



universität  
wien

# Diplomarbeit

Titel der Diplomarbeit

„Strukturelle Modelle des Arbeitsangebots: Eine Schätzung  
erwerbsbezogener Präferenzen österreichischer Haushalte“

Verfasser

Klaus Grünberger

angestrebter akademischer Grad

Magister der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften

(Mag.rer.soc.oec.)

Wien, im August 2009

Studienkennzahl lt. Studienblatt:

A 140

Studienrichtung lt. Studienblatt:

Diplomstudium Volkswirtschaft

Betreuerin:

Doz. Dr. Christine Zulehner



Zu besonderem Dank verpflichtet bin ich:

Christine Zulehner für die Betreuung der Diplomarbeit und die Einführung in die ökonometrische Praxis. Ihre tatkräftige Unterstützung machte diese Arbeit zu einer sehr wertvollen Erfahrung.

Dem Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung und seinen MitarbeiterInnen für die Bereitstellung der Daten, das WIFO-Junior Fellowship und die lehrreiche Zeit am Institut.

Meinen Eltern, ohne deren Unterstützung das Studium nicht möglich gewesen wäre.



# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>5</b>
<b>2</b>	<b>Theoretische Fundierung des Arbeitsangebots</b>	<b>7</b>
2.1	Neoklassische Theorie des Arbeitsangebots . . . . .	7
2.2	Modellierung des Arbeitsangebots . . . . .	9
<b>3</b>	<b>Messmethoden des Arbeitsangebots</b>	<b>11</b>
3.1	Struktur der empirischen Untersuchung . . . . .	11
3.2	Ökonometrische Spezifikationen . . . . .	12
3.2.1	Lohnfunktionen . . . . .	12
3.2.2	Das Conditional Logit Modell . . . . .	14
3.2.3	Nutzenfunktionen . . . . .	16
<b>4</b>	<b>Datengrundlage und Datenaufbearbeitung</b>	<b>18</b>
4.1	EU-SILC . . . . .	18
4.2	Konstruktion der Variablen . . . . .	19
4.3	Selektion der Beobachtungen . . . . .	22
4.4	Deskriptive Statistik . . . . .	23
<b>5</b>	<b>Berechnung der Budgetbeschränkungen</b>	<b>27</b>
5.1	Berechnung der Stundenlöhne . . . . .	27
5.1.1	Schätzergebnisse der Lohnfunktionen . . . . .	27
5.1.2	Imputierung und Validierung der Lohnschätzungen . . . . .	30
5.2	Der Nettoeinkommensrechner . . . . .	31
5.2.1	Berechnung von Sozialversicherung und Steuer . . . . .	32
5.2.2	Berechnung von Transferleistungen . . . . .	33
5.2.3	Berechnung von Kinderbetreuungskosten . . . . .	34
5.3	Validierung der Ergebnisse des Nettoeinkommensrechners . . . . .	36
<b>6</b>	<b>Messung des Arbeitsangebotsverhaltens</b>	<b>37</b>
6.1	Schätzen der Nutzenfunktionen . . . . .	37
6.1.1	Ergebnisse der Conditional Logit Schätzungen . . . . .	39
6.2	Überprüfung der theoretischen Annahmen . . . . .	45
6.2.1	Grenznutzen von Einkommen und Freizeit . . . . .	45
6.2.2	Überprüfung abnehmender Grenznutzen . . . . .	46

6.3	Indifferenzkurven . . . . .	48
6.4	Lohnelastizität des Arbeitsangebots . . . . .	52
6.5	Prognosegenauigkeit . . . . .	58
<b>7</b>	<b>Schlussfolgerungen</b>	<b>63</b>

# 1 Einleitung

In den letzten 20 Jahren wuchs die Zahl mikroökonomischer Untersuchungen des Arbeitsangebots sehr stark an. Strukturelle Modelle zur Erklärung von Arbeitsangebotsverhalten kommen insbesondere bei der Anwendung für Arbeitsmarktsimulationen zum Einsatz. Das Ziel der Modelle ist, anhand von Mikrodaten, Präferenzen der Menschen bezüglich Freizeit und Konsum zu messen. Damit können Aussagen über die Einflussfaktoren des Arbeitsangebots getroffen werden und arbeitnehmerseitige Reaktionen auf Politikmaßnahmen abgeschätzt werden. Die wichtigsten Einflussfaktoren auf das Erwerbsverhalten sind der individuelle Lohnsatz und das Steuer-Transfer-System. Außerdem können, je nach Informationen im Datensatz, diverse Eigenschaften von Haushalten zur Erklärung des Erwerbsverhaltens herangezogen werden. In neueren Studien wird zunehmend auch der Faktor Kinderbetreuung in die Modelle integriert.

In dieser Arbeit wird ein strukturelles statisches Arbeitsangebotsmodell mit diskreten Wahlmöglichkeiten verwendet, welches an das Arbeitsangebotsmodell von Van Soest [1995] angelehnt ist. Als Datengrundlage dient der EU-SILC-Datensatz (European Union Statistics on Income and Living Conditions) für Österreich. Die Menge der ArbeitnehmerInnen wird in drei Gruppen von Haushalten unterteilt: Alleinstehende Frauen, alleinstehende Männer und Paare. Jeder Haushaltsgruppe wird eine Nutzenfunktion unterstellt und angenommen, durch ihre geleistete Arbeitszeit im Status quo, den individuellen Nutzen zu maximieren. Bei Paarhaushalten wird zudem davon ausgegangen, dass das erwirtschaftete Einkommen zusammengelegt wird und gemeinsam einen Haushaltsnutzen maximiert wird. Die Nutzenfunktionen beinhalten Variablen, welche aus Einkommen, Freizeit und Haushaltsmerkmalen gebildet werden, sowie deren Parameter. Die Parameter der Nutzenfunktion werden für alle Haushaltsgruppen getrennt geschätzt und fließen abschließend in die Arbeitsangebotsfunktion ein.

Aufgrund einiger technischer Probleme, die mit der Schätzung von stetigen Arbeitsstunden verbunden sind, wird ein diskretes Wahlmodell angewandt. Es wird angenommen, dass sich Singles zwischen 7 Arbeitszeitkategorien (0,10,20,...,60 Wochenstunden) und Paarhaushalte zwischen 49 Paarkombinationen dieser 7 Arbeitszeitkategorien entscheiden. Als ökonomische Schätzmethode dient ein Conditional Logit Modell (siehe McFadden [1974]). Um das Modell schätzen zu können, müssen die Rahmenbedingungen der Arbeitsentscheidungen rekonstruiert werden. Dafür ist es nötig die Budgetbeschränkung aller Haushalte, bestehend aus hypothetischen Nettoeinkommen in allen Arbeitszeitalternativen, zu berechnen. Die Berechnung vollführt ein Nettoeinkommensrechner, der im Rahmen eines Mikrosimulationsprojekts am WIFO (Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung) entwickelt wurde. Für die Berechnung der Freizeit wird eine, für alle Personen gleiche, Grundausrüstung von 80 Wochenstunden angenommen

und die Arbeitszeit davon abgezogen. Die Berechnung der hypothetischen Einkommen, sowie der die Conditional Logit-Schätzungen sind mit beträchtlichen Rechenaufwand verbunden, was der Ausgestaltung des Modells enge Grenzen setzt.

Alle Schätzungen werden mit drei verschiedenen Nutzenfunktionen (Translog, LES und Quadratische Funktion) durchgeführt, um die Sensitivität des Modells bezüglich der funktionalen Form der Nutzenfunktion zu überprüfen. Dabei zeigt sich, dass sich die Ergebnisse der Schätzung sehr stark von der funktionalen Form der unterstellten Nutzenfunktion abhängen. Die geschätzten Nutzenfunktionen werden auf Erfüllung der theoretischen Annahmen der neoklassischen Konsumtheorie und ihre Prognosefähigkeit überprüft. Außerdem werden Lohnelastizitäten berechnet und für spezifische Einkommens- und Bevölkerungsgruppen getrennt analysiert.

## **Gang der Arbeit**

Im 2. Abschnitt wird kurz auf die neoklassische Theorie des Arbeitsangebots und deren Annahmen bezüglich der Nutzenfunktion eingegangen. Schließlich wird das theoretische Modell, welches den Schätzungen zugrunde liegt, formuliert. In Abschnitt 3 werden die ökonometrischen Schätzmethoden vorgestellt. Für die Lohnschätzung wurde das zweistufige Schätzverfahren von Heckman [1979] verwendet. Die Herleitung des Conditional Logit Modells wurde, zum Verständnis seiner Funktionsweise, skizziert und der Zusammenhang mit der Angebotsfunktion erläutert. Eine allgemeine Beschreibung des EU-SILC-Datensatzes, sowie eine Beschreibung der verwendeten Daten findet sich in Abschnitt 4. In Abschnitt 5 wird auf die Berechnung der Budgetbeschränkungen ausführlich eingegangen. Zuerst werden die Ergebnisse der Lohnschätzungen vorgestellt und auf das Imputieren der Löhne nicht erwerbstätiger Personen eingegangen. Anschließend werden die Komponenten des Nettoeinkommensrechens, welcher die Steuern und Transfers ausrechnet, vorgestellt. Neben Steuern und Transferleistungen werden auch Kinderbetreuungskosten berechnet. Diese werden jedoch nicht direkt vom Nettoeinkommen abgezogen, sondern durch gesonderte Variablen in die Nutzenfunktionen eingebaut. Zum Schluss des Abschnitts werden die Ergebnisse des Nettotransferrechners validiert, indem sie mit den realen Werten des Datensatzes verglichen werden. In Abschnitt 6 werden die Ergebnisse der Conditional Logit-Schätzungen vorgestellt. Die geschätzten Nutzenfunktionen werden auf die theoretische Annahme der Quasikonkavität geprüft und durch Indifferenzkurven graphisch interpretiert. Anschließend werden Schätzergebnisse der Lohnelastizitäten auf eine einprozentige Lohnerhöhung präsentiert. Für Paare werden Elastizitäten für drei verschiedene Szenarien geschätzt: Bei einer allgemeinen Lohnerhöhung, bei Erhöhung der Löhne der Frauen und bei

Erhöhung der Löhne der Männer. Die Ergebnisse werden über die Einkommens- und Lohnverteilung, sowie nach Altersgruppen und Kinderzahl analysiert. Im letzten Teil der empirischen Untersuchung wird das Modell auf seine Prognosefähigkeit überprüft. Dafür werden die von den Schätzungen vorhergesagten Arbeitsentscheidungen den beobachteten Arbeitszeiten gegenübergestellt. In Abschnitt 7 werden Schlussfolgerungen aus der Arbeit gezogen.

## 2 Theoretische Fundierung des Arbeitsangebots

### 2.1 Neoklassische Theorie des Arbeitsangebots

#### Freizeit- und Konsumententscheidung<sup>1</sup>

Die neoklassische Theorie des Arbeitsangebots basiert auf einem traditionellen mikroökonomischen Modell, in welchem Individuen die für sie optimalen Konsumententscheidungen treffen. In einer einfachen Zwei-Güter-Welt determiniert die Arbeitsentscheidung der Individuen die Wahl aus Freizeit und Konsum. Als Anfangsausstattung ist die Menge der verfügbaren Freizeit  $\bar{F}$  gegeben. Innerhalb  $\bar{F}$  wird entweder  $h$  Stunden gearbeitet oder  $F$  Stunden Freizeit konsumiert.<sup>2</sup> Die Menge der Konsumgüter  $Y$  ist eine Funktion der Anzahl der Arbeitsstunden  $h$ , dem Lohnsatz  $w$  und dem Nicht-Lohneinkommen  $R$ . Die Nutzenfunktion eines Individuums ist gegeben durch  $U(F, Y, X)$ , wobei  $X$  die Charakteristika des Individuums bestimmt. Die Nebenbedingungen sind gegeben durch die Zeitrestriktion  $F = \bar{F} - h$  und die Budgetrestriktion  $Y = h \cdot w + R$ . Es wird angenommen, dass  $U(F, Y, X)$  quasikonkav ist, also dass der Grenznutzen von  $F$  und  $Y$  an jeder Stelle positiv bzw. nicht-negativ, aber abnehmend ist. Das Maximierungsproblem eines Individuums ist folglich definiert durch

$$\text{Max}_{\{C, F\}} U(Y, F, X)$$

$$\text{s.t. } Y - h \cdot w - R \leq 0,$$

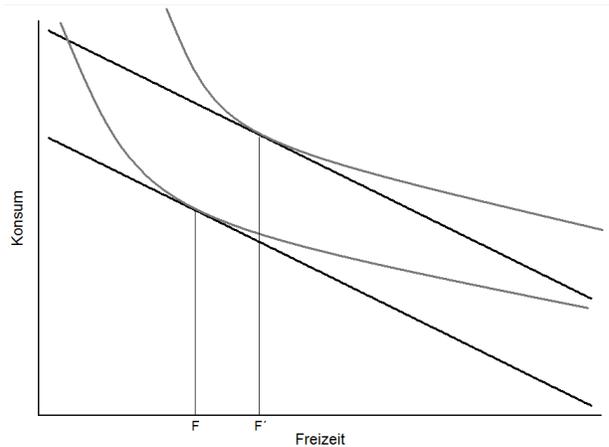
$$\bar{F} - h - F \leq 0$$

Abbildung 1 zeigt die Parallelverschiebung der Budgetgerade durch Erhöhung von  $R$  und

<sup>1</sup>Die Darstellung der Freizeit- und Arbeitszeitentscheidung basiert auf Cahuc and Zylberberg [2004]: Kapitel 1.

<sup>2</sup>Üblicherweise wird für  $\bar{F}$  ein Maximum an möglichen Arbeitsstunden gewählt, z.B. 80 Wochenarbeitsstunden.

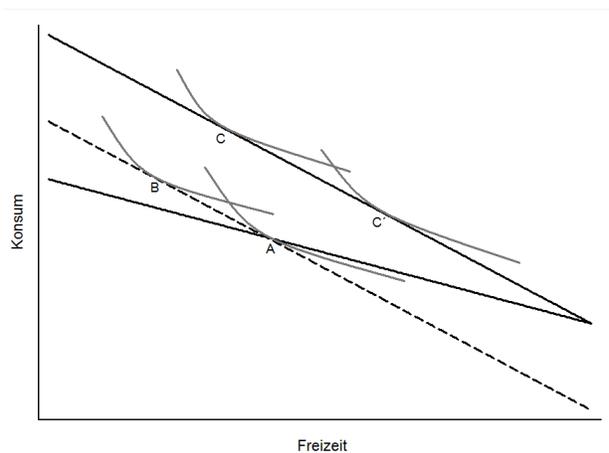
Abbildung 1: Arbeitsangebotsentscheidung nach Parallelverschiebung der Budgetgerade



Quelle: Eigene Graphik

somit eine gleichmäßige Vergrößerung der Konsummenge, unabhängig von der Anzahl der Arbeitsstunden. Aufgrund der Quasikonkavität der Nutzenfunktion, wird in diesem Fall auf die Konsumzunahme durch eine Verminderung der Arbeitszeit reagiert, da der Grenznutzen abnehmend ist.<sup>3</sup>

Abbildung 2: Arbeitsangebotsentscheidung nach Lohnerhöhung (Slutsky-Zerlegung)



Quelle: Eigene Graphik

Abbildung 2 zeigt die Slutsky-Zerlegung (siehe auch Mas-Colell et al., 1995: S.71-73) der Arbeitsangebotsentscheidung nach Erhöhung des Lohnsatzes  $w$ . A ist das ursprüngliche Gleichgewicht vor der Erhöhung von  $w$ . Die Bewegung von A nach B zeigt das Ausmaß des Substitu-

<sup>3</sup>Da eine quasikonkave Nutzenfunktion angenommen wird, kann der Grenzfall von gleich bleibendem Arbeitsangebot nicht ausgeschlossen werden.

tionseffekts. Durch einen höheren Lohn steigen die Opportunitätskosten der Freizeit und darum wird mehr gearbeitet. Die Bewegung von B nach C bzw. C' veranschaulicht den Einkommenseffekt, welcher das Arbeitsangebot wiederum verringert. Zwar kann man sich in diesem Fall sicher sein, dass sich der Substitutionseffekt positiv und der Einkommenseffekt negativ auf das Arbeitsangebot auswirkt. A priori kann man jedoch keine Aussage über den Gesamteffekt einer Erhöhung des Lohnsatzes machen. Eine Lohnerhöhung kann darum einen negativen, einen positiven oder gar keinen Arbeitsangebotseffekt haben.

## 2.2 Modellierung des Arbeitsangebots

Für die Messung des Arbeitsangebotsverhaltens wird ein diskretes Wahlmodell verwendet, bei dem sich Haushalte zwischen einer Menge von Arbeitszeitalternativen entscheiden. Zunächst scheint es der Sache dienlicher sein, mit einem stetigen Modell zu arbeiten und somit zu flexibleren Ergebnissen zu kommen. Jedoch arbeiten vorangehende Studien kaum mit stetigen Modellen und das hat vielerlei Gründe. Erste Schwierigkeiten ergeben sich mit der Budgetbeschränkung. Durch das Steuer-Transfersystem kann die Budgetbeschränkung Sprungstellen aufweisen. Zudem entsteht durch den AlleinverdienerInnenabsetzbetrag bei Paaren eine gegenseitige Abhängigkeit von der Wahl des Partners, wodurch die Budgetbeschränkung dreidimensional wird. Im diskreten Modell ist die Form der Budgetbeschränkung für die Berechnung irrelevant, da nur isolierte Punkte in das Maximierungsproblem eingehen. Ein weiterer Grund, der für die Verwendung von diskreten Modellen spricht, ist die empirische Verteilung von geleisteten Arbeitsstunden. In dem hier verwendeten Datensatz lag der Anteil der erwerbstätigen Männer die 40-50 Wochenstunden arbeiteten bei 62,7%, zwischen 35-60 Stunden sogar bei 94,3%. Zwischen 1 und 34 Wochenstunden arbeiteten hingegen nur 4,5% der Männer.<sup>4</sup> Unter der Annahme, dass einerseits Männer und Frauen, andererseits Paare und Singles ein unterschiedliches Arbeitsangebotsverhalten haben, werden diese Gruppen getrennt geschätzt. Dadurch reduziert sich die Zahl der Beobachtungen. Vor allem die mangelnde Anzahl von Beobachtungen im unteren Wochenstundenbereich würde die Schätzung eines stetigen Arbeitsangebotmodells erschweren.

### Das Modell

Als Grundmodell wird ein, auf die Arbeit von Arthur Van Soest [1995] basierendes, strukturelles Arbeitsangebotsmodell mit diskreten Wahlmöglichkeiten dienen. Dieses wurde zwar

---

<sup>4</sup>Diese Stichprobe wurde zum Zwecke der Schätzung des Arbeitsangebotsverhaltens bereits selektiert und ist nicht repräsentativ. Genaue Details zur Selektion der Beobachtungen sind im Abschnitt 4.3 geschildert.

ursprünglich für Haushalte mit zwei arbeitsfähigen Ehepartnern entwickelt, kann aber einfach verallgemeinert werden und für Einpersonenhaushalte umgewandelt werden. Dieses Modell fällt unter die Kategorie der *Unitären Modelle*, bei welchen Paarhaushalte als Nutzen maximierendes Subjekt handeln und die Einkünfte des Paares zu einem gemeinsamen Haushaltseinkommen zusammengefasst werden. Modelle, welche auch die Verteilung innerhalb der Haushalte berücksichtigen, werden *kollektive Verhandlungsmodelle* genannt (siehe Chiappori [1992], Beninger et al. [2003]).

Es sei nun  $\{(Y_j, hm_j, hf_j); j = 1, 2, \dots, m\}$  die Menge der Arbeits- und Freizeitentscheidungen des Haushalts  $j$ , wobei  $Y_j$  das gesamte zur Verfügung stehende Haushaltseinkommen ist,  $hm_j = \bar{F} - Fm_j$  die Arbeitszeit des Mannes und  $hf_j = \bar{F} - Ff_j$  die Arbeitszeit der Frau ist.<sup>5</sup> Weder die Anfangsausstattung an Freizeit (bzw. maximale Arbeitszeit) noch die Menge an der Arbeitszeitmöglichkeiten wird zu diesem Zeitpunkt genau fixiert. Allgemein gilt, dass  $hm_j \in H_1$  und  $hf_j \in H_2$  mit  $H_1, H_2 \in [0, \bar{F}]$ . Die Arbeitszeitalternativen von Männern und Frauen können somit unterschiedlich sein. Die Entscheidungsmöglichkeiten eines Haushalts  $h_j$  sind alle möglichen Paare, welche durch die Arbeitszeitmöglichkeiten von Männern und Frauen gebildet werden können:  $h_j \in \{hm_j, hf_j \mid hm_j \in H_1 \wedge hf_j \in H_2\} \equiv H_1 \times H_2$ . Die Anzahl der Elemente  $h_j$  ist folglich das Produkt der Anzahl der Elemente der Mengen  $H_1$  und  $H_2$ .<sup>6</sup> Der Nutzen des Haushalts wird dargestellt durch

$$U_j = V(Y_j, hm_j, fm_j \mid X_j) + \varepsilon_j$$

wobei  $X_j$  die *beobachteten* Haushaltscharakteristika und der Fehlerterm  $\varepsilon_j$  die *unbeobachtbaren* Haushaltscharakteristika sind.<sup>7</sup> Das Nutzenniveau ist somit abhängig von einem deterministischen Teil der Funktion  $V(\cdot)$  und einem stochastischem Störfaktor  $\varepsilon$ .

Sei nun  $U_{ji}$  der Nutzen des Haushalts  $j$  mit gewählten Arbeitsstunden-Paar  $h_{ji}$  aus der Menge  $H_1 \times H_2$ . Die Wahrscheinlichkeit  $\pi_{ji}$ , dass Haushalt  $j$  ein bestimmtes Stundenpaar  $h_{ji}$  wählt ist somit die Wahrscheinlichkeit, dass  $U_{ji}(h_{ji})$  das höchste Nutzenniveau unter allen Alternativen bringt. Formal ausgedrückt:

$$\pi_{ji} = Pr [h_{ji}^* = h_{ji}] \equiv Pr [U_{ji} \geq U_{jk}, \forall i \neq k]$$

<sup>5</sup>Für gleichgeschlechtlicher Paare wäre die Notation natürlich nicht sehr passend definiert. Da aber im EU-SILC-Datensatz nur konventionelle Paare erfasst sind, kann die Definition auch so belassen werden.

<sup>6</sup>Angenommen es gibt für Männer sowie für Frauen 9 Arbeitszeitalternativen mit  $hm_j = fm_j \in \{0, 10, 20, \dots, 80\}$ . Daraus würden für den Haushalt 81 Wahlmöglichkeiten entstehen.

<sup>7</sup> $\varepsilon$  wird oft auch als Optimierungsfehler der Haushalte interpretiert.

$$= Pr [V_{ji} + \varepsilon_{ji} \geq V_{jk} + \varepsilon_{jk}, \forall i \neq k] = Pr[\varepsilon_{jk} \leq \varepsilon_{ji} + V_{ji} + V_{jk}, \forall i \neq k] \quad (1)$$

Ziel der Untersuchung ist es nun, die Entscheidungswahrscheinlichkeiten aller Haushalte und ihren Arbeitsangebotsalternativen zu schätzen. Bis zu diesem Stand der Modellspezifikation kann noch keine genauere Form der Wahrscheinlichkeitsfunktion gebildet werden. Dafür müssen erst einige Zusatzannahmen getroffen werden. Diese werden im Abschnitt 3 getroffen und ein schätzbares Modell abgeleitet.

## 3 Messmethoden des Arbeitsangebots

### 3.1 Struktur der empirischen Untersuchung

Die Entscheidungswahrscheinlichkeiten der Haushalte, wie in Gleichung (1) definiert, sollen nun empirisch geschätzt werden. In diesem Abschnitt werden die Schritte der dafür notwendigen empirischen Arbeit skizziert und die verwendeten ökonometrischen Modelle beschrieben. Im Wesentlichen gliedert sich die Arbeit in folgende Schritte:

- Die Selektion der Beobachtungen
- Imputieren der Löhne Nicht-Erwerbstätiger
- Berechnung der Budgetbeschränkungen
- Spezifikation der Nutzenfunktion und Wahl des Schätzverfahrens
- Schätzen der Nutzenfunktionen und des Arbeitsangebotsverhaltens

Bei der Selektion der Beobachtung wird entschieden, welche Typen von Haushalte in die Untersuchung miteinbezogen werden sollen. Das wichtigste Kriterium ist natürlich, ob die Personen arbeitsfähig sind. Welche Personen für die Schätzungen ausselektiert werden wird in Abschnitt 4.3 beschrieben. Um die Homogenität im Verhalten der Haushalte zu gewährleisten, ist es sinnvoll die Haushalte in Gruppen zu trennen. Natürlich muss darauf geachtet werden, dass die Gruppen nicht zu klein sind und die Anzahl der Beobachtungen den Anforderungen der ökonometrischen Schätzmethode gerecht wird. Im nächsten Schritt werden Löhne nicht arbeitender Personen imputiert. Da für diese Personen keine Informationen bezüglich des Lohnes vorliegen, müssen Lohnschätzungen gemacht werden, um hypothetische Löhne zu berechnen. Für Lohnschätzung wird die *Heckit Procedure* angewandt. Dieses von James Heckman [1979]

entwickelte Verfahren trägt der Tatsache Rechnung, dass die Gruppe der arbeitenden Bevölkerung nicht zufällig, sondern endogen selektiert ist. Die Lohnfunktionen die nur anhand dieser Bevölkerung geschätzt würden, wären darum verzerrt.<sup>8</sup> Hat man nun einerseits die beobachteten Löhne und andererseits die hypothetischen Löhne, können die Budgetbeschränkungen berechnet werden. Da mit einem diskreten Wahlmodell gearbeitet wird, beschränkt sich die Berechnung der Budgetbeschränkungen auf die Berechnung des Nettoeinkommens in den einzelnen Arbeitszeitkategorien. Die Berechnung vollführt ein Nettoeinkommensrechner (siehe Abschnitt 5). Basis der Berechnung ist das Bruttojahreseinkommen, das anhand der Stundenlöhne für jede Arbeitsstundenalternative berechnet wird. Je nach Haushaltscharakteristika und Bruttoeinkommenshöhe, werden die Steuer und Transferleistungen ermittelt und daraus ergibt sich das jeweilige Haushaltsnettoeinkommen für jede der Arbeitszeitalternativen. Mit dieser Information kann nun das Arbeitsangebotsverhalten geschätzt werden. Dabei werden Nutzenfunktionen, d.h. Präferenzen der Haushalte bezüglich Freizeit und Konsum, entsprechend ihrer Charakteristika, geschätzt. Dafür wird eine funktionale Form der Nutzenfunktion gewählt (in Abschnitt 3.2.3 werden mehrere Spezifikationen der Nutzenfunktion vorgestellt) und Annahmen über die Verteilung der Fehlerterme getroffen. Die unter Forschern beliebteste Annahme über die Verteilung der Fehlerterme  $\varepsilon_{ji}$  ist jene, dass  $\varepsilon_{ji}$  unabhängig identisch extremwertverteilt (i.i.e.) sind, und das darauf aufbauende *Conditional Logit Modell* (siehe Abschnitt 3.2.2). Grund für die Beliebtheit ist die Schlankeit der resultierenden Wahlwahrscheinlichkeiten und deren einfache Integrierbarkeit (siehe Train [2003]).<sup>9</sup> Anhand der geschätzten Parameter der Nutzenfunktionen, können die Entscheidungswahrscheinlichkeiten aus Gleichung (1) errechnet werden und Rückschlüsse auf das Arbeitsangebotsverhalten gemacht werden. Die Ergebnisse der Schätzungen und deren Auswertungen werden in Abschnitt 6 vorgestellt.

## 3.2 Ökonometrische Spezifikationen

### 3.2.1 Lohnfunktionen

Für Personen welche zur Zeit der Befragung nicht erwerbstätig waren, müssen hypothetische Löhne geschätzt werden. Dafür werden Determinanten des Lohnes mittels Mincer-Gleichungen (siehe Mincer [1974]) geschätzt. Eine Standard-Lohnfunktion hat die Form

$$w = X\beta + \mu \quad (2)$$

<sup>8</sup>Eine Beschreibung des Verfahrens wird in Abschnitt 3.2.1 gegeben.

<sup>9</sup>Modelle mit normalverteilten Fehlern, sogenannte *Probit-Modelle* werden in diesem Kontext eher selten verwendet da sich ihre Handhabung bei mehr als zwei Wahlmöglichkeiten sehr erschwert (siehe Train [2003]).

wobei  $w$  der Lohnsatz ist,  $\beta$  der Koeffizientenvektor,  $X$  der Vektor der erklärenden Variablen und  $\mu$  der Fehlerterm ist.

Als ökonomischen Schätzverfahren wird das zweistufige Modell von Heckman [1979] angewandt. Da anzunehmen ist, dass die Selektion, die Menschen in den Arbeitsmarkt bewegt, endogen ist, ist die Stichprobe der arbeitenden Personen (mit beobachteten Löhne) von der Stichprobe der nicht arbeitenden Personen (ohne Lohninformation) verschieden. Der Fehlerterm der Gleichung (2) ist somit verzerrt. Darum wird zuerst eine Partizipationsgleichung mittels Probit geschätzt:<sup>10</sup>

$$Prob(A = 1|Z) = \Phi(Z\gamma)$$

$A=1$  wenn die Person arbeitet,  $Z$  ist der Vektor der erklärenden Variablen,  $\gamma$  der Koeffizientenvektor und  $\Phi$  ist die Verteilungsfunktion der Normalverteilung. Der Vektor  $Z$  beinhaltet alle Variablen der Lohngleichung  $X$  und zusätzliche Variablen, welche die Entscheidung zu Arbeiten beeinflussen, aber mit dem Lohn unkorreliert sein müssen. Nachdem die Probit-Schätzung gemacht wurde, wird diese zu der *Inversen Mill's Ratio*  $\lambda(\hat{\gamma}Z)$  mit

$$\lambda(\hat{\gamma}Z) = \begin{cases} \frac{\phi(Z\hat{\gamma})}{\Phi(Z\hat{\gamma})} & \forall A = 1 \\ \frac{\phi(Z\hat{\gamma})}{1-\Phi(Z\hat{\gamma})} & \forall A = 0 \end{cases}$$

umgeformt, wobei  $\phi$  die Dichtefunktion der Normalverteilung ist. Die Inverse Mill's Ratio wird anschließend an die Lohngleichung (2) als erklärende Variable angefügt und mit OLS geschätzt. Der selektionskorrigierte Lohn kann dann durch folgende Formeln errechnet werden:

$$\hat{w} = \begin{cases} \hat{\beta}X + \hat{\rho}\hat{\sigma}_{\mu}\lambda(Z\hat{\gamma}) & \forall A = 1 \\ \hat{\beta}X - \hat{\rho}\hat{\sigma}_{\mu}\lambda(Z\hat{\gamma}) & \forall A = 0 \end{cases}$$

$\hat{\rho}$  ist hier die Korrelation zwischen dem Fehler der Lohnschätzung und dem Fehler der Partizipationsgleichung und  $\hat{\sigma}_{\mu}$  die Varianz der Lohnschätzung. Da  $\hat{\sigma}_{\mu}$  und die Inverse Mill's Ratio immer positiv sind, hängt der Einfluss des Erwerbstatus auf den Lohn vom Vorzeichen von  $\hat{\rho}$  ab. Ist  $\hat{\rho}$  signifikant, so wurde damit eine endogene Selektion in den Arbeitsmarkt festgestellt. Das Vorzeichen von  $\hat{\rho}$  gibt darüber Auskunft, wie die Partizipation am Arbeitsmarkt mit dem Lohn korreliert ist. Ist das Vorzeichen negativ, so bedeutet das, dass der erwartete Lohn mit der Wahrscheinlichkeit der Erwerbstätigkeit positiv korreliert ist. Daraus folgt, dass erwerbstätige Menschen, bei gleichen (beobachteten) Eigenschaften, bessere Einkommensaussichten am

<sup>10</sup>Eine detaillierte Erklärung des Schätzverfahrens findet sich in Green [2008]: Kapitel 24.5.

Arbeitsmarkt haben, als Nichterwerbstätige.

### 3.2.2 Das Conditional Logit Modell

Aufbauend auf unserem Modell aus Abschnitt 2.2 setzt sich die Nutzenfunktion eines Haushalts  $j$  aus einem beobachteten deterministischen und einen unbeobachteten stochastischen Teil zusammen:  $U_{ji} = V_{ji} + \varepsilon_{ji}$ . Der Index  $i$  bezeichnet die vom Haushalt gewählte Alternative. Wie schon zu Beginn des Kapitels erwähnt, baut das Logit Modell auf i.i.e. verteilten Fehlern auf.<sup>11</sup> Deren Dichtefunktion ist gegeben durch

$$f(\varepsilon_{ji}) = e^{-\varepsilon_{ji}} e^{-e^{-\varepsilon_{ji}}} \quad (3)$$

mit der Verteilungsfunktion

$$F(\varepsilon_{ji}) = e^{-e^{-\varepsilon_{ji}}}. \quad (4)$$

Zwar ist der Mittelwert von  $F$  ungleich Null, jedoch sind nur die Differenzen der Nutzen von Interesse und in weiterer Folge die Differenzen der Fehlerterme. Da die Fehlerterme den gleichen Mittelwert haben, ist der Mittelwert ihrer Differenzen gleich Null (siehe Train [2003]).

An dieser Stelle können nun die Arbeitsangebotswahrscheinlichkeiten der Gleichung (5) genauer spezifiziert werden. Nimmt man vorerst  $\varepsilon_{ji}$  als gegeben an, dann ist Gleichung (1) als Verteilungsfunktion von  $\varepsilon_{jk}$  im Punkt  $\varepsilon_{ji} + V_{ji} - V_{jk}$  darstellbar. Nachdem die Fehler unkorreliert sind (dies folgt aus der Annahme dass sie i.i.e. verteilt sind), können die bedingten Wahrscheinlichkeiten durch Multiplizieren der einzelnen Verteilungsfunktionen errechnet werden:

$$\pi_{ji} | \varepsilon_{ji} = \prod_{k \neq i} F(\varepsilon_{ji} + V_{ji} - V_{jk}) \quad (5)$$

und durch Einsetzen der Verteilungsfunktion (4) in Gleichung (5) weiter spezifiziert werden

$$\pi_{ji} | \varepsilon_{ji} = \prod_{k \neq i} e^{-e^{-(\varepsilon_{ji} + V_{ji} - V_{jk})}} \quad (6)$$

Da  $\varepsilon_{ji}$  aber nicht beobachtbar ist, wird die bedingte Wahrscheinlichkeit integriert und mit der Dichtefunktion gewichtet, d.h. die Wahl einer Arbeitszeitalternative ist einerseits abhängig von der Wahrscheinlichkeit, dass sie in einer bestimmten Situation gewählt wird und andererseits von der Wahrscheinlichkeit, dass man sich überhaupt in der Situation (bzw. auf dem Nutzenniveau) befindet. Die Wahrscheinlichkeit, dass Haushalt  $j$  die Arbeitszeitalternative  $h_{ji}$  wählt, kann nun

<sup>11</sup>Diese Verteilung wird auch als Gumbel Type I Extrem Wert Verteilung bezeichnet.

folgendermaßen formalisiert werden:

$$\pi_{ji} = \int_{-\infty}^{+\infty} \left\{ \prod_{k \neq i} F(\varepsilon_i + V_i - V_k) \right\} f(\varepsilon_i) d\varepsilon_i. \quad (7)$$

Durch Einsetzen von Gleichung (6) und (3) in Gleichung (7) erhalten wir

$$\pi_{ji} = \int_{-\infty}^{+\infty} \left\{ \prod_{k \neq i} e^{-e^{-(\varepsilon_{ji} + V_{ji} - V_{jk})}} \right\} e^{-\varepsilon_{ji}} e_{ji}^{-e^{-\varepsilon_{ji}}} d\varepsilon_{ji}. \quad (8)$$

und nach einer etwas langwierigen algebraischen Umformung (siehe Creedy and Kalb [2005]) , erhält man die schließlich die *Conditional Logit* Wahrscheinlichkeitsfunktion

$$\pi_{ji} = \frac{e^{V_{ji,i}}}{\sum_i e^{V_{ji,i}}}. \quad (9)$$

Die Gleichung (9) berechnet die Wahrscheinlichkeit, dass sich Haushalt  $j$  für Arbeitszeitalternative  $i$  entscheidet. Die Wahrscheinlichkeit einer spezifischen Allokation von Arbeitszeiten bei  $M$  Haushalte ist dann einfach das Produkt der  $M$  Wahrscheinlichkeitsfunktionen

$$\pi(h_{1i}, h_{2i}, \dots, h_{Mi}) = \prod_{j=1}^M \frac{e^{V_{ji,i}}}{\sum_i e^{V_{ji,i}}}. \quad (10)$$

In den Gleichungen (9) und (10) wurde der (unbeobachtete) Fehlerterm eliminiert. Das war möglich, da die gewählte Verteilungsfunktion eine ganz bestimmte Form (i.i.e.) hat. Sie erfordern darum nur mehr Input, welcher durch Beobachtungen beschafft werden kann. Für  $\{h_{1i}, \dots, h_{Mi}\}$  werden die beobachteten Arbeitsstunden der Haushalte eingesetzt. Die Nutzenfunktionen  $V_{ji}$  können durch eine lineare Form  $\beta' X_{ji}$  repräsentiert werden, wobei der Vektor  $X_{ji}$  die beobachteten Arbeits-, Einkommens- und Haushaltscharakteristika enthält und  $\beta$  der Parametervektor, mit den Koeffizienten  $\beta_l \in \{\beta_1, \dots, \beta_R\}$  ist. Das Modell hat nun eine schätzbare Form angenommen. Es eröffnet sich somit die Möglichkeit jene Parameter  $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_R$  zu finden, welche die (nutzenmaximierende) Arbeitszeitenwahl der Haushalte erklärt. Dafür wird eine *Log-Likelihood Schätzung* gemacht. Die Likelihood Funktion lautet

$$L(\beta_1, \dots, \beta_R) = \prod_{j=1}^M \frac{e^{\beta' X_{ji,i}}}{\sum_i e^{\beta' X_{ji,i}}} \quad (11)$$

Durch Logarithmierung von Gleichung (11) ergibt sich deren monotone Transformation

$$\log L(\beta_1, \dots, \beta_R) = \log \left( \prod_{j=1}^M \frac{e^{\beta' X_{j,i}}}{\sum_i e^{\beta' X_{j,i}}} \right) = \sum_{j=1}^M \left[ \beta' X_{j,i} - \log \sum_i e^{\beta' X_{j,i}} \right] \quad (12)$$

Die Maximierung der Log-Likelihood Funktion geschieht durch die Bedingungen erster Ordnung

$$\begin{aligned} \frac{\partial \log L}{\partial \beta_1} &\stackrel{!}{=} 0 \\ \frac{\partial \log L}{\partial \beta_2} &\stackrel{!}{=} 0 \\ &\vdots \\ \frac{\partial \log L}{\partial \beta_R} &\stackrel{!}{=} 0 \end{aligned} \quad (13)$$

Das Maximierungsverfahren wird hier nicht detaillierter erläutert.<sup>12</sup> Es sei nur gesagt dass, wie McFadden [1974] zeigte, Log Likelihoodfunktionen mit diesen Wahlwahrscheinlichkeiten global konkav (also eine eindeutige Lösung) bezüglich der Parameter  $\hat{\beta}$  sind .

Mit dem geschätzten Parametervektor  $\hat{\beta}$  und den Variablen  $X$  kann das Nutzenniveau  $V_{ji} = \hat{\beta}' X_{ji}$  eines Haushalts  $j$  in jeder beliebigen Arbeitszeitalternative  $i$  errechnet werden. Die Nutzenniveaus werden schließlich in die Conditional Logit Wahrscheinlichkeitsfunktion eingesetzt

$$\hat{\pi}_{ji} = \frac{e^{\hat{\beta}' X_{ji}}}{\sum_{k=1}^M e^{\hat{\beta}' X_{jk}}} \quad \forall i \in M \quad (14)$$

Gleichung (14) errechnet somit die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass sich Haushalt  $j$ , gegeben  $M$  Alternativen, für die  $i$ -te Alternative entscheidet. Hiermit wurde ein Weg gefunden um die theoretische Gleichung (1) aus Abschnitt 2.2 zu schätzen.

### 3.2.3 Nutzenfunktionen

Die Wahl der geeigneten Nutzenfunktion hängt im Wesentlichen vom Gesamtmodell und der Datenlage ab. In vergangenen Studien wurden am häufigsten quadratische Nutzenfunktionen (siehe Ransom [1987], Keane and Moffitt [1998], Dearing et al. [2007], Wrohlich [2006]), Translog-Nutzenfunktionen [Van Soest, 1995] oder LES-Nutzenfunktionen [Beninger et al.,

<sup>12</sup>Detaillierte, schrittweise algebraische Darstellung bietet Creedy and Kalb [2005]

2003] verwendet. Der Grundaufbau einer quadratische Nutzenfunktion für Singles hat die Form

$$V^{Qu_B} = \beta_1 Y + \beta_2 h + \beta_3 Y^2 + \beta_4 h^2 + 2 \cdot \beta_5 Y h$$

und für Paare

$$V^{Qu_B} = \beta_1 Y + \beta_2 h f + \beta_3 h m \\ + \beta_4 Y^2 + \beta_5 h f^2 + \beta_6 h m^2 + 2 \cdot \beta_7 Y h f + 2 \cdot \beta_8 Y h m$$

Damit wird der Problematik von konstanten Grenznutzen, die bei einer linearen Funktion entstehen würde, Rechnung getragen. Das Kreuzprodukt von Konsum und Freizeit drückt das komplementäre Verhältnis der beiden "Güter" aus. Dies scheint logisch, angesichts dessen, dass für Konsum Zeit benötigt wird. Ob das umgekehrt auch so gilt sei dahingestellt (unter der Voraussetzung dass ein Subsistenzminimum gegeben ist). Die Quadratischen Terme machen es möglich Veränderungen des Grenznutzen aus Freizeit und Konsum zu messen.

Die Translog-Nutzenfunktion ist gleich aufgebaut wie die Quadratische Funktion, nur dass logarithmierte Variablen in die Funktion einfließen. Für Singles hat sie die Form

$$V^{Tl_B} = \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln h + \beta_3 (\ln Y)^2 + \beta_4 (\ln h)^2 + 2 \cdot \beta_5 \ln Y \cdot \ln h$$

und für Paare

$$V^{Tl_B} = \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln h f + \beta_3 \ln h m + \beta_3 (\ln Y)^2 + \beta_5 (\ln h f)^2 \\ + \beta_6 (\ln h m)^2 + 2 \cdot \beta_7 \ln Y \cdot \ln h f + 2 \cdot \beta_8 \ln Y \cdot \ln h m$$

LES-Funktionen<sup>13</sup> sind in der Translog genestet. Hier entfallen Kreuzterme und quadratische Terme. Der Grundaufbau einer LES-Funktion hat daher folgende einfache Form

$$V^{LES_B} = \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln h$$

für Singles und

$$V^{LES_B} = \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln h f + \beta_3 \ln h m$$

für Paarhaushalte.

Die Basisspezifikationen  $V^{Qu_B}$ ,  $V^{Tl_B}$  und  $V^{LES_B}$  beinhalten lediglich die Variablen Konsum und Arbeitszeit. Diese können nun in verschiedenster Weise erweitert werden. Wie schon im

<sup>13</sup>Die Abkürzung LES steht für "Linear Expenditure System".

theoretischen Modell des Abschnitts 2.2 fließen persönliche Charakteristika  $X$  in die Nutzenfunktion ein. Die zusätzlichen Variablen  $X$  können, mit Konsum und Freizeit interagierend, in die Basisspezifikationen eingebettet werden. Es seien  $X_{hf}$ ,  $X_{hm}$  und  $X_Y$  Vektoren mit Haushaltscharakteristika eines Paares, welche die Präferenzen bezüglich der Freizeit der Frau, Freizeit des Mannes und des Haushaltskonsums beeinflussen.  $\alpha_{hf}$ ,  $\alpha_{hm}$  und  $\alpha_Y$  sind Parametervektoren der Haushaltscharakteristika-Variablen. Die erweiterten Nutzenfunktionen eines Paarhaushalts können nun wie folgt formalisiert werden

$$V^{Qu} = V^{Qu_B} + \alpha'_{hf} X_{hf} hf + \alpha'_{hm} X_{hm} hm + \alpha'_Y X_Y Y \quad (15)$$

$$V^{Tl} = V^{Tl_B} + \alpha'_{hf} X_{hf} \ln hf + \alpha'_{hm} X_{hm} \ln hm + \alpha'_Y X_Y \ln Y \quad (16)$$

$$V^{LES} = V^{LES_B} + \alpha'_{hf} X_{hf} \ln hf + \alpha'_{hm} X_{hm} \ln hm + \alpha'_Y X_Y \ln Y \quad (17)$$

Bei Singles bilden die Vektoren  $X_h$  und  $X_Y$  die Haushaltscharakteristika und  $\alpha_h$  und  $\alpha_Y$  deren Parametervektoren. Ihre Nutzenfunktionen werden äquivalent zu jenen der Paarhaushalte in den Gleichungen (15), (16) und (17) erweitert.

Als Haushaltscharakteristika können personenspezifische Variablen wie Alter, Ausbildung oder Anzahl der Kinder dienen. Es ist auch möglich Dummy-Variablen einzubauen, um gruppenspezifische Präferenzen bezüglich Freizeit oder Konsum zu messen. So kann beispielsweise der Einfluss der Ehe oder regionale Faktoren in die Nutzenfunktion einfließen.

Zusätzlich könnte man, wie von Keane und Moffitt [1998] vorgeschlagen, eine Dummy-Variable für den Erhalt von bestimmten Sozialleistungen verwenden. Der Gedanke dabei ist, dass für den Erhalt von Sozialleistungen meist Anträge gestellt werden müssen. Die damit verbundenen Behördengänge etc. und eventuell auch psychosoziale Faktoren, verursachen Kosten.

Eine weitere mögliche Erweiterung wäre eine Dummy-Variable, welche die Fixkosten der Arbeit auffängt (siehe Van Soest [1999]). Diese hätte den Wert eins ab der ersten geleisteten Arbeitsstunde und null für nicht arbeitende. Fixe Kosten der Arbeit wären zum Beispiel Kosten für die Fahrt zur Arbeit oder Kinderbetreuungskosten.

## 4 Datengrundlage und Datenaufbearbeitung

### 4.1 EU-SILC

Als Datengrundlage dient der EU-SILC-Datensatz (European Union Statistics on Income and Living Conditions) für Österreich. Im Jahr 2003 eingeführt, löste der EU-SILC den ECHP (Euro-

pean Community Household Panel) ab. Mittlerweile sind alle Mitglieder der Europäischen Union verpflichtet sich an der EU-SILC-Erhebung zu beteiligen, mit dem Ziel eine einheitliche länderübergreifende Datenbasis zu schaffen.<sup>14</sup> Für Österreich führt die Befragung und Auswertung des EU-SILC die STATISTIK AUSTRIA durch. Da die Befragungen mehrheitlich im der ersten Jahreshälfte gemacht werden, beziehen sich die Einkommensdaten jeweils auf das vergangene Jahr. Die Beobachtungen werden aus einer Zufallsstichprobe des zentralen Melderegisters (ZMR) gewonnen. Dies gewährleistet die Repräsentativität der Stichprobe. Da manche Haushalte aus diversen Gründen nicht in die Erhebung einfließen (nicht Anwesenheit etc.), werden den erfassten Haushalten nachträglich Nonresponse-Gewichte für Bundesland und Urbanisierung zugeteilt. Nachdem 2003 eine reine Querschnitterhebung gemacht wurde, begann man 2004 mit einem integrierten Querschnitt- und Längsschnittdesign. Dabei werden drei Viertel der Haushalt im darauffolgenden Jahr wieder befragt, d.h. ein Haushalt wird vier Jahre nacheinander befragt und dann ausgewechselt.<sup>15</sup> Alle Personen werden einem Haushalt, in dem sie leben, zugeordnet. Befragt werden nur Personen die älter als 16 Jahre sind. Kinder werden durch einen Kinderfragebogen erfasst, welcher seit 2005 durch eine detaillierte Erhebung der Betreuungssituation erweitert wurde. Durch Personenkennummern sind Kinder ihren Eltern genau zuordenbar, sowie auch Lebenspartner genau identifizierbar. Der EU-SILC enthält detaillierte Informationen über Haushaltszusammensetzung, Wohnsituation, Beschäftigungsverhältnis, Einkommenshöhe und -zusammensetzung, Gesundheit und Bildung der einzelnen Personen und Haushalte. Somit ist er in der Breite der Befragung einer der aufschlussreichsten Datenquellen für sozioökonomische Studien. Seine Schwäche im Vergleich zu anderen Datensätzen liegt aber in der relativ kleinen Zahl der Beobachtungen (EU-SILC 2004: 11.550, EU-SILC 2005: 13.043, EU-SILC 2006: 14.883) und in der Ungenauigkeit der Einkommenserhebung. Da sich der erste EU-SILC des Jahres 2003 in der Befragungsart von den folgenden EU-SILC beträchtlich unterscheidet und zur Zeit dieser Untersuchung der EU-SILC von 2007 noch nicht freigegeben wurde, beschränkt sich die Untersuchung auf die EU-SILC 2004-2006. Da sich die Daten jeweils auf das vorhergehende Jahr beziehen, bezieht sich die Untersuchung auf die Jahre 2003-2005.

## 4.2 Konstruktion der Variablen

Gemäß des in Abschnitt 2.2 vorgestellten Modells, besteht ein Haushalt aus maximal zwei erwachsenen Personen plus Kinder. Im EU-SILC ist für jede Person die Kennzahl der Partnerin

---

<sup>14</sup>Zusätzlich beteiligen sich auch Island, Norwegen, Türkei und Schweiz.

<sup>15</sup>2005 wurden alle Haushalte von 2004 wieder befragt und zusätzlich ein Viertel neue Personen, um die Zahl der Beobachtungen zu vergrößern.

bzw. des Partner angegeben. Anhand dieser Angaben werden Paarhaushalte gebildet (unabhängig davon ob die Personen verheiratet sind). Wenn keine Angabe bezüglich einer Partnerschaft vorhanden ist, wird die Person als Einpersonenhaushalt definiert.

Die Arbeitszeit der Personen ist im EU-SILC-Datensatz in Wochenstunden angegeben. Die Anzahl der geleisteten Wochenstunden wird aus der Summe der angegebenen regulären Arbeitsstunden und Überstunden gebildet. Da der EU-SILC nur Angaben über das Jahreseinkommen enthält, muss der Stundenlohn erst errechnet werden. Dazu wird das (Brutto-)Jahreseinkommen aus unselbständiger Tätigkeit einfach durch die Jahresarbeitsstunden, welche durch die angegebenen Wochenarbeitsstunden errechnet werden, dividiert.<sup>16</sup> Diese Art der Berechnung des Stundenlohns ist jedoch fehleranfällig, da die angegebene Wochenarbeitsstundenanzahl nicht unbedingt dem Jahresdurchschnitt entsprechen muss und andererseits der Jahreslohn von den Befragten falsch angegeben werden kann. Nach der Berechnung der Stundenlöhne, fielen unglaubwürdige Löhne besonders am unteren Ende der Lohnverteilung auf. Um dem Problem der fehlerhaften Stundenlöhne vorzubeugen, werden bestimmte Stundenlöhne nicht verwendet. Dazu zählen alle Löhne des untersten Perzentils der Lohnverteilung. Am oberen Ende der Lohnverteilung lässt sich die Glaubwürdigkeit der Angaben schwieriger prüfen. Ein Grund für eine zu hohe Lohnberechnung könnte eine zu niedrige Angabe der Arbeitsstunden sein. Darum werden Stundenlöhne des obersten Perzentils gelöscht, wenn als Arbeitszeit weniger als 10 Wochenstunden abgegeben wurde. Die gelöschten Stundenlöhne werden später imputiert (siehe Abschnitt 5.1).

Bezüglich der Ausbildung der Personen bietet der Datensatz Angaben über die Art der schulischen Einrichtung, in welcher die Person ihren höchsten Bildungsabschluss erlangte. Die insgesamt 11 Ausbildungstypen reichen von keinem Pflichtschulabschluss bis zu einem zweiten Universitätsabschluss. Für die Lohnschätzung werden die 11 Ausbildungstypen als Dummy-Variable verwendet. Auf eine Nivellierung in Erziehungsjahre wurde verzichtet, da manche Ausbildungen berufsbegleitend sind und andere nicht.

Informationen über Berufserfahrung sind insbesondere für die Lohnschätzung wichtig. Der Datensatz verfügt über eine Variable, welche die Jahre der Berufstätigkeit angibt (auch zum Zeitpunkt der Befragung nicht erwerbstätige Personen haben hierzu Angaben gemacht). Allerdings fehlen Angaben darüber ob die Berufserfahrung aus Vollzeit- oder Teilzeitarbeit stammt.

Da im Kinderdatensatz des EU-SILC die Personenkennzahl der Eltern angegeben ist, kann den Personen ihre Kinder mit jeweiligen Altersangaben zugewiesen werden. Das Alter der Kinder beeinflusst das Erwerbsverhalten der Eltern maßgeblich. Es wurden hauptsächlich drei Kinder-

---

<sup>16</sup>Der errechnete Stundenlohn ist somit unabhängig vom Erwerbsumfang. Unterschiede in den Löhnen bei Teilzeitbeschäftigung oder geleisteten Überstunden wird vernachlässigt.

variablen verwendet. Die Variablen enthalten jeweils die Anzahl der Kinder von 0 bis 2 Jahren, von 3 bis 5 Jahren und 6 bis 10 Jahren. Diese drei Altersgruppen implizieren verschiedene außerfamiliäre Betreuungsbedürfnisse der Kinder, sprich Kinderkrippe, Kindergarten und Volksschule (siehe Wrohlich [2006]). Neben den emotionalen Faktoren, die bei außerfamiliäre Kinderbetreuung mitschwingen, wird auch angenommen dass Kinderbetreuungskosten eine Rolle spielen. So sind die Kosten von Kinderkrippe und Kindergarten verschieden. Da staatliche Schulen kostenlos sind, entstehen für Volksschüler nur bei Betreuung am Nachmittag und in den Ferien Kosten.<sup>17</sup>

Wie schon im Abschnitt 3.2.1 erwähnt, braucht es für die selektionskorrigierte Schätzung Variablen, welche zwar die Partizipationsentscheidung beeinflussen, mit dem Lohn aber unkorreliert sind. Neben Informationen zu Kindern bietet der EU-SILC hierfür einige andere interessante Möglichkeiten. Als eine solche Partizipationsvariable kann z.B. die Differenz vom persönlichen Lohneinkommen zum Haushaltsgesamteinkommen dienen. Das Haushaltsgesamteinkommen beinhaltet die Summe aller Einkommen, die die Haushaltsmitglieder erzielten. Mit eingerechnet sich auch Kapitaleinkommen (etwa aus Immobilienvermietung oder Zinsen),<sup>18</sup> Transferleistungen und Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit. Steuerrückzahlungen oder negatives Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit werden dabei ebenfalls erfasst. Die Differenz zum Haushaltsgesamteinkommen wird dann durch die Wurzel der Anzahl der restlichen Haushaltsmitglieder dividiert. Durch das Ziehen der Wurzel wird Skaleneffekten bei zunehmender Haushaltsgröße Rechnung getragen. So können z.B. Anschaffungen, wie jene eines Autos oder einer Waschmaschine, von mehreren Haushaltsmitglieder genutzt werden. Die Argumentation für die Wahl dieser Variable als Zusatz in der Partizipationsgleichung der Lohnschätzung liegt auf der Hand. Je mehr Geld der Haushalt zur Verfügung hat, desto kleiner wird der Anreiz zu Arbeiten (Substitutionseffekt).

Als eine weitere Partizipationsvariable kann eine Variable dienen, bei welchen die befragten Personen Auskunft über ihren Gesundheitszustand gaben. Die Fragestellung lautete, ob "Beeinträchtigung bei Verrichtung alltäglicher Arbeiten durch gesundheitliche Beeinträchtigung" vorhanden ist. Die möglichen Antworten: "Ja stark", "Ja ein wenig" oder "Nein". Auch diese Variable kann als Erklärung für Nicht-Partizipation am Arbeitsmarkt dienen.

---

<sup>17</sup>Eine Möglichkeit der Berechnung von Kinderbetreuungskosten wird im Abschnitt 5.2.3 vorgestellt.

<sup>18</sup>Das Kapitaleinkommen wird nach Haushalten erfasst. Darum liegen keine individuellen Kapitaleinkommensdaten vor.

### 4.3 Selektion der Beobachtungen

Die Selektion der Beobachtungen erfolgt zum Zwecke, einen möglichst homogenen Datensatz zu formen. Das soll die Vergleichbarkeit des Arbeitsangebotsverhalten garantieren. Gelöscht werden:

- Selbstständige
- Personen über 60 und unter 20 Jahren
- Lehrlinge
- PensionistInnen
- SchülerInnen und StudentInnen
- PraktikantInnen
- ZivildienerrInnen
- Personen oder Haushalte mit fehlenden Angaben
- PartnerInnen von selektierten Personen

Selbstständige werden aus dem Modell ausgeschlossen, da es für sie problematisch wäre einen Stundenlohn zu errechnen. Andererseits kann davon ausgegangen werden, dass sich ihr Erwerbsverhalten von dem unselbstständig beschäftigter Personen beträchtlich unterscheidet. Lehrlinge, PraktikantInnen und StudentInnen zählen zu Personen, die sich noch in Ausbildung befinden. PensionistInnen und Zivildienerr haben per definitionem ein starres Arbeitsangebot. Wenn bei Personen oder ganzen Haushalten, für die Schätzungen wichtige Angaben im Datensatz fehlen, werden sie aus dem Sample genommen. Die Altersgrenze von 20 und 60 Jahren soll zudem die Homogenität der untersuchten Personen erhöhen. Schließlich werden auch PartnerInnen von ausgeschlossenen Personen gelöscht, da sie weder in einem Paarhaushalt, noch in einen Einpersonenhaushalt integriert werden können. Mit der Selektion der Beobachtungen wird das Sample insgesamt um 53% reduziert.

## 4.4 Deskriptive Statistik

Zu Beginn dieser deskriptiven Statistik muss erwähnt werden, dass sich die Datengrundlage, auf welcher sie sich bezieht, wie im Abschnitt 4.3 geschildert, selektiert ist. Der selektierte Datensatz beinhaltet nur Individuen und Haushalte, welche für die Untersuchung des Arbeitsangebots von Relevanz sind und ist daher nicht repräsentativ für die Gesamtbevölkerung. Nach Selektion verbleiben 2.860 alleinstehende Frauen, 2.658 alleinstehende Männer und 4.608 Paare im Datensatz. Durch Hochrechnung mittleres Haushaltsgewichte repräsentieren die Beobachtungen 2.971.491 Personen im Jahr 2003, 3.269.487 Personen im Jahr 2004 und 3.319.003 Personen im Jahr 2005 (eine Beschreibung der Haushaltsgewichte findet sich in den Eläuterungen des EU-SILC [Statistik Austria, 2007a]).

Tabelle 1: Statistik der wichtigsten Merkmale

	Durchschnitt
Wochenarbeitsstunden	29,2
Frauen	21,8
Männer	36,8
Jahreslohn (Brutto) in Euro *	20.977
Frauen	13.424
Männer	28.650
Stundenlohn (Brutto) in Euro *	14,4
Frauen	12,7
Männer	15,6
Jahre der Berufserfahrung	16,9
Frauen	14,1
Männer	19,8
Kinderanzahl **	0,76
Paare	1,11
Single Frauen	0,31
Single Männer	0,04

\* Stunden- und Jahreslöhne wurden mit Tariflohnindex auf das Jahr 2005 vereinheitlicht.

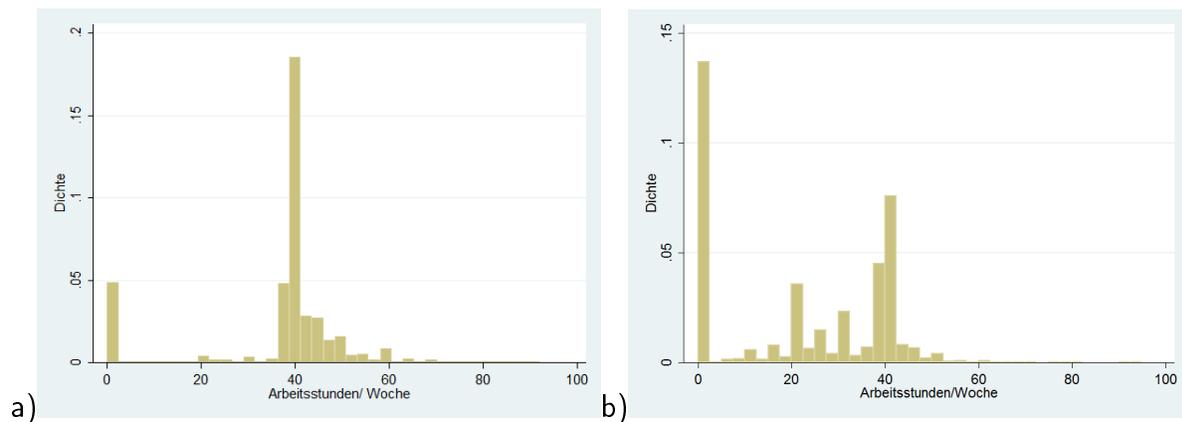
\*\* Es wurden nur Kinder unter 18 Jahre, die im Haushalt leben, berücksichtigt.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

In Tabelle 1 sind einige wichtige Merkmale des Datensatzes zusammengefasst. Bei jeder betrachteten Kennzahl ist der Geschlechterunterschied sehr groß. Durchschnittlich gaben Männer an 36,8 Stunden zu arbeiten, Frauen dagegen nur 21,8. Insgesamt liegt die durchschnittliche Arbeitszeit bei 29,2 Stunden pro Woche. Der Bruttojahreslohn ist bei Männern (28.650€) mehr

als doppelt so hoch wie jener der Frauen (13.424€). Dieser Unterschied in den Einkommen geht nur teilweise auf den Unterschied in den geleisteten Arbeitsstunden zurück. Die deutlich niedrigeren Stundenlöhne, die Frauen (-28%) durchschnittlich bekommen, steuern zusätzlich ihren Teil zum Einkommensunterschied bei.<sup>19</sup> Durchschnittlich haben Männer knapp 20 und Frauen 14 Jahre Berufserfahrung. Mit ein Faktor für den Geschlechterunterschied in der Berufserfahrung ist die Zeit für Kinderbetreuung, welche überwiegend von Frauen übernommen wird.

Abbildung 3: Histogramm: Arbeitsstunden der Frauen und Männer



Quelle: Eigene Graphiken auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Abbildungen 3 a) und 3 b) veranschaulichen die Häufigkeitsverteilungen der geleisteten Wochenarbeitsstunden von Frauen und Männer. Die Arbeitsstunden der Männer konzentrieren sich sehr stark um 40 Stunden pro Woche. Auch 0 Stunden sind vermehrt zu beobachten. Dazwischen sind aber kaum Beobachtungen zu finden. Bei Frauen sind vermehrt Beobachtungen um 0 Stunden zu verzeichnen und die Wochenstunden um 40 Stunden sind deutlich weniger häufig als bei Männern. Dagegen arbeiten Frauen häufig zwischen 20 und 40 Stunden. Was noch auffällt, ist, dass Männer deutlich öfter über 40 Stunden pro Woche arbeiten als Frauen.

In Tabelle 2 sind Häufigkeiten der Arbeitszeitkombinationen von Paaren dargestellt. Um die Kombinationen übersichtlich darstellen zu können, werden Arbeitszeiten auf 10er-Kategorien (mit Maximum bei 60 Wochenstunden) gerundet. Aus den 7 Arbeitsstundenkategorien werden 49 Arbeitsstundenpaare gebildet. Die Arbeitszeitalternativen sind nach deren Häufigkeit aufgelistet. Alternativen, die bei weniger als 1% der Paare beobachtet werden, sind nicht abgebildet. Am häufigsten sind Paare zu beobachten, bei denen der Mann 40 Stunden und die Frau nicht arbeitet, gefolgt von der Kombination in der beide 40 Stunden arbeiten und der Alternative in

<sup>19</sup>Eine Untersuchung der Determinanten geschlechtsspezifischer Lohnunterschiede bieten Grünberger und Zulehner [2009].

Tabelle 2: Arbeitszeitalternativen: Paare

<i>Wochenstunden</i>		<i>Häufigkeit</i>
<i>Mann</i>	<i>Frau</i>	
40	0	26,8%
40	40	21,3%
40	20	15,2%
40	30	7,7%
40	10	3,8%
50	0	3,7%
50	40	3,1%
0	0	2,7%
60	0	1,9%
50	20	1,8%
50	30	1,3%
0	40	1,1%
60	20	1,0%

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

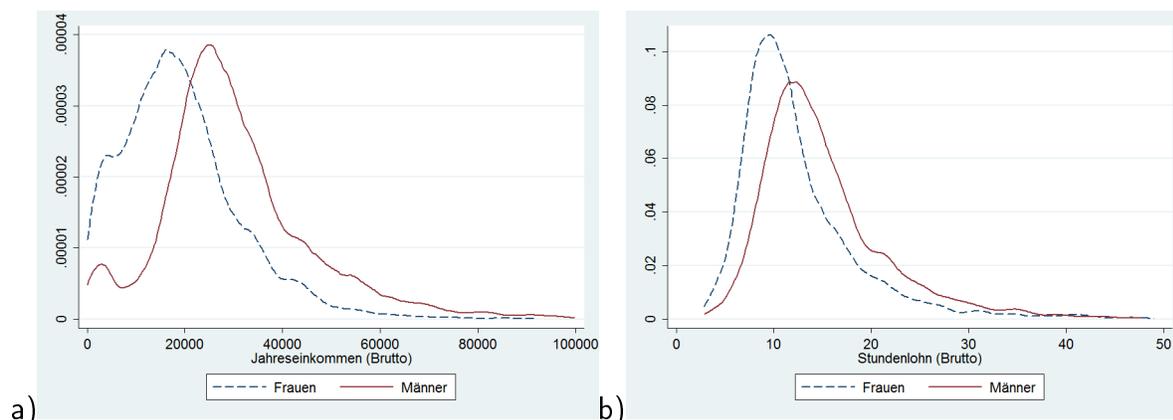
der der Mann 40 und die Frau 20 Stunden arbeitet. In den fünf häufigsten Alternativen arbeitet der Mann immer 40 Stunden. Dass beide Partnern nicht arbeiten wurde bei 2,7% beobachtet. Dass die Frau 40 Stunden und Mann nicht arbeitet, wurde nur bei 1,1% der Fälle beobachtet.

Der Geschlechterunterschied in den geleisteten Arbeitsstunden schlägt sich natürlich auch auf die Verteilung der Jahreseinkommen nieder. Abbildung 4 a) zeigt die Dichtefunktionen der Brutto-Einkommen der beiden Geschlechter. Der hohe Anteil von Teilzeitarbeit lässt sich in der linken Verteilungshälfte der Frauen schön erkennen, während jene der Männer erst bei einem Einkommen über 10.000 Euro steil ansteigt. Rechts von den Verteilungsgipfeln kann überdies erkannt werden, dass die Dichtefunktion der Männer etwas flacher ausläuft. Die kleinen Erhöhungen an den linken Rändern der Verteilungen sind Einkommen unter der Geringfügigkeitsgrenze der Sozialversicherung.

Abbildung 4 b) zeigt die Dichtefunktionen der berechneten Bruttostundenlöhne von Männern und Frauen. Wenig überraschend sind die unterschiedlichen Positionen der beiden Kurven. Auffallend daran ist, dass die Verteilung Stundenlöhne von Männern stärker gestreut sind, als jene von Frauen.

Für die Determinierung des Lohnniveaus, sowie des Arbeitsangebotsverhaltens, ist die Ausbildung ein wichtiger Faktor. Einen Blick auf Tabelle 3 zeigt beträchtliche Unterschiede in der Ausbildungsstruktur von Frauen und Männern. So sind im Sample fast doppelt so viele "unqualifizierte" (jene mit alleinigem Pflichtschulabschluss, bzw. ohne Pflichtschulabschluss) Frauen

Abbildung 4: Kerndichteverteilungen der Brutto-Jahreslohneinkommen und Brutto-Stundenlöhne von Männern und Frauen



Quelle: Eigene Graphiken auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Tabelle 3: Bildungsabschlüsse

Höchster Bildungsabschluss*	Anteil in Prozent		
	Gesamt	Frauen	Männer
Kein Pflichtschulabschluss	2,11%	2,79%	1,41%
Pflichtschule ohne Lehrabschluss	15,71%	20,02%	11,33%
Pflichtschule mit Lehrabschluss	39,10%	30,81%	47,51%
Meister-, Werkmeisterausbildung	2,79%	0,68%	4,94%
Krankenpflegeschule	2,76%	4,37%	1,13%
Andere berufs- b. mittlere Schulen	8,03%	10,61%	5,41%
AHS-Oberstufe	7,67%	7,77%	7,56%
Berufs- b. höhere Schule: Normalform	8,61%	9,09%	8,12%
Berufs- b. höhere Schule: Kolleg	4,33%	4,78%	3,88%
Universität, Akademie	8,00%	8,56%	7,44%
Universität: Zweitabschluss	0,90%	0,54%	1,26%

\* Die Bildungsabschlüsse sind in der Reihenfolge, wie sie von der Statistik Austria angegeben wurden, gereiht. Ihr liegt keine Wertung der Ausbildungs-niveaus zu Grunde.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

(24,7%) als Männer (13,2%). Deutlich mehr Männer als Frauen haben eine Lehre absolviert und lediglich 0,9% der Frauen (gegenüber 5,3% der Männer) haben einen Meistertitel erworben. Hingegen haben Frauen vermehrt andere berufsbildende Schulen oder Krankenpflegesschulen besucht. Bei den höheren berufsbildenden Schulen, Universitäten und Akademien, ist der Frauenanteil deutlich höher. Bei Doktoratsstudien ("Universität: Zweitabschluss") ist jedoch wieder eine Männerdominanz festzustellen.

## 5 Berechnung der Budgetbeschränkungen

Die Budgetbeschränkung wird hier als Menge der Nettoeinkommen in den verschiedenen Arbeitsstundenalternative definiert. Das Nettoeinkommen ist jener Betrag, welcher den Individuen, bei gegebenem Bruttoeinkommen und steuer- und sozialrechtlich relevanten Charakteristika, nach Steuer und Transfers übrig bleibt. Im Abschnitt 2.1 wurde noch von Konsum, neben Freizeit, als das Nutzenniveau determinierend ausgegangen. Um den Konsum zu errechnen, wäre es jedoch nötig auch indirekte Steuern, wie die Mehrwertsteuer, zu berücksichtigen. Für die Berechnung der Mehrwertsteuer bräuchte es Informationen über die Konsumgewohnheiten der Haushalte. Diese sind im EU-SILC leider nicht gegeben. Die Konsumgewohnheiten müssten darum mit einem anderen Datensatz geschätzt werden und damit Konsumprofile erstellt werden.<sup>20</sup> Einen praktikablen Ansatz, die Mehrwertsteuer in das Modell zu integrieren, bietet Jacobebbinghaus [2006]. Das Sparen ist ein weiterer Aspekt der hier nicht berücksichtigt wird. Hierfür wäre es notwendig Einkommensverlagerungen über den Lebenszyklus zu beobachten; ein Anspruch, den der EU-SILC bei weitem nicht erfüllen kann.

### 5.1 Berechnung der Stundenlöhne

Wie schon in Abschnitt 4.2 beschrieben, werden Brutto-Stundenlöhne anhand der Auskünfte über das Brutto-Jahreseinkommen und der geleisteten Wochenarbeitsstunden berechnet. Zur Berechnung hypothetischer Löhne nicht-erwerbstätiger Personen, oder Personen mit fehlerhaften Lohninformationen, werden Lohnfunktionen geschätzt.

#### 5.1.1 Schätzergebnisse der Lohnfunktionen

Bevor die Ergebnisse der Lohnschätzungen vorgestellt werden, muss erwähnt werden, dass sie rein zum Zwecke der Berechnung fehlender Lohninformation gemacht werden. Als solche haben

---

<sup>20</sup>Die Konsumerhebung der Statistik Austria könnte dafür verwendet werden.

sie keinen Anspruch auf Erklärung der Lohndeterminanten. Zum einen ist der Datensatz für die Zwecke der Arbeitsangebotsschätzung selektiert. Zum anderen können nur solche erklärende Variablen in die Lohngleichungen eingebaut werden, welche für alle Personen verfügbar sind. So können beispielsweise berufsspezifische Charakteristika nicht in die Schätzung einfließen, da berufsspezifische Informationen nur für Erwerbstätige (oder ehemals Erwerbstätige) vorhanden sind und jene Variablen somit nur für die Lohnschätzung eines Teils der Beobachtungen herangezogen werden konnten.

Tabelle 4: OLS-Lohnschätzung: Männer

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>(Std. Err.)</b>
Konstante	1,903	(0,034)
Pflichtschule mit Lehrabschluss	0,106	(0,016)
Meister-, Werkmeisterausbildung	0,206	(0,024)
Krankenpflegeschule	0,229	(0,043)
Andere berufsb. mittlere Schulen	0,250	(0,024)
AHS-Oberstufe	0,329	(0,024)
Berufsb. höhere Schule: Normalform	0,406	(0,022)
Berufsb. höhere Schule: Kolleg	0,454	(0,027)
Universität, Akademie	0,579	(0,022)
Universität: Zweitabschluss	0,718	(0,041)
Berufserfahrung	0,017	(0,002)
Quadrierte Berufserfahrung	-0,018	(0,004)
Verheiratet	0,068	(0,011)
Österr.Staatsbürgerschaft	0,130	(0,017)
Kärnten	0,093	(0,027)
Niederösterreich	0,032	(0,024)
Oberösterreich	0,107	(0,024)
Salzburg	0,040	(0,028)
Steiermark	0,037	(0,024)
Tirol	0,103	(0,027)
Vorarlberg	0,178	(0,030)
Wien	0,039	(0,025)
2004	0,048	(0,012)
2005	0,066	(0,011)

Abhängige Variable der Schätzung ist der logarithmierte Brutto-Stundenlohn. Als erklärende Variablen dienen Bildungs-Dummyvariablen, Berufserfahrung in Jahren, quadrierte Berufserfahrung, Dummy-Variablen für: Verheiratete, Österreichische StaatsbürgerInnen, Bundesländer und die Jahre der Untersuchung, sowie eine Konstante. Als zusätzliche Variablen für die Selektionsgleichung dienen Variablen der Kinderanzahl nach Altersgruppen, die Differenz des eigenen

Tabelle 5: Lohnschätzung mit Selektionsgleichung: Frauen

Variable	Lohngleichung		Selektionsgleichung	
	Koeffizient	(Std. Err.)	Koeffizient	(Std. Err.)
Konstante	1,564	(0,051)	-1,421	(0,216)
Pflichtschule mit Lehrabschluss	0,121	(0,016)	0,312	(0,070)
Meister-, Werkmeisterausbild.	0,248	(0,068)	0,346	(0,312)
Krankenpflegeschule	0,440	(0,027)	0,844	(0,136)
Anderer b.b. mittlere Schulen	0,309	(0,020)	0,455	(0,096)
AHS-Oberstufe	0,403	(0,026)	0,715	(0,116)
B.b. höh. Schule: Normalform	0,393	(0,023)	0,552	(0,100)
B.b. höh. Schule: Kolleg	0,528	(0,028)	0,858	(0,135)
Universität, Akademie	0,747	(0,022)	0,897	(0,109)
Universität: Zweitabschluss	0,845	(0,068)	1,744	(0,542)
Berufserfahrung	0,028	(0,003)	0,299	(0,007)
Quadrierte Berufserfahrung	-0,040	(0,008)	-0,614	(0,021)
Verheiratet	-0,055	(0,014)	-0,905	(0,059)
Inländer	0,096	(0,022)	-0,420	(0,087)
Burgenland	0,127	(0,035)	0,140	(0,161)
Kärnten	0,112	(0,030)	0,048	(0,140)
Oberösterreich	0,158	(0,031)	0,198	(0,142)
Salzburg	0,128	(0,035)	0,294	(0,167)
Steiermark	0,103	(0,031)	0,238	(0,143)
Tirol	0,144	(0,034)	0,206	(0,155)
Vorarlberg	0,269	(0,038)	0,231	(0,169)
Wien	0,134	(0,031)	0,378	(0,144)
2004	0,034	(0,014)	0,038	(0,066)
2005	0,054	(0,014)	-0,168	(0,063)
Kinder von 0 bis 2 Jahre	.	.	-0,903	(0,072)
Kinder von 3 bis 5 Jahre	.	.	-0,056	(0,068)
Kinder von 6 bis 10 Jahre	.	.	-0,204	(0,058)
Differenz Haushaltseink.	.	.	0,000	(0,000)
Grad der Beeinträchtigung	.	.	0,264	(0,050)
	$\rho * \sigma$		0,117	(0,032)

Einkommens zum Haushaltseinkommen, sowie eine Variable, welche "Beeinträchtigung bei Verichtung alltäglicher Arbeiten durch gesundheitliche Beeinträchtigung" misst.

Die Ergebnisse der Lohnschätzungen sind in den Tabellen 4 und 5 aufgelistet. Die Schätzungen werden für Männer und Frauen getrennt durchgeführt. Bei der Heckman-Lohnschätzung der Männer war der Koeffizient der inversen Mill's Ratio nicht signifikant. Darum wird zur Schätzung der Männerlöhne eine einfache OLS-Schätzung gemacht, ohne eine Verzerrung der Ergebnisse durch endogene Selektion befürchten zu müssen. Bei den Frauen ist der Selektionskoeffizient der Heckman Lohnschätzung signifikant und positiv. Das bedeutet, dass es am österreichischen Arbeitsmarkt eine endogene Selektion bei Frauen vorhanden ist. Da der Koeffizient positiv ist, bedeutet das, dass nicht arbeitende Frauen einen geringeren erwarteten Lohn haben. Als Referenz der Dummy-Variablen dienen bei den Bildungsvariablen der Pflichtschulabschluss bzw. kein Pflichtschulabschluss, bei den Bundesländer ist es das Burgenland und bei den Jahres-Dummys das Jahr 2003.

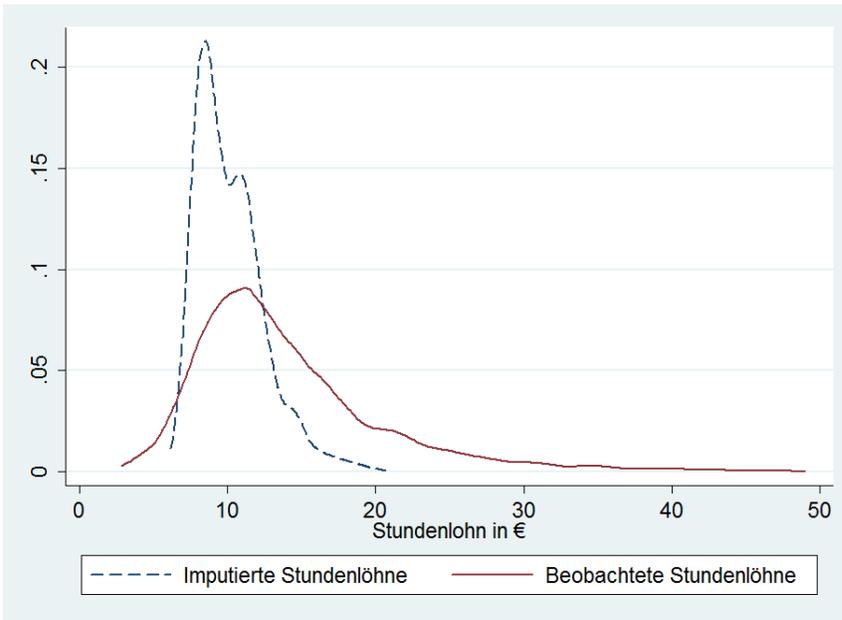
### 5.1.2 Imputierung und Validierung der Lohnschätzungen

Beim Vergleich der beobachteten mit den geschätzten Löhnen in Abbildung 5 wird deutlich, dass die reale Varianz durch geschätzte Löhne nicht erreicht werden kann. Ein Grund dafür ist, dass der erwartete Lohn nicht-arbeitender im Schnitt deutlich niedriger ist. Ausschlaggebender ist jedoch, dass die Lohnfunktionen oberhalb eines nicht all zu hohen Stundensatzes, bei gegebenen Charakteristika, keine Stundenlöhne mehr berechnen.

Diesem Problem könnte entweder mit einer alternativen Lohnfunktion<sup>21</sup>, oder durch Berücksichtigung der imputierten Löhne in der Angebotsschätzung, begegnet werden. Letzteres Verfahren hat Van Soest [1995] angewandt, indem er die Standardfehler der Lohnfunktionskoeffizienten in die Einkommenskomponente der Nutzenfunktion integriert hat.

Um zumindest einen Teil der erwähnten Schwierigkeiten, welche mit der Imputation von Löhnen mittels Lohnschätzungen verbunden sind, zu entgegnen, wird für Personen von welchen keine (verwertbare) Lohninformation gegeben ist, in den restlichen Befragungsjahren nach Lohnniveau gesucht. Tatsächlich können so von 719 Personen gültige Stundenlöhne gewonnen werden. Diese werden den Tariflohn-Indizes der dazwischen liegenden Jahre angepasst und statt der geschätzten Löhne verwendet.

Abbildung 5: Kerndichteverteilung: Gegenüberstellung imputierter und der beobachteter Löhne



Quelle: Eigene Graphik auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

## 5.2 Der Nettoeinkommensrechner

Nachdem fehlende Stundenlöhne imputiert sind, kann für alle Personen und Haushalte ein hypothetisches Bruttojahreseinkommen für jede Arbeitszeitalternative errechnet werden. Anhand des Bruttojahreseinkommens berechnet ein Nettoeinkommensrechner die Sozialversicherungsbeiträge, Steuern, sowie etwaige Transferleistungen.<sup>22</sup> Die daraus errechneten hypothetischen Nettoeinkommen bilden die Budgetbeschränkungen für jeden Haushalt. Da Steuern und Transferleistungen auch vom Einkommen des Partners abhängig sind, ist es bei Paarhaushalten nötig, Berechnungen für jede Paarkombination der Arbeitszeitalternativen durchzuführen. Um die Rechenaufwand zu reduzieren wird nur Nettoeinkommen für 0,10,20,...,80 Wochenarbeitsstunden berechnet. Zusätzlich werden Kosten der Kinderbetreuung, abhängig von der Erwerbstätigkeit, errechnet. Kapitaleinkommen und Transfers zwischen privaten Haushalten fließen nicht in die Berechnung der Nettoeinkommen ein. Die Komponenten des Nettoeinkommensrechners sind in Tabelle 6 abgebildet.

<sup>21</sup>Hier sei auf Quantilsregressionstechnik (siehe Olivetti and Petrongolo [2006]) oder dem semi-parametrischen Schätzverfahren von Lewbel [2002] verwiesen.

<sup>22</sup>Der Nettoeinkommensrechner wurde im Rahmen eines Mikrosimulationsprojekts am WIFO (Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung) entwickelt.

Tabelle 6: Komponenten des Nettoeinkommensrechners

	<b>Bruttoeinkommen</b>
<i>Steuer- und Sozialversicherungsberechnung</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmerin</li> <li>- Einkommensteuer</li> <li>+ Negativsteuer</li> </ul>
	<b>= Einkommen vor Transfers</b>
<i>Transferberechnung</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>+ Familienbeihilfe</li> <li>+ Kinderabsetzbetrag &amp; Mehrkindzuschlag</li> <li>+ Kinderbetreuungsgeld (Karenzgeld)</li> <li>+ Sozialhilfe</li> </ul>
	<b>= Nettoeinkommen</b>
<i>Kinderbetreuungskostenberechnung</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Kosten für Kinderkrippe</li> <li>Kosten für Kindergarten</li> <li>Kosten für Schülernachmittagsbetreuung</li> </ul>

### 5.2.1 Berechnung von Sozialversicherung und Steuer

Im Nettoeinkommensrechner sind die wichtigsten sozialversicherungs- und einkommenssteuerrechtlichen Regelungen implementiert. Im Jahr 2005 trat in Österreich eine Steuerreform in Kraft. Somit werden für die Einkommen des EU-SILC 2006 diese steuerrechtlichen Änderungen wirksam.

Im ersten Schritt werden die Sozialversicherungsbeiträge berechnet und von den Bruttoeinkommen abgezogen. Bei den Sozialversicherungsbeitragssätzen wird zwischen Arbeiter und Angestellte, sowie zwischen regulären Einkommen und Sonderzahlungen (13. und 14. Monatsgehalt) unterschieden. Bei unbekannter Berufsgruppe wird ein gewichteter Beitragssatz zugewiesen.

Die Steuerbemessungsgrundlage der regulären Einkommensteuer setzt sich zusammen aus: 12/14 des Bruttoeinkommens abzüglich Sozialversicherungsbeitrag, Werbekostenpauschale und Sonderausgabenpauschale (beides Freibeträge). Nachdem die regulären Steuern, sowie auch die Steuern auf Sonderzahlungen, berechnet sind, werden die Absetzbeträge von der Steuer abgezogen. Für die Jahre 2003 und 2004 wird der Allgemeine Absetzbetrag,<sup>23</sup> samt Einschleifrege-

<sup>23</sup>Der Allgemeine Absetzbetrag wurde durch die Steuerreform 2005 abgeschafft.

lung, berechnet. Zur Berechnung des AlleinverdienerInnenabsetzbetrags muss das Einkommen des Partners herangezogen werden. Da dessen Einkommen per definitionem auch variabel ist, muss für jede möglich Alternative des Partners der Anspruch auf den AlleinverdienerInnenabsetzbetrag geprüft werden. Ab diesem Punkt wird die Einkommensberechnung dreidimensional, da sie von dort an für jede mögliche Alternative des Partners durchgeführt werden muss. Außerdem gibt es für den Alleinverdienerabsetzbetrag keine Einschleifregelung. Er verfällt ab Überschreiten der Zuverdienstgrenze des Partners.<sup>24</sup> Das verursacht Sprungstellen in der Budgetbeschränkung, welche, wie bereits erwähnt, die Anwendung stetiger Modelle erschweren. Als Letztes wird noch die Negativsteuer berechnet und in den entsprechenden Fällen zugewiesen.

### 5.2.2 Berechnung von Transferleistungen

Im Gegensatz zu Steuern, können Transfers nicht in dieser Vollständigkeit simuliert werden. Für manche Transferleistungen sind keine Informationen über die Anspruchsberechtigung aus den Daten ableitbar. Andere Transfers sind aufgrund ihrer kurzen Gewährleistungsdauer für die Analyse irrelevant. Bei der Arbeitslosenhilfe trifft beides zu: Einerseits bräuchte es für deren Berechnung Einkommensinformationen aus vergangenen Jahren (welche nur bei bei einem Teil der Stichprobe verfügbar sind), andererseits wird Arbeitslosenhilfe nur für einen begrenzten Zeitraum gewährt.

Die Familienbeihilfe ist einfach und eindeutig berechenbar, da sie nicht einkommensabhängig ist.<sup>25</sup> Der Kinderabsetzbetrag und der Mehrkindzuschlag wird hier den Transfers zugerechnet, da er im Wesentlichen an den Erhalt der Familienbeihilfe gebunden ist und mit dieser ausbezahlt wird.

Das Kinderbetreuungsgeld wird in Paarhaushalten jenem Partner oder jener Partnerin mit dem niedrigeren Einkommen zugewiesen. Da es bis 01.01.2008 keine Einschleifregelungen für Kinderbetreuungsgeld gab, entstehen bei Punkten Sprungstellen, an jenen das Einkommen der Bezugsberechtigten die Zuverdienstgrenze übersteigt.

Als letzter Transfer wird die Sozialhilfe zugewiesen. Diese wird mit bundeslandspezifischen Richtsätzen (siehe Pratscher [2008]) berechnet und davon das Nettoeinkommen, das bis dato berechnet wurde, abgezogen. Den Differenzbetrag (falls positiv) stellt somit die Sozialhilfe dar. Diese Art der Berechnung der Sozialhilfe ist zwar eine starke Vereinfachung der Realität. Ange-

---

<sup>24</sup>Die Zuverdienstgrenze beträgt 2.000€, wenn verheiratet und ohne Kind, oder 6.000€, wenn mindestens ein gemeinsames familienbeihilfeberechtigtes Kind im Haushalt lebt (Ehe ist bei Vorhandenseins eines Kindes keine Voraussetzung).

<sup>25</sup>Einzig Kinder mit Behinderung konnten nicht identifiziert werden. In diesem Fall würde sich die Familienbeihilfe erhöhen.

sichts unzureichender Informationen bezüglich der Vermögenswerte einerseits und Interaktion mit sonstigen Sozialleistungen andererseits, ist es nahezu unmöglich eine genaue Darstellung der Sozialhilfeansprüche zu simulieren. Dazu kommt, dass, auch wenn dies gelingen würde, ein perfektes Antizipieren der Transferansprüche von Seiten der Personen nicht angenommen werden kann. Die Sozialhilfe setzt hier somit eine Form von Subsistenzminimum fest, welches kein Haushaltseinkommen unterschreiten kann.

### 5.2.3 Berechnung von Kinderbetreuungskosten

Der Kinderbetreuungskostenrechner ist dem Nettoeinkommensrechner angehängt und berechnet anhand von Angaben über Bundeslandszugehörigkeit, Alter und Anzahl der Kinder, Arbeitszeit und Haushaltseinkommen die Elternbeiträge, welche für Institutionen wie Kinderkrippe, Kindergarten oder Nachmittagshorte anfallen würden. Für Kinder von 0 bis 2 Jahren werden Kinderkrippenkosten errechnet, Kinder von 3 bis 5 Jahren Kindergartenkosten und für Schüler von 6 bis 10 Jahren die Kosten für Nachmittagsbetreuung. Die Kinderbetreuungsbedarf wird ausgehend von der Arbeitszeit, die vom Haushalt geleistet wird, festgelegt. Es werden zwei zeitliche Formen der Kinderbetreuung angenommen: Ganztagsbetreuung und Halbtagsbetreuung. Der Bedarf an Ganztagsbetreuung wird festgestellt, wenn beide Partner oder die alleinerziehende Person mehr als 20 Stunden arbeiten. Halbtagsbetreuung wird angenommen, wenn beide Partner arbeiten, jedoch mindestens ein Partner nicht mehr als 20 Stunden arbeitet. Somit wird ein Halbtagsbetreuungsbedarf auch zugeteilt, wenn beide Partnern 20 Stunden arbeiten. Es wird davon ausgegangen, dass die Arbeitszeiten nicht so flexibel sind, als dass sie sich nicht überschneiden könnten. Wenn mindestens ein Partner nicht arbeitet, so wird kein Bedarf an Kinderbetreuung festgestellt.<sup>26</sup>

Die Kinderbetreuungskosten werden, abhängig vom Bundesland, mit der Preisstruktur des Jahres 2008 berechnet. Da in Österreich Kinderbetreuung im Wesentlichen Sache der Gemeinden ist, ist es unmöglich die Kosten exakt zu berechnen. Einzig in Niederösterreich, Oberösterreich und Wien sind die Kinderbetreuungskosten auf Länderebene regulieren. In der Steiermark und Salzburg verfügen die Landeshauptstädte Graz und Salzburg Stadt über eine Regelungen, welche die Elternbeiträge reguliert. In den restlichen Regionen Österreichs unterliegt die Festlegung der Elternbeiträge keinen formellen Vorgaben und schwanken oft schon beträchtlich innerhalb der Gemeinde. Zwischen ländlichen und städtischen Gebieten konnte überdies kein

---

<sup>26</sup>Angenommen ein Paar hat drei Kinder mit 2, 4 und 6 Jahren. Bei allen Alternativen bei denen beide Elternteile über 20 Stunden arbeiten, werden Kosten für einen Ganztagskinderkrippenplatz und einen Ganztagskindergartenplatz, plus Kosten einer Schülernachmittagsbetreuung errechnet.

Preisunterschied festgestellt werden.<sup>27</sup>

Für Steiermark und Salzburg werden die Preise von Graz und Salzburg Stadt angenommen. Für die anderen Bundesländer, welche über keine einheitliche Regelungen verfügten, werden deshalb (einkommensunabhängige) ad hoc Preisannahmen für jeweils Halbtags- und Ganztagsbetreuung von Kinderkrippen und Kindergärten angenommen. Die Elternbeiträge von Niederösterreich, Oberösterreich, Wien und Graz, werden anhand der Einkommenssituation der Haushalte berechnet. Die Definition der beitragsentscheidenden Einkommen und die Form der Beitragsstaffelung sind in jedem Bundesland verschieden und auf die Details der Regelungen wird hier nicht genauer eingegangen.<sup>28</sup> Meist bilden Einkommen nach Steuern die Basis, wobei die Transferleistungen in unterschiedlicher Weise in die Bemessungsgrundlage einfließen. Die Beiträge sind nach Einkommen meist so gestaffelt, dass sie, anhand einer Liste von Beitragsätzen, einer Beitragsstufe zugeordnet werden und einen Mindest- und Höchstbeitrag haben. Wien hat als einziges Bundesland einen Mindestbetrag von 0 €. <sup>29</sup> Der Beitrag steigt allerdings sehr rasch an und die Preise sind bei höheren Einkommen verhältnismäßig hoch, sodass in Wien im Durchschnitt die höchsten Preise für öffentliche Kinderbetreuungseinrichtungen bezahlt werden. Der Umverteilungseffekt, der mit einkommensabhängigen Elternbeitragsmodellen intendiert wird, ist aufgrund der Komplexität der verschiedenen Modelle nicht unmittelbar abzuschätzen. Einkommensabhängige Modelle können dahingehend kritisiert werden, dass sie Anreize für Frauen erwerbstätig zu werden, schmälern. Mit dem Einstieg in die Erwerbstätigkeit erhöht sich das Haushaltseinkommen und mit ihm der Elternbeitrag. Der Grenzertrag der Arbeit wird somit geschmälert und hat die Wirkung, wenn man von starrem Erwerbsverhalten von Männern ausgeht, einer Besteuerung der Arbeit von Müttern.

Kosten der Kinderbetreuung sind ein Faktor, der besonders für die Erwerbstätigkeit von Frauen wichtig ist. In gewisser Weise können sie als Fixkosten der Arbeit betrachtet werden, wobei hier zwischen Halb- und Ganztagsarbeit unterschieden werden kann. Zahlreiche Studien zu Arbeitsangebot haben sich mit der Modellierung der Kinderbetreuungskosten befasst (siehe u.a. Del Boca and Vuri [2005], Wrohlich [2006]). Was allen AutorInnen bewusst ist, dass das Angebot von institutioneller Kinderbetreuung, zumindest in den meisten Staaten, rationiert ist. Dies ist auch in Österreich, insbesondere in ländlichen Regionen, der Fall. Die Kosten der

---

<sup>27</sup>Unter der Internetseite <http://www.kinderbetreuung.at> sind österreichweit ein Fülle von Kinderbetreuungseinrichtungen nach Gemeinden aufgelistet. Unter anderem sind Informationen über Öffnungszeiten und Elternbeiträge der einzelnen Einrichtung verfügbar.

<sup>28</sup>Manche Regelungen sind oft gar nicht öffentlich einsehbar und werden von manchen öffentlichen Stellen unter Verschluss gehalten. Die Gründe für diese von der öffentlichen Verwaltung gewollten Intransparenz ist mit einer ökonomischer Analyse nicht unmittelbar erklärbar.

<sup>29</sup>Wenn das Nettoeinkommen unter 893 € liegt.

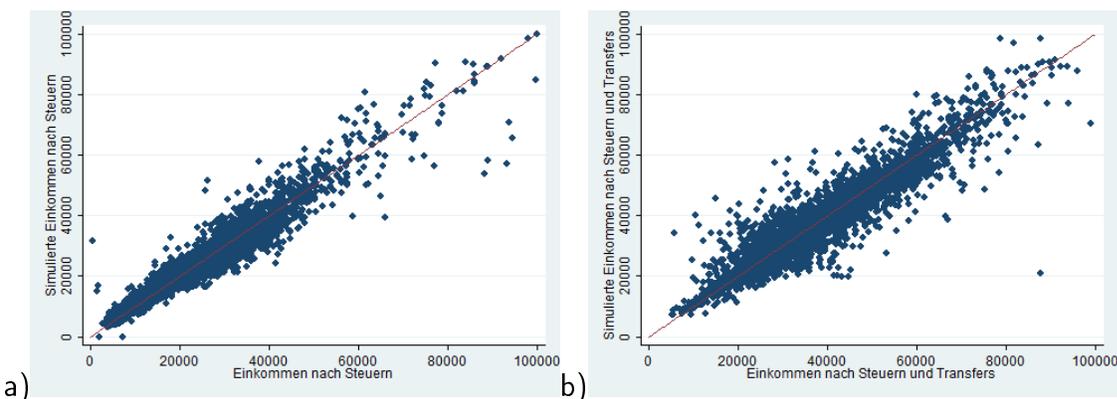
Erwerbstätigkeit können, bei Fehlen einer Kinderbetreuungseinrichtung in unmittelbarer Umgebung, eine prohibitive Wirkung auf die Berufstätigkeit von Müttern haben. Somit greift es zu kurz, wenn man lediglich die monetären Kosten, die für institutionelle Kinderbetreuung anfallen würden, vom Nettoeinkommen abzieht. In diesem Modell werden die Kinderbetreuungskosten daher nicht direkt vom Nettoeinkommen abgezogen. Sie werden stattdessen gesondert in die Nutzenfunktion eingebaut. Dabei werden die Kosten mit verschiedenen Indikatoren gewichtet (siehe Abschnitt 6.1).

### 5.3 Validierung der Ergebnisse des Nettoeinkommensrechners

Mit den Berechnungen des Nettoeinkommensrechners können nun Vergleiche mit den ursprünglichen Angaben aus dem EU-SILC gemacht werden. Damit soll geprüft werden, wie gut die Jahreseinkommen für jeden einzelnen Haushalt berechnet werden. Für die Gegenüberstellung werden Haushalte ausgeschlossen, bei denen Stundenlöhne imputiert wurden. Es ist zu beachten, dass die gegenübergestellten Einkommen a priori eine Streubreite aufweisen, da der Nettoeinkommensrechner nur in Zehn-Arbeitsstunden Kategorien rechnet und die Arbeitsstunden daher auf Zehner-Zahlen gerundet wurden. Die Arbeitsstunden der simulierten Werte weichen somit von den realen Arbeitsstunden um bis zu fünf Wochenstunden ab. Die Punktwolke der Einkommensgegenüberstellung ist zudem heteroskedastisch. Dies erklärt sich dadurch, dass mit steigendem Einkommen höhere Stundenlöhne verbunden sind. Somit vergrößert sich die Varianz mit steigendem Stundenlohn. Da die realen Arbeitsstunden nicht symmetrisch um die Zehnstundenkategorien verteilt sind, sind die hier zur Validierung berechneten Bruttojahreseinkommen leicht verzerrt. Im Durchschnitt sind die simulierten Bruttojahreseinkommen um 386€ höher als die im EU-SILC angegebenen. Diese Abweichung muss bei den folgenden Vergleichen berücksichtigt werden.

In Abbildung 6 a) werden reale und simulierte persönliche Einkommen nach Steuern und Sozialabgaben gegenübergestellt. Die Dichte der Punkte um die 45-Grad-Linie zeigt, dass das Steuer- und Sozialversicherungssystem durch den Rechner sehr gut abgebildet wird (bis auf einige wenige Ausreißer). Außerdem ist die vorhin erwähnte Heteroskedastizität sehr gut sichtbar. Die Korrelation beträgt 97,3% und die durchschnittliche Differenz von realen und berechneten Einkommen ist von 386€ auf 86€ gesunken. Die Verkleinerung der Differenz von Bruttoeinkommen zu Einkommen nach Steuer ist zu groß, als dass sie als reiner Effekt der Steuerprogression zu werten ist. Ein Grund dafür könnte sein, dass der Kinderabsetzbetrag und Mehrgeldzu-

Abbildung 6: Streuungsdiagramm: Reale Einkommen vs. Simulierte Einkommen



Quelle: Eigene Graphiken auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

schlag erst nachher zusammen mit den Transfers eingerechnet werden und der Effekt dieser Regelungen erst im Einkommen nach Transfers sichtbar wird.

In Abbildung 6 b) werden die simulierten, zusammgelegten Partnereinkommen, nach Sozialleistungen und Transfers, mit denen aus dem Datensatz verglichen.<sup>30</sup> Die durchschnittlichen realen Werte sind hier um 169 € höher als die simulierten. Somit werden Familienleistungen und Sozialhilfe vom Transferrechner unterschätzt. Grund für diese Unterschätzung könnten bundeslandspezifische Familienleistungen sein, welche aufgrund ihrer geringen Gewährungsdauer nicht implementiert wurden. Die Korrelation ist mit 95,5% dennoch sehr hoch.

## 6 Messung des Arbeitsangebotsverhaltens

### 6.1 Schätzen der Nutzenfunktionen

Die Angebotsfunktionen werden für drei Haushaltsgruppen getrennt geschätzt: Alleinstehende Männer, alleinstehende Frauen und Paare. Darüber hinaus werden für jede Gruppe Nutzenfunktionen mit verschiedenen Spezifikationen geschätzt. Die Spezifikationen sind die im Abschnitt 3.2.3 vorgestellten Translog-Nutzenfunktion, Quadratische Nutzenfunktion und die LES-Nutzenfunktion. Durch die Vielfalt der Spezifikationen können die Ergebnisse auf ihre Sensitivität bezüglich der auferlegten funktionalen Form der Nutzenfunktion geprüft werden. Die

<sup>30</sup>Ein individueller Vergleich ist hier nicht mehr möglich da im EU-SILC Transfers auf Haushaltsebene erfasst wurden. Da der Transfer-Rechner nur Familienleistungen und Sozialhilfe berechnet, wurden für den Vergleich nur die Variablen des EU-SILC "Familienleistungen/Kindergeld" und "Sonstige Leistungen gegen soziale Ausgrenzung" zu den realen Einkommen nach Steuer dazugerechnet. Transferleistungen wie Wohnbeihilfe oder Arbeitslosengeld werden nicht berücksichtigt.

Interpretation der Resultate wird überdies durch ihre Vergleichbarkeit zwischen den Spezifikationen erleichtert.

Aufbauend auf den Basisspezifikationen mit Einkommens- und Freizeittermen, werden die Nutzenfunktionen durch weitere Variablen erweitert (die genaue Zusammensetzung der einzelnen Variablen findet sich im Anhang in Tabelle 21). Um den Einfluss des Alters zu messen, werden die Variablen AGEf und AGE<sub>m</sub> aus dem Produkt von Alter und Freizeit generiert. Der Effekt der Ausbildung wird durch zwei Dummy-Variablen gemessen; eine Dummy Variable für "mittlere Ausbildung" und die zweite für "höhere Ausbildung". Beide interagieren mit dem Haushaltseinkommen in den Variablen mEDU<sub>m</sub>, hEDU<sub>m</sub>, mEDU<sub>f</sub> und hEDU<sub>f</sub>. Eine weitere Variable wird aus dem Produkt aus der bundeslandspezifischen Arbeitslosenquote und der Freizeit gebildet (ALQ<sub>f</sub> und ALQ<sub>m</sub>). Die Dummy-Variable für österreichische Staatsbürgerschaft wird mit dem Haushaltseinkommen multipliziert (INL).<sup>31</sup>

Alle Variablen, welche den Einfluss von Kindern messen, interagieren ausschließlich mit der Freizeit der Frauen. Hierfür wird jeweils eine Variable für die Anzahl der Kinder in den Altersgruppen 0 bis 2 Jahre (K0\_2), 3 bis 5 Jahre (K3\_5) und 6 bis 10 Jahre (K6\_10) gebildet. Außerdem werden drei Variablen mit den Berechnungen des Kinderbetreuungskostenrechners konstruiert. Um das rationierte Angebot der Kleinkinderbetreuung in die Schätzung einfließen zu lassen, werden die Betreuungskostenvariablen mit Indikatoren gewichtet. So werden die Kinderkrippenkosten mit der bundeslandspezifischen Betreuungsquote (entnommen aus Statistik Austria [2007b]) von Kinder unter 3 Jahren gewichtet. Der Name der Variable ist KK. Für die Gewichtung der Kindergartenkosten in der Variable KG wird der VIF-Indikator verwendet.<sup>32</sup> Diese verstärkte Gewichtung für Kindergärten ist nötig, da in Österreich generell genug Plätze in Vormittagskindergärten vorhanden sind. Für Nachmittagsbetreuung von Kindern im Kindergartenalter gibt es jedoch kein flächendeckendes Angebot. Mit den Gewichtungen in den Variablen KK und KG soll somit dem unterschiedlichen Angebot an Kinderbetreuungseinrichtungen in den Bundesländern Rechnung getragen werden.

Da die Gewichtungen der Variablen KK und KG bundeslandspezifisch sind, werden Stadt- und Landbevölkerung vermischt. Um eventuelle Unterschiede der Kinderbetreuungskosten in ländlichen Gegenden zu berücksichtigen, wird die Variable KB\_DENS generiert. Diese Variable setzt sich zusammen aus der Summe aus Kinderkrippen-, Kindergarten- und Schülerbetreuungskosten eines Haushalts, multipliziert mit einer Dummy-Variable für geringe Bevölkerungsdichte.

---

<sup>31</sup>Bei Paarhaushalte wird nur die Staatsbürgerschaft der Frau berücksichtigt.

<sup>32</sup>Der VIF-Indikator wurde von der Arbeiterkammer entwickelt (VIF steht für "Vereinbarkeit von Familie und Beruf"). Um das VIF-Kriterium zu erfüllen muss eine Kinderbetreuungseinrichtungen beispielsweise durch Öffnungszeiten die Anforderungen ganztätig berufstätiger Eltern erfüllen. Der VIF-Indikator gibt den Anteil der Kinderbetreuungsstätten an welche die VIF-Kriterien verfallen.

Anhand der Bevölkerungsdichte soll überprüft werden, ob Kinderbetreuungskosten für am Land lebende Haushalte höher sind als für Haushalte in urbanen Gegenden.

Wahlalternativen für Alleinstehende sind die Arbeitszeitkategorien 0,10,...,60 Wochenstunden. Die Alternativen von Paarhaushalten sind alle möglichen Paarkombinationen der derselben Arbeitszeitkategorien. Durch die Paarbildung der 7 Stundenkategorien ergeben sich somit insgesamt 49 Wahlmöglichkeiten für Paarhaushalte. Die Grundausrüstung an Freizeit  $\bar{F}$  beträgt für alle Personen 80 Stunden. Alle Schätzungen werden mit Conditional Logit durchgeführt.<sup>33</sup>

### 6.1.1 Ergebnisse der Conditional Logit Schätzungen

#### Alleinstehende Männer

Für die Schätzung des Arbeitsangebots alleinstehender Männer wurden folgende Nutzenfunktionen gewählt

$$V^{Qu, Tl, LES} = V^{Qu_B, Tl_B, LES_B} + \alpha'(AGE_m, mEDU_m, hEDU_m, ALQ_m, INL)$$

Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 7 dargestellt. Insgesamt fließen 2.658 Personen in die Schätzung ein, was bei 7 Alternativen eine Anzahl von 18.606 Beobachtungen schafft. Zunächst überraschen die negativen Koeffizienten für Einkommen und Freizeit bei der Translog und der Quadratischen Funktion. Dies würde bedeuten, dass Einkommen und Freizeit negativ auf den Nutzen auswirken. Da jedoch die Kreuzterme und quadrierten Terme positiv sind, wird eine Interpretation der Einkommens und Freizeitkoeffizienten für Translog und quadratische Funktion, rein anhand der Werte der einzelnen Koeffizienten, erschwert. Auch die Koeffizienten der Variablen, bei denen Konsum oder Freizeit mit Nicht-Dummy-Variablen interagieren, sind mit Vorsicht zu interpretieren.<sup>34</sup> In Abschnitt 6.2.1 wird der gemessene Nutzeneffekt von Freizeit und Einkommen genauer untersucht, indem erste Ableitungen der Nutzenfunktion nach Freizeit und Einkommen berechnet werden. Bei der LES-Spezifikation, welche ohne Kreuz- und Quadratischen Terme geschätzt wurde, ist der Einkommens- sowie der Freizeitkoeffizient positiv. Der Nutzen das Einkommens nimmt mit fortschreitendem Alter ab. Der Nutzen von Einkommen bei Männern mit mittlerer Ausbildung und von Akademiker, sowie bei Menschen mit österreichischer Staatsbürgerschaft liegt bei allen drei Spezifikationen unter jenem von Männern mit

<sup>33</sup>Die Schätzung erfolgt mit Stata 10.1 durch den Befehl -clogit-.

<sup>34</sup>Die Alters-Variable kann beispielsweise einen Teil des negativen Einflusses der reinen Freizeitvariable kompensieren. Da nur Personen ab 20 Jahren im Datensatz sind, müsste der Einfluss der Alters-Variable mit  $Alter=20$  zum Einfluss der reinen Freizeitvariable dazu summiert werden um einen "reinen" Freizeiteffekt zu erlangen. Gleiches gilt auch für die Arbeitslosenquote, welche in keinem Bundesland Null ist.

Table 7: Conditional Logit: Single Männer

Variable	TRANSLOG	QUAD.FUNKTION	LES
	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)
Y	-112,875 (-14,06)	-0,064 (-1,55)	3,004 (15,39)
Fm	-59,248 (-6,33)	-271,346 (-10,36)	3,245 (4,64)
Y2	5,138 (16,60)	0,001 (2,97)	
YFm	2,795 (8,86)	0,006 (17,12)	
Fm2	1,256 (2,54)	2476,721 (13,50)	
AGEm	0,451 (2,22)	0,110 (1,03)	-0,377 (-2,15)
mEDUm	-2,336 (-21,04)	-0,121 (-14,88)	-1,594 (-16,22)
hEDUm	-1,450 (-7,35)	-0,032 (-2,62)	-0,175 (-0,97)
INL	-0,500 (-2,86)	-0,016 (-1,27)	-0,032 (-0,19)
ALQm	0,008 (0,04)	2,378 (4,42)	0,557 (2,91)
Anzahl Beobachtungen	18.606	18.606	18.606
Anzahl Haushalte	2658	2.658	2.658
Pseudo R-Quadrat	0,17	0,14	0,09

geringerer Ausbildung und Ausländern. Die Arbeitslosenrate multipliziert mit Freizeit scheint bei der quadratischen und LES-Funktion einen positiven Einfluss auf den Nutzen der Freizeit zu haben, bei der Translogfunktion ist dieser Einfluss deutlich insignifikant. Das Pseudo-R<sup>2</sup> ist mit 17% bei der Translog-Spezifikation am höchsten, bei der LES-Funktion mit 9% am niedrigsten. Die niedrigen Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte zeigen, dass die Erklärungskraft der Schätzungen beschränkt ist.

### Alleinstehende Frauen

Für die Schätzung des Arbeitsangebots alleinstehender Männer wurden folgende Nutzenfunktionen gewählt

$$V^{Qu,Tl,LES} = V^{Qu_B,Tl_B,LES_B} + \alpha'(AGEf, mEDUf, hEDUf, ALQf, INL, K0\_2, K3\_5, K6\_10, KK, KG, KB\_DENS)$$

Die Schätzung alleinstehender Frauen (siehe Tabelle 8) beinhaltet 2.860 Personen bzw. 20.020 Beobachtungen. Bei diesen Schätzungen werden die kinder- und kinderbetreuungsrelevanten Variablen in die Schätzungen eingebaut. Wie auch bei den Schätzungen der Männer sind die Koeffizienten der reinen Einkommens und Freizeitvariablen nicht immer positiv. Sie heben sich jedoch jeweils mit den Vorzeichen der Kreuzterme und quadratischen Terme auf. Die Variablen, welche das Verhältnis von Freizeit und Anzahl von Kindern in verschiedenen Alterskategorien messen, zeigen den Nutzenzuwachs von Freizeit bei der Präsenz von Kindern. Der Effekt ist nur bei Kindern zwischen 0 und 2 Jahren in allen drei Spezifikationen positiv und nur in der Translog signifikant. Die Effekte bei Kinder zwischen 3 und 5 Jahren und 6 bis 10 Jahren sind unter den Spezifikationen sehr unterschiedlich. Ein etwas deutlicheres Bild zeichnen die Kinderbetreuungsvariablen. Die Koeffizienten der Variablen für Betreuung von Kindern von 0 bis 2 Jahren sind für alle drei Spezifikationen signifikant negativ. Damit ist die Aussage verbunden, dass der Nutzen steigt, wenn die Preise für Kinderkrippe sinken oder die Verfügbarkeit von Kinderkrippen zunimmt. Der Einfluss der Kindergartenkostenvariable, sowie der Variable KB\_DENS, sind bei keiner Schätzung signifikant von null unterschieden. Interessant ist zudem, dass der Koeffizient Arbeitslosenvariable bei allen negativ, jedoch nur mit der Translog signifikant ist. Also genau gegenteilige Eigenschaften wie bei der Schätzung der Männer. Das Pseudo-R<sup>2</sup> ist wieder bei der Translog am höchsten (15%) und am niedrigsten bei der LES (11%).

Tabelle 8: Conditional Logit: Single Frauen

Variable	TRANSLOG	QUAD.FUNKTION	LES
	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)
Y	-36,596 (-5,85)	0,195 (4,36)	2,889 (13,43)
Ff	0,153 (0,02)	-82,425 (-3,44)	-0,547 (-0,77)
Y2	2,109 (9,13)	-0,002 (-4,47)	
YFf	0,241 (0,89)	0,003 (9,93)	
Ff2	-0,813 (-1,78)	1040,899 (6,51)	
AGEf	2,306 (11,70)	0,887 (9,54)	1,405 (7,91)
K0_2	0,978 (1,53)	0,027 (2,06)	0,116 (0,23)
K3_5	0,674 (1,36)	-0,001 (-0,13)	0,002 (0,01)
K6_10	0,787 (2,67)	-0,002 (-0,42)	-0,146 (-0,59)
mEDUf	-1,675 (-15,91)	-0,094 (-11,61)	-1,197 (-12,07)
hEDUf	-1,282 (-7,80)	-0,038 (-3,54)	0,062 (0,40)
INL	-0,314 (-1,65)	-0,018 (-1,24)	0,098 (0,53)
ALQf	-0,512 (-2,47)	-0,006 (-0,01)	-0,200 (-1,03)
KK	-0,025 (-8,42)	-0,000 (-5,55)	-0,020 (-7,75)
KG	-0,002 (-0,56)	-0,000 (-1,04)	-0,002 (-0,58)
KB_DENS	-0,008 (-0,88)	0,005 (1,43)	0,002 (0,27)
Anzahl Beobachtungen	20020	20020	20020
Anzahl Haushalte	2860	2860	2860
Pseudo R-Quadrat	0,15	0,14	0,11

## Paare

Für die Schätzung des Arbeitsangebots von Paarhaushalten wurden folgende Nutzenfunktionen gewählt

$$V^{Qu,Tl,LES} = V^{Qu_B,Tl_B,LES_B} + \alpha'(AGEf, AGE_m, mEDUf, hEDUf, mEDU_m, hEDU_m, ALQf, ALQ_m, INL, K0\_2, K3\_5, K6\_10, KK, KG, KB\_DENS)$$

Insgesamt werden Nutzenfunktionen für 4.608 Paare mit 225.792 Beobachtungen geschätzt (siehe Tabelle 9). Die geschätzten Spezifikationen beinhalten alle Variablen, welche in den beiden Schätzungen für Singles verwendet werden. Auch hier sind die Vorzeichen der Koeffizienten der direkten Einkommens- und Freizeitvariablen bei Translog und LES gemischt positiv und negativ. Bei der Quadratischen Funktion sind alle Vorzeichen gemäß der theoretischen Annahmen. Weiter fällt auf, dass die Koeffizienten der Basisvariablen und die der Kindsaltersvariablen hoch signifikant sind. Die Koeffizienten der Bildungsvariablen sind großteils insignifikant. Die Arbeitslosenvariablen sind wie schon bei den Schätzungen der Alleinstehenden Personen für Frauen negativ und für Männer positiv. Die Inländer-Variable scheint ihr Vorzeichen im Vergleich zu den Singlesvariablen umgedreht zu haben und ist bei allen Spezifikationen signifikant positiv.

Der Einfluss der Kinderbetreuungskostenvariablen KK und KG ist signifikant und, wie bei alleinstehenden Frauen, sind beide Koeffizienten negativ. Auch die Koeffizienten von KB\_DENS sind wieder negativ und nicht signifikant von Null unterschieden. Die Vermutung, dass das Kinderbetreuungsangebot in ländlichen Gegenden das Arbeitsverhalten beeinflusst, konnte so nicht bestätigt werden. Betreuungskosten und Betreuungsquote des Bundeslandes für 0 bis 2-jährige Kinder haben einen signifikant negativen Einfluss auf den Nutzen der Haushalte. Der Einfluss der Betreuung von Kindern zwischen 3 und 5 Jahren ist zwar bei alleinstehenden Frauen und Paarhaushalten negativ, jedoch nur bei Paarhaushalten signifikant. Die Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte sind bei den Paar-Schätzungen deutlich höher als bei Singles und erreichen mit 26% bei der Translog einen relativ hohen Erklärungswert.

Insgesamt ist es sehr schwierig die Koeffizienten der Nutzenfunktion isoliert zu interpretieren. Die weiteren Analysen in den nächsten Kapiteln werden hierfür mehr Aufschluss geben. Was den Vergleich der verschiedenen Spezifikationen betrifft, so ist die augenfälligste Entdeckung, dass der Erklärungswert von Translog über Quadratische Funktion bis zur LES kontinuierlich sinkt. Auch haben die Schätzungen für Paare einen deutlich höheren Erklärungswert als jene für Singles.

Table 9: Conditional Logit: Paare

Variable	TRANSLOG	QUAD.FUNKTION	LES
	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)
Y	-43,737 (-8,55)	0,115 (6,68)	4,419 (23,43)
Fm	52,376 (13,43)	322,481 (22,69)	-3,144 (-4,40)
Ff	6,900 (2,05)	112,448 (10,37)	-4,233 (-4,47)
Y2	1,856 (10,46)	-0,001 (-8,33)	
YFm	0,344 (2,61)	-0,000 (-1,79)	
YFm	0,361 (2,98)	-0,000 (-2,90)	
Fm2	-8,761 (-35,67)	-4204,462 (-35,90)	
Ff2	-2,895 (-15,21)	-931,203 (-14,04)	
AGEm	0,822 (2,93)	0,895 (5,52)	1,508 (8,37)
AGEf	3,470 (13,64)	1,751 (13,36)	2,976 (12,69)
K0_2	1,145 (5,15)	0,029 (7,18)	1,674 (8,04)
K3_5	1,455 (7,01)	0,033 (9,50)	1,532 (7,96)
K6_10	1,571 (11,22)	0,025 (11,05)	1,205 (9,08)
mEDUm	0,059 (0,33)	0,005 (1,13)	0,238 (1,35)
hEDUm	-0,488 (-1,94)	0,000 (0,04)	0,010 (0,04)
mEDUf	0,524 (2,98)	0,015 (3,44)	0,626 (3,61)
hEDUf	0,222 (0,89)	0,009 (1,56)	0,415 (1,65)
ALQm	0,692 (3,30)	2,867 (4,40)	0,165 (1,23)
ALQf	-1,778 (-9,53)	-4,044 (-8,99)	-1,294 (-7,09)

Tabelle wird fortgesetzt...

... Fortsetzung von Tabelle 9

	TRANSLOG	QUAD.FUNKTION	LES
INL	1,183 (7,14)	0,032 (5,06)	1,461 (8,73)
KK	-0,018 (-17,48)	-0,000 (-13,03)	-0,014 (-16,12)
KG	-0,006 (-6,52)	-0,000 (-3,17)	-0,005 (-5,83)
KB_DENS	-0,002 (-0,54)	0,001 (0,44)	0,006 (1,81)
Anzahl Beobachtungen	225.792	225.792	225.792
Anzahl Haushalte	4.608	4.608	4.608
Pseudo R-Quadrat	0,25	0,20	0,16

## 6.2 Überprüfung der theoretischen Annahmen

### 6.2.1 Grenznutzen von Einkommen und Freizeit

Die geschätzten Nutzenfunktion können nun auf die Annahmen der ökonomischen Theorie, wie im Abschnitt 2.1 erläutert, überprüft werden. Dazu wird der Einfluss von Konsum und Freizeit auf den Nutzen überprüft. Da der Grenznutzen der beiden Güter stets positiv bzw. nicht-negativ sein sollte, werden zuerst die ersten Ableitungen nach Einkommen und Konsum berechnet. Die ersten Ableitungen werden für jeden Haushalt und jede Alternative berechnet. Somit kann der Grenznutzen des Einkommens und der Freizeit für jeden Haushalt an jedem Punkt der Budgetbeschränkung überprüft werden. Da der Logarithmus eine monotone Transformation ist, kann die Translog- und die LES-Funktion einfach nach  $\ln(Y)$  und  $\ln(F)$  abgeleitet werden. Als Beispiel für die Berechnung dienen die Gleichungen (18) und (19). Sie stellen die ersten Ableitung der Translog-Nutzenfunktion von alleinstehenden Männern nach Einkommen bzw. Freizeit dar. Die Ableitungen der quadratische Funktion haben dieselbe Form wie jene der Translog-Funktionen, wobei nur die Logarithmen weggelassen werden. Bei der LES-Funktion entfallen die Kreuzterme und quadratischen Terme.

$$\frac{\partial V}{\partial \ln(Y)} = \beta_1 + 2 \cdot (\beta_3 \ln(Y) + \beta_4 \ln(F)) + \beta_7 \text{edu}_{mid} + \beta_8 \text{edu}_{high} + \beta_9 \text{inl} \quad (18)$$

$$\frac{\partial V}{\partial \ln(F)} = \beta_2 + 2 \cdot (\beta_5 \ln(F) + \beta_4 \ln(Y)) + \beta_6 \text{alter} + \beta_{10} \text{alquote} \quad (19)$$

Die Ergebnisse der Überprüfung auf positiven Grenznutzen sind in Tabelle 10 aufgelistet. Die Prozentzahlen geben an, wie hoch der Anteil positiver Grenznutzen in den Beobachtungen

ist.

Tabelle 10: Grenznutzen aus Einkommen und Freizeit

	Einkommen	Freizeit Frauen	Freizeit Männer
<b>Alleinst. Frauen</b>			
Translog	94,7%	100%	.
Quad.Funktion	99,7%	100%	.
LES	100%	100%	.
<b>Alleinst. Männer</b>			
Translog	77,9%	.	98,7%
Quad.Funktion	99,8%	.	100%
LES	100%	.	100%
<b>Paare</b>			
Translog	77,8%	72,6%	29,2%
Quad.Funktion	99,5%	94,2%	42,8%
LES	100%	100%	100%

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Dabei wird deutlich, dass die Translog-Spezifikationen, welche den höchsten Erklärungswert haben, für einen beträchtlichen Anteil der Beobachtungen einen negativen Grenznutzen von Freizeit oder Einkommen schätzen. Quadratische Funktionen schätzen etwas weniger negative Grenznutzen, jedoch kann auch hier nicht von Kohärenz mit den theoretischen Annahmen gesprochen werden. Die Freizeit von Männern in Paarhaushalten hat bei über 50% einen negativ geschätzten Grenznutzen. Eine Betrachtung der Ergebnisse über die Lohnverteilung zeigt, dass vor allem Haushalte mit niedrigen Löhnen negative Grenznutzen von Einkommen und Freizeit aufweisen. LES-Funktionen haben dagegen in allen Punkten aller Gruppen positiven Grenznutzen.

### 6.2.2 Überprüfung abnehmender Grenznutzen

Die Annahme der Quasikonkavität der Nutzenfunktion besagt, dass der Grenznutzen von Konsum und Freizeit abnimmt. Die Erfüllung der Annahme kann durch Berechnung der zweiten Ableitung der Nutzenfunktion überprüft werden. Diese sollte laut Annahme kleiner oder gleich Null sein. Wie in Abschnitt 6.2.1 werden auch hier Berechnungen für alle Orte in den Budgetbeschränkung durchgeführt. Eine Ausnahme macht die quadratischen Funktion. Dort sind die zweiten Ableitungen lediglich die Koeffizienten der Variablen  $Y^2$  und  $F^2$ . Da der Logarithmus die Funktion krümmt, müssen Translog und LES-Funktionen nach  $Y$  bzw.  $F$  und nicht nach  $\ln(Y)$  und  $\ln(F)$  abgeleitet werden. Die zweiten Ableitungen der Nutzenfunktion

nach Einkommen und Freizeit sind in den Gleichungen (20) und (21) dargestellt. Abermals dient als Beispiel für die Berechnung der einzelnen Spezifikationen die Translog-Funktion der alleinstehenden Männer.

$$\frac{\partial V}{\partial^2 Y} = -\left(\frac{\beta_1}{Y} + \frac{2 \cdot \beta_3(\ln(Y) - 1) + 2 \cdot \beta_4 \ln(F) + \beta_7 \text{edu}_{mid} + \beta_8 \text{edu}_{high} + \beta_9 \text{inl}}{Y^2}\right) \quad (20)$$

$$\frac{\partial V}{\partial^2 F} = -\left(\frac{\beta_2}{F} + \frac{2 \cdot \beta_5(\ln(F) - 1) + 2 \cdot \beta_4 \ln(Y) + \beta_6 \text{alter} + \beta_{10} \text{alquote}}{F^2}\right) \quad (21)$$

In Tabelle 11 sind die Ergebnisse der zweiten Ableitungen abgebildet. Bis auf der Translog-Schätzung alleinstehenden Männer sind die zweiten Ableitungen entweder in allen Punkten negativ oder positiv. Bei den Translogfunktionen sind die zweiten Ableitungen von Einkommen und Freizeit abwechselnd positiv und negativ. Bei Singles sind die zweiten Ableitungen nach Einkommen positiv und jene nach Freizeit negativ. Bei Paaren ist es genau umgekehrt. Bei den quadratischen Funktionen, bei welchen allein das Vorzeichen der Koeffizienten von  $Y^2$  und  $F^2$  als Indikator dient, sind die Resultate für alle Gruppen unterschiedlich. Bei Frauen ist der Grenznutzen von Einkommen abnehmend und jener von Freizeit zunehmend. Bei Männern sind beide zunehmend und bei Paaren sind alle gemäß der Theorie abnehmend. Bei der LES-Funktion erfüllen wiederum die Schätzungen der Singles die theoretischen Annahmen, bei Paaren sind jedoch nur der Grenznutzen des Einkommens negativ, jener der Freizeit der Frau und auch des Mannes positiv.

Table 11: Zweite Ableitung von Einkommen und Freizeit

	Einkommen	Freizeit Frauen	Freizeit Männer
<b>Alleinst. Frauen</b>			
Translog	0%	100%	.
Quad.Funktion	-	+	.
LES	100%	100%	.
<b>Alleinst. Männer</b>			
Translog	0%	.	98,7%
Quad.Funktion	+	.	+
LES	100%	.	100%
<b>Paare</b>			
Translog	0%	100%	100%
Quad.Funktion	-	-	-
LES	100%	0%	0%

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Zusammenfassend lässt sich aus den Überprüfungen der Eigenschaften der Grenznutzen schließen, dass die Kohärenz der Schätzungen mit den a priori Annahmen der Theorie keineswegs gegeben ist. Die LES-Spezifikationen schneiden hier im Vergleich zu Translog und LES-Funktionen am besten ab. Die einzige Abweichung der LES-Schätzungen zu den theoretischen Annahmen sind die positiven zweiten Ableitungen der Freizeit bei Paaren. Im Vergleich zur Translog schneidet die Quadratische Funktion bei den ersten Ableitungen etwas besser ab. Bei den zweiten Ableitung sind die Ergebnisse beider nicht zufriedenstellend. Für Haushalte mit niedrigen Stundenlöhnen werden besonders häufig negative Grenznutzen geschätzt. Da die Translog-Spezifikationen vor den quadratischen Funktionen und LES-Funktionen die höchsten Erklärungswerte haben (siehe Schätzungen in Abschnitt 6.1), besteht ein Trade-off zwischen Erklärungskraft und Theoriekohärenz der Modellspezifikationen.

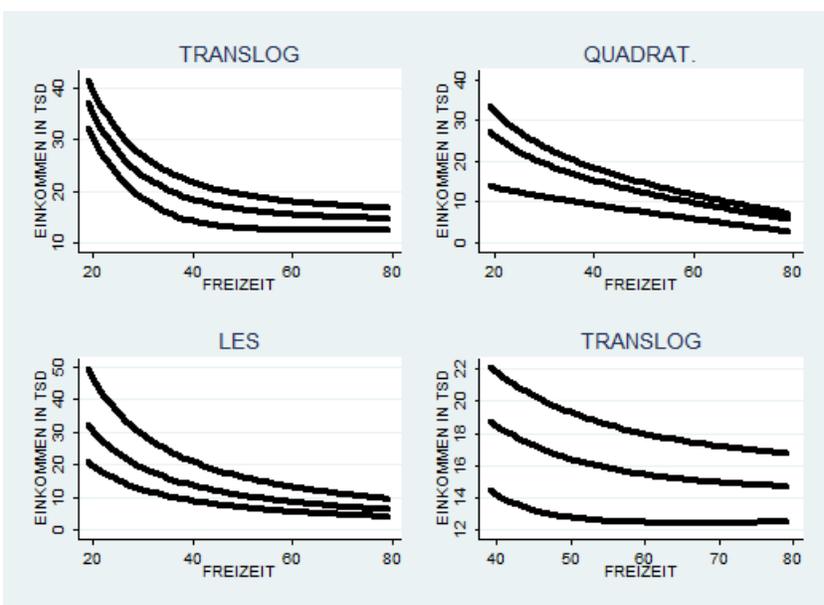
### 6.3 Indifferenzkurven

Auch wenn mit Conditional Logit diskrete Wahlmodelle geschätzt werden, lassen sich davon stetige Nutzenfunktionen ableiten (siehe Van Soest [1995]). Dies eröffnet die Möglichkeit, anhand der Schätzung der Nutzenfunktionen, die Substitutionsbeziehung zwischen Freizeit und Konsum in Indifferenzkurven graphisch darzustellen. Neben den Verschiedenheiten der Gruppen können so auch Unterschiede der einzelnen Spezifikationen graphisch sichtbar gemacht werden. Der Einfluss, den die funktionale Form der Nutzenfunktion auf das Schätzergebnis hat, wird somit verdeutlicht. Da für die Berechnung der Indifferenzkurven präzise Werte der Charakteristika nötig sind, werden nur vereinfachte Nutzenfunktionen geschätzt.<sup>35</sup> Darum werden nur die Basisnutzenfunktionen  $V^{TLB}$ ,  $V^{QuB}$  und  $V^{LESB}$  mit Variablen aus Einkommen und Freizeit verwendet. Einzig bei alleinstehenden Frauen und Paaren werden den Nutzenfunktionen zusätzlich die Variablen  $K0\_2$  und  $K3\_5$  hinzugefügt, um den Einfluss von Kindern zu veranschaulichen. Die Nutzenfunktion werden mit Conditional Logit geschätzt und die geschätzten Parameter  $\hat{\beta}$  gespeichert. Anschließend wurden die Nutzen  $\bar{V}$  fixiert und die Nutzenfunktionen nach der Einkommensvariable  $Y$  aufgelöst. Für die Nutzenfunktionen von Paaren wird, je nach Darstellung, die Arbeitszeit eines Haushaltsmitglieds fixiert. Translog und quadratischen Funktionen haben zwei Lösungen für  $Y$ . Darum war darauf zu achten, dass man die nutzenmaximierende Indifferenzkurve wählt. Für das Nutzenniveau werden ad hoc Werte gewählt, welche eine vergleichbare Darstellung der Indifferenzkurven ermöglichen. Die graphischen Auswertungen sind in den Abbildungen 7 - 10 dargestellt.

<sup>35</sup>Wäre beispielsweise in der Spezifikation eine Altersvariable enthalten, so müsste die Indifferenzkurven für eine spezifische Altersgruppe errechnet werden.

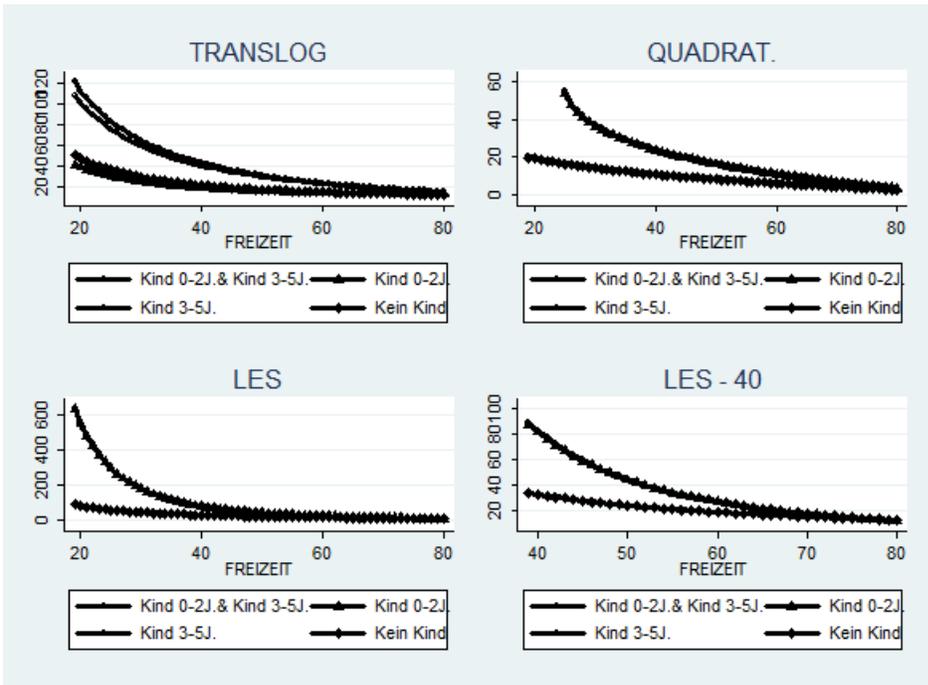
Die Indifferenzkurven alleinstehender Männer in Abbildung 7 sind je nach Spezifikationen sehr unterschiedlich. Die Translog weist die stärkste Krümmung auf, die quadratische Funktion die geringste. Ein näheres Hinsehen auf die Translog-Indifferenzkurve von 0 bis 40 Arbeitsstunden (bzw. 80 bis 40 Stunden Freizeit) zeigt, dass die Kurve bis 20 Stunden Arbeit nach unten verläuft und erst danach ansteigt. Der negative Verlauf der Kurve ist mit den theoretischen Annahmen nicht vereinbar. Dies veranschaulicht im Wesentlichen die Erkenntnisse, welche durch die Berechnung der Grenznutzen aus Freizeit und Einkommen in Abschnitt 6.2.1 gewonnen werden.

Abbildung 7: Indifferenzkurven eines alleinstehenden Mannes



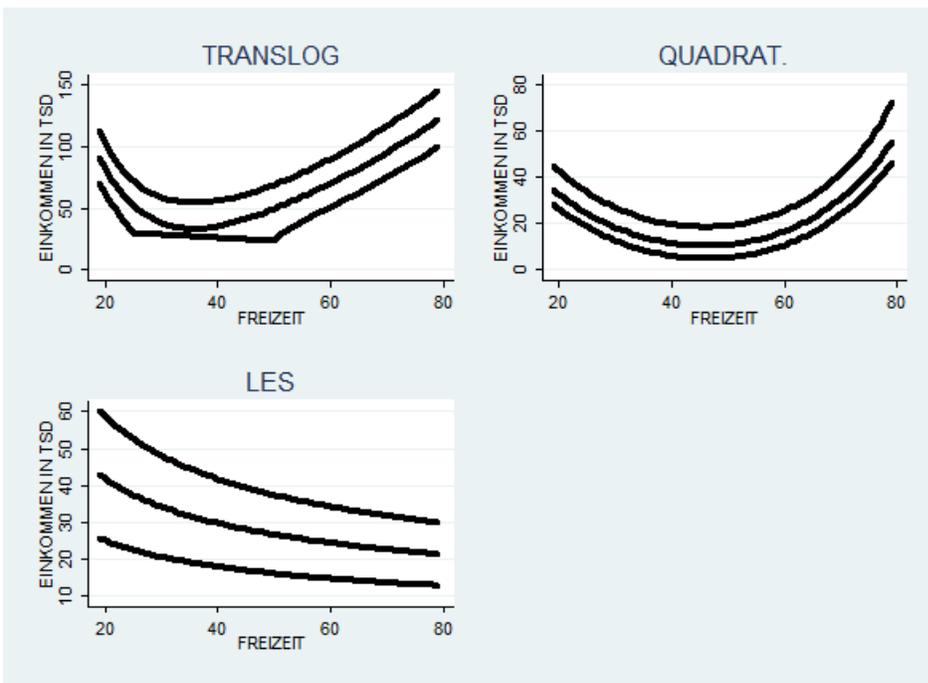
Quelle: Eigene Graphik auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Abbildung 8: Indifferenzkurven einer alleinstehenden Frau



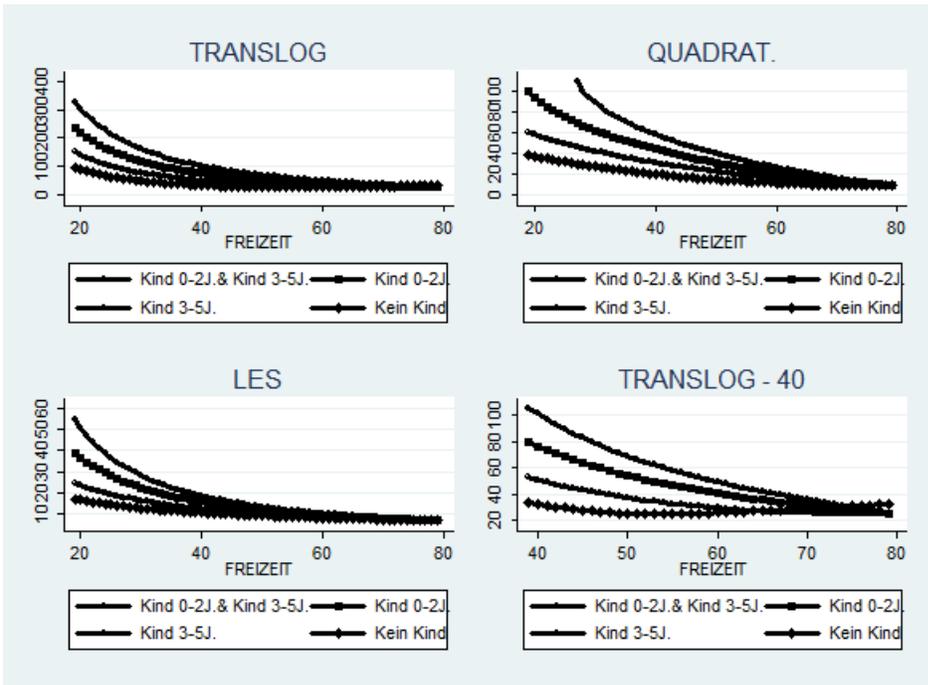
Quelle: Eigene Graphik auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Abbildung 10: Indifferenzkurven eines Mannes mit Partnerin



Quelle: Eigene Graphik auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Abbildung 9: Indifferenzkurven einer Frau mit Partner



Quelle: Eigene Graphik auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

In Abbildung 8 sind Indifferenzkurven von Alleinerzieherinnen abgebildet. Jede Kurve steht für eine Kombination der Kindervariablen K0\_2 und K3\_5. Daraus ergeben sich insgesamt 4 Kategorien: Kein Kind, ein Kind unter 2 Jahren, ein Kind zwischen 3 und 5 Jahren und jeweils ein Kinder zwischen 0 und 2 Jahren und ein Kind zwischen 3 und 5 Jahren. Alle Spezifikationen produzieren steigend konvexe Kurven. Dabei sind die Kurven von Mütter eines Kleinkindes bis zu 2 Jahren deutlich steiler als die restlichen. Kinder von 3 bis 5 Jahren haben dagegen einen sehr geringen Effekt.

Für Frauen in Paarhaushalten werden Indifferenzkurven berechnet, bei denen die Arbeitszeit des Mannes auf 40 Stunden fixiert wurde. Sie sind im Abbildung 9 dargestellt. Wie schon bei den Alleinerzieherinnen wird jeweils eine Kurve für jede Kinderkategorie gezeichnet. Das Resultat ist dem von Alleinerzieherinnen sehr ähnlich. Eine Ausnahme sind Kinder zwischen 3 und 5 Jahren. Sie scheinen hier einen etwas größeren Einfluss als bei alleinstehenden Frauen zu haben. Ein näheres Hinsehen auf die von der Translog produzierten Kurven zeigt, dass die Indifferenzkurve von Frauen ohne Kleinkind von 0 bis 30 Arbeitsstunden sinkt (ähnlich wie bei alleinstehenden Männern). Auch das konnte schon bei den Grenznutzenberechnungen in Abschnitt 6.2.1 mit einem hohen Anteil von negativen Grenznutzen festgestellt werden. Bei Mütter von Kleinkinder sind die Kurven aber regulär.

In der Abbildung 10 sind die Indifferenzkurven eines Mannes mit Partnerin, welche 0 Stunden arbeitet, abgebildet. Die von Translog und Quadratischer Funktion produzierten Kurven sind stark nach unten gewölbt, mit Minima um 40 Stunden Freizeit, bzw 40 Stunden Arbeitszeit.<sup>36</sup> Auch diese Resultate werden im Wesentlichen in Abschnitt 6.2.1 vorweggenommen. Männer in Paarhaushalten haben mit Abstand den höchsten Anteil negativer Grenznutzen, was die Kurven deutlich veranschaulichen.

Bei der Untersuchung der Indifferenzkurven haben sich die Ergebnisse der Grenznutzenberechnungen bestätigt. Einzig die LES Spezifikation reproduzieren ein der Theorie entsprechendes Verhalten. Translog und Quadratische Funktionen produzieren vor allem im unteren Arbeitsstundenbereich sinkende Kurven. Das würde bedeuten, dass Personen auf Einkommen verzichten, um mehr arbeiten zu können.

## 6.4 Lohnelastizität des Arbeitsangebots

Im Abschnitt 2.1 wird, im Rahmen der neoklassischen Theorie, die Reaktion der Individuen bei einer Veränderung der Budgetbeschränkung besprochen. Eine Parallelverschiebung der Budgetbeschränkung führt demnach zu einem Substitutionseffekt. Wenn *ceteris paribus* mehr Einkommen zur Verfügung steht, wird ein Teil des Einkommenszuwachs mit Freizeit getauscht. Bei einer Lohnerhöhung ist der Effekt offen. Hier wirken Substitutions- und Einkommenseffekt in entgegengesetzte Richtungen und der Gesamteffekt ist a priori unklar.

Mithilfe unseres Modells können Lohnelastizitäten durch eine Simulation einer Lohnerhöhung gemessen werden. Hierzu werden die Stundenlöhne um 1% erhöht und mit dem Nettoeinkommensrechner neue Nettoeinkommen berechnet (vgl. Pacifico [2009]). Die simulierten Nettoeinkommen werden in die Nutzenfunktionen, mit bereits geschätzten Koeffizienten, anstelle der alten Nettoeinkommen eingesetzt. Damit werden neue Nutzenniveaus berechnet, sowie die daraus resultierenden Wahlwahrscheinlichkeiten  $\hat{\pi}$ . Die Wahlwahrscheinlichkeiten werden mit der Stundenanzahl der entsprechenden Alternative multipliziert und daraus ergibt sich ein Erwartungswert der Arbeitsstunden nach der Lohnerhöhung ( $E[h(Y_{sim}, X)]$ ). Auf dieselbe Weise werden die Erwartungswerte  $E[h(Y, X)]$  mit nicht-simulierten Einkommen berechnet. Die Veränderung der erwarteten Arbeitsstunden durch eine Lohnerhöhung von 1% kann als Lohnelastizität  $\eta$  interpretiert werden.

---

<sup>36</sup>Für die Translog-Indifferenzkurven fanden sich überdies keine Lösungen, wenn Nutzenniveaus unterhalb eines bestimmten Wertes in die Indifferenzkurvenfunktion eingesetzt wurden. In der Mitte der untersten Indifferenzkurve der Männer ist dies sichtbar. Die gerade Linie verbindet lediglich die Lücke.

$$\eta = \frac{E[h(Y_{sim}, X)] - E[h(Y, X)]}{E[h(Y, X)]}$$

Für die Schätzungen der Elastizitäten werden die Spezifikationen aus Abschnitt 6.1 verwendet. Bei Paaren werden Elastizitäten für drei Szenarien untersucht: jene bei einer allgemeiner Lohnerhöhung, bei Erhöhung der Frauenlöhne und bei Erhöhung der Männerlöhne. Dafür werden die Nettoeinkommen für jedes Szenario berechnet. Außerdem werden Elastizitäten verschiedener Gruppen verglichen. Die Gruppen werden nach Quintilen der Lohn- und Einkommensverteilung, nach Altersgruppen und Anzahl der Kinder unterschieden.

Wie schon die Auswertung der vorherigen Abschnitte zeigen, können die Ergebnisse der Schätzungen, abhängig von der Spezifikation, sehr stark voneinander abweichen und teilweise in ihrer Aussage konträr sein. Eine Gegenüberstellung der Ergebnisse aller drei Spezifikationen erscheint deshalb auch hier sinnvoll.

Tabelle 12: Durchschnittliche Elastizitäten

Gruppe	Translog	Quad.Fkt.	LES
<i>Allgemeine Lohnerhöhung</i>			
Single Männer	86,5%	65,7%	18,0%
Single Frauen	98,5%	90,0%	35,3%
Paar Männer	6,79%	5,62%	13,7%
Paar Frauen	32,0%	40,4%	91,7%
<i>Lohnerhöhung nur für Frauen</i>			
Paar Männer	1,57%	0,14%*	-13,5%
Paar Frauen	27,2%	54,7%	151,6%
<i>Lohnerhöhung nur für Männer</i>			
Paar Männer	6,48%	6,55%	34,4%
Paar Frauen	18,0%	9,84%	35,4%

\* nicht signifikant (t-Wert = 0,7024)

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

In Tabelle 12 sind die durchschnittlichen Elastizitäten bei einer allgemeinen Lohnerhöhung, sowie für einseitige Lohnerhöhungen für Frauen und für Männer dargestellt. Innerhalb der Gruppen weichen die absoluten Werte, je nach Spezifikation, sehr stark voneinander ab. Das scheint jedoch nichts Ungewöhnliches zu sein. Evers et al. [2006] verglichen 32 empirische Studien über Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots. In den 32 Untersuchungen wurden Lohnelastizitäten der Frauen zwischen -24% bis 279% und bei Männern Elastizitäten von -24% bis 13% gemessen. Die Werte der einzelnen Studienergebnisse weichen also sehr weit voneinander ab. Anstatt Aus-

sagen über die absoluten Werte zu machen, werden darum die geschätzten Elastizitäten jeweils in Relation zu einander interpretiert.

Was sich bei allen Schätzungen zeigt ist, dass Frauen eine höhere Lohnelastizität haben als Männer. In Partnerschaft lebende Männer sind die Gruppe die am schwächsten auf eine Lohnerhöhung reagiert. Bei Frauen ist ein Unterschied zwischen Lierten und Alleinstehenden nicht klar erkennbar, da es Unterschiede unter den Spezifikationen gibt.

Einen spezifischere Aussage treffen die Elastizitäten von Paaren bei einer einseitigen Lohnerhöhung nur der Frau oder nur des Mannes. Durch eine Lohnerhöhung eines Lebenspartners oder einer Lebenspartnerin, hat er oder sie einen Produktivitätsgewinn im Vergleich zur Ausgangssituation und kann somit mehr zum Haushaltseinkommen beitragen. A priori ist der Effekt auf die Personen mit einer Lohnerhöhung, wie schon bei einer allgemeinen Lohnerhöhung, unklar. Die Person im Paarhaushalt, wessen eigener Lohn gleich bleibt, verliert im Gegenzug an relativer Produktivität. Daher kann angenommen werden, dass sie ihr Arbeitsangebot einschränkt oder zumindest konstant hält.

Die Elastizitäten bei einseitigen Lohnerhöhungen sind in den letzten vier Zeilen der Tabelle 12 abgebildet. Die geschätzten Reaktionen sind nicht wie erwartet. Besonders stark ist der Unterschied zwischen Schätzung und Theorie bei den Elastizitäten nach einer Lohnerhöhung des Mannes. Laut dieser Schätzung reagieren Frauen auf eine Lohnerhöhung des Mannes mit einer Arbeitszeiterhöhung welche sogar höher ist, als die des Mannes. Dieses Phänomen wird in der gruppenspezifischen Untersuchung der Elastizitäten genauer diskutiert.

Die Elastizitäten bei einer Lohnerhöhung der Frau sind weniger widersprüchlich. Jedoch reagieren laut Translog Männer mit 1.57% leicht positiv auf eine Lohnerhöhung der Frau. Der Wert der Quadratischen Funktion ist auch positiv, aber nicht signifikant größer Null und bei der LES mit -13.5% deutlich negativ.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass sich anhand der Schätzungen nur wenig sichere Aussagen über die Lohnelastizitäten treffen lassen. Zu stark sind die Unterschiede zwischen den drei Spezifikationen. Sieht man davon ab, kann man sagen dass Frauen stärker auf eine Lohnerhöhung reagieren als Männer. Personen welche in einer Partnerschaft leben reagieren weniger stark auf eine Lohnerhöhung als Singles (mit Ausnahme der LES-Schätzung der Frauen). Dieser Unterschied ist bei lierten Männern besonders stark zu beobachten. Während Männer auf eine Lohnerhöhung der Frau gar nicht, bis negativ reagieren, erhöhen Frauen durch eine Lohnerhöhung des Partners ihre Arbeitszeit. Wenn man der Schätzung glauben schenkt, so wirkt sich also eine Verbesserung der Produktivität des Mannes auf Erwerbsverhalten der Frau positiv aus.

## Elastizitäten über die Lohnverteilung

Tabelle 13: Durchschnittliche Elastizitäten über die Lohn- und Einkommensverteilung

Schätzung	Lohnquintile					Einkommensquintile				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
<i>Translog</i>										
<i>Allg. Lohnerhöhung</i>										
Alleinst. Männer	94	97	112	87	43	95	85	94	93	66
Alleinst. Frauen	129	123	92	89	58	105	105	107	102	72
Paar Frauen	35	34	35	45	17	34	41	39	36	16
Paar Männer	7,8	6,4	5,2	8,5	12	8,7	8,1	7,6	6,8	8,4
<i>Quadratische Funktion</i>										
<i>Allg. Lohnerhöhung</i>										
Alleinst. Männer	130	79	64	32	23	73	80	75	65	36
Alleinst. Frauen	157	134	85	56	19	77	107	105	94	47
Paar Frauen	59	35	62	84	7,9	42	62	65	62	16
Paar Männer	3,9	0,7	5,3	8,6	7,2	5,3	4,8	4,7	5,1	5,9
<i>LES</i>										
<i>Allg. Lohnerhöhung</i>										
Alleinst. Männer	38	18	16	8,6	9,8	20	23	20	16	11
Alleinst. Frauen	65	48	28	21	14	38	43	39	34	21
Paar Frauen	144	58	122	220	23	70	144	157	155	40
Paar Männer	12	11	-2,8	16	20	10	12	12	5,2	17
<i>Frauen bei Lohnerhöhung des Partners</i>										
Translog	31	7,4	18	16	-15	18	22	17	12	-11
Quad. Funkt.	29	6,6	29	18	-27	8,4	25	22	17	-17
LES	48	29	57	71	-36	10	70	64	50	-23

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

In der linken Hälfte der Tabelle 13 werden die gemessenen Elastizitäten über die Quintile der Lohnverteilung dargestellt. Bei alleinstehenden Frauen und alleinstehenden Männern sinken die Elastizitäten (mit Ausnahme der Translog-Schätzung für Männer) mit steigendem Lohn. Bei Paaren ist ein deutlicher Unterschied zwischen Frauen und Männern erkennbar. Bei liierten Frauen sinken die Elastizitäten vom ersten auf das zweite Lohnquintil und steigen bis zum vierten Quintil stark an. Im letzten Quintil sind die Elastizitäten dann sehr stark gesunken und sind bei allen Spezifikationen auf dem niedrigsten Niveau innerhalb der Lohnverteilung. Bei den Elastizitäten von Männern in Paarhaushalten ist kein eindeutiger Trend erkennbar. Im letzten Quintil sind jedoch die Elastizitäten die höchsten innerhalb der Verteilung, also konträr zu dem,

was man bei Frauen und allgemein bei Singles beobachten konnte. In ihrer Dynamik sind also die Lohnelastizitäten von Singles und Frauen mit Partner prinzipiell mit der rückwärts geneigten Arbeitsangebotskurve, wie sie in den Lehrbüchern steht (siehe Cahuc and Zylberberg [2004]: S.12), vereinbar. Zwar konnte nicht beobachtet werden, dass Personen im oberen Lohnsegment bei einer Lohnerhöhung ihrer Arbeitszeit reduzieren, jedoch ist eine Abnahme der Elastizitäten erkennbar. Bei Männern mit Partnerin wurde genau das Gegenteil beobachtet.

In den letzten drei Zeilen der Tabelle 13 stehen die Elastizitäten der Frauen, wenn der Lohn Partners erhöht wird. Damit soll wiederum versucht werden eine Erklärung für die ungewöhnlichen, weil positiven, Schätzwerte zu finden. Wie schon bei einer allgemeinen Lohnerhöhung sinken hier die Elastizitäten vom ersten auf das zweite Lohnquintil, steigen dann wieder an, um schließlich im letzten Quintil stark abzusinken. Bis zum vierten Quintil sind alle Werte deutlich positiv und erst im letzten Quintil werden die Werte negativ. Somit senken im Durchschnitt nur Frauen im obersten Quintil der Lohnverteilung ihr Arbeitsangebot, wenn der Partner eine Lohnerhöhung bekommt.

### **Elastizitäten über die Einkommensverteilung**

Die Einkommensverteilung wird aus allen Punkten der Budgetbeschränkungen gebildet. Somit kann ein Haushalt in verschiedenen Quintilen der Einkommensverteilung vorhanden sein und ist darum nicht mit einer Einkommensverteilung im herkömmlichen Sinne zu verwechseln. Damit soll der Zusammenhang zwischen der Höhe des Haushaltseinkommen und der Lohnelastizität untersucht werden. Die Ergebnisse sind in der rechten Hälfte der Tabelle 13 dargestellt.

Bei Frauen, alleinstehend oder in Partnerschaft lebend, steigen die Werte der Lohnelastizitäten bis zur Mitte der Einkommensverteilung an, und sinken bei höheren Einkommen wieder. Die Werte im obersten Quintil sind dabei immer die niedrigsten. Bei Männern ist bis zum vierten Einkommensquintil kein Trend erkennbar. Im fünften Quintil steigen die Elastizitäten bei Männern in Paarhaushalten an, bei männlichen Singles sinken sie jedoch deutlich.

Damit wurde eine ähnliche Dynamik, wie bei der Betrachtung der Elastizitäten über die Lohnverteilung, festgestellt. Bei Frauen mit Partner und Singles sinken die Lohnelastizitäten in den oberen Quintilen, bei Männern mit Partnerin steigen sie deutlich. Auch die Reaktion der Frauen bei einer Lohnerhöhung des Mannes ist sehr ähnlich. In den untersten vier Quintilen der Einkommensverteilung reagieren sie mit einer Zunahme der Arbeitszeit und nur im obersten Quintil mit einer Abnahme.

## Elastizitäten nach Alter und Kinder

In Tabelle 14 werden die Elastizitäten nach Altersgruppen, sowie nach Anzahl und Alter der Kinder analysiert. Dabei zeigt sich, dass die Elastizitäten von Frauen mit Partner mit zunehmendem Alter sinken. Bei alleinstehenden Frauen steigen die Elastizitäten dagegen ab dem Alter von 30 Jahren an. Bei Männern kann allgemein keine Aussage getroffen werden, da sich die Ergebnisse zwischen den Spezifikationen stark unterscheiden.

Tabelle 14: Durchschnittliche Elastizitäten nach Alter und Kinder

	<i>Altersgruppen</i>				<i>Kinder</i>			
	<i>20-30</i>	<i>30-40</i>	<i>40-50</i>	<i>50-60</i>	<i>0-2J.</i>	<i>3-5J.</i>	<i>2 K.0-5J.</i>	<i>o.K.</i>
<i>Allg.Lohnerhöhung</i>	<i>Translog</i>							
Alleinst. Männer	95	79	72	77	.	.	.	.
Alleinst. Frauen	96	85	92	126	196	78	108	101
Paar Frauen	44	34	27	31	93	34	47	27
Paar Männer	5,7	7,6	7,5	11	1,8	7,1	11	10
	<i>Quadratische Funktion</i>							
Alleinst. Männer	71	57	59	64	.	.	.	.
Alleinst. Frauen	79	74	88	136	165	75	182	90
Paar Frauen	114	57	17	19	145	29	239	20
Paar Männer	-5,4	8,9	4,0	7,1	-7,6	6,3	12	6,0
	<i>LES</i>							
Alleinst. Männer	20	15	15	14	.	.	.	.
Alleinst. Frauen	32	31	34	47	81	33	54	35
Paar Frauen	321	152	0,6	-2,2	355	15	961	1,9
Paar Männer	21	13	6,8	10	70	12	-12	4,3
<i>Frauen bei Lohnerhöhung des Partners</i>								
Translog	27	6,1	6,9	19	49	8,3	7,8	12,3
Quad. Funkt.	70	14	-14	-14	111	-9,6	101	-7,4
LES	136	67	-25	-55	351	-51	462	-40

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Um den Einfluss von Kindern auf die Lohnelastizitäten zu untersuchen, wurden drei Gruppen von Eltern definiert. Eltern mit einem Kind von 0 bis 2 Jahren, mit einem Kind von 3 bis 5 Jahren und Eltern mit zwei oder mehr Kinder zwischen 0 bis 5 Jahren. Für alleinstehende Männer wurde der Einfluss von Kindern nicht gemessen, da nur wenig Beobachtungen vorliegen. Auch bei liierten Männern wird kein, alle drei Spezifikationen übereinstimmender, Einfluss von Kindern erkennbar. Bei Frauen, alleinstehend sowie in Partnerschaft lebend, hat die Präsenz von Kleinkinder einen signifikanten Einfluss auf die Lohnelastizität. Frauen mit einem Kind

von 0 bis 2 Jahre, sowie Mütter von zwei oder mehr Kinder unter 5 Jahren haben sehr hohe Lohnelastizitäten. Mütter von nur einem Kind im Kindergartenalter zwischen 3 und 5 Jahren haben dagegen unterdurchschnittliche Elastizitäten.

In den letzten drei Zeilen der Tabelle 14 stehen die Elastizitäten der Frauen, bei einer Lohnerhöhung des Mannes. Bei der Quadratischen und LES Funktion sieht man deutlich, dass Frauen unter 40 positive Elastizitäten aufweisen und Frauen über 40 negative. Die positiven Elastizitäten von Frauen unter 40 können damit erklärt werden, dass in diesen Altersgruppen die meisten Kleinkinder vorhanden sind. Die Werte der Kinderkategorien bestätigen das Bild. Die Elastizitäten bei Müttern von Kinder unter 2 Jahren und Müttern von mehreren Kindern unter 5 Jahren sind sehr hoch. Frauen ohne Kinder haben dagegen negative Elastizitäten. Damit wurde geklärt, dass die durchschnittlich positiven Elastizitäten der Frauen, bei einer Lohnerhöhung des Mannes, zumindest bei der Quadratischen Funktion und LES-Funktion, von Müttern mit Kleinkindern verursacht werden. Auch die Werte der Translog-Schätzungen sind bei Frauen ohne Kinder um einiges niedriger als der Durchschnitt aller Frauen.

## 6.5 Prognosegenauigkeit

Neben der Überprüfung auf Erfüllung der theoretischen Grundannahmen, können die Schätzungen auf ihre Prognosegenauigkeit getestet werden. Nun weist die Conditional Logit Schätzung jedem Haushalt für jede Arbeitszeitalternative ein Nutzenniveau zu. Durch die Annahme, dass jeder Haushalt jene Alternative mit dem höchsten Nutzen wählt, kann eine geschätzte Arbeitsstundenverteilung generiert werden. Der Vergleich von realen und den vom Modell vorhergesagten Arbeitsstunden gibt somit Aufschluss über die Fähigkeit des Modells die Realität abzubilden.

Auch bei der Evaluierung der Prognosegenauigkeit werden die Modellspezifikationen aus Abschnitt 6.1 herangezogen. In Tabelle 15 sind die geschätzten Arbeitsstundenverteilungen alleinstehender Männer abgebildet. Sie entstanden unter der oben getroffenen Annahme, dass die Arbeitszeitalternative mit dem größten Nutzen gewählt wird. Neben der Verteilung der Arbeitsstunden ist der Anteil der richtig geschätzten Beobachtungen in der untersten Zeile der Tabelle angegeben.

Unter den drei Spezifikationen kommt die Verteilung der Translog der realen Verteilung am nächsten. Auch der Anteil der Übereinstimmungen der geschätzten mit realen Arbeitszeiten ist bei der Translog-Spezifikation am höchsten (57% der Arbeitsentscheidungen werden richtig geschätzt). Die Schätzungen mit der Quadratischen Funktion und der LES generieren ein von der Realität sehr verschiedenes Bild. Beide geben der 30 Stundenalternative ein viel zu

hohes Gewicht. Während die Quadratische Funktion die 0 Stundenalternative überschätzt, unterschätzt sie die LES sehr stark. Außerdem ist die Trefferquote der LES mit 22% sehr niedrig.

Table 15: Reale und geschätzte Verteilung der Arbeitsstundenalternativen: Alleinstehende Männer

Kategorie	Real	Translog	Quad.Fkt.	LES
0	24,34%	23,1%	31,9%	8,16%
10	0,64%	1,2%	0%	0%
20	2,45%	0,15%	1,09%	19,49%
30	1,77%	2,48%	22,57%	45,22%
40	60,84%	68,81%	43,72%	27,13%
50	6,62%	4,25%	0,68%	0%
60	3,35%	0%	0,04%	0%
Treffer		56,51%	46,01%	22,08%

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Um ein genaueres Bild der Schätzgenauigkeit zu erlangen, werden reale und die mit der Translog geschätzten Beobachtungen in Tabelle 16 gegenübergestellt. Hier fällt auf, dass der Großteil der Treffer bei 40 Stunden arbeitenden Personen liegt. Weniger als die Hälfte der nicht arbeitenden Personen wurden richtig geschätzt. In den restlichen Alternativen sind kaum Treffer vorhanden.

Table 16: Gegenüberstellung geschätzter und realer Alternativen: Alleinstehende Männer

Real	Geschätzt								Total
	0	10	20	30	40	50	60		
0	<b>260</b>	10	0	26	347	4	0		647
10	10	<b>1</b>	0	0	5	1	0		17
20	22	1	<b>0</b>	3	33	6	0		65
30	7	1	0	<b>2</b>	32	5	0		47
40	250	17	3	29	<b>1239</b>	79	0		1617
50	37	1	1	5	118	<b>14</b>	0		176
60	28	1	0	1	55	4	<b>0</b>		89
Total	614	32	4	66	1829	113	0		2658

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Die Ergebnisse für alleinstehende Frauen sind in Tabelle 17 dargestellt. Die Verteilungen der geschätzten Arbeitsstunden weichen hier deutlich stärker von der realen Verteilung ab, als jene alleinstehender Männer. Besonders auffallend ist die Überschätzung der 30 Stundenalternative

bei allen drei Spezifikationen. Die 40 Stundenalternative wird dagegen von allen unterschätzt. Ansonsten sind die Ergebnisse der drei Schätzungen sehr unterschiedlich. Mit 39% richtigen Vorhersagen weist wieder die Translog die höchste Trefferquote auf und die LES mit abermals nur 22% die schlechteste.

Table 17: Reale und geschätzte Verteilung der Arbeitsstundenalternativen: Alleinstehende Frauen

Kategorie	Real	Translog	Quad.Fkt.	LES
0	31,71%	40,87%	48,53%	23,53%
10	2,03%	0,17%	1,29%	0,63%
20	8,78%	0,45%	3,88%	17,06%
30	7,90%	32,06%	37,13%	55,87%
40	45,17%	24,55%	9,16%	2,90%
50	3,43%	1,89%	0%	0%
60	0,98%	0%	0%	0%
Treffer		39,44%	32,88%	22,10%

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Darum wird erneut die Translog für die Gegenüberstellung der realen und geschätzten Ergebnisse in Tabelle 18 herangezogen. Die massive Übergewichtung der 30 Stundenalternative lässt vermuten, dass vor allem Personen aus der 40-Stundenkategorie angezogen wurden. Ein Blick auf die Spalte der 30 Stunden-Schätzungen zeigt jedoch, dass für Personen aus allen Alternativen gleichermaßen (gemessen an ihrer relativen Häufigkeit) eine 30-Stundenarbeitszeit als nutzenmaximal geschätzt wird. Das Arbeitsangebot von alleinstehenden Frauen mit null Arbeitsstunden wird immerhin in über der Hälfte der Fälle richtig prognostiziert.

Table 18: Gegenüberstellung geschätzter und realer Alternativen: Alleinstehende Frauen

Real	Geschätzt							Total
	0	10	20	30	40	50	60	
0	<b>594</b>	4	3	199	100	7	0	907
10	23	<b>0</b>	0	20	12	3	0	58
20	70	1	<b>3</b>	94	70	13	0	251
30	66	0	2	<b>101</b>	53	4	0	226
40	370	0	5	460	<b>430</b>	27	0	1292
50	36	0	0	32	30	<b>0</b>	0	98
60	10	0	0	11	7	0	<b>0</b>	28
Total	1169	5	13	917	702	0	0	2860

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Table 19: Reale und geschätzte Verteilung der Arbeitsstundenalternativen: Frauen und Männer in Paarhaushalten

<b>Frauen</b>				
<b>Kategorie</b>	<b>Real</b>	<b>Translog</b>	<b>Quad.Fkt.</b>	<b>LES</b>
0	36,13%	30,90%	33,01%	35,13%
10	4,88%	7,96%	25,59%	23,68%
20	18,97%	24,63%	25,89%	21,81%
30	10,46%	28,49%	12,09%	15,47%
40	27,32%	7,66%	3,04%	3,58%
50	1,69%	0,35%	0,37%	0,30%
60	0,54%	0%	0,02%	0,02%
Treffer		32,57%	30,03%	30,92%
<b>Männer</b>				
<b>Kategorie</b>	<b>Real</b>	<b>Translog</b>	<b>Quad.Fkt.</b>	<b>LES</b>
0	4,51%	0%	0%	1,06%
10	0,24%	0%	0%	0,72%
20	1,65%	0,26%	0,04%	3,30%
30	1,65%	0,48%	2,69%	12,15%
40	75,93%	92,84%	93,75%	46,48%
50	11,13%	6,42%	3,52%	33,62%
60	4,88%	0%	0%	2,67%
Treffer		71,87%	71,55%	44,43%

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Die Prognosegenauigkeit der Schätzung der Paare wird nach Geschlechter getrennt untersucht. Die Verteilungen der Arbeitsstunden für Frauen und Männer sind in Tabelle 19 abgebildet. Wie schon bei den alleinstehenden Frauen ist auch bei Frauen in Paarhaushalten eine starke Unterschätzung der 40 Stundenalternative zu erkennen. Eine starke Konzentration der prognostizierten Arbeitsstunden auf 30 Arbeitsstunden ist jedoch nur bei den Translog-Schätzungen zu beobachten. Quadratische Funktion und LES haben hingegen einen sehr hohen Anteil an 10 Stunden. 20 Stunden wird von allen drei überschätzt, 0 Stunden unterschätzt. Die Trefferquote der Translog ist auch hier die höchste mit 32%, jedoch nur leicht höher als jene der beiden anderen.

Bei geschätzten Verteilungen der Männer sind Translog und Quadratische Funktion sehr ähnlich, mit fast ausschließlich Vorhersagen von 40 Stunden. Arbeitszeiten von 0 und 10 Stunden werden kein einziges Mal vorhergesagt. Die Verteilung der LES hingegen ist zu breit gestreut und verfehlt mit 46% die hohe reale Häufigkeit von 76% bei 40 Stunden stark. Die hohe Trefferquote von rund 71% bei Translog und Quadratische Funktion lässt sich fast ausschließlich durch die starke Konzentration bei 40 Stunden erklären. Die Trefferquote der Translog ist etwas höher als jene der Quadratischen Funktion.

Betrachtet man, statt der nach Geschlechtern getrennten 7 Einzelkategorien, die Übereinstimmungen der 49 realen und geschätzten Kategorienpaare der Haushalte, so gibt es bei Translog in 22,4% der Fälle eine Übereinstimmung, bei der Quadratischen Funktion in 17,1% und bei der LES in 8,9% .

Table 20: Gegenüberstellung geschätzter und realer Alternativen: Liierte Frauen

Real	Geschätzt							Total
	0	10	20	30	40	50	60	
0	<b>813</b>	189	361	266	35	0	0	1,665
10	81	<b>24</b>	56	58	6	0	0	225
20	255	92	<b>266</b>	223	37	0	0	874
30	76	27	147	<b>186</b>	43	0	0	482
40	182	33	280	541	<b>212</b>	0	0	1259
50	12	1	20	25	20	<b>0</b>	0	78
60	5	1	5	14	0	0	<b>0</b>	25
Total	1424	367	1135	1313	353	0	0	4608

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der EU-SILC 2004 - 2006.

Auf eine Gegenüberstellung realer und geschätzter Alternativen der Männer wird hier aufgrund der geringen Streuung der Vorhersagen verzichtet und nur die Matrix der Frauen in Tabelle 20 präsentiert. Es zeigt sich, dass Frauen für welche 30 Arbeitsstunden geschätzt wer-

den, in Wirklichkeit häufig angrenzende Arbeitszeiten von 40 und 20 Stunden leisten. Auch ein Großteil nicht arbeitender Frauen wird richtig geschätzt. Eine Erkenntnis, welche die Qualität der Schätzung, auch trotz der schlechten Trefferquote, etwas besser erscheinen lässt.

Zusammenfassend lässt sich zu den Prognosen sagen, dass die Translog von den drei Spezifikationen die besten Ergebnisse liefert. Jedoch schätzt auch sie die reale Arbeitsstundenverteilung nur unzureichend. Besonders bei Frauen ist ein Trend hin zu 30 Stunden sehr auffallend. Van Soest [1995] hatte bei den Schätzungen der Frauen auch eine Überschätzung von Teilzeitangebot und folgerte daraus eine stärkere Nachfrage von Frauen nach Teilzeitjobs. Der Interpretation, dass dies eine Manifestation der Präferenzen sei, möchte ich mich nicht anschließen. Im Laufe der Untersuchung wurden hier zahlreiche verschiedene Formen der Nutzenfunktionen geschätzt. Unter anderem wurde eine Nutzenfunktion für Paare geschätzt, welcher mit den Faktor vier potenzierte Einkommens- und Freizeitterme hinzugefügt wurden. Bis auf die hinzugefügten Terme war sie identisch wie die hier vorgestellte Nutzenfunktion. Dabei kam eine geschätzte Arbeitsstundenverteilung der Frauen mit zwei Gipfeln (mit jeweils fast 50% der Beobachtungen) bei null und 40 Stunden heraus. Teilzeitarbeit kam in dieser Prognose praktisch nicht vor. Das zeigt einmal mehr wie stark die Ergebnisse von der Spezifikation der Nutzenfunktion abhängt.

## 7 Schlussfolgerungen

Nicholas Stern zeigte in seinem Buchbeitrag [Stern, 1986], in welchem Maß Modelle des Arbeitsangebots von der Spezifikation der Nutzenfunktion abhängen. Dabei warnte er davor, voreilige Schlüsse aus den Ergebnissen der Modellschätzungen zu ziehen. Wie stark die Ergebnisse von der Wahl der Nutzenfunktion abhängen, konnte man in jedem Punkt des Abschnitts 6 sehen. Die (anfangs nicht geplante) Gegenüberstellung der Schätzergebnisse der verschiedenen Spezifikationen (mit Translog-, quadratischen- und LES-Nutzenfunktionen) wurde als notwendig empfunden, nachdem im Laufe des Experimentierens mit verschiedenen Spezifikationen sehr große Unterschiede zwischen den Resultaten bemerkt wurden. Die hohe Sensitivität des Modells ließ das Vertrauen in die Ergebnisse einer einzelnen Schätzung schwinden. Darum wurde es vermieden, auf absolute Werte, wie z.B. der Lohnelastizität des Arbeitsangebots, einzugehen. Vielmehr wurde die Ergebnisse in Relation zu den Ergebnissen anderer Spezifikationen und Gruppen interpretiert. Bevor Schlüsse über das Verhalten der Bevölkerung gezogen wurden, wurde zuerst kontrolliert, ob der festgestellte Sachverhalt auch durch die Schätzung einer anderen Spezifikation zu beobachten war. Wenn es keine Übereinstimmung zwischen den

verschiedenen Spezifikationen gab, wurde auf eine Interpretation der Ergebnisse verzichtet.

Somit können zweierlei Schlüsse aus dieser Untersuchung gezogen werden: 1. jene die Eigenschaften der unterschiedlichen Spezifikationen betreffend und 2. jene über das Arbeitsangebotsverhalten der ÖsterreicherInnen. Allgemein kann zum ersten Punkt gesagt werden, dass es scheinbar einen Trade-off zwischen Erklärungswert der Schätzungen und der Erfüllung der Annahmen der neoklassischen Theorie gibt. Die Schätzungen mit LES-Nutzenfunktionen produzierten als einzige für alle Gruppen konvexe Indifferenzkurven. Auch die ersten und zweiten Ableitungen des Nutzens nach Einkommen und Freizeit waren (bis auf die zweite Ableitung der Freizeit bei Paaren) gemäß der Theorie. Die Schätzungen der Translog- und quadratischen Funktionen produzierten hingegen, insbesondere für Paare Ergebnisse, welche den Grundannahmen zu den Präferenzen bezüglich Freizeit und Einkommen widersprechen. Diese numerischen Resultate wurden schließlich durch die Graphiken der Indifferenzkurven bestätigt. Die Translog und quadratische Funktion generierten für llierte Männer nach unten gewölbte Indifferenzkurven. Dem zufolge würden in Partnerschaft lebende Männer auf Einkommen verzichten, um arbeiten zu können.

Andererseits war der Erklärungswert, gemessen durch das Pseudo- $R^2$ , bei den LES- Schätzungen immer der kleinste, jener der Translog immer der höchste. Dies manifestierte sich auch bei der Überprüfung der Prognosegenauigkeit. Bei der Gegenüberstellung der realen Entscheidungen und der als nutzenmaximal geschätzten Arbeitszeiten bildeten die Prognosen der Translog-Schätzungen die Wirklichkeit am besten ab und jene der LES am schlechtesten. Insgesamt waren aber alle geschätzten Arbeitsstundenverteilungen äußerst unbefriedigend. Dass Frauen 40 Stunden arbeiten, wurde deutlich unterschätzt und stattdessen zuviele Entscheidungen für die 30-Arbeitsstundenalternative prognostiziert. Bei Männern wurde hingegen die 40-Stundenalternative oft überschätzt und die Null-Stundenalternative tendenziell unterschätzt. Rein am Anteil der richtig prognostizierten Arbeitsentscheidungen gemessen, konnte das Arbeitsangebotsverhalten von Männern besser erklärt werden, als jenes von Frauen. Angesichts der großen Abweichungen der prognostizierten Arbeitsstundenverteilung von der realen Arbeitsstundenverteilung, sollte man bei der Simulation einer Politikmaßnahme sehr vorsichtig sein.

Grundsätzlich scheint das Modell das Angebotsverhalten von Singles besser zu erklären als jenes von Paaren. Zum einen sind die theoretischen Annahmen öfter erfüllt und zum anderen konnten die Vorhersagen (vor allem jene der Männer) die realen Arbeitszeiten besser abbilden. Was auch sehr deutlich aus den Schätzungen hervorging, ist der Einfluss, den Kinder auf das Erwerbsverhalten von Frauen haben. Schon bei den Indifferenzkurven zeigte sich, dass Mütter von Kleinkindern, bei gleicher Arbeitszeit, ein höheres Einkommen verlangen als Frauen ohne

Kleinkinder. Dabei beeinflussen vor allem Kinder von 0 bis 2 Jahren das Erwerbsverhalten von Frauen. Bei den Schätzungen der Nutzenfunktionen zeigte sich, dass Kosten für Kinderkrippen und Kindergärten, sowie das Angebot an Kinderbetreuungseinrichtungen, einen signifikanten Einfluss auf das Erwerbsverhalten von Müttern haben.<sup>37</sup> Der Faktor Kinderbetreuungskosten ist laut Schätzungen nicht signifikant zwischen Stadt- und Landbevölkerung verschieden. Die Vermutung, dass für Frauen in ländlichen Regionen die Inanspruchnahme von institutioneller Kinderbetreuung mit größeren Kosten verbunden ist, konnte somit nicht bestätigt werden.

Die durchschnittlichen Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots variierten stark zwischen den Schätzungen und den verschiedenen Haushaltsgruppen. Alle gemessenen Elastizitäten waren im Durchschnitt positiv und schwankten bei Männern zwischen 5,6% und 86,5% und bei Frauen von 27,2% bis 151,6%. Im Vergleich reagieren Frauen stärker auf eine Lohnerhöhung als Männer und Alleinstehende stärker als in Partnerschaft lebende Personen. Frauen mit Kleinkindern haben im Durchschnitt höhere Lohnelastizitäten als jene ohne Kleinkinder. Bei alleinstehenden Männern und allen Frauen wurden in den obersten Lohn- und Einkommensquintilen die niedrigsten Lohnelastizitäten gemessen. Bei Männern in Paarhaushalten hingegen waren die Lohnelastizitäten in den obersten Quintilen der Einkommens- und Lohnverteilung überdurchschnittlich hoch.

---

<sup>37</sup>Um den Effekt der Kinderbetreuung auf das Arbeitsangebot von Frauen zu messen, müsste eine Veränderung der Betreuungskosten simuliert werden. Dies wurde im Rahmen dieser Arbeit nicht gemacht. Spätere, hier nicht veröffentlichte Ergebnisse zeigten aber, dass die erwarteten Arbeitsstunden der Frauen bei einer Verbilligung institutioneller Kinderbetreuung steigen würden.

# Anhang

Tabelle 21: Liste der Variablen

	Translog und LES	Quadratische Funktion
Y	$\ln(\text{Einkommen})$	Einkommen
Fm	$\ln(\text{Freizeitstunden-Männer})$	Freizeitstunden-Männer
Ff	$\ln(\text{Freizeitstunden-Frauen})$	Freizeitstunden-Frauen
Y2	$(\ln(\text{Einkommen}))^2$	$(\text{Einkommen})^2$
Fm2	$(\ln(\text{Fm}))^2$	$(\text{Fm})^2$
Ff2	$(\ln(\text{Ff}))^2$	$(\text{Ff})^2$
YFm	$2 * \ln(Y) * \ln(\text{Fm})$	$2 * Y * \text{Fm}$
YFf	$2 * \ln(Y) * \ln(\text{Ff})$	$2 * Y * \text{Ff}$
AGEm	$\ln(\text{Alter des Mannes}) * \ln(\text{Fm})$	$(\text{Alter des Mannes}) * \text{Fm}$
AGEf	$\ln(\text{Alter der Frau}) * \ln(\text{Fm})$	$(\text{Alter der Frau}) * \text{Fm}$
mEDUm	$(\text{mittlere Ausbildung des Mannes}) * \ln(Y)$	$(\text{mittlere Ausbildung des Mannes}) * Y$
hEDUm	$(\text{höhere Ausbildung des Mannes}) * \ln(Y)$	$(\text{höhere Ausbildung des Mannes}) * Y$
mEDUf	$(\text{mittlere Ausbildung der Frau}) * \ln(Y)$	$(\text{mittlere Ausbildung der Frau}) * Y$
hEDUf	$(\text{höhere Ausbildung der Frau}) * \ln(Y)$	$(\text{höhere Ausbildung der Frau}) * Y$
ALQ_m	$\ln(\text{Regionale Arbeitslosenquote}) * \ln(\text{Fm})$	$(\text{Regionale Arbeitslosenquote}) * \text{Fm}$
ALQ_f	$\ln(\text{Regionale Arbeitslosenquote}) * \ln(\text{Ff})$	$(\text{Regionale Arbeitslosenquote}) * \text{Ff}$
INL	$(\text{Österreichische Staatsbürgerschaft}) * \ln(Y)$	$(\text{Österreichische Staatsbürgerschaft}) * Y$
K0_2	$(\text{Kinderzahl von 0 bis 2 Jahre}) * \ln(\text{Ff})$	$(\text{Kinderzahl von 0 bis 2 Jahre}) * \text{Ff}$
K3_5	$(\text{Kinderzahl von 3 bis 5 Jahre}) * \ln(\text{Ff})$	$(\text{Kinderzahl von 3 bis 5 Jahre}) * \text{Ff}$
K6_10	$(\text{Kinderzahl von 6 bis 10 Jahre}) * \ln(\text{Ff})$	$(\text{Kinderzahl von 6 bis 10 Jahre}) * \text{Ff}$
KK	$\ln(\text{Kinderkrippenkosten}) * \ln(100\text{-Betreuungsquote}) * \ln(\text{Ff})$	$\text{Kinderkrippenkosten} * (100\text{-Betreuungsquote}) * \text{Ff}$
KG	$\ln(\text{Kindergartenkosten}) * \ln(100\text{-VIF-Quote}) * \ln(\text{Ff})$	$\text{Kindergartenkosten} * (100\text{-VIF-Quote}) * \text{Ff}$
KB_DENS	$\ln(\text{Summe Kinderbetreuungskosten}) * \ln(\text{niedrige Bevölkerungsdichte}) * \ln(\text{Ff})$	$(\text{Summe Kinderbetreuungskosten}) * (\text{niedrige Bevölkerungsdichte}) * \text{Ff}$

## Literatur

- J. Angrist and A. Krueger. Empirical strategies in labor economics. In *Handbook of Labor Economics*. O. Ashenfelter; D. Card, 1999.
- Statistik Austria. *EU-SILC 2005. Erläuterungen, Mikrodaten für externe Nutzer.*, 2007a.
- Statistik Austria. *Kindertagesheimstatistik 2006/07*, 2007b.
- M. Beblo, D. Beninger, A. Heinze, and F. Laisney. Measuring selectivity-corrected gender wage gaps in the eu. *ZEW Discussion Papers*, (Nr. 03-74), 2003.
- D. Beninger, F. Laisney, and M. Beblo. Welfare analysis of fiscal reforms : does the representation of the family decision process matter? ; evidence for germany. *ZEW Discussion Papers*, (Nr. 03-31), 2003.
- R. Blundell and T. MaCurdy. Labor supply: A review of alternative approaches. In *Handbook of Labor Economics*. O. Ashenfelter; D. Card, 1999.
- P. Cahuc and A. Zylberberg. *Labor Economics*. Cambridge(Mass) und London: MIT Press, 2004.
- P.-A. Chiappori. Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3): 437–67, June 1992.
- J. Creedy and G. Kalb. Discrete hours labour supply modelling: Specification, estimation and simulation. *Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research. (Working Paper Nr. 16-03)*, 2005.
- H. Dearing, H. Hofer, Ch. Lietz, R. Winter-Ebner, and K. Wrohlich. Why are mothers working longer hours in austria than in germany? a comparative micro simulation analysis. *IZA Discussion Paper*, (Nr. 2845), 2007.
- D. Del Boca and D. Vuri. Labor supply and child care costs: The effect of rationing. *IZA Discussion Paper*, (Nr. 1779), 2005.
- M. Evers, R. A. de Mooij, and D. J. van Vuuren. What explains the variation in estimates of labour supply elasticities? *Tinbergen Institute Discussion Papers*, (Nr. 06-017/3), 2006.
- W. A. Green. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall, (6. Auflage), 2008.

- K. Grünberger and Ch. Zulehner. *Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Österreich*. WIFO-Monatsberichte, 2, 2009.
- P. Haan. Discrete choice labor supply : Conditional logit vs. random coefficient models. *Discussion Papers of DIW Berlin*, (Nr. 394), 2004.
- J. J. Heckman. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 74(1):153–161, 1979.
- P. Jacobebbinghaus. *Steuer-Transfer-Mikrosimulation als Instrument zur Bestimmung des Einflusses von Steuern und Transfers auf Einkommen und Arbeitsangebot einzelner Haushalte*. PhD thesis, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der Universität Bielefeld, 2006.
- M. P. Keane and R. A. Moffitt. A structural model of multiple welfare program participation and labor supply. *International Economic Review*, 39(3), 1998.
- A. Lewbel. Selection model and conditional treatment effects, including endogenous regressors. *mimeo*, 2002. Boston College.
- A. Mas-Colell, M.D. Whinston, and J.R. Green. *Microeconomic Theory*. New York: Oxford University Press, 1995.
- D. McFadden. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In *Frontiers in Econometrics*. Zerembka, P., 1974.
- J. Mincer. Schooling, experience and earnings. *NBER*, 1974.
- C. Olivetti and B. Petrongolo. Unequal pay or unequal employment? a cross-country analysis of gender gaps. *CEP Discussion Paper*, (Nr. 5506), 2006.
- D. Pacifico. A behavioral microsimulation model with discrete labour supply for italian couples. *MPRA Paper*, (Nr. 14198), 2009.
- K. Pratscher. *Sozialhilfe, Behindertenhilfe und Pflegegeld der Bundesländer im Jahr 2006 und in der Entwicklung seit 1996*. *Statistische Nachrichten 7/2008*, Statistik Austria, 2008.
- M. R. Ransom. An empirical model of discrete and continuous choice in family labor supply. *The Review of Economics and Statistics*, 69(3):465–72, August 1987.

- N. Stern. On the specification of labour supply functions. In *Unemployment, Search and Labour Supply*, pages 143–189. R. Blundell und I. Walker (Hrsg.), Cambridge: Cambridge University Press., 1986.
- K. Train. *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, 2003.
- A. Van Soest. Structural models of family labor supply: A discrete choice approach. *Journal of Human Resources*, 30(1):63–88, 1995.
- A. Van Soest. Structural discrete choice models of labor supply. In *Time Use - Research, Data & Policy*. J. Merz und M. Ehling, 1999.
- K. Wrohlich. Labor supply and child care choices in a rationed child care market. *IZA Discussion Paper*, No. 2053, 2006.

# Abbildungsverzeichnis

1	Arbeitsangebotsentscheidung nach Parallelverschiebung der Budgetgerade . . .	8
2	Arbeitsangebotsentscheidung nach Lohnerhöhung (Slutsky-Zerlegung) . . . . .	8
3	Histogramm: Arbeitsstunden der Frauen und Männer . . . . .	24
4	Kerndichteverteilungen der Brutto-Jahreslohneinkommen und Brutto-Stundenlöhne von Männern und Frauen . . . . .	26
5	Kerndichteverteilung: Gegenüberstellung imputierter und der beobachteter Löhne	31
6	Streuungsdiagramm: Reale Einkommen vs. Simulierte Einkommen . . . . .	37
7	Indifferenzkurven eines alleinstehenden Mannes . . . . .	49
8	Indifferenzkurven einer alleinstehenden Frau . . . . .	50
10	Indifferenzkurven eines Mannes mit Partnerin . . . . .	50
9	Indifferenzkurven einer Frau mit Partner . . . . .	51

# Tabellenverzeichnis

1	Statistik der wichtigsten Merkmale . . . . .	23
2	Arbeitszeitalternativen: Paare . . . . .	25
3	Bildungsabschlüsse . . . . .	26
4	OLS-Lohnschätzung: Männer . . . . .	28
5	Lohnschätzung mit Selektionsgleichung: Frauen . . . . .	29
6	Komponenten des Nettoeinkommensrechners . . . . .	32
7	Conditional Logit: Single Männer . . . . .	40
8	Conditional Logit: Single Frauen . . . . .	42
9	Conditional Logit: Paare . . . . .	44
10	Grenznutzen aus Einkommen und Freizeit . . . . .	46
11	Zweite Ableitung von Einkommen und Freizeit . . . . .	47
12	Durchschnittliche Elastizitäten . . . . .	53
13	Durchschnittliche Elastizitäten über die Lohn- und Einkommensverteilung . . . . .	55
14	Durchschnittliche Elastizitäten nach Alter und Kinder . . . . .	57
15	Reale und geschätzte Verteilung der Arbeitsstundenalternativen: Alleinstehende Männer . . . . .	59
16	Gegenüberstellung geschätzter und realer Alternativen: Alleinstehende Männer	59
17	Reale und geschätzte Verteilung der Arbeitsstundenalternativen: Alleinstehende Frauen . . . . .	60
18	Gegenüberstellung geschätzter und realer Alternativen: Alleinstehende Frauen	60
19	Reale und geschätzte Verteilung der Arbeitsstundenalternativen: Frauen und Männer in Paarhaushalten . . . . .	61
20	Gegenüberstellung geschätzter und realer Alternativen: Lierte Frauen . . . . .	62
21	Liste der Variablen . . . . .	66

## **Zusammenfassung**

In dieser Arbeit wird das Arbeitsangebotsverhalten unselbstständig beschäftigter österreichischer Haushalte untersucht. Die Menge der ArbeitnehmerInnen wird in drei Gruppen von Haushalten unterteilt: Alleinstehende Frauen, alleinstehende Männer und Paare. Der neoklassischen Konsumtheorie folgend, wird den Haushalten eine Nutzenfunktion unterstellt und Präferenzen, bezüglich Freizeit und Konsum gemessen. Als Schätzmethode dient ein Conditional Logit Modell nach McFadden [1974], mit dem Wahrscheinlichkeiten diskreter Arbeitsentscheidungen gemessen werden. Alle Schätzungen werden mit drei verschiedenen Nutzenfunktionen durchgeführt, um die Sensitivität des Modells bezüglich der funktionalen Form der Nutzenfunktion zu überprüfen. Die geschätzten Nutzenfunktionen werden auf Erfüllung der theoretischen Annahmen überprüft. Außerdem werden Lohnelastizitäten des Arbeitsangebots berechnet und für spezifische Einkommens- und Bevölkerungsgruppen getrennt analysiert. Abschließend werden die Schätzungen des Arbeitsangebots auf ihre Prognosefähigkeit überprüft. Als Datengrundlage dient der EU-SILC-Datensatz (European Union Statistics on Income and Living Conditions) für Österreich.

## **Abstract**

This Thesis elaborates the labour supply behaviour of dependently employed Austrian households. The sample is divided into three groups of households: Single women, single men and couples. Following the neoclassical consumption theory a utility function is assumed for every household and preferences related to leisure and consumption are estimated. As an estimation method a Conditional Logit Model according to McFadden [1974] is used to compute probabilities of discrete labour supply choices. All estimations are made with three different utility functions in order to check the sensitivity of the model related to the functional form of the utility functions. The estimated utility functions are checked for fulfillment of the theoretical assumptions. Furthermore wage elasticities of the labour supply are estimated and separately analysed for specific income and population groups. Finally the predicting power of the model is evaluated. As base data, EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) microdata on Austria are used.

## LEBENS LAUF

Name	Klaus Grünberger
Geboren am	24.11.1982 in Bozen (Italien)
Kontakt	k.gruenberger[at]gmail.com
<i>Ausbildung</i>	
7/2002	Matura in Bozen
Seit 10/2002	Studium der Philosophie und Politikwissenschaft an der Universität Wien
10/2004 - 9/2009	Studium der Volkswirtschaftslehre an der Universität Wien
4/2008 - 6/2008	Erasmusaufenthalt an der Universität Pompeu Fabra (Barcelona/Spanien)