikrodatenfile, in J. Merz und M. Zwick (eds), *MIKAS - Mikroanalysen und amtliche Statistik. Statistik und Wissenschaft, Band 1*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, pp. 39–47.
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. und Saez, E. (2007). Welfare reform in European countries: a microsimulation analysis, *The Economic Journal* **117**(516): 1–44.
- Jackman, S. (2007). Models for Unordered Outcomes, Working Paper. Verfügbar unter: <http://jackman.stanford.edu/classes/350C/07/unordered.pdf> [Abruf per 06.05.2007, 15:09 Uhr].
- Kleven, H. J. und Kreiner, C. (2003). The Marginal Cost of Public Funds in OECD Countries: Hours of Work Versus Labor Force Participation, CESifo Working Paper Series No. 935.
- Kohler, U. und Kreuter, F. (2001). *Datenanalyse mit Stata*, Oldenbourg.
- Kordsmeyer, V. (2004). Die Einkommensteuerstatistik als Mikrodatenfile, in J. Merz und M. Zwick (eds), *MIKAS - Mikroanalysen und amtliche Statistik. Statistik und Wissenschaft, Band 1*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, pp. 157–166.
- Kuismanen, M. (2005). Labour Supply and Income Taxation: Estimation and Simulation Exercise for Finland, *Finnish Economic Papers* **18**(1): 16–30.
- Lesourne, J. und Sonnenschein, H. (eds) (1995). *Empirical Methods for the Study of Labour Force Dynamics*, Harwood Academic, London.

- MaCurdy, T., Green, D. und Paarsch, H. (1990). Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply, *The Journal of Human Resources* **25**(3): 415–490.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. und Green, J. (1995). *Microeconomic theory*, Oxford University Press New York.
- McFadden, D. (1973). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour, in P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York, pp. 105–142.
- Myck, M. und Reed, H. (2006). A review of static and dynamic models of labour supply and labour market transitions, IFS Working Papers. Verfügbar unter: <http://www.ifs.org.uk/wps/wp0615.pdf> [Abrufper: 06.05.2007, 16:21 Uhr].
- Peichl, A. (2005). Die Evaluation von Steuerreformen durch Simulationsmodelle, Finanzwissenschaftliche Diskussionsbeiträge Nr. 05-01.
- Peichl, A. und Schaefer, T. (2006). Documentation FiFoSiM: Integrated Tax Benefit Microsimulation and CGE Model, Finanzwissenschaftliche Diskussionsbeiträge Nr. 06 - 10, Universität zu Köln.
- Small, K. und Rosen, H. (1981). Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models, *Econometrica* **49**(1): 105–130.
- StataCorp LP (2005). *Stata Statistical Software: Release 9*, Stata Press.
- Statistisches Bundesamt (2005). *Datenreport 2004 – Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland, Zweite, aktualisierte Auflage*, Statistisches Bundesamt, Bonn.
- Stuckemeier, A. (2004). Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe als Mikrodatenfile, in J. Merz und M. Zwick (eds), *MIKAS - Mikroanalysen und amtliche Statistik. Statistik und Wissenschaft, Band 1*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, pp. 107–115.
- Sugden, R. (2005). Experiment, theory, world: A symposium on the role of experiments in economics, *Journal of Economic Methodology* **12**(2): 177–184.
- Sydseter, K., Hammond, P., Seierstad, A. und Strom, A. (2005). *Further Mathematics for Economic Analysis*, Pearson Education.
- Train, K. (2003). *Discrete Choice Models Using Simulation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- van Praag, B. M. S. (1991). Ordinal and cardinal utility : An integration of the two dimensions of the welfare concept, *Journal of Econometrics* **50**(1-2): 69–89.

- Van Soest, A. (1995). Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach, *Journal of Human Resources* **30**: 63–88.
- Van Soest, A. und Das, M. (2001). Family Labor Supply and Proposed Tax Reforms in the Netherlands, *De Economist* **149(2)**: 191–218.
- Van Soest, A., Das, M. und Gong, X. (2002). A Structural Labour Supply Model with flexible Preferences, *Journal of Econometrics* **107**: 345 – 374.
- van Soest, A., Woittiez, I. und Kapteyn, A. (1990). Labor Supply, Income Taxes, and Hours Restrictions in the Netherlands, *The Journal of Human Resources* **25(3)**: 517–558.
- Varian, H. (2001). *Grundzüge der Mikroökonomik*, Oldenbourg, München.
- Vermeulen, F. (2002). Collective Household Models: Principles and Main Results, *Journal of Economic Surveys* **16(4)**: 533–564.
- Vermeulen, F. (2005). And the winner is... An empirical evaluation of unitary and collectively-labour supply models, *Empirical Economics* **30(3)**: 711–734.
- Vermeulen, F. (2006). A collective model for female labour supply with non-participation and taxation, *Journal of Population Economics* **19(1)**: 99–118.
- Wagenhals, G. (2004). Tax-benefit microsimulation models for Germany: A Survey, *IAW-Report / Institut fuer Angewandte Wirtschaftsforschung (Tübingen)* **32(1)**: 55–74.
- Wilkins, J. (2000). The Tax Policy Analyst’s Best Friend, in A. Gupta und V. Kapur (eds), *Microsimulation in government policy and forecasting*, Elsevier, Amsterdam, pp. 29–38.
- Williams, H. (1977). On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefit, *Environment and Planning A* **9(3)**: 285–344.
- Winhard, C. (2006). Das Ehegattensplitting - Ein Dauerbrenner der steuerpolitischen Diskussion, *Deutsches Steuerrecht* **44(39)**: 1729–1733.
- Wooldridge, J. (2002). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2nd edition edn, South Western College Publishing, Mason.
- Wooldridge, J. (2006). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd edition edn, South Western College Publishing, Mason.
- Ziliak, J. und Kniesner, T. (1999). Estimating Life Cycle Labor Supply Tax Effects, *Journal of Political Economy* **107(2)**: 326–359.

# FiFo-CPE Discussion Papers

## Finanzwissenschaftliche Diskussionsbeiträge

Eine Schriftenreihe des Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstituts an der Universität zu Köln; ISSN 0945-490X.

Die Beiträge ab 1998 stehen auch als kostenloser Download zur Verfügung unter: <http://fifo-koeln.de> oder <http://cpe.uni-koeln.de>.

Discussions Papers from 1998 onwards can be downloaded free of charge from: <http://fifo-koeln.de> or <http://cpe.uni-koeln.de>.

- 93-1 Ewringmann, D.: Ökologische Steuerreform? Vergriffen.
- 93-2 Gawel, E.: Bundesergänzungszuweisungen als Instrument eines rationalen Finanzausgleichs. Vergriffen.
- 93-3 Ewringmann, D./Gawel, E./Hansmeyer, K.-H.: Die Abwasserabgabe vor der vierten Novelle: Abschied vom gewässergütepolitischen Lenkungs- und Anreizinstrument, 2. Aufl. Vergriffen.
- 93-4 Gawel, E.: Neuere Entwicklungen der Umweltökonomik. Vergriffen.
- 93-5 Gawel, E.: Marktliche und außermärkliche Allokation in staatlich regulierten Umweltmedien: Das Problem der Primärallokation durch Recht. Vergriffen.
- 94-1 Gawel, E.: Staatliche Steuerung durch Umweltverwaltungsrecht — eine ökonomische Analyse. Vergriffen.
- 94-2 Gawel, E.: Zur Neuen Politischen Ökonomie der Umweltabgabe. Vergriffen.
- 94-3 Bizer, K./Scholl, R.: Der Beitrag der Indirekteinleiterabgabe zur Reinhaltung von Klärschlamm. Vergriffen.
- 94-4 Bizer, K.: Flächenbesteuerung mit ökologischen Lenkungswirkungen. Vergriffen.
- 95-1 Scholl, R.: Verhaltensanreize der Abwasserabgabe: eine Untersuchung der Tarifstruktur der Abwasserabgabe. 6,50 EUR.
- 95-2 Kitterer, W.: Intergenerative Belastungsrechnungen („Generational Accounting“) - Ein Maßstab für die Belastung zukünftiger Generationen? 7,50 EUR.
- 96-1 Ewringmann, D./Linscheidt, B./Truger, A.: Nationale Energiebesteuerung: Ausgestaltung und Aufkommensverwendung. 10,00 EUR.
- 96-2 Ewringmann, D./Scholl, R.: Zur fünften Novellierung der Abwasserabgabe; Meßlösung und sonst nichts? 7,50 EUR.
- 97-1 Braun, St./Kambeck, R.: Reform der Einkommensteuer. Neugestaltung des Steuertarifs. 7,50 EUR.
- 97-2 Linscheidt, B./Linnemann, L.: Wirkungen einer ökologischen Steuerreform — eine vergleichende Analyse der Modellsimulationen von DIW und RWI. 5,00 EUR.
- 97-3 Bizer, K./Joeris, D.: Bodenrichtwerte als Bemessungsgrundlage für eine reformierte Grundsteuer. 7,50 EUR.
- 98-1 Kitterer, W.: Langfristige Wirkungen öffentlicher Investitionen - theoretische und empirische Aspekte. 6,00 EUR.
- 98-2 Rhee, P.-W.: Fiskale Illusion und Glory Seeking am Beispiel Koreas (1960-1987). 5,00 EUR.
- 98-3 Bizer, K.: A land use tax: greening the property tax system. 5,00 EUR.
- 00-1 Thöne, M.: Ein Selbstbehalt im Länderfinanzausgleich?. 6,00 EUR.
- 00-2 Braun, S., Kitterer, W.: Umwelt-, Beschäftigungs- und Wohlfahrtswirkungen einer ökologischen Steuerreform: eine dynamische Simulationsanalyse unter besonderer Berücksichtigung der Anpassungsprozesse im Übergang. 7,50 EUR.
- 02-1 Kitterer, W.: Die Ausgestaltung der Mittelzuweisungen im Solidarpakt II. 5,00 EUR.
- 05-1 Peichl, A.: Die Evaluation von Steuerreformen durch Simulationsmodelle. 8,00 EUR.
- 05-2 Heilmann, S.: Abgaben- und Mengenlösungen im Klimaschutz: die Interaktion von europäischem Emissionshandel und deutscher Ökosteuer. 8,00 EUR.
- 05-3 Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.: Dokumentation FiFoSiM: Integriertes Steuer-Transfer-Mikrosimulations- und CGE-Modell. 8,00 EUR.
- 06-1 Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.: Führt Steuervereinfachung zu einer „gerechteren“ Einkommensverteilung? Eine empirische Analyse für Deutschland. 6,00 EUR.
- 06-2 Bergs, C., Peichl, A.: Numerische Gleichgewichtsmodelle - Grundlagen und Anwendungsgebiete. 6,00 EUR.
- 06-3 Thöne, M.: Eine neue Grundsteuer — Nur Anhängsel der Gemeindesteuerreform? 6,00 EUR.
- 06-4 Mackscheidt, K.: Über die Leistungskurve und die Besoldungsentwicklung im Laufe des Lebens. 6,00 EUR.
- 06-5 Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.: Does tax simplification yield more equity and efficiency? An empirical analysis for Germany. 6,00 EUR.
- 06-6 Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.: Die Flat Tax: Wer gewinnt? Wer verliert? Eine empirische Analyse für Deutschland. 6,00 EUR.
- 06-7 Kitterer, W., Finken, J.: Zur Nachhaltigkeit der Länderhaushalte — eine empirische Analyse. 6,00 EUR.
- 06-8 Bergs, C., Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.: Reformoptionen der Familienbesteuerung: Aufkommens-, Verteilungs- und Arbeitsangebotseffekte. 6,00 EUR.
- 06-9 Ochmann, R., Peichl, A.: Measuring distributional effects of fiscal reforms. 10,00 EUR.
- 06-10 Peichl, A., Schaefer, T.: Documentation FiFoSiM: Integrated tax benefit microsimulation and CGE model. 8,00 EUR.
- 06-11 Peichl, A., Schaefer, T., Scheicher, C.: Measuring Richness and Poverty. A micro data application to Germany and the EU-15. 6,00 EUR.
- 07-1 Fuest, C., Mitschke, J., Peichl, A., Schaefer, T.: Wider die Arbeitslosigkeit der beruflich Geringqualifizierten: Entwurf eines Kombilohn-Verfahrens für den Niedriglohnsektor. 8,00 EUR.
- 07-2 Groneck, M., Plachta, R.: Eine natürliche Schuldenbremse. 6,00 EUR.
- 07-3 Kitterer, W.: Bundesstaatsreform und Zukunft der Finanzverfassung. 8,00 EUR.
- 07-4 Brenneisen, F., Peichl, A.: Dokumentation des Wohlfahrtsmoduls von FiFoSiM. 6,00 EUR.