

# **Steuerliche Spendenanreize in Deutschland – Eine empirische Analyse ihrer fiskalischen Effekte**

Inauguraldissertation  
zur Erlangung des akademischen Grades  
*Doctor rerum politicarum*

vorgelegt und angenommen  
an der Fakultät für Wirtschaftswissenschaft  
der Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg

Verfasser:	Andreas Kalusche
Geburtsdatum und -ort:	1. Januar 1978, Schönebeck (Elbe)
Arbeit eingereicht am:	2. Oktober 2006
Gutachter der Dissertation:	Prof. Dr. Mark Trede Prof. Dr. Ronnie Schöb
Datum der Disputation:	20. April 2007

**Für Sandra**

## **Danksagung**

Ich bedanke mich für wertvolle Hinweise und Ratschläge sowie für eingehende Diskussionen bei meinem Mentor, PD Dr. Ludwig von Auer.

Ebenso danke ich natürlich meinem zweiten Gutachter, Herrn Prof. Dr. Mark Trede.

Mein Dank gilt auch meinen Kollegen Frau Dr. Bettina Büttner und Herrn Dipl.-Vw. Björn Kraaz.

Dem Forschungszentrum des Statistischen Bundesamtes danke ich für die Bereitstellung der im Hauptteil dieser Arbeit verwendeten Daten. Frau Dr. Nicole Buschle stellte mir jene Daten zur Verfügung, auf denen der dritte Abschnitt dieser Arbeit basiert. Auch ihr sei herzlich gedankt.

Insbesondere danke ich Herrn Prof. Dr. Jan-Philipp Reemtsma, dessen „Hamburger Stiftung zur Förderung von Wissenschaft und Kultur“ die vorliegende Arbeit im Rahmen des interdisziplinären Forschungsprojektes „Dotations- und Spendenrecht in Europa“ finanziell förderte. An dieser Förderung war auch die Fritz-Thyssen-Stiftung beteiligt, der ich hiermit ebenfalls meinen Dank aussprechen möchte.

Ohne die Unterstützung meiner Frau, die meine häufigen Zeiten der Abwesenheit (sowohl physisch, als auch geistig) geduldig ertrug, wäre die Fertigstellung dieser Arbeit nicht möglich gewesen. Daher gilt mein Dank Sandra, die mich durch ihre Kraft und Liebe unterstützte.

Abschließend danke ich meiner Familie und allen Freunden, die in jedweder Form, insbesondere durch ihren Zuspruch und ihr Verständnis, die Anfertigung dieser Arbeit begünstigten.

# Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis	VI
Abkürzungsverzeichnis	IX
<b>1 Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2 Theoretische Grundlagen</b>	<b>3</b>
2.1 Rechtliche Grundlagen des Spendenabzugs	3
2.2 Spenden aus konsumtheoretischer Sicht	5
2.3 Spendenpreis, Preiselastizität und Einkommenselastizität	8
2.4 Steuerliche Spendensubventionen und staatliche Nettoeinnahmen	12
2.5 Steuerliche Spendensubventionen als Verzicht auf staatliche Verfügungsgewalt	15
2.6 Fiskalischer Gesamteffekt der Spendenförderung	18
2.7 Reformvorschlag	20
2.8 Fiskalische Wirkungen des Reformsystems	22
<b>3 Die Spendenlandschaft in Deutschland</b>	<b>24</b>
3.1 Datengrundlage	24
3.2 Deskriptive Analyse	24
<b>4 Datenmaterial</b>	<b>33</b>
4.1 Datenquelle FAST 98	33
4.2 Anonymisierung der Daten	35
<b>5 Datenaufbereitung</b>	<b>37</b>
5.1 Relevante Variablen	37
5.2 Auszuschließende Steuerhaushalte	38
5.3 Erfassung der Spenden	41
5.4 Berechnung des verfügbaren Einkommens	44
5.4.1 Traditioneller Ansatz	44
5.4.2 Das Einkommen nach Merz (2001)	46
5.5 Berechnung des Spendenpreises	61
5.5.1 Der Einfluss von Spekulationsgewinnen	61

5.5.2 Der Grenzsteuersatz im deutschen Steuertarif	63
5.5.3 Einflussreiche Tatbestände des EStG	65
5.5.4 Der Solidaritätszuschlag	73
5.6 Erfassung der sozioökonomischen Merkmale	75
<b>6 Ökonometrische Schätzung</b>	<b>78</b>
6.1 Literaturüberblick	78
6.2 Einfache KQ-Schätzungen	84
6.3 Endgültige Spezifikation der Schätzgleichung und Schätzmethode	95
6.4 Schätzergebnisse	100
6.5 Validität der Ergebnisse	122
<b>7 Fiskalische Auswirkungen des Reformsystems</b>	<b>130</b>
7.1 Fiskalischer Gesamteffekt des bestehenden Systems	130
7.2 Prognostizierte Spenden	132
7.3 Optimaler Abschlag	134
7.4 Fiskalischer Gesamteffekt des Reformsystems	135
<b>8 Schlussbemerkungen –</b>	
<b>Steuerpolitisches Fazit, Grenzen der Analyse und Ausblick</b>	<b>142</b>
<b>Anhang A</b>	<b>146</b>
<b>Anhang B</b>	<b>156</b>
<b>Anhang C</b>	<b>157</b>
<b>Anhang D</b>	<b>159</b>
<b>Anhang E</b>	<b>160</b>
<b>Anhang F</b>	<b>161</b>
<b>Anhang G</b>	<b>162</b>
<b>Anhang H</b>	<b>165</b>
<b>Anhang I</b>	<b>168</b>
<b>Anhang J</b>	<b>169</b>
<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>177</b>
<b>Symbolverzeichnis</b>	<b>184</b>

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1	Preiselastizität, Spendennachfrage und Nettokosten	11
Tabelle 3.1	Anteile am Steueraufkommen nach GBE-Klassen sortiert (alle Steuerpflichtigen)	25
Tabelle 3.2	Anteile am Steueraufkommen nach GBE-Klassen sortiert (nur Spendende)	26
Tabelle 3.3	Anteile am Spendenaufkommen (inklusive politischer Spenden), sortiert nach dem GBE	27
Tabelle 3.4	Anteile am Spendenaufkommen (geltend gemachte Spenden bereinigt um politische Spenden) nach GBE-Klassen sortiert	28
Tabelle 3.5	Anteile am Spendenaufkommen (abzugsfähige Spenden bereinigt um politische Spenden) nach GBE-Klassen sortiert	29
Tabelle 3.6	Anteile der Spendenden an den Steuerpflichtigen nach GBE-Klassen sortiert	30
Tabelle 3.7	Durchschnittsspenden nach GBE-Klassen sortiert (nur Spendende)	31
Tabelle 3.8	Anteile der Spendensummen an den Einkommen nach GBE-Klassen sortiert	32
Tabelle 6.1	Ergebnisse einer einfachen KQ-Schätzung des Grundmodells	86
Tabelle 6.2	Ergebnisse einer einfachen KQ-Schätzung des Grundmodells mit zusätzlichem Veranlagungsdummy	87
Tabelle 6.3	Ergebnisübersicht einfacher KQ-Schätzungen – Paqué sowie eigene Schätzungen differenziert nach der Datengrundlage	89
Tabelle 6.4	Ergebnisse diverser Tests auf Heteroskedastizität nach durchgeführter KQ-Schätzung des Grundmodells	92
Tabelle 6.5	Ergebnisse der Tobit-Schätzung des Strukturbruchmodells (6.14)	102
Tabelle 6.6	Durchschnittswerte der geschätzten individuellen Elastizitäten (Strukturbruchschätzung)	103
Tabelle 6.7	Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.25) auf Basis der Haushalte, deren Spende die gesetzlichen Höchstgrenzen des Spendenabzugs übersteigt	114

Tabelle 6.8	Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)	116
Tabelle 6.9	Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)	119
Tabelle 6.10	Kovarianzen und Korrelationskoeffizienten zwischen den Einkommens- und Preisvariablen	128
Tabelle 7.1	Kennzahlenüberblick	137
Tabelle E.1	Anteile am Spendenaufkommen der geltend gemachten politischen Spenden nach GBE-Klassen sortiert	160
Tabelle F.1	Ergebnisse der Hilfsregressionen zur Ermittlung der benötigten Angaben aus Anlage ST	161
Tabelle G.1	Ergebnisse separater KQ-Schätzungen des um einen Veranlagungsdummy ergänzten Grundmodells	162
Tabelle G.2	Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)	163
Tabelle G.3	Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)	164
Tabelle H.1	Ergebnisse der Tobit-Schätzung des Strukturbruchmodells (6.14) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM	165
Tabelle H.2	Ergebnisse der Tobit-Schätzung des Strukturbruchmodells (6.14) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM	166
Tabelle H.3	Durchschnittswerte der geschätzten individuellen Elastizitäten (separate Strukturbruchschätzung der Datensatzkomponenten)	167
Tabelle I.1	Nach GBE-Klassen ermittelte Durchschnittselastizitäten (alle Beobachtungen)	168
Tabelle I.2	Nach GBE-Klassen ermittelte Durchschnittselastizitäten (nur Spender)	168
Tabelle J.1	Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.25) auf Basis der Haushalte, deren Spende die gesetzlichen Höchstgrenzen des Spendenabzugs übersteigt (Additionsbetrag 1 €)	169

Tabelle J.2	Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 1 €)	170
Tabelle J.3	Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 1 €)	171
Tabelle J.4	Kennzahlenüberblick (Additionsbetrag 1 €)	172
Tabelle J.5	Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.25) auf Basis der Haushalte, deren Spende die gesetzlichen Höchstgrenzen des Spendenabzugs übersteigt (Additionsbetrag 10 €)	173
Tabelle J.6	Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 10 €)	174
Tabelle J.7	Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 10 €)	175
Tabelle J.8	Kennzahlenüberblick (Additionsbetrag 10 €)	176



## Abkürzungsverzeichnis

AfA	Absetzung für Abnutzungen
ATE	Auslandstätigkeitserlass
BerlinFG	Berlinförderungsgesetz
DBA	Doppelbesteuerungsabkommen
ESt	Einkommensteuer
EStDV	Einkommensteuer-Durchführungsverordnung
EStG	Einkommensteuergesetz
FAST 98	Faktisch Anonymisiertes Mikrodatenfile der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 1998
FördG	Fördergebietsgesetz
GBE	Gesamtbetrag der Einkünfte
G-Q-Test	Goldfeld-Quandt-Test
KQ	kleinste Quadrate
LR-Test	Likelihood-Ratio-Test
ML	Maximum Likelihood
SdE	Summe der Einkünfte
SolZG	Solidaritätszuschlagsgesetz
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung
VuV	Vermietung und Verpachtung
ZVE	zu versteuerndes Einkommen

# 1 Einleitung

Bereits seit Jahren befindet sich der Haushalt der Bundesrepublik Deutschland in einer beträchtlichen Schieflage. Insbesondere die anhaltende Diskussion über die Einhaltung der Maastricht-Kriterien hat diese Tatsache verstärkt ins Bewusstsein der deutschen Bevölkerung gerückt. Speziell das 3%-Kriterium des Stabilitätspaktes, wonach ein Defizit im Staatshaushalt nicht größer als 3% des Bruttoinlandsprodukts ausfallen darf, rückte zusehends in den Fokus des Interesses. Ursache ist die seit 2002 anhaltende Verletzung dieses Kriteriums, d.h. seit 2002 ist stets ein Defizit zu beobachten, das mehr als die angesprochenen 3% beträgt.

Angesichts dieser angespannten Haushaltslage suchen die verantwortlichen Finanzpolitiker nach Maßnahmen, die zu Kürzungen auf der Ausgabenseite und/oder Zuwächsen auf der Einnahmenseite führen. Umso erstaunlicher ist es, dass das finanzpolitische Instrument der steuerlichen Spendenförderung bislang nicht ernsthaft auf den Prüfstand gestellt wurde.

Diese Förderung erfolgt durch die von Seiten des Staates gewährte Abzugsfähigkeit der Spenden. Das steuerpflichtige Einkommen, also die Bemessungsgrundlage der persönlichen Einkommensteuer, wird im Falle einer Spende um den Spendenbetrag reduziert. Die Spende führt somit für den einzelnen Spender über die Reduzierung der Bemessungsgrundlage zu einer Verringerung der Einkommensteuerschuld. In gleichem Ausmaß verzichtet der Staat dementsprechend auf Steuereinnahmen. Prima facie stellt eine Abschaffung dieser steuerlichen Förderung mithin einen geeigneten Weg dar, die Steuereinnahmen des Staates zu erhöhen und den Finanzierungssaldo ausgeglichener zu gestalten. Diese einseitige Betrachtungsweise ignoriert jedoch die Tatsache, dass die Abschaffung jener steuerlichen Spendenanreize in einem Einbruch der Spendentätigkeit resultieren könnte. In der Folge sähe sich der Staat nun gezwungen, seine Ausgaben zu erhöhen, um ein existierendes Niveau der Versorgung mit öffentlichen Gütern sicherzustellen, welches zuvor nur mit Hilfe der geleisteten Spenden erreicht werden konnte.

Die Unsicherheit bezüglich der Höhe der eben genannten Effekte bzw. der Wirksamkeit der steuerlichen Spendenanreize hat bislang eine kritische und wertneutrale Prüfung der Existenzberechtigung des Spendenabzugs erschwert, wenn nicht gar verhindert. Ganz anders stellt sich die Situation in den USA dar. Dort wurden seit den späten 1960er Jahren verschiedene empirische Studien erstellt. Die Pionierarbeiten stammen von Taussig (1967)

und Feldstein (1975). Weitere wichtige Beiträge leisteten unter anderem Clotfelter (1980), Clotfelter und Steuerle (1981), Barrett (1991), Barret *et al.* (1997) und Auten *et al.* (2002). In Deutschland wurden bis auf eine Arbeit von Paqué (1986) keine vergleichbaren Studien veröffentlicht.

Erstes Ziel der vorliegenden Arbeit ist es nun, diese Erkenntnislücke mittels individueller Daten, welche aus Einkommensteuererklärungen des Jahres 1998 gewonnen wurden, zu schließen. Es werden die Wirksamkeit der steuerlichen Spendenanreize und die aus ihrer Inanspruchnahme resultierenden Konsequenzen für den Staatshaushalt quantifiziert. Ferner wird für die steuerlichen Spendenanreize ein Reformsystem vorgestellt, welches gegenüber dem bestehenden System verschiedene Vorzüge aufweist. Das abschließende Ziel besteht darin, den Einfluss dieses Reformsystems auf den Staatshaushalt möglichst verlässlich zu prognostizieren.

Die nachfolgenden Ausführungen sind in sieben Kapitel untergliedert. Zunächst werden im zweiten Abschnitt die theoretischen Grundlagen vermittelt. Anschließend folgt eine deskriptive Analyse der Spendenlandschaft in der Bundesrepublik Deutschland. Kapitel 4 stellt das für den Kern dieser Arbeit verwendete Datenmaterial vor. Die für die ökonometrische Analyse notwendigen Aufbereitungen dieses Datenmaterials werden im Kapitel 5 beschrieben. Kapitel 6 widmet sich der ökonometrischen Analyse. Es werden das verwendete Schätzverfahren sowie die Schätzergebnisse vorgestellt. Gegenstand von Kapitel 7 ist das Reformsystem mit seinen Auswirkungen auf den Staatshaushalt. Die steuerpolitischen Konsequenzen werden im abschließenden Kapitel 8 diskutiert.

## 2 Theoretische Grundlagen

### 2.1 Rechtliche Grundlagen des Spendenabzugs

Nach § 10b EStG<sup>1</sup> als Sonderausgaben abzugsfähige Spenden sind Ausgaben zur Förderung mildtätiger, kirchlicher, religiöser, wissenschaftlicher und der als besonders förderungswürdig anerkannten gemeinnützigen und kulturellen Zwecke. Die Zuwendung kann dabei sowohl in monetärer, als auch materieller Form erfolgen, d.h. sowohl Geld-, als auch Sachspenden sind abzugsfähig. Damit eine Zuwendung als abzugsfähige Spende anerkannt wird, muss sie folgende drei Kriterien erfüllen: wirtschaftliche Belastung des Spenders, Freiwilligkeit und Unentgeltlichkeit. Die Spende ist also derjenige Teil des Einkommens bzw. Vermögens, den der Spender, ohne einem äußeren Zwang zu unterliegen, aufgrund einer eigenen, freien Entscheidung abgibt, um einen der genannten Zwecke zu unterstützen. Der Spender erwirbt hierbei keinerlei Ansprüche auf etwaige Gegenleistungen.

Um eine zu starke Reduzierung des steuerpflichtigen Einkommens mittels Spenden zu verhindern, sind die Abzugsmöglichkeiten jedoch vom Gesetzgeber begrenzt worden. Grundsätzlich ist jede Spende zugunsten eines der gesetzlich festgeschriebenen Zwecke in Höhe von maximal 5% des Gesamtbetrags der Einkünfte (GBE) abzugsfähig. Allerdings gilt bei Spenden zugunsten wissenschaftlicher, mildtätiger oder als besonders förderungswürdig anerkannter kultureller Zwecke ein erweiterter Höchstsatz von bis zu 10%. Das bedeutet jedoch nicht, dass man durch geschickte Wahl der begünstigten Zwecke insgesamt 15% des persönlichen GBE zum Abzug bringen kann. Erreicht man mit seinen Spenden die generelle Grenze von 5% des GBE, kann man den abzugsfähigen Betrag mit Hilfe von Spenden zugunsten der genannten Zwecke auf insgesamt 10% des GBE aufstocken.<sup>2</sup> Bei der Höchstgrenze des Abzugs von Spenden zugunsten wissenschaftlicher, mildtätiger oder als besonders förderungswürdig anerkannter kultureller Zwecke handelt es sich also um eine variable Höchstgrenze, welche vom Umfang der Spenden zugunsten jener Zwecke abhängt, die ausschließlich der generellen Höchstgrenze von 5% des GBE

---

<sup>1</sup> Falls kein expliziter Hinweis auf eine bestimmte Fassung erfolgt, beziehen sich sämtliche Verweise in der vorliegenden Arbeit auf die für den Veranlagungszeitraum 1998 geltende Fassung des Einkommensteuergesetzes (EStG).

<sup>2</sup> Selbständige besitzen eine weitere Option. Ihnen wird auch stattdessen der steuerliche Abzug von Spendenbeträgen bis zu einer Höhe von 0,2% der Summe der gesamten Umsätze und der im Kalenderjahr aufgewendeten Löhne und Gehälter gestattet, falls dies für sie die günstigere Alternative darstellt. In diesem Fall unterscheidet der Gesetzgeber nicht in die zwei genannten Gruppen von begünstigten Zwecken. Stellen sie sich durch Wahrnehmung dieser Option schlechter, gelten die obigen Ausführungen.

unterliegen. Hat ein Spender ausschließlich Spenden zugunsten der „10%-Zwecke“ geleistet, dann beläuft sich der Höchstbetrag tatsächlich auf 10% des GBE. Hat er jedoch bereits zugunsten von „5%-Zwecken“ gespendet, so kann die 10%-Höchstgrenze für die besonders begünstigten Zwecke ebenfalls bis auf ein Niveau von 5% absinken.<sup>3</sup>

Ein Beispiel soll die Grundmechanik veranschaulichen. Ein Haushalt mit einem GBE von 50.000 € sieht sich einer grundsätzlichen Höchstgrenze von 2.500 € (5% des GBE) und einer erweiterten Höchstgrenze von 5.000 € (10% des GBE) gegenüber. Wenn dieser Haushalt mit einer Spende von 4.000 € ausschließlich jene Zwecke begünstigt, die eine maximale Abzugsfähigkeit in Höhe von 5% des GBE ermöglichen, dann kann er sein steuerpflichtiges Einkommen nur um 2.500 € reduzieren. Leistet der Haushalt jedoch zusätzlich noch eine Spende von 2.000 € an jene Zwecke, welche die erweiterte Abzugsmöglichkeit zulassen, so werden jene 2.000 € vollständig zum Abzug gebracht. Insgesamt kann dieser Haushalt also 4.500 € seiner Spenden in Höhe von 6.000 € steuerlich fördern lassen. Die maximale Grenze von 5.000 € kann er aufgrund des zu geringen Anteils der Spende, welche an Zwecke mit erweitertem Höchstbetrag geleistet wurde, nicht voll ausschöpfen. Strukturiert er seine Gesamtspende genau umgekehrt, also 2.000 € für Zwecke mit einfacher Höchstgrenze und 4.000 € für Zwecke mit erweiterter Höchstgrenze, dann wird das steuerlich absetzbare Limit von 5.000 € voll ausgeschöpft.

Die steuergesetzlichen Absetzungsregelungen im Zusammenhang mit den in Höhe von bis zu 10% des GBE abzugsfähigen Spenden erlauben zudem erweiterte Abzugsmöglichkeiten für Spenden ab 50.000 DM, sofern es sich dabei um Großspenden handelt. Bei einer Großspende im Sinne des EStG handelt es sich um eine Einzelzuwendung in Höhe von mindestens 50.000 DM zugunsten der genannten stärker geförderten Zwecke. Da in diesen Größenordnungen die Gefahr des Überschreitens der Höchstbeträge besteht, räumt das Gesetz nur für diese Großspenden die Möglichkeit des Vor- und Rücktrags der Spenden ein. Die Spende kann in ihrer steuerlichen Behandlung auf acht Jahre verteilt werden.<sup>4</sup> Sie ist somit anteilig im Rahmen der Höchstbeträge im jeweiligen Veranlagungszeitraum abzugsfähig.

Auf die im Rahmen der Steuerreform des Jahres 2000 geschaffenen erweiterten Abzugsmöglichkeiten für Zuwendungen an Stiftungen und Zuwendungen bei Gründung

---

<sup>3</sup> Macht beispielsweise eine Spende zugunsten der „5%-Zwecke“ 2,3% des GBE aus, so ist eine Spende für „10%-Zwecke“ in Höhe von maximal 7,7% des GBE abzugsfähig.

<sup>4</sup> Gegenwärtig lässt das Einkommensteuergesetz nur noch eine Verteilung der Großspenden auf maximal sieben Jahre zu.

einer Stiftung wird hier nicht eingegangen, da sie bezüglich der dieser Arbeit zugrunde liegenden Daten aus dem Jahre 1998 keinerlei Relevanz besitzen.

## **2.2 Spenden aus konsumtheoretischer Sicht**

Abzugsfähige Spenden stellen, genau wie die gezahlten Steuern, Beiträge des Einzelnen zur Erstellung eines öffentlichen Gutes dar.<sup>5</sup> Wie die Steuer zeichnet sich auch die Steuer u.a. durch fehlende Gegenleistung aus. Da sie jedoch im Gegensatz zur Steuer eine Zwangsabgabe darstellt, besitzt der Einzelne keinen Einfluss auf ihre Verwendung. Dies ist durchaus beabsichtigt, denn in der Regel ermöglichen Steuereinnahmen die Finanzierung öffentlicher Aufgaben, an der sich der Einzelne nicht (oder nur in unzureichender Weise) freiwillig beteiligen würde.

Da sich die Steuer jedoch im Gegensatz zur Steuer durch Freiwilligkeit auszeichnet, fällt die Entscheidung, ob überhaupt und wenn ja, in welcher Höhe und für welchen Zweck gespendet wird, komplett in den privaten Bereich. Aus einem Kontinuum an existierenden nutzenstiftenden öffentlichen Gütern wählt der Spender einige wenige Güter, zu deren Bereitstellung er beitragen möchte. Oft beschränkt sich diese Auswahl auf ein einziges öffentliches Gut.

Natürlich darf hierbei nicht übersehen werden, dass die spendengeförderten Zwecke sich hinsichtlich der Ausprägung des Öffentlichen-Gut-Charakters unterscheiden. Eine Steuer zugunsten des lokalen Sportvereins erhöht den Nutzen eines relativ kleinen und klar abgegrenzten Personenkreises. Eine Zuwendung an die Kinderkrebshilfe dagegen wird sicher einem weitaus größeren Personenkreis einen Nutzenzuwachs beschern. Oftmals fließen Spenden auch lokalen öffentlichen Gütern zu. Der Nutzenzuwachs, der aus einem spendenfinanzierten öffentlichen Stadtpark in Stadt A für die Bewohner einer mehrere hundert Kilometer entfernt gelegenen Stadt B resultiert, ist zweifelsohne vernachlässigbar. Diese Differenzierung gilt jedoch in gewissem Maße auch für die aus Steuermitteln finanzierten öffentlichen Güter.

Somit könnte nun ein oberflächlich analysierender Ökonom gewillt sein, alle Spender als wahre Altruisten zu charakterisieren. Schließlich handeln spendende Individuen prima

---

<sup>5</sup> Der Begriff des öffentlichen Gutes ist hier unter Umständen eher im umgangssprachlichen Sinne zu verstehen. Schließlich erfüllen nicht alle steuer- oder spendenfinanzierten Aktivitäten die strengen finanzwissenschaftlichen Kriterien eines reinen öffentlichen Gutes. Dort würde man von einem öffentlichen Gut nur dann sprechen, wenn für dieses Gut die Bedingungen der „Nichtausschließbarkeit“ und der „Nichtrivalität“ im Konsum erfüllt sind.

facie nicht rational, wenn sie freiwillig zur Erstellung eines öffentlichen Gutes beitragen, von dessen Nutzung sie ohnehin nicht ausgeschlossen werden könnten. Altruismus wäre daher eine naheliegende Erklärung für dieses Verhalten. Träfe jenes Phänomen in dieser Reinform zu, wäre die vorliegende Arbeit allerdings an dieser Stelle beendet. Ein reiner Altruist würde sein Handeln sicherlich nicht von der persönlichen Steuerersparnis abhängig machen.

Es existiert jedoch eine Vielzahl von Arbeiten, die nachweisen, dass eine Spende immer auch einen individuellen Eigennutz befriedigt, welcher den Nutzen aus der Existenz bzw. der aufgrund der individuellen Spende gestiegenen Menge des öffentlichen Gutes nicht nur ergänzt, sondern teilweise stark dominiert.<sup>6</sup> Beim bereits oben erwähnten Fall der Spende an den lokalen Sportverein lässt sich dieses Argument leicht nachvollziehen, insbesondere wenn der Spender zugleich Mitglied des begünstigten Vereins ist. Weniger einsichtig ist dies bei Spenden zugunsten von Organisationen, deren Wirkungskreis kaum in der persönlichen Umgebung zu finden ist, z.B. „Brot für die Welt“, oder Spendenwellen zugunsten von Opfern großer Naturkatastrophen auf anderen Kontinenten. Hier sei die große Spendenbereitschaft der deutschen Bevölkerung nach dem Tsunami Ende 2004 in Südostasien genannt. Doch selbst in diesen Fällen, die scheinbar Altruismus in Reinform repräsentieren, werden sich den Spendern auch egoistische Motive nachweisen lassen.

Ohne Zweifel ziehen alle Menschen (auch die Nicht-Spender) einen Nutzen aus der Tatsache, dass notleidenden Menschen geholfen wird. Selbst ein Individuum, das keinen Anteil am Schicksal anderer Menschen nimmt, kann zumindest den Schluss ziehen, dass genug Hilfsbereitschaft auf der Welt existiert, um im Fall der eigenen Notlage davon profitieren zu können. Allein schon dieses Wissen und die daraus resultierende Sicherheit wirken nutzensteigernd. Jedoch ist hiermit nur der Nutzen beschrieben, den das öffentliche Gut selbst stiftet.

Das gute Gefühl, sich selbst aktiv an der Hilfe beteiligt zu haben, kann gleichwohl nur der Spender verspüren. Auch ein noch so kleiner Spendenbeitrag verhilft zu der Gewissheit, sich nicht tatenlos abgewendet zu haben und damit zu einem „guten Gewissen“. Dieses angenehme Empfinden ist aus ökonomischer Sicht ein privates und kein öffentliches Gut. Man bezeichnet es in der Literatur auch als „warm glow“.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup> Eine aktuelle Übersicht zu dieser Thematik findet sich bei Andreoni (2006).

<sup>7</sup> Vgl. dazu Andreoni (1989), der das Modell des „impure altruism“ entwickelt.

Die Spendenmotivation kann demnach keineswegs allein auf Altruismus zurückgeführt werden. Die Individuen maximieren folglich eine Nutzenfunktion, die nicht nur vom privaten Konsum und der Gesamtmenge des öffentlichen Gutes abhängt, sondern auch von der Höhe des eigenen freiwilligen Beitrags zum öffentlichen Gut.<sup>8</sup> Dieser freiwillige, den „warm glow“ erzeugende Beitrag als zusätzliches Argument in der Nutzenfunktion führt zu folgender Implikation: Selbst wenn nur ein einziges öffentliches Gut existierte, stellen Steuern und Spenden aus Sicht des Individuums keineswegs perfekte Substitute dar. In der Realität, die sich durch eine Vielzahl öffentlicher Güter auszeichnet, ist somit auf Seiten der potentiellen Spender erst recht kaum von einer substitutiven Beziehung zwischen Spenden und Steuern auszugehen.<sup>9</sup> Spenden sind folglich, genauso wie Ausgaben für Nahrung, Miete oder Konsumgüter, eine von vielen möglichen Verwendungsformen des verfügbaren Einkommens.

Oder anders formuliert: Sein Budget wird das Individuum derart auf verschiedene Verwendungszwecke aufteilen, dass sein Nutzen maximal wird. Zu diesen Verwendungszwecken gehört unter anderem auch das Leisten einer Spende, da die Spende sich genauso wie jedes andere Konsumgut eignet, einen individuellen Nutzen zu stiften, der unabhängig von altruistischer Motivation ist.

Die Quintessenz dieser Überlegungen besteht darin, die Spende als ein privates Gut zu betrachten, nach dem eine Nachfrage seitens der Konsumenten bzw. potentiellen Spender besteht. Salopp formuliert: Statt beispielsweise einen guten Wein zu kaufen, kann das Individuum den entsprechenden Geldbetrag auch für eine Spende verwenden, um auf diese Weise „warm glow“ zu kaufen und somit seinen Nutzen zu erhöhen. Man kann sich diesen Vorgang auch plastisch als den Erwerb der von den Empfängerorganisationen ausgestellten und für den Nachweis beim Finanzamt notwendigen Spendenbescheinigungen vorstellen.

Die bisherigen Ausführungen versuchten ein Verständnis dafür zu schaffen, warum in der nachfolgenden Analyse eine Spende als ein „herkömmliches“ Konsumgut und ein Spender als ein Konsument (von „warm glow“) angesehen werden. Diese Interpretationen sind für die empirische Arbeit eine zwingende Notwendigkeit, denn erst sie ermöglichen es, eine Nachfrage nach Spenden zu unterstellen, die u.a. durch typische Größen wie Preis (einer Spende) und Einkommen (des Käufers bzw. Spenders) determiniert wird. In der Folge können dann anhand der vorliegenden Daten Nachfrageelastizitäten geschätzt werden –

---

<sup>8</sup> Eine rein verbal gehaltene systematische Erläuterung der Beziehung zwischen Altruismus und ökonomischer Nutzentheorie findet sich in v. Auer (2005a).

<sup>9</sup> Die Empfängerorganisationen mögen indifferent gegenüber den unterschiedlichen Finanzierungsquellen sein, doch diese Problematik soll hier nicht weiter vertieft werden.



konkret die *Einkommens-* und die *Preiselastizität* der Nachfrage nach Spenden. Im Folgenden wird vereinfachend von der Einkommens- und Preiselastizität der Spendentätigkeit gesprochen.

### **2.3 Spendenpreis, Preiselastizität und Einkommenselastizität**

Welchen Preis besitzt eine Spende in Höhe von 1 €? Eine Spende bedeutet immer, dass der gespendete Geldbetrag dem Spender nun nicht mehr für den Kauf anderer Konsumgüter zur Verfügung steht. Der Spender muss Konsumverzicht leisten. Wäre der Konsumverzicht identisch mit dem gespendeten Geldbetrag, dann könnte man tatsächlich konstatieren, eine Spende in Höhe von 1 € kostet genau 1 €.

Inwieweit der Konsumverzicht tatsächlich genau der geleisteten Spende entspricht, hängt jedoch davon ab, ob der Spender Einkommensteuer zahlt. Zahlt der Spender keine Einkommensteuer, so reduziert eine Spende über 1 € das individuelle Budget um genau diesen einen Euro. Der Konsumverzicht entspricht dem Spendenbetrag. Der Preis der Spende beträgt genau 1 € – eine gespendete Geldeinheit kostet eine Geldeinheit.

Ist der Spender hingegen einkommensteuerpflichtig, so profitiert er davon, dass Spenden als Sonderausgaben bei der Ermittlung des zu versteuernden Einkommens vom Gesamtbetrag der Einkünfte abgezogen werden. Bei einer Spende von 1 € wird die Bemessungsgrundlage der Steuer um 1 € reduziert. In letzter Konsequenz führt dies zu einer verringerten Steuerschuld. Ein Individuum, dessen zu versteuerndes Einkommen so groß ausfällt, dass es sich dem derzeit geltenden Spitzensteuersatz von 42% gegenüber sieht, verringert durch eine Spende über 1 € sein zu versteuerndes Einkommen um genau diesen Euro. Die 42 Cent, die ohne Spende als Steuerschuld auf diesen Euro fällig gewesen wären, müssen nun nicht gezahlt werden. Den Kosten dieser 1€-Spende steht somit ein Steuerersparnis in Höhe von 0,42 € gegenüber, so dass der Spender netto nur einen Kaufpreis von 0,58 € für den Erwerb des entsprechenden Spendenbelegs zahlen muss. Der Preis der Spende beträgt also 0,58 € – eine gespendete Geldeinheit kostet 0,58 Geldeinheiten in Form von Konsumverzicht.

Ganz allgemein gilt also: Der Spendenpreis beträgt im deutschen Steuersystem immer 1 minus dem Grenzsteuersatz des Spenderhaushalts. Formal: In Abhängigkeit vom eigenen Grenzsteuersatz  $m_h$  sieht sich also jeder Haushalt  $h$  einem individuellen Spendenpreis von  $P_h = 1 - m_h$  gegenüber.

Unterstellt man eine ausschließliche Abhängigkeit der individuellen Nachfrage der Haushalte nach Spenden  $S_h$  allein vom Preis  $P_h$ , dann nimmt die Nachfragefunktion folgende allgemeine Gestalt an:  $S_h = S_h(P_h)$ .

Die individuelle Preiselastizität des Haushaltes  $\varepsilon_h$  ergibt sich nun gemäß:

$$(2.1) \quad \varepsilon_h = \frac{dS_h(P_h)}{dP_h} \cdot \frac{P_h}{S_h}.$$

Es handelt sich hierbei um ein aus der mikroökonomischen Konsumtheorie bekanntes Konzept, welches dort häufige Anwendung findet, weil Elastizitäten sich generell dadurch auszeichnen, ein dimensionsloses Maß für die Reagibilität der endogenen Variable bezüglich Veränderungen der exogenen Variable darzustellen. Die Preiselastizität beschreibt also das Ausmaß, in welchem die Spendennachfrage auf Preisänderungen reagiert, wobei sie den Vorteil besitzt, unabhängig von den gewählten Maßeinheiten der Variablen zu sein. Vereinfachend wird sie meist in der Form interpretiert, dass sie angibt, um wie viel Prozent sich der Wert der abhängigen Variable als Folge einer 1%-igen Änderung der unabhängigen Variable ändert.<sup>10</sup> Der konkrete Wert von  $\varepsilon_h$  wird üblicherweise negativ ausfallen, was bedeutet, dass er angibt, um wie viel Prozent die Spende als Folge eines 1%-prozentigen Preisanstiegs sinkt bzw. vice versa.

Existieren neben dem Preis weitere erklärende Variablen, werden die entsprechenden Elastizitäten analog der Vorgehensweise bei der Preiselastizität ermittelt und interpretiert.<sup>11</sup> Die Einkommenselastizität der Spendentätigkeit misst demnach die prozentuale Veränderung in der Spendenhöhe, welche eine 1%-ige Erhöhung des Spendereinkommens hervorrufen würde.

Im Mittelpunkt der hier angestellten Betrachtungen steht jedoch die Preiselastizität. Die Ursache liegt in dem kritischen Wert von -1. Dieser impliziert nämlich individuelle Kostenneutralität,<sup>12</sup> was anhand der nachfolgenden Beispielrechnung veranschaulicht werden soll. Angenommen, ein Haushalt  $h$  sieht sich aufgrund seiner individuellen steuerlichen Situation einem Spendenpreis von  $P_h^0$  gegenüber, welcher entsprechend der

---

<sup>10</sup> Dies ist deshalb eine Vereinfachung, weil in die Berechnung der Elastizität die Ableitung der Funktion  $S_h(P_h)$  einfließt. Folglich gilt obige Interpretation bei gegebenem Preis strenggenommen nur für infinitesimale Preisänderungen, es sei denn, der konkrete Wert der Ableitung ist eine Konstante.

<sup>11</sup> Zu beachten ist in jenen Fällen lediglich, dass es sich bei den verwendeten Ableitungen um die partiellen Ableitungen bezüglich der betrachteten Variable handelt.

<sup>12</sup> Vgl. Feldstein/Taylor (1976), S. 1.207.

individuellen Spendennachfrage  $S_h^0(P_h^0)$  zu einer geleisteten Spende von  $S_h^0$  führt. Die Nettokosten  $C_h^0$  dieser Spende betragen  $C_h^0 = P_h^0 \cdot S_h^0$ . Besitzt dieser Haushalt nun eine Preiselastizität von -1, so lässt sich auch ohne Kenntnis des genauen Verlaufs von  $S_h^0(P_h^0)$  die Wirkung einer Preisänderung darstellen. Steigt der Preis um 1% von  $P_h^0$  auf  $P_h^1$ , so verringert der Haushalt seine Spende um 1% von  $S_h^0$  auf  $S_h^1$ . Die neuen Werte lassen sich aufgrund der Kenntnis der Basiswerte auch folgendermaßen ausdrücken:

$$(2.2) \quad P_h^1 = 1,01 \cdot P_h^0 \quad \text{bzw.} \quad S_h^1 = 0,99 \cdot S_h^0 \approx (1/1,01) \cdot S_h^0.$$

In der neuen Situation ergeben sich folglich Nettokosten in Höhe von

$$(2.3) \quad C_h^1 = P_h^1 \cdot S_h^1 = 1,01 \cdot P_h^0 \cdot (1/1,01) \cdot S_h^0 = P_h^0 \cdot S_h^0 = C_h^0,$$

wobei die Beziehungen (2.2) ausgenutzt wurden. Die Nettokosten bleiben demnach unverändert. Das gleiche Ergebnis stellt sich auch bei einem 1%-igen Preisrückgang ein.

Das bedeutet, dass ein Haushalt mit einer Preiselastizität von -1 auf (marginale) Preisänderungen derart in seiner Spendentätigkeit reagiert, dass seine Nettokosten konstant bleiben. Mit der Anpassung im Spendenverhalten wird die Auswirkung der Preisänderung auf die individuellen Nettokosten genau kompensiert.

Elastizitäten, die größer als -1 ausfallen (bzw.  $|\varepsilon_h| < 1$ )<sup>13</sup>, kennzeichnen unelastische Reaktionen der Spender, da die relative Änderung der Spende geringer ausfällt als die sie auslösende relative Preisänderung. Entsprechend handelt es sich bei Individuen, deren Spendenverhalten durch Elastizitäten kleiner als -1 (bzw.  $|\varepsilon_h| > 1$ ) beschrieben werden kann, um elastisch reagierende Spender.

Individuelle Kostenneutralität ist weder im elastischen, noch im unelastischen Bereich anzutreffen. Wiederholt man obige Rechnung mit entsprechenden Werten, gelangt man zu folgender Erkenntnis: Im elastischen Bereich führt ein Preisanstieg zu einem überproportionalen Spendenrückgang mit der Folge, dass die individuellen Nettokosten sinken. Ein Preisrückgang hingegen regt die Spendentätigkeit so stark an, dass die Nettokosten des Spenders steigen. Das umgekehrte Bild liefert der unelastische Bereich. Ein Preisanstieg lässt hier die individuellen Nettokosten steigen, da die Spende nur in geringem Ausmaß sinkt. Ein Preisrückgang führt dagegen zu einem Kostenrückgang, da die Spende als Folge nur geringfügig steigt.

<sup>13</sup> Die Betrachtung beschränkt sich auf den Normalfall, dass  $\varepsilon_h < 0$ .

Zusammenfassend lässt sich also festhalten: Im elastischen Bereich überkompensiert die Reaktion im individuellen Spendenverhalten die Wirkung der Preisänderung auf die Nettokosten. Im unelastischen Bereich hingegen ruft eine Preisänderung eine gleichgerichtete Reaktion der individuellen Nettokosten hervor, die durch das Spendenverhalten lediglich gedämpft wird. Tabelle 2.1 präsentiert diese Zusammenhänge im Überblick.

	$\varepsilon_h < -1$ (elastischer Bereich)	$\varepsilon_h = -1$	$-1 < \varepsilon_h < 0$ (unelastischer Bereich)
Preisanstieg	<ul style="list-style-type: none"> <li>• überproportionaler Spendenrückgang</li> <li>• Nettokosten sinken</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• proportionaler Spendenrückgang</li> <li>• Nettokosten konstant</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• unterproportionaler Spendenrückgang</li> <li>• Nettokosten steigen</li> </ul>
Preisrückgang	<ul style="list-style-type: none"> <li>• überproportionaler Spendenanstieg</li> <li>• Nettokosten steigen</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• proportionaler Spendenanstieg</li> <li>• Nettokosten konstant</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• unterproportionaler Spendenanstieg</li> <li>• Nettokosten sinken</li> </ul>

*Tabelle 2.1: Preiselastizität, Spendennachfrage und Nettokosten*

Bei der Preiselastizität handelt es sich um ein haushaltsspezifisches Konzept. Es existiert nicht *die* Preiselastizität der Spendentätigkeit. Es gibt nur die Preiselastizität des Haushalts  $h$  in seiner individuellen Situation (z.B. Einkommenssituation). Die verschiedenen Haushalte befinden sich jedoch in sehr unterschiedlichen Situationen. Es ist deshalb davon auszugehen, dass sich die Preiselastizität von Haushalt zu Haushalt unterscheidet.

Eine allgemeingültige einheitliche Preisänderung wird somit auch individuelle Anpassungsreaktionen in der Spendentätigkeit der Haushalte hervorrufen. Da der Preis jedoch eindeutig durch den individuellen Grenzsteuersatz  $m_h$  determiniert wird, können Preisänderungen nur aus Änderungen dieses Grenzsatzes resultieren, welche wiederum zwangsläufig auch die Einnahmeseite des Staates beeinflussen. Erst eine simultane Betrachtung aller Haushalte ermöglicht Rückschlüsse über das Ausmaß der Gesamteffekte der Anpassungsreaktionen auf das Spendenaufkommen sowie die Staatseinnahmen. Der zweitgenannte Gesamteffekt bildet den Gegenstand der folgenden drei Abschnitte, d.h. die Spenden werden aus fiskalischer Sicht betrachtet.

## 2.4 Steuerliche Spendensubventionen und staatliche Nettoeinnahmen

Im existierenden System der Spendenförderung durch die bereits beschriebene Abzugsfähigkeit begünstigt der Staat die Spendentätigkeit durch den Verzicht auf Besteuerung des Spendenbetrags, obwohl dieser eigentlich Teil der steuerpflichtigen Einkünfte ist. Somit wird bewusst auf Einnahmen verzichtet in der Annahme, dadurch die Spendenfreudigkeit der Bevölkerung zu erhöhen.<sup>14</sup> Ob die steuerliche Förderung das Spendenaufkommen tatsächlich hinreichend erhöht, hängt wesentlich von der bereits vorgestellten Preiselastizität  $\varepsilon_h$  ab.

Dieser Kausalzusammenhang lässt sich folgendermaßen veranschaulichen: Nur dem Fiskus obliegt die Entscheidung, ob Spenden durch das System der Abzugsfähigkeit subventioniert werden oder nicht. Gleichzeitig legt er auch den konkreten Steuertarif fest. Damit besitzt er direkten Einfluss auf den Preis des von ihm geförderten Gutes „Spende“. Er bestimmt über die Wahl des Grenzsteuersatzes  $m_h$  die Höhe des von ihm subventionierten Anteils. Folglich ermöglicht die Kenntnis über das Ausmaß der Reaktion auf die von ihm initiierten Preise eine Abschätzung der Wirksamkeit des gewählten Förderinstruments. Reagieren die Individuen nur sehr schwach auf die steuerlichen Anreize, wird das Gesamtaufkommen an zusätzlichen Spenden tendenziell geringer ausfallen als die aus der Förderung resultierenden Steuerausfälle. Im extremen Fall von  $\varepsilon_h = 0$  entstünden dem Staat maximale Kosten, da die Individuen überhaupt nicht auf den gesetzten steuerlichen Anreiz reagieren würden. Dem Einnahmeausfall stünden keinerlei zusätzliche Spenden gegenüber.

Eine starke Reaktion auf die gesetzten preislichen Anreize hingegen kann tendenziell dazu führen, dass die zusätzlich generierten Spenden im Aggregat jene Steuereinnahmen übersteigen, auf die der Staat verzichtet. Feldstein (1975) spricht in diesem Zusammenhang davon, dass die „Effizienz“ der Abzugsfähigkeit, welche als Spendenstimulanz fungiert, bei über 100% liegt.<sup>15</sup> Barrett (1991) charakterisiert diese Situation auch als das Vorliegen von „treasury efficiency“,<sup>16</sup> wofür fiskalische Effizienz eine angebrachte Übersetzung darstellen könnte. Da der Begriff der Effizienz jedoch suggeriert, dass man sich in einem Optimum befindet, scheint er für die Beschreibung der vorliegenden Situation nur bedingt geeignet. Schließlich handelt es sich lediglich um einen

---

<sup>14</sup> Dahinter steht wiederum die Annahme, dass die Spenden solchen Zwecken zufließen, welche ansonsten durch staatliche Zuschüsse mitfinanziert werden müssten.

<sup>15</sup> Vgl. Feldstein (1975), S. 82. Man beachte, dass er den Begriff „efficiency“ in Anführungszeichen setzt.

<sup>16</sup> Vgl. Barrett (1991), S. 365, der obigen Begriff ebenfalls nur in Anführungszeichen gebraucht.

Zustand, in dem der Staat unter den gegebenen Annahmen keine Verluste erleidet bzw. eine Überkompensation der Steuerausfälle durch zusätzlich geleistete Spenden stattfindet. Ob die Überkompensation einen Maximalwert erreicht hat, kann ohne weitere Annahmen oder Angaben nicht bestimmt werden. Dennoch handelt es sich aus fiskalischer Sicht durchaus um ein präferiertes Ergebnis, erweist sich doch die Abzugsfähigkeit als wirksames Förderinstrument. Unter diesen Umständen scheint es angemessen, von *fiskalischer Effektivität* der Abzugsfähigkeit zu sprechen. Im umgekehrten Fall einer Zunahme des Spendenaufkommens, welche die entgangenen Steuereinnahmen nicht in voller Höhe aufwiegt, läge *fiskalische Ineffektivität* vor. Diese Ineffektivität ginge natürlich einher mit Ineffizienz, da in einer derartigen Situation die Abschaffung der Abzugsfähigkeit die dominierende Alternative darstellt.

Auch in diesem Kontext der fiskalischen Sicht privater Spendentätigkeit nimmt eine Preiselastizität von -1 eine besondere Rolle ein. Dies lässt sich anhand eines einfachen Beispiels veranschaulichen.<sup>17</sup>  $R$  bezeichne die Nettoeinnahmen des Staates,  $\sum S_h$  die Summe der individuellen Spenden über alle Haushalte,  $m_h$  den individuellen Grenzsteuersatz und  $P_h$  den individuellen Preis. Die aggregierten Steuereinnahmen  $T$  des Staates, welche bei fehlender staatlicher Spendenförderung entstünden, seien konstant. Die Nettoeinnahmen des Staates  $R$  ergeben sich in diesem einfachen Beispiel aus den Steuereinnahmen  $T$  abzüglich jener Einnahmen, auf die der Staat durch den gewährten Spendenabzug verzichtet. Es gilt also:

$$(2.4) \quad R = T - \sum m_h S_h.$$

Da der Spendenpreis und der Grenzsteuersatz durch die Beziehung  $P_h = 1 - m_h$  eindeutig miteinander verknüpft sind, lassen sich die Nettoeinnahmen auch folgendermaßen ausdrücken:

$$(2.5) \quad R = T - \sum (1 - P_h) S_h.$$

Im Anhang B wird gezeigt, dass im Falle von  $\varepsilon_h = -1$  (d.h. alle Haushalte verfügen über eine Preiselastizität von -1) Gleichung (2.5) in die Beziehung

$$(2.6) \quad dR = - \sum dS_h$$

überführt werden kann.

---

<sup>17</sup> Vgl. dazu Clotfelter und Steuerle (1981), S. 405, Fußnote 7.

Gleichung (2.6) bringt zum Ausdruck, dass im Falle einer Preiselastizität von -1 bei einer geringfügigen Erhöhung des Grenzsteuersatzes (also einer Senkung des Spendenpreises) das entgangene Steueraufkommen genau den zusätzlich geleisteten Spenden entspricht.<sup>18</sup> Man kann also exakt dahingehend differenzieren, dass nur bei elastischen Reaktionen seitens der Individuen die Einnahmeverluste des Staates durch die zusätzlichen Spenden überkompensiert werden.

Unelastisch reagierende Individuen generieren dagegen in unzureichender Höhe zusätzliche Spenden mit der Folge einer lediglich partiellen Kompensation der staatlichen Einnahmeverluste.

An dieser Stelle ist eine einschränkende Bemerkung angebracht. Sämtlichen vorangegangenen Ausführungen lag die implizite Annahme zugrunde, private Spenden zugunsten eines bestimmten öffentlichen Gutes und steuerfinanzierte Staatsausgaben zugunsten desselben Gutes wären äquivalent. Es wurde also bislang unterstellt, der Staat könne genauso effizient (oder ineffizient) wie eine durch Spendengelder finanzierte Organisation ein öffentliches Gut bereitstellen. Dies muss nicht zwangsläufig der Fall sein. Die zentrale Entscheidungsfindung seitens des Staates kann in Abhängigkeit von der Art des öffentlichen Gutes von Vor- oder Nachteil sein. Administrative Probleme können eventuell durch den Staat besser gelöst werden, gegebenenfalls aber auch unflexibler als durch private Organisationen.

Je effizienter der Staat seinen Auftrag im Vergleich zu den privaten Organisationen erfüllen kann, um so mehr zusätzliche Spenden müssen zur Erreichung fiskalischer Effektivität durch den staatlichen Einnahmeverzicht generiert werden. Der Schwellenwert der Preiselastizität zur Erreichung fiskalischer Effektivität läge nun nicht mehr bei -1, sondern darunter. Erforderlich wäre demzufolge  $|\varepsilon_h| > 1$ .

Erweisen sich hingegen die privaten Organisationen als die effizienteren Anbieter eines öffentlichen Gutes, so muss der Einnahmeverzicht des Staates nicht vollständig durch zusätzliche Spenden kompensiert werden. Der Schwellenwert der Elastizität läge demnach noch im unelastischen Bereich.

Dennoch wird hier und in den nachfolgenden Kapiteln die Annahme der perfekten Äquivalenz von staatlicher Finanzierung und Spendenfinanzierung aufrechterhalten. Zum einen sind keine hinreichenden Informationen zur jeweiligen Effizienz verfügbar, zum

---

<sup>18</sup> Bei dieser vereinfachten Betrachtung werden die Steuereinnahmen  $T$  als konstant erachtet, obwohl sie eine Funktion des Steuertarifs und damit auch des Grenzsteuersatzes sind.

anderen existieren zahlreiche Fälle, bei denen diese Annahme trotz ihrer Restriktivität eine gute Annäherung an die Realität darstellt. Ein wichtiger Fall sind Steuergelder, die direkt zur finanziellen Unterstützung privater Organisationen ausgegeben werden, welche sich ebenfalls aus privaten Spenden finanzieren.

Der Zusammenhang zwischen den individuellen Preiselastizitäten und der fiskalischen Effektivität der Spendenförderung lässt sich auch sehr gut mit den im vorangegangenen Abschnitt beschriebenen preisinduzierten Spenden- bzw. Spendenkostenreaktionen auf individueller Ebene in Einklang bringen, was im folgenden Abschnitt verdeutlicht wird.

## 2.5 Steuerliche Spendensubventionen als Verzicht auf staatliche

### Verfügungsgewalt

Zunächst ist es hilfreich, eine individuelle, abzugsfähige Spende  $S_h$  in etwas anderer Form zu interpretieren. Diese Spende setzt sich zusammen aus dem vom Spender getragenen Teil  $C_h = P_h \cdot S_h$ , also den individuellen Nettokosten, sowie dem darüber hinausgehenden Betrag  $m_h S_h$ , der staatlichen Subvention. Diese Subvention stellt folglich nichts anderes dar als den Differenzbetrag zwischen der Bruttospende  $S_h$  und den individuellen Nettokosten  $C_h$ .

Die Subvention beträgt also

$$(2.7) \quad m_h S_h = S_h - C_h.$$

Umstellen liefert

$$(2.8) \quad S_h = C_h + m_h S_h.$$

Gleichung (2.8) veranschaulicht noch einmal die zwei Komponenten einer abzugsfähigen Bruttospende des Haushalts  $h$  – die vom Spender getragenen Nettokosten  $C_h$  sowie die staatliche Subvention  $m_h S_h$ .

Da es sich bei dieser Subvention um Steuereinnahmen handelt, auf deren Erhebung der Staat verzichtet, lässt sie sich auch als ein Teil des Steueraufkommens auffassen, über dessen Verwendungszweck der Staat nicht mehr entscheidet. Der Staat delegiert somit die Entscheidungsbefugnis über die Verwendung des Steueraufkommens, welches von einem bestimmten Bevölkerungskreis (den Spendern) erbracht wird, zumindest partiell wieder an



jenen Personenkreis zurück, allerdings unter der Auflage, dass der Verwendungszweck für den betreffenden Teil des Steueraufkommens den steuerrechtlich begünstigten Zwecken entspricht.

Weiterhin kommen die Spender nur in den Genuss dieser Entscheidungsgewalt, wenn sie den entsprechenden Teil des Steueraufkommens durch einen eigenen Beitrag, eben  $C_h$ , aufstocken. Dennoch handelt es sich um eine freiwillige Entscheidung seitens der Individuen, da bei gegebenem Steuertarif für jeden möglichen Spendenbetrag  $S_h$  die Höhe des notwendigen Aufstockungsbetrages a priori bekannt ist. Zudem besteht keinerlei Zwang, da auch der Verzicht auf Spenden möglich ist.

Betrachten wir exemplarisch den Fall  $\varepsilon_h = -1$ . Ein vom Staat initiiertes Preisrückgang (durch Anhebung von  $m_h$ ) ruft auf individueller Ebene eine proportionale Spendenzunahme hervor –  $S_h$  steigt. Der Term  $m_h S_h$  nimmt somit einen größeren Wert an, d.h. der Staat verzichtet auf mehr Einnahmen als vor der Steuerreform. Mit anderen Worten: Der Staat weitet seine Subventionen der Spenden aus. Da der Spender aber seine Nettokosten der Spende konstant hält, folgt zwangsläufig, dass die dem Spender entstehenden zusätzlichen Bruttokosten in voller Höhe vom Staat getragen bzw. subventioniert werden.

Der Staat finanziert also in diesem Fall die zusätzlichen Spenden in voller Höhe, während sich für den Spender die Kostensituation (netto) unverändert darstellt. Letzterer besitzt jedoch nun über einen größeren Teil des Steueraufkommens die Entscheidungsgewalt bezüglich der Verwendung als vor der Preissenkung.

Im umgekehrten Fall eines Preisanstiegs (durch Absenkung des Grenzsteuersatzes) reduziert der Staat seine Subventionen, was aufgrund der konstanten individuellen Nettokosten des Spendens einer Verringerung jenes Anteils am Steueraufkommen entspricht, über dessen Verwendung die Spender entscheiden.

Salopp formuliert: Der Staat kann die Höhe desjenigen Anteils am Steueraufkommen, über dessen Verwendung er die Individuen entscheiden lässt, variieren, ohne befürchten zu müssen, dass diese ihren Anteil an der Gesamtspende verändern.

Sieht sich der Staat Individuen gegenüber, deren Preiselastizität von -1 abweicht, muss stärker zwischen den Folgen eines Preisanstiegs und eines Preisrückgangs differenziert werden, da die resultierenden Wirkungen auf die Nettokosten divergieren.

Betrachten wir zunächst den Fall elastisch reagierender Haushalte ( $|\varepsilon_h| > 1$ ). Ein Preisrückgang lässt bekanntlich die Spenden überproportional ansteigen, so dass die individuellen Nettokosten ebenfalls steigen. Dies erklärt das Vorliegen der bereits angesprochenen fiskalischen Effektivität. Der Staat weitet seine Subventionen aus, und die Spender reagieren in solch starkem Ausmaß, dass ihre Nettokosten steigen. Sie erhöhen also auch den von ihnen bestrittenen Eigenanteil an den Bruttospenden. Das heißt, die zusätzlichen Spenden werden nur teilweise durch den Staat finanziert, so dass es zur Überkompensation der Einnahmeausfälle kommt. Sehen sich diese elastisch reagierenden Haushalte mit einem Preisanstieg, also einem Subventionsabbau, konfrontiert, ist ein überproportionaler Spendenrückgang, der ihre Nettokosten sinken lässt, die Folge. Das bedeutet nichts anderes, als dass der Staat die partielle Verwendungsfreiheit einschränkt, woraufhin die Individuen ihren freiwilligen Beitrag reduzieren. In diesem Fall wird demnach die Reduktion des staatlichen Einnahmeverzichts durch den starken Rückgang des Spendenaufkommens dominiert.

Das umgekehrte Bild zeigt sich im Fall unelastisch reagierender Haushalte ( $|\varepsilon_h| < 1$ ). Ein steuerinduzierter Preisrückgang ruft eine Erhöhung der Bruttospende in so geringem Ausmaß hervor, dass die individuellen Nettokosten trotzdem sinken. Der Staat weitet also wiederum seine Subventionen aus, aber die Spender reduzieren daraufhin ihren Eigenanteil an der Bruttospende. Das heißt, die zusätzlichen Subventionen werden nur teilweise zur Ausweitung der Bruttospende verwendet. Den nicht diesem Zweck zugeführten Teil der zusätzlichen Subventionen nutzen die Spender stattdessen für die Reduzierung der eigenen individuellen Nettokosten. Im Gegenzug beantworten diese Haushalte einen Preisanstieg jedoch nur durch eine schwache Reduktion des Spendenaufkommens, mit der Folge gestiegener Nettokosten. Der Subventionsabbau veranlasst sie also dazu, ihren Eigenanteil an  $S_h$  zu erhöhen.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass Haushalte im elastischen Bereich immer mit einer gleichgerichteten Bewegung ihres Eigenanteils an einer Spende auf Veränderungen der staatlichen Subventionen reagieren. Weitet der Staat jenen Anteil am Steueraufkommen, den er den Spendern unter der Auflage der Zweckbindung zur freien Verfügung überlässt, aus, so „belohnen“ die Spender diesen Schritt durch freiwillige Erhöhung des Aufstockungsbetrages. Reduziert der Staat dagegen die partielle Verwendungsfreiheit, „bestrafen“ sie derartige Maßnahmen durch Reduktion der eigenen

Aufstockung. Für sie stehen Subvention und Eigenanteil tendenziell eher in komplementärer Beziehung zueinander.

Unelastisch reagierende Haushalte stellen eher eine substitutive Beziehung in den Vordergrund, da sie immer mit entgegengesetzten Bewegungen ihres Eigenanteils auf Veränderungen der staatlichen Subvention reagieren.<sup>19</sup> Eine Ausweitung der partiellen Entscheidungsbefugnis über einen Teil des Steueraufkommens beantworten sie mit einer Reduktion des Aufstockungsbetrages. Die Aufstockung wird jedoch ausgeweitet, wenn der Staat das ihnen überlassene Steueraufkommen ihrer Entscheidungsgewalt wieder entzieht.

Die staatliche Subvention besitzt somit für elastisch reagierende Haushalte durchaus eine positive Anreizwirkung bezüglich der Höhe des Eigenanteils an einer Spende, während sie auf die unelastisch reagierenden Haushalte eher eine negative Anreizwirkung ausübt. Lediglich Haushalte mit einer Preiselastizität von -1 erweisen sich in diesem Kontext als neutral.

Wenn der Staat jedoch nicht weiß, welcher Art von Haushalten er sich gegenüber sieht, kann er unter dem Gesichtspunkt der fiskalischen Effektivität kaum optimal handeln. Die Folgen dieser Unkenntnis könnten kontraproduktive Fehlentscheidungen sein, als da wären: Preiserhöhungen oder gar komplette Abschaffung der Spendenförderung im Falle elastisch reagierender Individuen sowie unveränderte Beibehaltung des existierenden Systems der Spendenförderung im Falle unelastisch reagierender Individuen.

## **2.6 Fiskalischer Gesamteffekt der Spendenförderung**

Die Betrachtungen des Abschnitts 2.4 haben sich ausschließlich der Einnahmenseite des Staates gewidmet. Das Problem des Staates besteht allerdings, wie in der Einleitung bereits erwähnt, im seit Jahren negativ ausfallenden öffentlichen Finanzierungssaldo, d.h. der negativen Differenz aus Staatseinnahmen und Staatsausgaben. Daraus ergibt sich die Notwendigkeit, letztere in die Betrachtungen zu integrieren.

Es sei vereinfachend unterstellt, die Kosten öffentlicher Güter belaufen sich auf den konstanten Geldbetrag  $X$ . Der öffentliche Finanzierungssaldo  $B$  lässt sich dann im existierenden System der Abzugsfähigkeit von Spenden folgendermaßen darstellen:

---

<sup>19</sup> Man könnte bei der Argumentation auch die entgegengesetzte Position einnehmen, da eine erhaltene Subvention genau das Gegenteil einer zu zahlenden Steuer darstellt. Dann wären für elastisch reagierende Individuen Steuern und Spenden tendenziell eher Substitute, während sie für unelastische reagierende Individuen tendenziell eher Komplemente darstellen.

$$(2.9) \quad B = T - \sum m_h S_h - (X - \sum S_h),$$

wobei die Variablen  $T$ ,  $m_h$  und  $S_h$  bereits aus Abschnitt 2.4 bekannt sind.

Gleichung (2.9) enthält die bereits bekannten Einnahmen  $(T - \sum m_h S_h)$ , welche dazu verwendet werden, Ausgaben für öffentliche Güter in Höhe von  $(X - \sum S_h)$  zu bestreiten. Diese Ausgaben liegen unter den dafür notwendigen Kosten  $X$ , weil diese teilweise durch das Aufkommen an privaten Spenden gedeckt werden.

Löst man unter Ausnutzung von  $P_h = 1 - m_h$  die Klammern in (2.9) auf, gelangt man zu

$$(2.10) \quad B = T + \sum P_h S_h - X .$$

Gleichung (2.10) enthält neben den Konstanten  $T$  und  $X$  die Summe der individuellen Nettokosten. Diese Summe spiegelt letztlich den fiskalischen Gesamteffekt der privaten Spendentätigkeit im gegenwärtigen System der Spendenförderung auf den öffentlichen Finanzierungssaldo wider. Aufgrund des positiven Vorzeichens sowie der Nichtnegativität der Spende und ihres Preises übt diese Summe zwangsläufig einen positiven Einfluss auf den Saldo aus. Ziel jeglicher Reformbemühungen sollte es also sein, diesen fiskalischen Gesamteffekt zu maximieren.

Ein maximaler fiskalischer Gesamteffekt erfordert, dass für alle Spender die individuellen Nettokosten der Spende maximiert werden. Der Ausdruck  $C_h = S_h(P_h) \cdot P_h$  findet genau dann sein Maximum, wenn die Preiselastizität den Wert -1 annimmt, was sich mit Hilfe der aus der mikroökonomischen Theorie bekannten Amoroso-Robinson-Relation nachweisen lässt. Der Staat müsste also jedem Spender einen individuellen Spendenpreis zuordnen, welcher gewährleistet, dass der Spender eine Elastizität von -1 aufweist.

Die Implementierung eines derartigen Vorhabens ist jedoch aufgrund der Abhängigkeit des Spendenpreises vom individuellen Grenzsteuersatz praktisch ausgeschlossen. Die optimale Lösung kann daher nicht verwirklicht werden. Auch für andere denkbare Fördersysteme gilt diese Einschränkung, da der Staat die individuellen Preiselastizitäten nicht kennt. Dennoch lohnt es sich, einen Systemwechsel bei der steuerlichen Spendenförderung in Erwägung zu ziehen. Zum einen fordert natürlich der Fall fiskalischer Ineffektivität Reformen heraus. Doch auch bei Vorliegen fiskalischer Effektivität können sich Reformen als wünschenswert erweisen. Dies wäre der Fall, wenn ein alternatives Fördersystem die gleichen fiskalischen Ergebnisse liefert wie das bestehende System, dafür jedoch einen transparenteren und womöglich „gerechteren“ Mechanismus verwendet.

Ein Reformsystem, welches diese Bedingungen erfüllt, wird zusammen mit seinen zu erwartenden fiskalischen Wirkungen im folgenden Abschnitt vorgestellt.

## 2.7 Reformvorschlag

Zunächst muss das existierende System als vermeintlich „ungerecht“ charakterisiert werden. Die systemimmanente „Ungerechtigkeit“ ist eine Konsequenz aus dem Faktum, dass der Staat jeden gespendeten Euro mit einer Subvention unterstützt, die dem Grenzsteuersatz des Spenderhaushalts entspricht. In einem Steuersystem, welches sich wie das deutsche durch einen progressiven Einkommensteuertarif, d.h. mit der Bemessungsgrundlage „Einkommen“ wachsende Grenzbelastung, auszeichnet, führt somit die Abzugsfähigkeit von Spenden unweigerlich zu der eigenwilligen Nebenwirkung, dass einem Haushalt mit hohem steuerpflichtigem Einkommen eine größere Subvention gewährt wird als einem sonst gleichen Haushalt mit geringerem steuerpflichtigem Einkommen. „Reiche“ Haushalte werden also beim Kauf desselben Gutes stärker unterstützt als „arme“ Haushalte – eine aus sozialpolitischer Sicht sehr ungewöhnliche Förderpraxis.

So man denn gewillt ist, dieses Verfahren als „ungerecht“ zu charakterisieren, aber gleichzeitig an der steuerlichen Förderung privater Spenden festhalten möchte,<sup>20</sup> stellt sich die Frage nach einem vermeintlich „gerechteren“ System. In diesem System sollte die steuerliche Spendenförderung derart gestaltet werden, dass der Spendenpreis nicht von der individuellen Einkommenssituation abhängt. Zur Realisierung dieses Grundgedankens existiert ein Vorschlag, der bereits von Paqué (1986) ausführlich diskutiert wurde, damals jedoch in seiner Wirkung auf den fiskalischen Gesamteffekt nicht empirisch untersucht werden konnte.<sup>21</sup> Dieser Vorschlag sieht vor, die einkommensabhängige Subvention  $m_h S_h$  durch eine Steuerermäßigung in Höhe von  $a S_h$  zu ersetzen. Für den Steuerabschlagssatz  $a$  gilt  $0 < a < 1$ , d.h. ein fester prozentualer Anteil der Spende (z.B. 35% bei  $a = 0,35$ ) wird

---

<sup>20</sup> Die steuerliche Spendenförderung lässt sich durchaus wohlfahrtstheoretisch rechtfertigen. Feldstein (1980) argumentiert, dass diese indirekte Förderung bestimmter Aktivitäten effizienter sei als direkte Staatsausgaben zugunsten des durch Spenden geförderten Zwecks, da Staatsausgaben in der Regel durch verzerrende Steuern finanziert werden. Er verwendet also das klassische Bewertungskriterium der Minimierung der Zusatzlast. Paqué (1986, S. 76-96) hingegen wählt als Zielfunktion die Minimierung der Steuerzahllast, da bei identischer Zusatzlast das klassische Bewertungskriterium nicht zwischen den beiden genannten Förderinstrumenten differenzieren kann. Dies erscheint jedoch unangemessen, falls eines der Instrumente das angestrebte Ziel unter geringerem Aufwand an staatlichen Ressourcen erreicht. Unter der Prämisse der gleichen Effizienz staatlicher und privater Anbieter des öffentlichen Gutes gelangt auch er zu dem Ergebnis, dass die indirekte Förderung des privaten Angebots die kostengünstigere Alternative darstellt.

<sup>21</sup> Vgl. dazu Paqué (1986), S. 343ff.

als Steuerermäßigung gewährt. Das Individuum kann also durch eine Spende in Höhe von  $S_h$  seine Steuerschuld um den Betrag  $aS_h$  reduzieren. Der Preis einer Spende beträgt in diesem System für alle Haushalte  $P_h = P = 1 - a$ .

Dieses Reformsystem besitzt drei wesentliche Vorteile. Der erste liegt in der Unabhängigkeit des Preises von der individuellen Einkommenssituation. Damit wäre „Gerechtigkeit“ in dem Sinne sichergestellt, dass jeder steuerpflichtige Haushalt die gleiche Subvention erhalte, einkommensstärkere Spender also nicht mehr bevorzugt würden. Diese Unabhängigkeit bringt zudem eine leichtere Implementierbarkeit von Reformen der Spendenförderung mit sich. Der Staat kann, unter prinzipieller Beibehaltung der Förderung, das Ausmaß derselben nun wesentlich bequemer verändern – einfach über eine Variation des Abschlagssatzes  $a$ . Eine derartige Modifikation der Förderung ist im existierenden System praktisch ausgeschlossen, denn das Ausmaß der Spendenförderung ist gegenwärtig fixiert durch die in § 32a EStG verankerten Grenzsteuersätze.<sup>22</sup> Den dritten Vorteil stellt die gestiegene Transparenz dar. Im Reformsystem kennt a priori jeder potentielle Spender den für ihn und alle anderen Haushalte gültigen Spendenpreis. Es ist nicht mehr nötig, den individuellen Grenzsteuersatz zu ermitteln, um die Kosten einer Spende zu berechnen.<sup>23</sup>

Dass es sich bei diesem Reformvorschlag keineswegs um ein rein akademisches Gedankenspiel handelt, beweist unter anderem der Blick ins aktuelle deutsche Steuerrecht. Spenden zugunsten politischer Parteien und unabhängiger Wählervereinigungen verringern gemäß § 34g EStG die Einkommensteuerschuld im Rahmen von Höchstbeträgen um 50% der geleisteten Spende. Für derartige Spenden gilt demnach  $P = 1 - a = 0,5$ .

Allerdings sind noch Fragen zur konkreten Umsetzung des Reformvorschlags unbeantwortet geblieben: Wie groß sollte der Abschlag ausfallen? Gibt es aus fiskalischer Sicht einen optimalen Abschlag? Welche Auswirkungen besitzt ein etwaiger optimaler Abschlag auf die Staatsfinanzen?

---

<sup>22</sup> Es ist wohl keine abwegige Annahme, dass im politischen Tagesgeschäft kaum die optimale Spendenförderung ein ausschlaggebendes Kriterium bei der Festlegung der gesetzlich verankerten Grenzsteuersätze darstellen dürfte.

<sup>23</sup> Insbesondere bei monatlich stark schwankenden bzw. unregelmäßigen Einkommen stellt sich nicht mehr das Problem, bis Jahresende warten zu müssen, um die exakte Höhe des Jahreseinkommens zu kennen und auf dieser Basis den Grenzsteuersatz zu ermitteln.

## 2.8 Fiskalische Wirkungen des Reformsystems

Um die zuletzt gestellten Fragen zu beantworten, ist es hilfreich, sich noch einmal dem öffentlichen Finanzierungssaldo aus Gleichung (2.10) zu widmen. Die dort enthaltenen Konstanten  $T$  und  $X$  sind unabhängig von Existenz und Art der Spendenförderung. Der zu maximierende fiskalische Gesamteffekt  $\sum P_h \cdot S_h$  wird zu  $\sum P \cdot S_h$ , weil der individuelle Preis  $P_h$  durch den allgemeingültigen Preis  $P$  ersetzt wird. Die Maximierung kann in der Folge nicht mehr wie in Abschnitt 2.6 einfach mit Hilfe der Amoroso-Robinson-Relation durchgeführt werden kann. Die Ursache liegt in der zusätzlichen Restriktion, dass der Preis nun für alle Individuen identisch sein soll. Man gelangt stattdessen, auf dem in Anhang C beschriebenen Wege, zu folgender Optimalbedingung:

$$(2.11) \quad \sum [S_h / (\sum S_k)] \epsilon_h = -1. \text{ }^{24}$$

Gleichung (2.11) verlangt nicht, dass beim optimalen Preis jedes Individuum über eine Preiselastizität von -1 verfügt. Stattdessen soll im Reformsystem beim optimalen Preis die gewichtete Durchschnittselastizität den Wert -1 annehmen. Die Gewichtung (also der Term in eckigen Klammern) erfolgt durch den individuellen Anteil des Haushalts  $h$  am gesamten Spendenaufkommen. Die Wahl des optimalen Abschlagssatzes orientiert sich damit stärker an jenen Spendern, deren Anteil überdurchschnittlich groß ausfällt. Bildlich gesprochen sollen diese Spender näher an den Idealwert von -1 gebracht werden als Spender, deren Spende vernachlässigbar gering ausfällt. Da einkommensstarke Haushalte tendenziell mehr Spenden leisten als einkommensschwache,<sup>25</sup> erhalten erstere also ein höheres Gewicht bei der Abschlagsermittlung.

Der optimale Preis im Reformsystem stellt nichts anderes als eine second-best-Lösung dar, die der in Abschnitt 2.6 vorgestellten first-best-Lösung des individuell optimalen Preises in punkto Implementierbarkeit überlegen ist, aber aufgrund der Restriktion des einheitlichen Preises zu einem geringeren Maximalwert des fiskalischen Gesamteffekts führen muss.

Nach Herleitung der obigen Optimalbedingung ist nun die Empirie gefragt, deren einfachster Part in der Berechnung des fiskalischen Gesamteffekts des bestehenden Systems liegt. Ihr obliegt aber vor allem die Schätzung der individuellen Preiselastizitäten. Erst in Kenntnis dieser Elastizitäten lassen sich die Reaktionen der Haushalte auf Preisänderungen simulieren sowie die damit einhergehenden Preiselastizitäten ermitteln,

---

<sup>24</sup> Der Index  $k$  in Bedingung (2.11) entspricht dem Index  $h$ , dient jedoch der mathematisch korrekten Notation, welche verlangt, dass eine Summe innerhalb einer Summe einen anderen Laufindex erhält.

<sup>25</sup> Siehe hierzu die Ausführungen in Kapitel 3.

welche sich unter den alternativen Preisen eingestellt hätten. Anhand jener Elastizitäten sowie der simulierten Spenden lässt sich für jeden beliebigen Spendenpreis  $P$  (und damit für jeden beliebigen Abschlagssatz  $a$ ) überprüfen, inwieweit die Optimalbedingung erfüllt ist. Nachdem man auf diese Weise den optimalen Abschlagssatz ermittelt hat, wird der zugehörige fiskalische Gesamteffekt berechnet und mit dem des gegenwärtigen Systems verglichen. Erst an dieser Stelle ist eine objektive Evaluation des Reformvorschlags unter Abwägung der genannten Vorteile sowie eventueller fiskalischer Nachteile möglich.

Diesem Ziel soll in den folgenden Kapiteln nachgegangen werden. Bevor jedoch die Analyse auf individueller Ebene erfolgt, soll vorab im nächsten Kapitel anhand aktueller tabellierter Daten eine grobe Skizzierung des Spendenverhaltens der deutschen Bevölkerung erfolgen.



## **3 Die Spendenlandschaft in Deutschland**

### **3.1 Datengrundlage**

Für das Jahr 2001 bestand die Möglichkeit, tabellierte Daten auf der Basis der vollständigen Lohn- und Einkommensteuerstatistik zu erhalten. Diese Statistik enthält sämtliche steuerrechtlich relevanten Daten der gut 29,2 Millionen Steuerpflichtigen aus dem genannten Veranlagungsjahr. Dabei stellen knapp 14,5 Millionen Steuerpflichtige einen sogenannten Splittingfall dar, d.h. in diesen Fällen verbirgt sich in der Regel hinter dem Steuerpflichtigen ein gemeinsam veranlagtes Ehepaar. Berücksichtigt man diese Tatsache, handelt es sich um Daten von knapp 43,7 Millionen Personen.<sup>26</sup>

Für neun Klassen des GBE wurden vom Statistischen Bundesamt neben der Anzahl der in einer Klasse anzutreffenden Steuerpflichtigen aggregierte Angaben zum GBE selbst, zur festzusetzenden Einkommensteuer und den geltend gemachten sowie den abzugsfähigen Spenden übermittelt. Die Angaben zu den geltend gemachten Spenden umfassen sämtliche von den Steuerpflichtigen in ihrer Einkommensteuererklärung angegebenen Spenden. Die Angaben bezüglich der abzugsfähigen Spenden fallen zwangsläufig kleiner aus, da hier nur Spendenbeträge einfließen, die tatsächlich bei der Ermittlung des zu versteuernden Einkommens als Sonderausgaben von GBE abgezogen wurden. Spendenbeträge, die aufgrund ihrer Geringfügigkeit bereits mit dem Sonderausgaben-Pauschbetrag abgegolten wurden, also nicht zum Abzug kamen, werden hierbei nicht berücksichtigt.

### **3.2 Deskriptive Analyse**

Definiert man der Einfachheit halber das Einkommen als den GBE, so verfügen die Steuerpflichtigen über ein aggregiertes Einkommen von 0,96 Billionen €. Das Aufkommen aus der Einkommensteuer beläuft sich auf 177,6 Milliarden €, was einem durchschnittlichen Steuersatz von 18,4% entspräche, wenn der GBE und nicht das zu versteuernde Einkommen die Bemessungsgrundlage bilden würde. Nachfolgende Tabelle zeigt die Verteilung des Einkommens und der Steuerlast auf neun Einkommensklassen, ergänzt um den Wert des Anteils, den die Steuerpflichtigen einer Klasse zum gesamten

---

<sup>26</sup> Vgl. hierzu auch die Ausführungen in Abschnitt 4.1.

Steueraufkommen beitragen, sowie den jeweiligen Wert des Anteils, den die Steuerpflichtigen einer Klasse an allen Steuerpflichtigen ausmachen.

GBE von ... bis unter ... Euro	GBE		festzusetzende Einkommensteuer	Anteil am Steuerauf- kommen	Anteil an den Steuer- pflichtigen
	St.pfl.	1.000 Euro	1.000 Euro	%	%
- 1	1.332.258	-4.863.432	761	0,0004	4,56
1 - 10 000	5.172.685	25.126.038	125.612	0,0707	17,70
10 000 - 20 000	4.943.092	74.712.477	4.008.406	2,2568	16,92
20 000 - 30 000	5.786.770	144.603.375	15.152.716	8,5313	19,80
30 000 - 40 000	4.223.036	146.121.460	20.163.436	11,3524	14,45
40 000 - 50 000	2.727.389	121.776.583	19.715.140	11,1000	9,33
50 000 - 100 000	4.177.530	275.573.046	56.852.473	32,0090	14,30
100 000 - 500 000	822.614	130.266.429	41.499.934	23,3652	2,82
500 000 oder mehr	37.010	50.078.685	20.095.696	11,3142	0,13
insgesamt	29.222.384	963.394.661	177.614.174	100,0000	100,00

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.1: Anteile am Steueraufkommen nach GBE-Klassen sortiert (alle Steuerpfl.)*

Tabelle 3.1 verdeutlicht einmal mehr die weithin bekannte Tatsache der schiefen Einkommensverteilung. Steuerpflichtige mit einem Einkommen von weniger als 40.000 € bilden 73,4% aller Steuerpflichtigen, verfügen aber lediglich über 40% des gesamten Einkommens. Gleichzeitig dokumentiert die Tabelle auch die Progressivität des deutschen Einkommensteuersystems. Die Haushalte unterhalb der genannten Grenze erbringen gerade einmal 22,2% des gesamten Steueraufkommens, wobei sie einen durchschnittlichen Steuersatz (bezogen auf den GBE) von 10,2% aufweisen. Steuerpflichtige mit einem GBE von mindestens 40.000 € stellen 77,8% des Steueraufkommens bereit. Ihr durchschnittlicher Steuersatz beläuft sich auf 23,9%, wobei insbesondere die beiden höchsten Einkommensklassen einen deutlich höheren Einkommensanteil abführen müssen.

Mit rund 9,2 Millionen hat knapp ein Drittel aller Steuerpflichtigen Spenden in der Einkommensteuererklärung geltend gemacht. Bevor jedoch das von ihnen erbrachte Spendenaufkommen von 3,7 Milliarden € analysiert wird, dokumentiert Tabelle 3.2

zunächst ihre Einkommenssituation sowie die von ihnen getragenen Anteile am gesamten Steueraufkommen.

GBE von ... bis unter ... Euro	GBE		festzusetzende Einkommensteuer	Anteil an den Spendern	Anteil am gesamten Steuerauf- kommen
	St.pfl.	1.000 Euro	1.000 Euro	%	%
- 1	100.349	-2.080.208	35	1,09	0,00002
1 - 10 000	648.726	4.042.140	15.870	7,06	0,00894
10 000 - 20 000	1.222.226	18.691.011	845.642	13,30	0,47611
20 000 - 30 000	1.742.748	43.826.287	4.177.101	18,96	2,35178
30 000 - 40 000	1.564.578	54.372.636	7.091.384	17,03	3,99258
40 000 - 50 000	1.169.321	52.307.146	8.164.871	12,72	4,59697
50 000 - 100 000	2.148.111	144.387.657	29.329.696	23,38	16,51315
100 000 - 500 000	563.183	91.494.685	28.989.213	6,13	16,32145
500 000 oder mehr	30.248	42.661.614	16.974.734	0,33	9,55708
insgesamt	9.189.490	449.702.968	95.588.546	100,00	53,81808

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.2: Anteile am Steueraufkommen nach GBE-Klassen sortiert (nur Spendende)*

Es zeigt sich, dass die spendenden Steuerpflichtigen bereits über ihre Steuerzahlungen substantielle Beiträge zum Gemeinwesen leisten. Die Verteilung der Spender über die Einkommensklassen weicht indessen sichtlich von der entsprechenden Verteilung aller Steuerpflichtigen ab. Die Steuerpflichtigen mit einem GBE von unter 30.000 € machen einen höheren Anteil an der Gesamtzahl der Steuerpflichtigen aus als die entsprechenden Spender an der Gesamtzahl der spendenden Steuerpflichtigen. Hingegen weisen die darüber liegenden Einkommensklassen einen höheren Anteilswert bezüglich der Spender im Vergleich zu den Steuerpflichtigen auf. Dies könnte ein Hinweis auf eine mit dem Einkommen steigende Spendenbereitschaft sein.

Von den 3,7 Milliarden € geltend gemachten Spenden wurden letztlich bei 7,9 Millionen Steuerpflichtigen 2,8 Milliarden € von den Finanzämtern als abzugsfähig anerkannt. Für beide Spendengrößen enthält Tabelle 3.3 neben der Anzahl der entsprechenden Spender die absoluten gespendeten Beträge sowie die Anteile am jeweiligen Spendenaufkommen.

GBE von ... bis unter ... Euro	Spenden geltend gemacht nach §§ 10b und 34g EStG		Spenden abzugsfähig nach §§ 10b und 34g EStG		Anteil am Spenden- aufkommen (geltend gemacht)	Anteil am Spenden- aufkommen (abzugsfähig)
	St.pfl.	1.000 Euro	St.pfl.	1.000 Euro	%	%
- 1	100.349	61.084	10.479	4.012	1,65	0,14
1 - 10 000	648.726	132.063	451.604	71.240	3,56	2,57
10 000 - 20 000	1.222.226	264.402	979.622	190.785	7,13	6,89
20 000 - 30 000	1.742.748	423.519	1.462.326	315.294	11,43	11,38
30 000 - 40 000	1.564.578	432.022	1.386.479	359.240	11,66	12,96
40 000 - 50 000	1.169.321	364.853	1.071.530	317.509	9,84	11,46
50 000 - 100 000	2.148.111	880.393	1.992.759	752.543	23,75	27,16
100 000 - 500 000	563.183	688.116	537.578	484.626	18,56	17,49
500 000 oder mehr	30.248	460.279	29.784	275.658	12,42	9,95
insgesamt	9.189.490	3.706.731	7.922.161	2.770.907	100,00	100,00

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.3: Anteile am Spendenaufkommen (inkl. pol. Spenden), sortiert nach dem GBE*

Man erkennt im Zusammenhang mit Tabelle 3.2, dass im Bereich der geltend gemachten Spenden die spendenden Steuerpflichtigen mit negativem GBE entsprechend ihrem Anteil an der Gesamtzahl der Spender in etwa proportionale Spenden leisten. Die aus den fünf unteren Einkommensklassen mit positivem GBE stammenden Spender tragen mit unterproportionalen Beträgen zum Spendenaufkommen bei. In der Klasse der Einkommen von 50.000 € bis unter 100.000 € kann man wiederum von Proportionalität sprechen, während die beiden obersten Klassen wesentlich mehr zum Spendenaufkommen beitragen als man allein auf Basis der Anzahl der Spender erwarten dürfte. Im Bereich der abzugsfähigen Spenden, wo auf eine Darstellung der Anteile an der Zahl der Spender in den Einkommensklassen (analog Tabelle 3.2) verzichtet wurde, zeichnet sich dieselbe Situation ab.

Analog der Verteilung des Einkommens und der Steuerlast bietet sich also auch bei den geleisteten Spenden das Bild einer schiefen Verteilung. Ein relativ kleiner Teil der Steuerpflichtigen zeichnet sich durch überproportional große Beiträge zum Spendenaufkommen aus, wobei es sich hierbei tendenziell um jene Steuerpflichtigen handelt, die ebenfalls über einen überproportional großen Anteil des aggregierten Einkommens verfügen und dementsprechend auch einen überproportional großen Anteil

der gesamten Steuerlast tragen. Dieser Befund bestätigt sich ebenso in den nachfolgend präsentierten Varianten zur Beschreibung der Spendenverteilung.

Es bietet sich weiterhin an, Tabelle 3.3 zu reproduzieren, dabei aber auf geltend gemachte und abzugsfähige Spenden nach § 34g EStG zu verzichten. Hierbei handelt es sich um politische Spenden, d.h. Zuwendungen an Parteien und freie Wählergemeinschaften, aber auch entsprechende Mitgliedsbeiträge. Derartige Spenden werden nicht primär durch den Sonderausgabenabzug steuerlich gefördert.<sup>27</sup> Bereinigt man die Spenden um jene Beträge, welche politischen Zwecken zugute kommen, so wurden im Jahre 2001 von 8,9 Millionen Steuerpflichtigen gut 3,5 Milliarden € an Spenden geltend gemacht. Davon wiederum kamen bei 7,6 Millionen Steuerpflichtigen rund 2,7 Milliarden € zum Abzug.

Tabelle 3.4 widmet sich zunächst den um politische Spenden bereinigten geltend gemachten Spenden.

GBE von ... bis unter ... Euro	Spenden geltend gemacht (ohne Spenden für politische Zwecke)		Anteil an den Spendern	Anteil am Spenden- aufkommen
	St.pfl.	1.000 Euro	%	%
- 1	96.130	55.587	1,08	1,60
1 - 10 000	625.170	124.684	7,02	3,59
10 000 - 20 000	1.186.746	252.552	13,33	7,28
20 000 - 30 000	1.691.315	374.742	18,99	10,80
30 000 - 40 000	1.513.285	409.366	16,99	11,79
40 000 - 50 000	1.129.933	341.937	12,69	9,85
50 000 - 100 000	2.079.980	807.529	23,36	23,27
100 000 - 500 000	552.495	651.145	6,20	18,76
500 000 oder mehr	29.895	453.196	0,34	13,06
<b>insgesamt</b>	<b>8.904.949</b>	<b>3.470.739</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.4: Anteile am Spendenaufkommen (geltend gemachte Spenden bereinigt um politische Spenden) nach GBE-Klassen sortiert*

Nachfolgende Tabelle 3.5 beinhaltet die gleichen Kennzahlen wie Tabelle 3.4, allerdings für die abgezogenen Spendenbeträge.

<sup>27</sup> Vgl. hierzu auch die Ausführungen in Abschnitt 5.3.

GBE von ... bis unter ... Euro	Spenden abzugsfähig (ohne Spenden für politische Zwecke)		Anteil an den Spendern	Anteil am Spenden- aufkommen
	St.pfl.	1.000 Euro	%	%
- 1	1.238	2.152	0,02	0,08
1 - 10 000	437.586	66.218	5,75	2,49
10 000 - 20 000	946.953	182.560	12,45	6,85
20 000 - 30 000	1.399.526	305.095	18,40	11,45
30 000 - 40 000	1.325.639	347.702	17,43	13,05
40 000 - 50 000	1.025.936	305.883	13,49	11,48
50 000 - 100 000	1.912.799	715.483	25,15	26,86
100 000 - 500 000	524.987	466.079	6,90	17,50
500 000 oder mehr	29.401	272.390	0,39	10,23
insgesamt	7.604.065	2.663.562	100,00	100,00

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.5: Anteile am Spendenaufkommen (abzugsfähige Spenden bereinigt um politische Spenden) nach GBE-Klassen sortiert*

Sowohl Tabelle 3.4, als auch Tabelle 3.5 dokumentieren die bereits bekannte Struktur der Verteilung des jeweiligen Spendenaufkommens. Der Befund der schiefen Verteilung der erbrachten Spenden, die in einem gewissen Einklang mit der schiefen Einkommensverteilung steht, erweist sich gegenüber der Eliminierung politischer Spenden als robust. Diese Tatsache lässt jedoch keineswegs auf eine gleichmäßigere Verteilung der politischen Spenden schließen, sondern stellt lediglich deren geringe Relevanz in Relation zum gesamten Spendenaufkommen unter Beweis.<sup>28</sup>

Als aufschlussreich erweisen sich für die gewählten Einkommensklassen auch verschiedene Relationen der Spender zu allen Steuerpflichtigen. Die nachfolgende Tabelle 3.6 bildet zunächst klassenweise den Anteil der spendenden Steuerpflichtigen ab. Sie dient als ein sehr guter Beleg für die mit dem Einkommen deutlich zunehmende Spendenbereitschaft, da bspw. im Bereich der geltend gemachten Spenden dieser Anteil von unter 8% in der untersten Klasse kontinuierlich bis auf über 80% in der obersten Klasse steigt. Dieses Phänomen ist in allen vier gewählten Varianten zu beobachten, was

<sup>28</sup> Die geltend gemachten politischen Spenden belaufen sich im Aggregat auf 226,3 Millionen €, was einem Anteil von 6,1% am Spendenaufkommen aller geltend gemachten Spenden entspricht. Tabelle E.1 in Anhang E dokumentiert die Anteile der bekannten GBE-Klassen.

die Vermutung eines deutlich positiven Einflusses des Einkommens auf die Spendennachfrage nahe legt.

GBE von ... bis unter ... Euro	Spenden inklusive politischer Spenden		Spenden bereinigt um politische Spenden	
	Anteil der Spender an den Steuerpflich- tigen (geltend gemacht)	Anteil der Spender an den Steuerpflich- tigen (abzugsfähig)	Anteil der Spender an den Steuerpflich- tigen (geltend gemacht)	Anteil der Spender an den Steuerpflich- tigen (abzugsfähig)
	%	%	%	%
- 1	7,53	0,79	7,22	0,09
1 - 10 000	12,54	8,73	12,09	8,46
10 000 - 20 000	24,73	19,82	24,01	19,16
20 000 - 30 000	30,12	25,27	29,23	24,18
30 000 - 40 000	37,05	32,83	35,83	31,39
40 000 - 50 000	42,87	39,29	41,43	37,62
50 000 - 100 000	51,42	47,70	49,79	45,79
100 000 - 500 000	68,46	65,35	67,16	63,82
500 000 oder mehr	81,73	80,48	80,78	79,44
insgesamt	31,45	27,11	30,47	26,02

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.6: Anteile der Spendenden an den Steuerpflichtigen nach GBE-Klassen sortiert*

Dieser positive Einfluss des Einkommens bestätigt sich auch bei Betrachtung der Durchschnittsspenden. Auf Basis der absoluten Werte der Tabellen 3.3 bis 3.5 ließen sich diese Werte leicht bestimmen. Tabelle 3.7 enthält demnach die durchschnittliche Spende, die ein Spender (nicht ein Steuerpflichtiger!) in einer Einkommensklasse erbringt.

Im Bereich des positiven GBE ist der positive Einfluss des Einkommens auf die Spendenhöhe unverkennbar. Dass im Bereich des negativen GBE relativ große Durchschnittsspenden auftauchen, lässt sich damit erklären, dass es sich bei diesen Haushalten nicht zwangsläufig um die einkommensschwächsten Haushalte handelt. Stattdessen ist zu vermuten, dass sich unter diesen Steuerpflichtigen überwiegend Selbständige befinden, welche enorm hohe Betriebskosten aufweisen, die sich einkunftsmindernd auswirken. Vermutlich sind auch einige der dort vertretenen Haushalte besser in der Lage, die vom EStG eingeräumten Gestaltungsmöglichkeiten bei der

Erstellung der Steuererklärung auszunutzen. Plakativ ausgedrückt, einige der Haushalte mit negativem GBE verstehen es vermutlich hervorragend, sich „arm zu rechnen“.

GBE von ... bis unter ... Euro	Spenden geltend gemacht nach §§ 10b und 34g EStG	Spenden abzugsfähig nach §§ 10b und 34g EStG	Spenden geltend gemacht (ohne Spenden für politische Zwecke)	Spenden abzugsfähig (ohne Spenden für politische Zwecke)
	Euro	Euro	Euro	Euro
- 1	608,72	382,86	578,25	1.738,29
1 - 10 000	203,57	157,75	199,44	151,33
10 000 - 20 000	216,33	194,75	212,81	192,79
20 000 - 30 000	243,02	215,61	221,57	218,00
30 000 - 40 000	276,13	259,10	270,51	262,29
40 000 - 50 000	312,02	296,31	302,62	298,15
50 000 - 100 000	409,85	377,64	388,24	374,05
100 000 - 500 000	1.221,83	901,50	1.178,55	887,79
500 000 oder mehr	15.216,84	9.255,24	15.159,59	9.264,65
insgesamt	403,37	349,77	389,75	350,28

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.7: Durchschnittsspenden nach GBE-Klassen sortiert (nur Spendende)*

Zusammengefasst legen die Tabellen 3.6 und 3.7 nahe, dass mit steigendem Einkommen sowohl die Bereitschaft, überhaupt eine Spende zu leisten, als auch der gespendete Betrag selbst steigen.

Da die Unterscheidung in die vier Varianten der Spenden keine Unterschiede an den fundamentalen Ergebnissen hervorruft, soll zum Abschluss dieses Kapitels ausschließlich auf die allgemein geltend gemachten Spenden zurückgegriffen werden, d.h. inklusive der politischen Spenden. Zwei weitere interessante Relationen der Spender zu den gesamten Steuerpflichtigen bilden die Anteile der Spendensummen am gesamten Einkommen und am Einkommen der Spender. Mit Hilfe entsprechender Maßzahlen wiesen Clotfelder/Steuerle (1981) erstmals nach, dass sich das Spendenverhalten der amerikanischen Steuerzahler durch eine U-Kurve beschreiben lässt.<sup>29</sup> Demnach spenden die unteren und die oberen Einkommensklassen einen größeren Teil ihres Einkommens als die mittleren Einkommensklassen. Dieser Befund wird auch in späteren Arbeiten bestätigt,

<sup>29</sup> Vgl. Clotfelder/Steuerle (1981), S. 405-407.



z.B. durch Clotfelter (1985) oder Andreoni (2001).<sup>30</sup> Nachfolgende Tabelle 3.7 verdeutlicht, dass auch für die deutschen Steuerzahler dieses Phänomen der u-förmigen Spendenkurve existiert.

GBE von ... bis unter ... Euro	Anteil der Spendensumme am GBE der Steuerpflich- tigen insgesamt	Anteil der Spendensumme am GBE der Spendenden
	%	%
- 1	1,26 <sup>a)</sup>	2,94 <sup>a)</sup>
1 - 10 000	0,53	3,27
10 000 - 20 000	0,35	1,41
20 000 - 30 000	0,29	0,97
30 000 - 40 000	0,30	0,79
40 000 - 50 000	0,30	0,70
50 000 - 100 000	0,32	0,61
100 000 - 500 000	0,53	0,75
500 000 oder mehr	0,92	1,08
insgesamt	0,38	0,82

a) Als Berechnungsgrundlage diente der Betrag des aggregierten GBE dieser Klasse.

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle 3.8: Anteile der Spendensummen an den Einkommen nach GBE-Klassen sortiert*

Wenn auch auf geringerem Niveau als in den Vereinigten Staaten, so lässt sich doch der mit steigendem Einkommen zunächst rückläufige, dann jedoch wieder zunehmende Anteil der geleisteten Spenden (insbesondere in den beiden obersten Einkommensklassen) eindeutig nachvollziehen. Der positive Einfluss des Einkommens auf die Spendenneigung fällt demnach keineswegs konstant aus. Stattdessen ist von einem niveauabhängigen Einfluss auszugehen. Dies impliziert natürlich auch niveauabhängige, d.h. variable, Einkommenselastizitäten der Spendennachfrage.

Auf Basis der diesem Abschnitt zugrundeliegenden Daten lassen sich jedoch keine empirisch fundierten Politikempfehlungen zur Implementierung des in Abschnitt 2.7 vorgestellten Reformsystems gewinnen. Das folgende Kapitel widmet sich jenem Datensatz, der die Grundlage des empirischen Hauptteils dieser Arbeit darstellt.

<sup>30</sup> Vgl. Clotfelter (1985), S. 19f. und Andreoni (2001), S. 11.371f.

## 4 Datenmaterial

### 4.1 Datenquelle FAST 98

Die elementare Voraussetzung für die am Ende des Abschnitts 2.8 grob skizzierte empirische Vorgehensweise liegt in der Existenz eines geeigneten Datensatzes. Von essentieller Bedeutung für die Eignung ist, dass es sich dabei um Mikrodaten handelt. Im Gegensatz zu Makrodaten, die Werte von aggregierten Größen, wie beispielsweise dem Bruttoinlandsprodukt, enthalten, bestehen Mikrodaten aus individuenbezogenen Angaben. Die Notwendigkeit einer derartigen Datengrundlage ergibt sich schon allein aus der Optimalbedingung (2.11), welche die individuellen Spendenanteile und Preiselastizitäten aufweist. Die Daten müssen die Berechnung der genannten Größen ermöglichen. Dazu sind zwingend Angaben über die individuelle Spende und ihren Preis, aber auch zu weiteren die Nachfrage nach Spenden bestimmenden Größen vonnöten.

Die Datengrundlage der vorliegenden Arbeit bildet FAST 98. Diese Abkürzung steht für „Faktisch Anonymisiertes Mikrodatenfile der Lohn- und EinkommensteuerSTatistik 1998“. Die Lohn- und Einkommensteuerstatistik wird alle drei Jahre erhoben und umfasst die Einzelangaben aller knapp 30 Millionen Steuerfälle. Aus der Statistik des Jahres 1998 wurde von Seiten des Statistischen Bundesamtes eine geschichtete 10%-ige Stichprobe gezogen, die nach Aufbereitung und Anonymisierung der Daten im Jahre 2004 der Wissenschaft als Mikrodatenfile zur Verfügung gestellt wurde.<sup>31</sup> Folglich wird als Einheit für alle quantitativen Merkmale bereits € und nicht mehr DM verwendet. Neben dem unterschiedlichen Basisjahr besteht also der wesentliche Unterschied zu den Daten des vorangegangenen Abschnitts in der Form der Aufbereitung seitens des Statistischen Bundesamtes. Dort wurden auf Basis aller Beobachtungen aggregierte Werte ermittelt. Es handelt sich damit gewissermaßen auch um Makrodaten – genaugenommen um gruppierte Daten. Sie liefern ein exaktes Abbild der Gesamtsituation, ermöglichen jedoch keine Analyse des individuellen Verhaltens. Bei FAST 98 hingegen wurde ein Großteil der Beobachtungen eliminiert, dafür wurde auf informationsvernichtende Aggregation verzichtet, so dass individuelle Verhaltensweisen analysiert werden können.

Die Stichprobe enthält 2.867.337 Beobachtungen, wovon jede einzelne die Ausprägungen von 380 Merkmalen bezüglich eines Steuerpflichtigen beschreibt. Die Merkmale und ihre

---

<sup>31</sup> Die rechtlichen Grundlagen, die Schichtungsmerkmale sowie die konkreten Anonymisierungsmaßnahmen dieser Stichprobe werden in Merz *et al.* (2004) beschrieben.

zugehörigen Ausprägungen basieren auf den individuellen Angaben der Steuerpflichtigen in den Einkommensteuererklärungen und wurden ergänzt um während des Besteuerungsverfahrens berechnete Größen. Eine Beobachtung repräsentiert also einen Steuerpflichtigen, d.h. im Falle eines Ehepaares, welches die gemeinsame Veranlagung wählt, repräsentiert eine Beobachtung zwei Personen. Im Folgenden wird anstelle von Beobachtung (und Steuerpflichtiger/Steuererklärung) stets vereinfachend von einem „Steuerhaushalt“ oder einfach nur von „Haushalt“ gesprochen. Es kann sich somit bei einem Haushalt je nach Veranlagungstyp um eine Einzelperson (alleinstehend oder verheiratet, aber die getrennte Veranlagung wählend) oder um ein gemeinsam veranlagtes Ehepaar<sup>32</sup> handeln.

Die Vielzahl an Merkmalen soll eine genaue Abbildung des Besteuerungsprozesses ermöglichen, angefangen von der Ermittlung der Höhe der einzelnen Einkünfte in den sieben Einkunftsarten über die Bestimmung des zu versteuernden Einkommens bis zur Höhe der tatsächlichen Steuerschuld sowie des zugehörigen Solidaritätszuschlags. Dies erfordert aber auch zwangsläufig sozioökonomische Angaben, wie Alter, Geschlecht, Familienstand u.ä. Demzufolge verfügt der Datensatz sowohl über quantitative, als auch qualitative Merkmale des individuellen Besteuerungsprozesses.

Ein wesentliches Schichtungsmerkmal bildete der Gesamtbetrag der Einkünfte. Damit sollte sichergestellt werden, dass auch die hohen Einkommen in ausreichender Zahl in der Stichprobe vertreten sind. Um dies zu gewährleisten, hat das Statistische Bundesamt diejenigen Steuerhaushalte, deren GBE den Grenzwert von 200.000 DM erreicht oder überschritten hat, vollständig in den Datensatz aufgenommen. Für diese Gruppe stellt der Datensatz also eine Totalerhebung zur Verfügung. Folglich sind hohe Einkommen im verwendeten Datensatz überrepräsentiert. Für Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM stellt der Datensatz eine 10%-Stichprobe der tatsächlich existierenden Steuerhaushalte zur Verfügung.

Anhang A enthält einen Datenkatalog, der FAST 98 näher beschreibt. Dort werden sämtliche erfassten Merkmale nebst ihren Kennziffern aufgelistet, wobei die Merkmale im Datensatz selbst lediglich durch jene Kennziffern dargestellt wurden. In den folgenden Ausführungen erfolgt meist die Verwendung dieser Kennziffern, da diese oft platzsparender und eindeutiger sind als das dahinterstehende Merkmal. Man beachte, dass

---

<sup>32</sup> Leben im Haushalt des gemeinsam veranlagten Ehepaares Kinder, für die Kindergeld gezahlt wird bzw. Kinderfreibeträge in Anspruch genommen werden, repräsentiert die entsprechende Beobachtung sogar mehr als zwei Personen.

etliche Merkmale doppelt auftauchen und sich lediglich durch die nachgestellten Buchstaben „A“ oder „B“ unterscheiden. Damit werden die Angaben des männlichen und des weiblichen Parts, die einen Steuerpflichtigen ausmachen können, unterschieden. „A“ kennzeichnet die Angaben eines Mannes, „B“ die Angaben einer Frau. Bei zusammenveranlagten Ehepaaren können folglich sowohl der mit „A“, als auch der mit „B“ gekennzeichnete Teil eines bestimmten Merkmals aussagekräftige Ausprägungen enthalten, die sich natürlich von einander unterscheiden können.

## **4.2 Anonymisierung der Daten**

Aufgrund des hohen Informationsgehalts der Daten verlangt das Gesetz eine Anonymisierung, um datenschutzrechtlichen Vorschriften zu genügen. Da die formale Anonymisierung, d.h. das Entfernen des Namens und der Adresse, nicht ausreicht, um eine Identifikation des Steuerhaushalts auszuschließen, waren weitere Maßnahmen notwendig. Das Bundesamt hat die Daten deshalb in fünf Anonymisierungsbereiche eingeteilt, welche das Ausmaß der vorzunehmenden Datenverfälschung oder sogar -löschung festlegen. In den unteren drei Bereichen handelt es sich um für die empirische Analyse schadlose Anonymisierungsmaßnahmen. Beobachtungen, welche in die oberen zwei Bereiche fielen, wurden jedoch so stark anonymisiert, dass sie für die weitere Analyse nicht mehr nutzbar waren. Beispielsweise erfolgte hier die Löschung aller Angaben zu den geleisteten Spenden, die auf der Steuererklärung deklariert wurden.

Das entscheidende Kriterium für die Einteilung eines Haushalts in einen der fünf Anonymisierungsbereiche bildete, bis auf wenige Ausnahmen, der jeweilige Wert des GBE. Je höher dieser ausfiel, umso größer wurde das Identifikationsrisiko des Steuerhaushalts eingeschätzt. Die Grenzwerte, die über die konkrete Einordnung in einen Bereich entschieden, ergaben sich aus der Verteilung des GBE über die Steuerhaushalte.

Die ersten drei Bereiche decken das 99,95%-Percentil ab. Die obersten 0,05% dieser Verteilung mussten also von vornherein von der Untersuchung ausgeschlossen werden. Allerdings verfügen diese wenigen Steuerhaushalte über 5,5% des aggregierten GBE und tragen knapp 10% zum gesamten Einkommensteueraufkommen bei.<sup>33</sup> Eigene Hochrechnungen deuten zudem darauf hin, dass diese wenigen Haushalte deutlich mehr als

---

<sup>33</sup> Vgl. Merz *et al.* (2004), S. 1.084, Tabelle 1.

10% zum gesamten Spendenaufkommen beigetragen haben.<sup>34</sup> Der Grenzwert des GBE für genanntes Percentil lag bei 970.183 €. Für die Spitzenverdiener mit einem damaligen GBE von über 1.897.513 DM fehlen somit detaillierte Angaben über Spenden oder weitere wesentliche Haushaltsmerkmale. Es handelt sich hierbei um 19.413 Haushalte, was einem Anteil von 0,68% an den vorliegenden Beobachtungen entspricht.

Wie aus diesen vorliegenden Rohdaten für die empirische Analyse verwendbare Daten erzeugt wurden, beschreibt das anschließende Kapitel.

---

<sup>34</sup> Vgl. hierzu auch die Ausführungen in Kapitel 3, in welchem die starke Ungleichverteilung der geleisteten Spenden über die Einkommensklassen verdeutlicht wird.

## 5 Datenaufbereitung

### 5.1 Relevante Variablen

Grundsätzlich liegt jeder ökonomischen Schätzung die Annahme zugrunde, dass ein funktionaler Zusammenhang zwischen den verwendeten bzw. datentechnisch zur Verfügung stehenden Größen existiert. In der vorliegenden Arbeit wird eine Abhängigkeit der individuellen Spende vom Haushaltseinkommen, dem Spendenpreis und weiteren sozioökonomischen Größen, wie Alter oder Kinderzahl, unterstellt. Diese Abhängigkeit lässt sich folgendermaßen formalisieren:

$$(5.1) \quad S_h = S_h(Y_h, P_h, z_{1h}, \dots, z_{Kh})$$

Gleichung (5.1) besagt, dass die Spende eines Haushaltes  $h$  eindeutig durch sein Einkommen  $Y_h$ , seinen individuellen Spendenpreis  $P_h$  und  $K$  weitere Haushaltsmerkmale  $z_{kh}$  determiniert wird.

Eine wichtige Größe, welche ebenfalls die Spendentätigkeit beeinflusst, fehlt in Gleichung (5.1). Es handelt sich dabei um das Vermögen des Haushalts. Leider enthält die Datenquelle keine zuverlässigen Angaben zur Vermögenssituation des betreffenden Haushalts. Welche Konsequenzen sich aus dieser Datenlücke für die ökonomische Schätzung ergeben, wird im Kapitel 6 eingehender erläutert.

Ohne Gleichung (5.1) überhaupt eine spezielle Form zuzuschreiben, d.h. ohne den eindeutigen Einfluss der Determinanten zu parametrisieren, ist bereits an dieser Stelle klar, dass eine ökonomische Schätzung dieser Gleichung die Kenntnis der exakten Werte aller in dieser Beziehung auftauchenden Variablen für jeden Haushalt erfordert.

Im nächsten Abschnitt wird zunächst erläutert, dass es aufgrund der Datenlage nicht für alle Haushalte möglich und generell auch für einige Haushalte nicht sinnvoll war, sämtliche Variablenwerte zu ermitteln. Die sich daran anschließenden Abschnitte widmen sich der konkreten Erzeugung der in Beziehung (5.1) auftauchenden Variablen auf Basis der verfügbaren Daten.

## 5.2 Auszuschließende Steuerhaushalte

Zuallererst sind natürlich die bereits aus Abschnitt 4.2 bekannten Haushalte zu nennen, die aufgrund der zu starken Anonymisierungsmaßnahmen nicht in der empirischen Analyse berücksichtigt werden konnten.<sup>35</sup> Somit verblieben zunächst 2.847.924 Haushalte. Diese Zahl sank jedoch zwangsläufig weiter aufgrund unvollständiger Beobachtungen. Es handelt sich hierbei um 202.990 Beobachtungen, bei denen Erfassungsfehler auftraten oder relevante Angaben fehlten. Somit reduziert sich die Anzahl der potentiell nutzbaren Haushalte auf 2.644.934. Diese Zahl entspricht jedoch immer noch nicht der Anzahl der in der empirischen Arbeit letztlich verwendbaren Haushalte. Um die Durchführung der ökonomischen Schätzungen zu ermöglichen, mussten noch weitere Haushalte eliminiert werden, da sich auch bei ihnen die Höhe der Spende oder des Spendenpreises nicht zuverlässig bestimmen ließ.

Um diesen Ausschluss zu rechtfertigen, sei darauf hingewiesen, dass in zwei Arten von steuerlich abzugsfähigen Sonderausgaben unterschieden wird – Vorsorgeaufwendungen und Sonderausgaben, die nicht Vorsorgeaufwendungen sind. Zur zweiten Kategorie gehören beispielsweise Unterhaltsleistungen, Ausbildungs- und Weiterbildungskosten, Kirchensteuer und auch die geleisteten Spenden. Ein Steuerhaushalt kann nun in der Steuererklärung seine Sonderausgaben einzeln auflisten, damit sie von der Bemessungsgrundlage abgezogen werden. Steuerhaushalte, welche ihre sämtlichen Sonderausgaben in dieser detaillierten Art geltend machen, werden in der englischsprachigen Literatur als *Itemizer* bezeichnet.<sup>36</sup>

Nicht jeder Steuerhaushalt schlüsselt seine Sonderausgaben in dieser Weise auf, da für Sonderausgaben, die nicht Vorsorgeaufwendungen sind, auch der Sonderausgaben-Pauschbetrag eingeräumt wird. Dieser Pauschbetrag belief sich 1998 auf 108 DM (bzw. 216 DM für zusammenveranlagte Ehepaare).<sup>37</sup> Steuerhaushalte, welche diesen Pauschbetrag in Anspruch nehmen, werden hier als *Pauschbetragnutzer* (engl.: *Non-Itemizer*) bezeichnet. Dazu gehören nicht nur diejenigen Haushalte, die nichts gespendet haben, sondern auch jene Spender, für welche die Inanspruchnahme des Pauschbetrags und der daraus resultierende Abzug desselben die attraktivere Alternative darstellen, da ihre Spende kleiner als eben jene Pauschale ausfällt. Die Spendenhöhe der Pauschbetragnutzer

---

<sup>35</sup> Diese Haushalte waren daran zu erkennen, dass beim Merkmal ef77 die Ausprägung „4“, „5“ oder „6“ auftrat.

<sup>36</sup> Dieser Begriff ist aus der englischen Formulierung „to itemize deductions“ (seine Abzüge aufschlüsseln) abgeleitet.

<sup>37</sup> Umgerechnet und auf ganze Zahlen gerundet, ergeben sich Werte von 55 bzw. 110 € für den Pauschbetrag.

ist demnach nicht bekannt, was dazu führt, dass diese Steuerhaushalte nicht in die ökonomische Analyse einfließen können.<sup>38</sup> Dies traf auf 1.226.952 der bislang im Datensatz verbliebenen Haushalte zu.<sup>39</sup>

Abschließend wurde noch eine besondere Gruppe von Itemizern ausgeschlossen, die sogenannten „Grenzitemizer“ (engl.: *Borderline-Itemizer*). Sie werden auch als endogene Itemizer bezeichnet, weil sie nur aufgrund der Spende ihren Itemization-Status wechseln, d.h. vom Non-Itemizer zum Itemizer werden. Man könnte sie analog zur bisherigen Terminologie auch als *hypothetische Pauschbetragnutzer* bezeichnen. Es handelt sich bei ihnen demnach um *spendende* Steuerhaushalte, deren Sonderausgaben, die nicht Vorsorgeaufwendungen sind, ohne ihre geleistete Spende nicht den Sonderausgaben-Pauschbetrag überschritten hätten. Diese Haushalte wären in dieser hypothetischen Nichtspende-Situation Pauschbetragnutzer gewesen. Erst durch ihre Spende verließen sie diese Gruppe.

Um diese Haushalte zu identifizieren, half eine Betrachtung sämtlicher Variablen, die sich auf Sonderausgaben beziehen. Dabei fiel auf, dass das Merkmal 65.413 (Sonderausgaben, die nicht Vorsorgeaufwendungen sind) immer genau dann fehlende Werte aufwies, wenn vom entsprechenden Steuerhaushalt der Sonderausgaben-Pauschbetrag in Anspruch genommen wurde. Dieses Merkmal besitzt demnach nur bei Itemizern positive Ausprägungen.<sup>40</sup> Entscheidend ist nun die Tatsache, dass das Merkmal 65.413 ebenso wie 65.427 (Sonderausgaben: Vorsorgeaufwendungen) eine Zusammenfassung verschiedener Angaben darstellt. Merkmal 65.427 beinhaltet den sich aus den Merkmalen 65.416, 13.082 und 13.087 ergebenden Betrag, der tatsächlich beim entsprechenden Haushalt vom Finanzamt als Sonderausgabe anerkannt und demzufolge vom GBE abgezogen wurde. Die Merkmale 65.427 und 65.437 (zusätzlicher Pflegehöchstbetrag) beschreiben letztlich

---

<sup>38</sup> Dieser absolute Anspruch der obigen Aussage muss ein wenig eingeschränkt werden, da es in Einzelfällen durchaus Pauschbetragnutzer gab, bei denen Angaben zu den geltend gemachten Spenden vorlagen. Eine Nachfrage beim Statistischen Bundesamt ergab aber, dass es sich hierbei auch um unzuverlässige Angaben handeln kann. Die Ursache liegt in den unterschiedlichen Handhabungsweisen dieses Tatbestandes seitens der Finanzämter bzw. -beamten. Aufgrund der Geringfügigkeit der Spende und ihrer damit einhergehenden, von vornherein offensichtlichen steuerlichen Unwirksamkeit wurde vielerorts auf eine genauere Prüfung verzichtet und jeder Betrag eingetragen, selbst Scheinspenden. Andererseits wurde auch oft aus genau denselben Gründen auf jegliche Eintragung geleisteter Spenden verzichtet. Entsprechend erschien der generelle Ausschluss die sicherere Alternative darzustellen.

<sup>39</sup> Diese Haushalte wurden anhand der Tatsache identifiziert, dass bei ihnen das Merkmal 65.400 (Sonderausgaben-Pauschbetrag) eine Ausprägung (55 € bei alleiniger Veranlagung bzw. 110 € bei zusammenveranlagten Ehepaaren) aufwies, während bei Itemizern dort keine Angabe vorlag.

<sup>40</sup> Diese Ausprägungen nehmen bei einzeln und getrennt Veranlagten grundsätzlich 55 € übersteigende Werte an, bei Zusammenveranlagten entsprechend 110 € übersteigende Werte. Kleinere Werte können nicht auftauchen, da in jenen Fällen die Inanspruchnahme des Sonderausgaben-Pauschbetrages die attraktivere Alternative für den Haushalt darstellt.



Tatbestände, die keinerlei Einfluss auf die individuelle Entscheidung bezüglich des Itemization-Status ausüben, da sie unabhängig von der Inanspruchnahme des Sonderausgaben-Pauschbetrags abzugsfähig bleiben.

Alle weiteren sich auf Sonderausgaben beziehenden Merkmale finden Eingang in das bereits erwähnte Merkmal 65.413, wobei die abzugsfähige Kirchensteuer (Merkmal 65.405), welche sich als Differenz aus gezahlter (65.403) und erstatteter Kirchensteuer (65.404) ergibt, und die abzugsfähigen Spenden (65.411) die bedeutendsten Positionen darstellen.

Fällt nun die Differenz der Merkmale 65.413 und 65.411 bei zusammenveranlagten Ehepaaren größer als 110 € – und bei allen anderen größer als 55 € – aus, handelt es sich um exogene Itemizer, denn die Entscheidung über den Itemization-Status wird durch die Spendentätigkeit nicht beeinflusst. Im umgekehrten Fall handelt es sich um endogene Itemizer bzw. hypothetische Pauschbetragnutzer, da sie lediglich aufgrund ihrer geleisteten Spenden die Aufschlüsselung ihrer Sonderausgaben, die nicht Vorsorgeaufwendungen sind, als lohnenswert erachten.

Die Notwendigkeit des Ausschlusses der hypothetischen Pauschbetragnutzer hat Clotfelter bereits 1980 nachgewiesen.<sup>41</sup> Diese Haushalte können eine Verzerrung der Schätzergebnisse hervorrufen, im vorliegenden Fall einen sogenannten *sample-selection bias*. Diese Verzerrung resultiert aus der ausschließlichen Verwendung von Itemizern in der Schätzung. Da die hypothetischen Pauschbetragnutzer ohne ihre Spende Non-Itemizer wären und sie somit keine staatliche Förderung erhielten, sehen sie sich für die erste gespendete Geldeinheit eigentlich dem maximal möglichen Preis von Eins gegenüber. Um zur Gruppe der Itemizer zu gehören, leisten die hypothetischen Pauschbetragnutzer *ceteris paribus* höhere Spenden als vergleichbare Haushalte, d.h. relativ hohe Spenden gehen mit einem hohen Preis einher. Störterm und Preisvariable sind demzufolge positiv miteinander korreliert, was in der Schätzung in einer positiven Verzerrung der Preiselastizität resultieren würde. Die geschätzte Preiselastizität fiel betragsmäßig tendenziell zu klein aus, was sich nur durch Ausschluss der die Verzerrung verursachenden Haushalte korrigieren lässt. Davon waren 176.953 Haushalte betroffen, so dass 1.241.029 verwertbare Beobachtungen im Datensatz verblieben. Diese verbliebenen, verwertbaren Haushalte bilden die Datengrundlage sämtlicher folgender Ausführungen.

---

<sup>41</sup> Vgl. hierzu Clotfelter (1980), S. 327f.

Abbildung 5.1 verdeutlicht noch einmal die Relationen der fünf Beobachtungsgruppen bezüglich des gesamten Datensatzes.

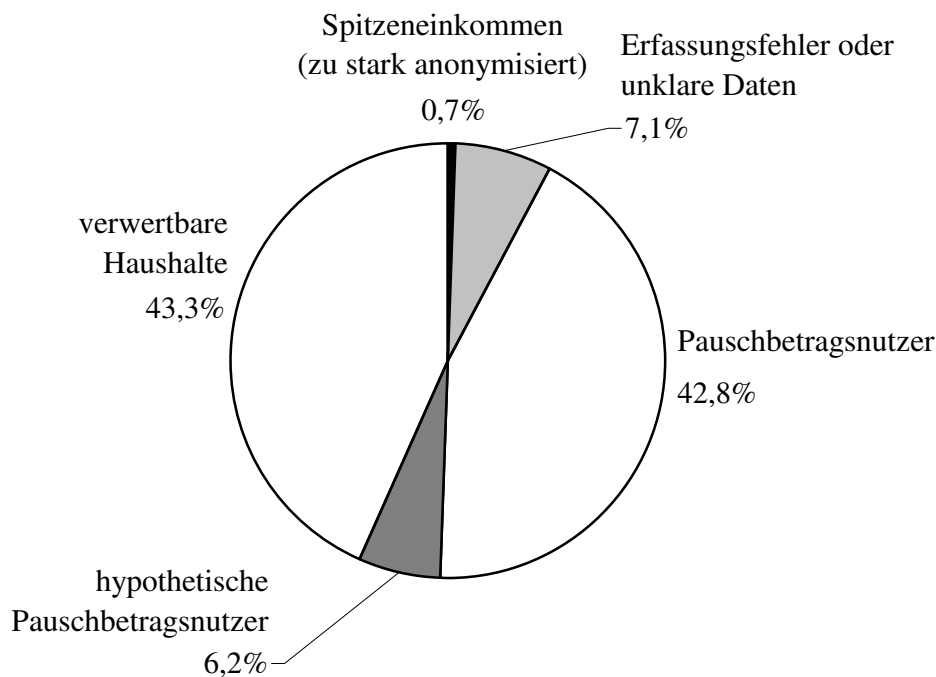


Abbildung 5.1: Anteile der verschiedenen Haushaltsgruppen an den insgesamt erfassten Steuerhaushalten.

In den nachfolgenden Abschnitten wird erläutert, wie die zu erklärende Variable  $S_h$  und die erklärenden Variablen  $Y_h, P_h, z_{1h}, \dots, z_{Kh}$  genau erfasst und berechnet wurden.

### 5.3 Erfassung der Spenden

Die Berechnung der Spendenvariable erfolgte relativ problemlos, da der Datenkatalog insgesamt sieben übersichtliche Spendenmerkmale bereitstellte.

Die ersten vier Merkmale erfassen die vom Steuerhaushalt in der Steuererklärung als Sonderausgaben geltend gemachten Spenden. Die Anzahl der Merkmale ergibt sich aus den Spendenzwecken, die das Gesetz und damit der Datenkatalog unterscheidet. Im ersten Merkmal (13.018) werden Spenden für wissenschaftliche, mildtätige und als besonders förderungswürdig anerkannte kulturelle Zwecke zusammengefasst. Das zweite Merkmal (13.019) umfasst die Spenden an kirchliche, religiöse und als besonders förderungswürdig

anerkannte gemeinnützige Zwecke.<sup>42</sup> Die Aufteilung der geförderten Zwecke auf jene zwei Merkmale entspricht somit der gesetzlich fixierten Differenzierung der Spendenzwecke, welche der Festlegung des Höchstbetrages des Spendenabzugs dient. Das Merkmal 13.019 enthält Spenden, die aufgrund der begünstigten Zwecke einer Höchstgrenze beim Abzug vom GBE unterliegen, die sich auf 5% des GBE beläuft. Das Merkmal 13.018 erfasst jene Spenden, deren Zwecke eine Erhöhung der genannten Höchstgrenze um weitere 5% des GBE nach sich ziehen. Spenden zugunsten politischer Zwecke (im Wesentlichen Mitgliedsbeiträge und Spenden an Parteien) bilden das dritte Merkmal (13.020) und Spenden zur Unterstützung von Wählervereinigungen das vierte Merkmal (13.070).

Die Angaben zu den drei weiteren Merkmalen werden vom Finanzamt hinzugefügt. Sie widmen sich den Auswirkungen dieser angegebenen Spenden. Eines der Merkmale enthält die tatsächlich als abzugsfähige Sonderausgabe nach § 10b Abs. 1 EStG anerkannten Spenden (65.411). Die verbleibenden zwei Merkmale erfassen jeweils die Steuerermäßigungen nach § 34g Abs. 1 Nr. 1 bzw. Nr. 2 EStG (65.610 bzw. 65.739).

Die letztgenannten Steuerermäßigungen ergeben sich aus den Merkmalen 13.020 bzw. 13.070. Sie werden also für Spenden und Mitgliedsbeiträge an politische Parteien bzw. unabhängige Wählervereinigungen gewährt. Danach können Alleinveranlagte<sup>43</sup> für Zuwendungen von bis zu 3.000 DM<sup>44</sup> an unabhängige Wählervereinigungen und weitere 3.000 DM an politische Parteien eine Steuerermäßigung erhalten. Für zusammenveranlagte Ehegatten verdoppeln sich die entsprechenden Höchstbeträge. Die Steuerermäßigung liegt unabhängig von den individuellen Steuersätzen bei 50% und wird deswegen als tarifunabhängig bezeichnet. Es kommt hier also genau jenes Anreizsystem zum Einsatz, welches in Kapitel 2 als zentrales Element des Reformsystems charakterisiert wurde.

Erst wenn die Zuwendungen an politische Parteien den Höchstbetrag von 3.000 DM (bzw. 6.000 DM bei zusammenveranlagten Ehegatten) übersteigen, kann der darüber hinausgehende Betrag als abzugsfähige Sonderausgabe (nach § 10b Abs. 2 EStG) geltend gemacht werden. Der Höchstbetrag liegt auch hier bei 3.000 DM für Alleinveranlagte bzw.

---

<sup>42</sup> Der Datenkatalog zu FAST 98 beschreibt diese zwei Merkmale in ungenauer Weise. Eine Rückfrage beim Statistischen Bundesamt bestätigte jedoch die hier vorgestellte Merkmalsbeschreibung.

<sup>43</sup> Dieser steuerrechtlich nicht korrekte Begriff dient der Zusammenfassung von alleinstehenden Steuerpflichtigen, die infolgedessen einzeln veranlagt werden und verheirateten Steuerpflichtigen, welche die getrennte Veranlagung wählen.

<sup>44</sup> Die gesetzlich verankerten Höchstbeträge ändern sich im Zeitablauf und sind in der jeweils aktuellen Fassung des Einkommensteuergesetzes nachzulesen. Die oben angegebenen Werte beziehen sich aus bekannten Gründen auf das Jahr 1998.

6.000 DM für zusammenveranlagte Ehegatten. Dieser zusätzliche tarifabhängige Abzug nach § 10b Abs. 2 EStG ist folglich nur bei Zuwendungen an politische Parteien möglich.

Insgesamt kann somit ein Alleinveranlagter 9.000 DM als Zuwendung an politische Parteien und Wählervereinigungen geltend machen – 3.000 DM als Spende an politische Parteien nach § 34g Nr. 1 (führt zu 1.500 DM Steuerermäßigung), weitere 3.000 DM als Zuwendung an unabhängige Wählervereinigungen nach § 34g Nr. 2 (führt nochmals zu 1.500 DM Steuerermäßigung) sowie abermals 3.000 DM als Zuwendung an politische Parteien nach § 10b Abs. 2 EStG (führt zu einer Verringerung der Bemessungsgrundlage um 3.000 DM). Für zusammenveranlagte Ehegatten ergeben sich entsprechend 18.000 DM. Die Reihenfolge der Inanspruchnahme dieser Fördermöglichkeiten kann jedoch nicht variieren. Es muss zunächst die tarifunabhängige Steuerermäßigung ausgeschöpft werden.

Da sich politische Spenden sowohl in der ihnen gewährten Förderung, als auch gelegentlich in der öffentlichen Wahrnehmung bezüglich ihrer Gemeinnützigkeit von den „herkömmlichen“ Spenden unterscheiden, wurden sie von der empirischen Analyse ausgeschlossen. Um die Konsistenz dieser Entscheidung zu wahren, gilt dies auch für jenen, die Höchstbeträge aus § 34g EStG überschreitenden, Teil, der eigentlich als Sonderausgabe nach § 10b Abs. 2 EStG abzugsfähig wäre. Die in der empirischen Untersuchung verwendete individuelle Spende entspricht folglich der Summe aus den ersten beiden der sieben beschriebenen Spendenmerkmale. Fällt diese Summe größer als Null aus, handelt es sich um einen Spender, was im verbleibenden Datensatz immerhin auf 702.687 und damit 56,6% der verwertbaren Haushalte zutrif.<sup>45</sup>

Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass diese Definition der Variable  $S_h$  zwangsläufig einen Teil der geleisteten Spenden eines Haushalts ausklammert – nämlich jene Spenden, über deren Erhalt vom Empfänger keine Bestätigung für das Finanzamt ausgestellt wird. In der Regel handelt es sich hierbei allerdings um geringe Summen, wie z.B. den Beitrag zum Klingelbeutel oder geringe Wechselgeldbeträge, die an den Kassen einzelner Warenhäuser in dafür vorgesehene Boxen karitativer Organisationen geworfen werden können. Die Vernachlässigung derartiger Kleinstspenden ist unproblematisch, da diese Spenden keinen steuerlichen Anreizen ausgesetzt sind.

---

<sup>45</sup> Berücksichtigt man auch die politischen Spenden, erhöht sich die Spenderzahl geringfügig auf 716.620, was allerdings nicht bedeutet, dass lediglich die 13.933 hinzugekommen Haushalte für politische Zwecke spenden. Dies tun immerhin 92.901 der verbliebenen Haushalte, wovon allerdings 78.968 auch „normale“ Spenden leisten, so dass sie auch ohne ihre politischen Spenden als Spender klassifiziert wurden. Lediglich die erwähnten 13.933 Haushalte spenden ausschließlich zugunsten politischer Zwecke und werden bei obiger Betrachtung folglich nicht als Spender erkannt.

## 5.4 Berechnung des verfügbaren Einkommens

Die Erzeugung der Einkommensvariable  $Y_h$  stellte sich im Vergleich zur Spendenvariable als aufwendiger, aber auch interessanter heraus. Diese Variable soll das ökonomisch frei verfügbare Einkommen eines Haushalts repräsentieren. Das ideale Maß wäre eigentlich das sogenannte permanente Einkommen – das um unvorhersehbare Schwankungen bereinigte und für einen längeren Zeitraum von einem Haushalt als konstant angesehene verfügbare Einkommen. Studien, die auf Paneldaten zurückgreifen können, verwenden als Approximation in der Regel den Durchschnittswert eines der vorhandenen Einkommensmaße über mehrere Jahre. Die vorliegenden Querschnittsdaten lassen aber keinerlei Alternative, als sich auf das beobachtete Einkommen, welches die Summe aus den nicht separat beobachtbaren permanenten und transitorischen Komponenten ist, als Grundlage für die Berechnung des verfügbaren Einkommens  $Y_h$  zu verlassen.

### 5.4.1 Traditioneller Ansatz

Konventionellen Gepflogenheiten folgend, bieten sich zunächst zwei verschiedene Einkommensmaße an – der GBE (im Wesentlichen die Summe der sieben gesetzlich fixierten Einkunftsarten) oder das zu versteuernde Einkommen (im Folgenden durch ZVE bezeichnet), welches im Wesentlichen dem um Sonderausgaben und außergewöhnliche Belastungen gekürzten GBE entspricht.

Als ausschlaggebend für die Wahl eines der Konzepte erscheint die Frage der theoretischen Einordnung des Differenzbetrages zwischen beiden Begriffen, also der Sonderausgaben und außergewöhnlichen Belastungen. Stellen sie Einkommensverwendung dar (d.h. Konsumwahl aufgrund individueller, freier, rationaler Entscheidungen) oder notwendige Kosten der Einkommenserzielung bzw. eine unabwendbare, exogen auferlegte Last?<sup>46</sup>

Entsprechend bieten sich der eher weiter gefasste GBE oder das enger definierte ZVE an. Die Entscheidung zugunsten eines der beiden Konzepte schließt jedoch eine differenzierte Berücksichtigung jedes einzelnen Tatbestandes, der zu einer Verringerung des GBE führt, aus. Doch genau diese differenzierte Betrachtung gelangt zu dem Schluss, dass eine eindeutige generelle Zuordnung aller Tatbestände nicht möglich ist. Ein Ausweg läge in dieser Situation einfach in der doppelten Durchführung aller Schätzungen – einmal mit

---

<sup>46</sup> Vgl. Paqué (1986), S. 163.

dem GBE und zum anderen mit dem ZVE, da sie eine obere bzw. untere Grenze für den Bereich sinnvoller Einkommenskonzepte darstellen.<sup>47</sup>

Wichtig ist an dieser Stelle der Hinweis, dass bei unmittelbarer Verwendung des ZVE als Variable  $Y_h$  zur Erklärung der Spendenhöhe  $S_h$  die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen durch Endogenitätsverzerrungen<sup>48</sup> bedroht sind. Die Ursache liegt in der steuerlichen Abzugsfähigkeit der Spenden, die dazu führt, dass das ZVE eine Funktion der Spende ist.<sup>49</sup> Folglich muss die exogene Variable ZVE korrigiert werden, indem stets die abzugsfähige Spende selbst zu ihr hinzuaddiert wird. Die auf diese Weise korrigierte Variable gibt das hypothetische ZVE an für den Fall, dass der Spender noch nicht gespendet hat.

Beide Einkommensmaße (GBE und hypothetisches ZVE) beschreiben an dieser Stelle das individuelle Bruttoeinkommen. Es bleibt somit noch die Frage nach den notwendigen Abzügen, um zu einem sinnvollen Maß für das tatsächlich verfügbare Einkommen zu gelangen. Zweifelsfrei gehört dazu die individuelle Steuerschuld. Ihr unmittelbarer Abzug ruft aber wiederum die Gefahr der Endogenitätsverzerrung hervor, da die Steuerschuld durch die Spende verringert werden kann. Folglich wird eine hypothetische Steuerschuld abgezogen, die entstanden wäre, wenn das Individuum nicht gespendet hätte. Diese stellt die zum eben vorgestellten hypothetischen ZVE korrespondierende Steuerschuld dar.

Ferner ist der Solidaritätszuschlag<sup>50</sup> zu berücksichtigen, welcher seit 1995 erhoben wird – zunächst in Höhe von 7,5%, seit 1998 in Höhe von 5,5% der Einkommensteuerschuld. Er wird allerdings nur dann eingezogen, wenn bei zusammenveranlagten Ehepaaren die Einkommensteuerschuld 3.672 DM übersteigt und bei allen anderen Steuerpflichtigen 1.836 DM. Da wiederum die Gefahr von Verzerrungen besteht, darf nicht der tatsächlich entrichtete Solidaritätszuschlag verwendet werden, sondern ein auf Basis der hypothetischen Steuerschuld ermittelter hypothetischer Solidaritätszuschlag. Auf die formalen Darstellungen soll an dieser Stelle verzichtet werden, da sie sich in Abschnitt 5.5, welcher der Definition der Preisvariable gewidmet ist, offenbaren.

Um zum verfügbaren Einkommen  $Y_h$  zu gelangen, wird die Summe aus hypothetischer Steuerschuld und hypothetischem Solidaritätszuschlag vom Bruttoeinkommen abgezogen.

---

<sup>47</sup> Vgl. Paqué (1986), S. 165.

<sup>48</sup> Diese Verzerrungen resultieren aus einer (partiellen) Abhängigkeit der eigentlich unabhängigen erklärenden Variable von der erklärten Variable.

<sup>49</sup> Je mehr ein Haushalt spendet, um so geringer fällt ceteris paribus sein ZVE aus.

<sup>50</sup> Rechtlich gesehen mag der Solidaritätszuschlag keine Einkommensbesteuerung darstellen. Ökonomisch betrachtet handelt es sich jedoch ganz eindeutig um eine Aufstockung der Einkommensteuerschuld.

Je nachdem, ob als Bruttoeinkommen der GBE oder das hypothetische ZVE unterstellt werden, liefert der traditionelle Ansatz unterschiedliche Werte für das verfügbare Einkommen. Damit stellt sich immer noch die Frage, welchem Bruttoeinkommenskonzept der Vorzug gegeben werden soll.

Wie bereits oben erwähnt, erfordert die Entscheidung zugunsten eines der beiden Konzepte eine allgemeingültige Zuordnung derjenigen Tatbestände, welche den Differenzbetrag ausmachen, in die Kategorien freie Einkommensverwendung oder zwangsläufige Kosten. Diese Einordnung stellt jedoch keine unüberwindliche Hürde dar, solange ausschließlich tatbestandsdifferenziert (und nicht haushaltsspezifisch) vorgegangen wird, die Tatbestände vollständig erfasst und eventuell problematische Einordnungen durch plausible Annahmen gerechtfertigt werden. Da der Datenkatalog Angaben zu sämtlichen genannten Tatbeständen enthält sowie darüber hinaus weitere steuerlich relevante Details zur individuellen Einkommenssituation eines Steuerhaushalts aufweist, scheint der traditionelle Ansatz in dieser Situation ein ineffizientes Vorgehen darzustellen, da der große Informationsreichtum der Datenquelle ungenutzt bliebe.

#### **5.4.2 Das Einkommen nach Merz (2001)**

Eine attraktive Alternative zum traditionellen Ansatz liegt demnach in einer Analyse, die zu einer Bewertung der einzelnen Tatbestände führt, auf deren Basis die oben beschriebene Kategorisierung erfolgen kann. Idealerweise sollte dies im Rahmen einer Analyse sämtlicher Detailangaben zum Haushaltseinkommen erfolgen.

Eine solche Analyse wurde von Merz (2001) geleistet und auf einen mit dem hier vorliegenden Datenmaterial vergleichbaren Datensatz des Jahres 1995 angewandt. Das Ziel seiner – wie auch der vorliegenden – Arbeit bestand darin, aus den verfügbaren Daten, die zwangsläufig steuerrechtlichen Definitionen entspringen, zu einem möglichst ökonomisch ausgerichteten Einkommensbegriff zu gelangen.<sup>51</sup>

Die Grundlage seiner Überlegungen bildet eine Einkommensdefinition, die auf dem Reinvermögenszugangskonzept basiert. Einkommen wird demnach als periodische Vermögensänderung verstanden.<sup>52</sup>

---

<sup>51</sup> Vgl. hierzu insbesondere Merz (2001), S. 26-38.

<sup>52</sup> Man beachte, dass auch alternative Einkommensdefinitionen existieren, die durchaus plausibel sind, z.B. Einkommen ist der mögliche Ausgabenstrom, der das Kapital intakt lässt oder Einkommen sind einfach die ständigen Einnahmen und Gütereinfänge eines Wirtschaftssubjektes. Das Problem besteht darin, dass mitunter Dissens über die Einkommensdefinition besteht. Wohl sind die verschiedenen Einkommensarten

Sein Ansatz lässt sich in zwei Stufen unterteilen. Auf der ersten Stufe versucht er, über verschiedene Modifikationen bei der Berechnung der sieben gesetzlich festgelegten Einkunftsarten zu einer neu definierten Summe der Einkünfte zu gelangen, die das primäre Markteinkommen, also das tatsächlich erwirtschaftete Einkommen, abbilden soll. Dieses Markteinkommen stellt das Bruttoeinkommen dar, welches auf der zweiten Stufe, unter Berücksichtigung von Abgaben und staatlichen Transfers, auf ein Nettoeinkommen reduziert wird, das als verfügbares Einkommen interpretiert werden kann.

Zunächst soll eingehender betrachtet werden, wie Merz im ersten Schritt zu der neu definierten Summe der Einkünfte gelangt. Dabei sei darauf hingewiesen, dass für die vorliegende Arbeit die prinzipielle Vorgehensweise übernommen wurde. Ergänzend werden auch die vorgenommenen Modifikationen vorgestellt, deren Notwendigkeit aus einem gegenüber der Version des Jahres 1995 veränderten Datenkatalog des Jahres 1998 erwuchs.<sup>53</sup>

1. In die neu definierten land- und forstwirtschaftlichen Einkünfte fließen alle Einzelmerkmale ein, die zu den Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft vorliegen. Lediglich auf den Freibetrag für Veräußerungsgewinne bei Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft wird verzichtet. Dies war im Datenkatalog 1995 nur ein Posten. 1998 dagegen finden sich zwei Posten, die aufgrund der Differenzierung nach dem Geschlecht in vier Merkmalen resultieren: „Freibetrag nach § 14a Abs. 4 EStG“ (65.110 bzw. 65.111) – dies ist der Freibetrag für eine teilweise Veräußerung eines landwirtschaftlichen Betriebes – und „Freibetrag für Veräußerungsgewinne aus Land- und Forstwirtschaft“ (65.112 bzw. 65.113) – dies ist der Freibetrag für eine Veräußerung des gesamten Betriebes. Entsprechend wurden bei der Erzeugung von  $Y_h$  alle vier Merkmale von den Berechnungen ausgeschlossen, d.h. sie konnten nicht ihre im Besteuerungsprozess übliche einkommensmindernde Wirkung entfalten.

Zu beachten ist außerdem, dass die „Einkünfte laut gesonderter und einheitlicher Feststellung nach § 13a EStG“ (20.036 bzw. 20.037) mit einem Korrekturfaktor in Höhe von (1/0,6) multipliziert wurden. Merz begründete dies damit, dass es sich dabei um kleine landwirtschaftliche Betriebe handelt, die ihre Gewinne nach Durchschnittssätzen ermitteln dürfen. Da sich bei diesen nach Durchschnittssätzen ermittelten Einkünften dem

---

recht genau definiert, aber eine eindeutige, allgemein anerkannte Definition des generellen Einkommensbegriffs existiert nicht.

<sup>53</sup> Generell fallen die Daten des Jahres 1998 detaillierter aus. Der Datenkatalog dieses Jahres weist somit auch Merkmale auf, über die der Katalog des Jahres 1995 nicht verfügte.



Bundesfinanzministerium zufolge im Wirtschaftsjahr 1994/95 Gewinnerfassungsquoten von durchschnittlich 56% bei den Haupterwerbsbetrieben und 72% bei den Nebenerwerbsbetrieben ergaben, setzt er eine pauschale Untererfassungsquote von 60% an, die den oben angeführten Korrekturfaktor zur Erhöhung derartiger Einkünfte erforderlich macht.<sup>54</sup> Für die Zwecke der vorliegenden Arbeit wurde dieser Argumentation gefolgt.

Die landwirtschaftlichen Einkünfte ergaben sich demnach aus folgendem Schema:

- Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft als Einzelunternehmer (65.103 bzw. 65.104)
- + Veräußerungsgewinne Land- und Forstwirtschaft (65.107 bzw. 65.108)
- + Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft n. § 13a EStG als Mitunternehmer/  
lt. gesonderter Feststellung (20.036 bzw. 20.037) multipliziert mit 1/0,6
- + Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft nicht n. § 13a EStG als  
Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung (20.038 bzw. 20.039)
- + weitere Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft nicht n. § 13a EStG als  
Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung (20.042 bzw. 20.043)

2. Von den Einkünften aus Gewerbebetrieb werden ebenfalls alle Einzelpositionen für die neu definierten gewerblichen Einkünfte übernommen, wobei wiederum auf den Freibetrag für Veräußerungsgewinne verzichtet wird. Allerdings werden von den Einkünften aus Beteiligungen lediglich die positiven Einkünfte verwendet, was Merz folgendermaßen begründet: „Gewerbliche Verlustzuweisungsmodelle sind in der Regel in der Rechtsform von Personengesellschaften geführt, so dass davon auszugehen ist, dass ein Großteil der Verluste aus gewerblichen Beteiligungen steuerlich gestaltet ist.“<sup>55</sup> Das heißt, die Ausnutzung von Gestaltungsspielräumen ermöglicht die Deklaration von Verlusten, die in der Realität nicht in dieser Form vorhanden sind und somit zu einem verzerrten Abbild des individuellen Einkommens führen.

Die Einkünfte aus Gewerbebetrieb nach § 32c EStG, welche 1998 im Merkmal „Gewinn für § 32c EStG“ (21.083 bzw. 21.084) auftauchen, berücksichtigt Merz nicht. Dieser 2001 abgeschaffte Paragraph beinhaltete eine Tarifbegrenzung für gewerbliche Einkünfte, die über einen Entlastungsbetrag realisiert wurde, um den die tarifliche Einkommensteuerschuld zu kürzen war. Dabei stellen die im jeweiligen Merkmal aufgeführten Beträge lediglich eine durch Hinzurechnungen und Kürzungen ermittelte

---

<sup>54</sup> Vgl. Merz (2001), S. 33, Fußnote 39.

<sup>55</sup> Ebenda, S. 34.

Modifikation der „Einkünfte aus Gewerbebetrieb“ dar, die als Bemessungsgrundlage für einen etwaigen Entlastungsbetrag diente. Folglich wurden diese Merkmale aus dem Datenkatalog bei der Ermittlung des Einkommens nicht benötigt.

Im Datenkatalog für 1998 taucht zudem der Posten „Einkommen aus Organschaften“ (65.133 bzw. 65.134) auf, welcher im Jahr 1995 nicht zu finden ist. Diese Einkünfte wurden 1995 unter einem anderen Posten subsumiert und erscheinen deshalb nicht. Dementsprechend wurden sie nun berücksichtigt und zu den anderen Posten bei der Bestimmung der gewerblichen Einkünfte hinzuaddiert.

Die gewerblichen Einkünfte ergaben sich somit aus der Addition folgender Merkmale:

- Einkünfte aus Gewerbebetrieb als Einzelunternehmer (65.123 bzw. 65.124)
- + (positive) Einkünfte aus Gewerbebetrieb aus Beteiligung (65.125 bzw. 65.126)
- + mehrjährige Einkünfte aus Gewerbebetrieb (65.129 bzw. 65.130)
- + Einkünfte aus Gewerbebetr. lt. gesonderter Feststellung (65.131 bzw. 65.132)
- + Einkommen aus Organschaften (65.133 bzw. 65.134)
- + Veräußerungsgewinne aus Gewerbebetrieb (65.135 bzw. 65.136)

3. Die Einzelposten zur Bestimmung der Einkünfte aus selbständiger Arbeit werden vollständig übernommen, wobei erneut auf den Freibetrag für Veräußerungsgewinne verzichtet wird. Neu taucht im 98er Datenkatalog der Posten „mehrjährige Einkünfte aus selbständiger Arbeit“ (65.153 bzw. 65.154) auf. Es sprach jedoch nichts dagegen, diesen zu den anderen Posten hinzuzurechnen, insbesondere da die analogen Merkmale bei der Bestimmung der gewerblichen Einkünfte von Merz berücksichtigt wurden.

Somit lag der Ermittlung der Einkünfte aus selbständiger Arbeit folgendes Schema zugrunde:

- Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit (65.143 bzw. 65.144)
- + Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit aus Beteiligung (65.145 bzw. 65.146)
- + andere Einkünfte aus selbständiger Arbeit (65.147 bzw. 65.148)
- + Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit lt. gesonderter Feststellung (65.151 bzw. 65.152)
- + mehrjährige Einkünfte aus selbständiger Arbeit (65.153 bzw. 65.154)
- + Veräußerungsgewinne aus selbst. Arbeit (65.155 bzw. 65.156)

4. Von den Einzelposten der Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit werden lediglich der Bruttolohn und die nach Doppelbesteuerungsabkommen steuerfreien Arbeitseinkünfte verwendet. Diese beiden Posten fasst Merz zu „Arbeitseinkünften“ zusammen.

Im Jahre 1998 erscheint der zweitgenannte Posten nicht mehr unter den Einkünften aus nichtselbständiger Tätigkeit. Stattdessen finden sich nach der Feststellung des ZVE als Teil des Progressionsvorbehaltes<sup>56</sup> die Positionen „steuerfreie Einkünfte n. DBA/ATE“ (66.202 bzw. 66.203) und „Summe der steuerfreien Einkünfte n. DBA“ (66.204 bzw. 66.205). Sie werden folglich auch erst an späterer Stelle bei der Bildung der sonstigen Einkünfte berücksichtigt. Aufgrund dieser Modifikation enthalten die neu definierten Arbeitseinkünfte nun nur noch die im Inland erwirtschafteten Arbeitseinkünfte.

Werbungskosten werden nicht berücksichtigt, „... da die zugrundeliegenden Ausgaben in der Wirtschaftsstatistik nicht den Vorleistungen, sondern dem privaten Verbrauch zugerechnet werden.“<sup>57</sup> Das bedeutet, dass auf dem Wege der Ermittlung des ökonomischen Einkommens darauf verzichtet wird, diese Art von Ausgaben, um welche die Einkünfte bei der Ermittlung des „steuerlichen Einkommens“ reduziert werden, von den neu ermittelten Arbeitseinkünften abzuziehen.

Zu beachten ist allerdings, dass Versorgungsbezüge (Betriebsrenten, Beamtenpensionen o.ä.) in der Regel im Bruttolohn enthalten sind. Merz weist explizit darauf hin, „... dass auch die Versorgungsbezüge der Pensionäre (Ruhestandsbezüge der Beamten oder betriebliche Pensionen) zu den Einkünften aus nichtselbständiger Arbeit zählen.“<sup>58</sup> Diese Bezüge zählen genau genommen natürlich nicht zu den Arbeitseinkünften, denn ihnen steht keine konkrete Arbeitsleistung des Empfängers gegenüber, aber sie resultieren aus einer früheren Arbeitsleistung des Empfängers oder eines nahen Angehörigen des Empfängers. Im Gegensatz zur steuerrechtlichen Einkommensermittlung wird wiederum darauf verzichtet, diese Einkünfte mittels eines Freibetrages (65.167 bzw. 65.168) zu reduzieren.

Erwähnenswert ist auch die Tatsache, dass Lohnersatzleistungen (Arbeitslosengeld etc.) nicht den Arbeitseinkünften zugerechnet werden, sondern ebenfalls in die sonstigen Einkünfte einfließen, worauf unten detaillierter eingegangen wird.

---

<sup>56</sup> Unter Progressionsvorbehalt fallende Einkünfte unterliegen nicht der Steuerpflicht, werden aber für die Bestimmung des Steuersatzes, der auf die steuerpflichtigen Einkünfte angewendet wird, mit herangezogen. Entsprechend erscheint es sinnvoll, dass die genannten Auslandseinkünfte auch erst an dieser Stelle des Datensatzes auftauchen.

<sup>57</sup> Merz (2001), S. 35.

<sup>58</sup> Ebenda, S. 31.

Eine Neuerung des Katalogs von 1998 bildet in diesem Zusammenhang auch der Posten „steuerpflichtiger Fahrtkostenersatz“ (65.165 bzw. 65.166). Dieser wurde in die Arbeitseinkünfte einbezogen, da es sich dabei um einen Teil des Arbeitslohns handelt.

Folgende zwei Posten bzw. vier Merkmale machen demzufolge die Arbeitseinkünfte aus:

Bruttoarbeitslohn (65.163 bzw. 65.164)  
+ steuerpflichtiger Fahrtkostenersatz (65.165 bzw. 65.166)

5. Die Einkünfte aus Kapitalvermögen werden von Merz unverändert übernommen. Zwar liegt eine erhebliche Untererfassung vor, wenn man den Vergleich mit der VGR zieht<sup>59</sup>, aber die vorliegenden Daten erlauben keine Abschätzung der fehlenden Beträge. Für 1998 wäre zumindest die Berücksichtigung der Werbungskosten und des Sparerfreibetrags möglich gewesen, da sie als einzelne Merkmale aufgeführt werden (Nr. 65.225 bis 65.228), was 1995 noch nicht der Fall war. Die erfolgte Nichtberücksichtigung der Werbungskosten und des Freibetrags erschien im Sinne Merz' nur konsistent, da auch bei der Bestimmung der Arbeitseinkünfte entsprechend vorgegangen wurde. Folgerichtig wurde einfach der Posten „Einnahmen aus Kapitalvermögen“ (65.223 bzw. 65.224) verwendet.

6. Merz' Vorgehensweise folgend, wurden die Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung (65.240) aus dem Datensatz übernommen. Hier erfolgt die Korrektur erst später. Zur Bestimmung der neu definierten Summe der Einkünfte werden zu den sieben Einkunftsarten noch Positionen aus der Anlage ST hinzugerechnet. Es handelt sich hierbei um eine Anlage zur Einkommensteuererklärung, die für Zwecke der Steuerstatistik ausgefüllt wird und Angaben über Steuervergünstigungen und Abschreibungen enthält. Insbesondere verschiedene Vergünstigungen und die gesamten Gebäudeabschreibungen werden an besagter Stelle dem Einkommen wieder hinzugerechnet, um die Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung zu korrigieren. Notwendig sind diese Korrekturen, weil die steuerlichen Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung sehr gering und im Aggregat sogar meist negativ ausfallen<sup>60</sup>, was eben durch die verschiedenen Begünstigungen hervorgerufen wird.<sup>61</sup>

---

<sup>59</sup> Vgl. Bach/Bartholmai (2000), S. 12.

<sup>60</sup> Vgl. dazu ebenda, Tabelle 2.

<sup>61</sup> Selbst für die 1.241.029 nach den Eliminierungen im Datensatz verbliebenen Haushalte fallen die aggregierten Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung (65.240) mit rund -2,54 Milliarden € deutlich negativ aus. Interessant: Allein die 493.335 Haushalte aus der Totalerhebung weisen rund -2,35 Milliarden € an aggregierten Einkünften aus Vermietung und Verpachtung auf, während sich für die 747.694 Haushalte aus der reinen 10%-Stichprobe (d.h. mit einem GBE von weniger als 200.000 DM) ein vergleichsweise geringer Wert von -190 Millionen € einstellt.

7. In die sonstigen Einkünfte lässt Merz Einkünfte aus Leibrenten, Lohn- und Einkommensersatzleistungen, Einkünfte aus Spekulationsgeschäften und nach Doppelbesteuerungsabkommen steuerfreie Auslandseinkünfte, die nicht aus unselbständiger Arbeit stammen, einfließen. Da Leibrenten nur mit ihrem Ertragsanteil steuerpflichtig sind, multipliziert er die Ausprägungen der entsprechenden Merkmale mit einem Korrekturfaktor. Dieser beträgt pauschal  $(1/0,31)$ , da er einen durchschnittlichen Ertragsanteil von 31% unterstellt.<sup>62</sup>

Da für 1998 wesentlich detailliertere Angaben zu den Renteneinkünften vorliegen, wurden alle Merkmale verwendet, die den Ertragsanteil einer Rente enthalten (65.263 bis 65.270), wobei die jeweiligen Ausprägungen mit einem Korrekturfaktor in Höhe von  $(1/0,3)$  multipliziert wurden. Dieser im Vergleich zu Merz minimal größere Faktor schien angemessen, da bereits im Jahre 2001 der durchschnittliche Ertragsanteil bis auf 28% gesunken war.<sup>63</sup>

Einen neuen Posten im Vergleich zu 1995 stellen auch die „Einkünfte aus wiederkehrenden Bezügen“ (65.271 bzw. 65.272) dar. Bevor die dort enthaltenen Angaben jedoch in die neu definierten sonstigen Einkünfte einfließen konnten, wurden die Ausprägungen der bereits genannten Merkmale 65.263 bis 65.270 sowie „Einnahmen aus Unterhaltsleistungen“ (65.273 bzw. 65.274) subtrahiert. Die resultierende Differenz floss in die Berechnungen ein, allerdings nur, solange sie positiv ausfiel. Die Rechtfertigung dieser Maßnahmen besteht darin, dass die Merkmale 65.271 bzw. 65.272 typischerweise die aufgeführten zu subtrahierenden Werte beinhalten. Enthalten sie genau diese oder nur einen Teil davon, beläuft sich die Differenz auf Null oder wird negativ. Sind jedoch noch weitere Einkünfte enthalten, welche nicht bereits unter den abzuziehenden Einkünften subsumiert wurden, müssen diese natürlich berücksichtigt werden. Die Ausprägungen der Merkmale 65.273 bzw. 65.274 wurden ebenfalls subtrahiert, obwohl sie bei der Ermittlung der neu definierten sonstigen Einkünfte keine Berücksichtigung fanden. Hier liegt jedoch kein Widerspruch vor, da jene Einnahmen im zweiten Schritt, bei der Ermittlung des Nettoeinkommens, noch Eingang in die Berechnungen finden werden.

Ein weiteres neues Merkmal des Datenkatalogs von 1998 stellen die sonstigen Einkünfte aus Leistungen und als Abgeordneter (65.281 bzw. 65.282) dar, die problemlos in die Berechnungen integriert werden konnten.

---

<sup>62</sup> Vgl. Merz (2001), S. 31.

<sup>63</sup> Vgl. Grabka *et al.* (2003).

Lohn- und Einkommensersatzleistungen sind steuerfrei, stehen aber unter Progressionsvorbehalt, was dazu führt, dass sie 1998 auch an der passenden Stelle im Datenkatalog aufzufinden sind – unter dem Posten „Progressionsvorbehalt: steuerfreie Lohnersatzleistungen“ (66.200 bzw. 66.201). Dieser Posten fand jedoch keine Berücksichtigung, da seine Ausprägungen in der Regel die Summe verschiedener Einzelangaben darstellen, meist gekürzt um Werbungskosten bzw. den Werbungskosten-Pauschbetrag. Stattdessen wurden jene Merkmale verwendet, die der Erfassung von Einkommensersatzleistungen (18.020 bzw. 18.021), Kurzarbeiter- und Schlechtwettergeld (47.019 bzw. 48.019) sowie Arbeitslosengeld (47.020 bzw. 48.020) dienen.

Die neu verfügbaren Angaben zu den Werbungskosten wurden natürlich wieder ausgeklammert, Auslandseinkünfte dagegen komplett integriert.

Dementsprechend kam folgendes Schema bei der Ermittlung der sonstigen Einkünfte zur Anwendung:

- Ertragsanteil 1. Rente (65.263 bzw. 65.264) multipliziert mit (1/0,3)
- + Ertragsanteil 2. Rente (65.265 bzw. 65.266) multipliziert mit (1/0,3)
- + Ertragsanteil weitere Rente (1) (65.267 bzw. 65.268) multipliziert mit (1/0,3)
- + Ertragsanteil für mehrere Jahre (65.269 bzw. 65.270) multipliziert mit (1/0,3)
- + [Einkünfte aus wiederkehrenden Bezügen (65.271 bzw. 65.272) – 65.263/4 – 65.265/6 – 65.267/8 – 65.269/10 – 65.273/4], wenn diese Differenz > 0
- + Spekulationsgewinne (65.279 bzw. 65.280)
- + sonstige Einkünfte aus Leistungen + sonstige Einkünfte als Abgeordneter (65.281 bzw. 65.282)
- + Progressionsvorbehalt: Einkommensersatzleistungen (18.020 bzw. 18.021)
- + Progressionsvorbehalt: Kurzarbeiter-/Schlechtwettergeld (47.019 bzw. 48.019)
- + Progressionsvorbehalt: Arbeitslosengeld (47.020 bzw. 48.020)
- + Progressionsvorbehalt: steuerfreie Einkünfte n. DBA/ATE (66.202/66.203)
- + Progressionsvorbehalt: Summe der steuerfreien Einkünfte n. DBA (66.204 bzw. 66.205)
- + Progressionseinkünfte nach § 32b EStG (beschränkt Steuerpflichtige) (18.022)
- + Summe der Einkünfte (nicht deutsche ESt) (18.024)

8. Verführe man äquivalent zur steuerrechtlichen Vorgehensweise, würde an dieser Stelle die Ermittlung der Summe der Einkünfte durch Addition der soweit aufgeführten Einkunftsarten erfolgen. Wie bereits oben angedeutet, berücksichtigt Merz jedoch noch die

Anlage ST und rechnet verschiedene, dort aufgeführte Positionen zu den bereits dargestellten Einkünften hinzu. Es handelt sich aber noch nicht um die oben angekündigte Korrektur der Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung, sondern um „Steuervergünstigungen für Unternehmen“. Darunter werden subsumiert: Sonderabschreibungen für betriebliche Investitionen in den neuen Bundesländern (§§ 2-4 FördG) zu 50% (wobei die Hinzurechnung deshalb in Höhe von 50% ausfällt, um lediglich die gegenüber den normalen steuerlichen Abschreibungen erhöhten Abzüge zu erfassen), der Gewinnabzug bei Land- und Forstwirten in den neuen Ländern nach § 5 FördG, die Bewertungsfreiheit für private Krankenhäuser zu 50%<sup>64</sup> (§ 7f EStG; ein entsprechendes Merkmal erscheint im Katalog des Jahres 1998 nicht mehr, obwohl der genannte Paragraph noch immer Gültigkeit besitzt<sup>65</sup>), die Sonderabschreibung zur Förderung kleiner und mittlerer Betriebe (§ 7g EStG), die Ansparabschreibung für kleinere und mittlere Betriebe (§ 7g Abs. 3 EStG), der Bewertungsabschlag für Güter ausländischer Herkunft (§ 80 EStDV) sowie die Bewertungsfreiheit für Seeschiffe und Luftfahrzeuge (§ 82f EStDV).

Der bekannten Vorgehensweise folgend, wurden an dieser Stelle die entsprechenden Merkmale des Datenkataloges von 1998 benutzt:

- Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 2 bis 4 Fördergebietsgesetz (Sonder-AfA f. betriebl. Invest.) (35.031) multipliziert mit 0,5
- + Anlage St: Steuervergünstigung n. § 5 Fördergebietsgesetz (35.032)
- + Anlage St: Steuervergünstigung n. § 7g Abs. 1 EStG (35.065)
- + Anlage St: Steuervergünstigung n. § 7g Abs. 3 EStG (35.026)
- + Anlage St: Steuervergünstigung n. § 80 EStDV (35.035)
- + Anlage St: Steuervergünstigung n. § 82f EStDV (35.043)

9. Unter dem Begriff „Abschreibungen und Steuervergünstigungen bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung“ wird Folgendes subsumiert: die lineare Abschreibung bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung für Gebäude (§ 7 EStG), die degressive Abschreibung bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung für Gebäude (§ 7 EStG), Sonderabschreibungen auf Anschaffungs- und Herstellkosten des Privatvermögens (§§ 3, 4 Abs. 1 und 2 FördG) sowie nachträgliche Herstellungskosten an Gebäuden des Privatvermögens (§§ 3, 4 Abs. 3 FördG) und außerdem die nachstehenden vier Posten, die

---

<sup>64</sup> Analog den Sonderabschreibungen für betriebliche Investitionen erfolgt auch hier die Zurechnung nur zu 50%, um lediglich die gegenüber den normalen steuerlichen Abschreibungen erhöhten Abzüge abzubilden.

<sup>65</sup> Das Fehlen dieser Angabe besitzt höchstwahrscheinlich einen kaum spürbaren Effekt, da die Anzahl der Steuerpflichtigen, welche aufgrund des Betriebs eines privaten Krankenhauses die entsprechenden Sonderabschreibungen in Anspruch nehmen dürfen, vermutlich äußerst gering ausfällt.

im Gegensatz zu den vorangehenden nicht im 98er Datenkatalog enthalten sind: erhöhte Absetzungen für Baumaßnahmen zur Schaffung von Mietwohnungen (§ 7c EStG), für Baumaßnahmen zur Schaffung von Mietwohnungen in Berlin (West) (§ 14c BerlinFG), für Wohnungen mit Sozialbindung (§ 7k EStG) und für Wohnungen mit Sozialbindung in Berlin (West) (§14d BerlinFG).

In der vorliegenden Arbeit konnte also nur auf die ersten vier Merkmale zurückgegriffen werden, was in folgendem Schema für die Korrektur der Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung resultierte:

- Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung:
  - für Gebäude linear (35.054)
- + Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung:
  - für Gebäude degressiv (35.055)
- + Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 3 und 4 Fördergebietsgesetz (für Anschaffung und Herstellung) (35.029)
- + Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 3 und 4 Fördergebietsgesetz (für nachträgliche Herstellungsarbeiten) (35.030)

Ein generelles Problem besteht darin, dass die Anlage ST für eine Großzahl der Steuerpflichtigen nicht vorliegt, wovon vor allem die Ermittlung der Vermietungseinkünfte betroffen ist.<sup>66</sup> Bei diesen Haushalten existieren also für die obigen vier Merkmale keine Daten. Dem begegnet Merz, indem er aus den nachgewiesenen Angaben Mittelwerte bildet und diese (differenziert nach den Größenklassen der Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung) bei den Fällen ohne Angabe einsetzt. Wiederum wurde für vorliegende Arbeit analog verfahren.

Um nicht ineffizienter Weise Informationen zu verschwenden, dienten für diese Berechnungen alle 2.847.924 Haushalte der unteren drei Anonymisierungsstufen als Datengrundlage.<sup>67</sup> In dieser Gruppe lag der Maximalwert der Einkünfte aus Vermietung

---

<sup>66</sup> Dies gilt sowohl für 1995, als auch für 1998. Als Ursache sind sicherlich fehlende Anreize zu vermuten, da einem Steuerpflichtigen bei Nichtausfüllen der Anlage ST kein finanzieller Nachteil und bei Ausfüllen kein derartiger Vorteil entsteht. Dies ist den Steuerpflichtigen durchaus bewusst, da explizit darauf aufmerksam gemacht wird, dass die Angaben der Anlage ST lediglich steuerstatistischen Zwecken dienen.

<sup>67</sup> Zumindest bei Haushalten aus der schwächer anonymisierten Gruppe der beiden oberen Anonymisierungsstufen stellen die Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung (65.240) noch ein stetiges Merkmal dar. Da dies jedoch nicht auf die anderen in diesem Kontext relevanten Merkmale zutrifft (diese liegen nur in binärer Form vor, was lediglich darauf rückschließen lässt, ob das Merkmal eine positive Ausprägung aufweist oder nicht), konnten jene Haushalte nicht verwendet werden.



und Verpachtung bei 1.997.273 €. Der Minimalwert fiel mit -8.553.148 € betragsmäßig deutlich größer aus.<sup>68</sup>

Aufgrund der Datenlage wurde folgende Klasseneinteilung vorgenommen. Haushalte, deren Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung geringer ausfielen als -1.000.000 €, bildeten die unterste Klasse. Darauf folgten Haushalte, deren besagte Einkünfte zwischen -1.000.000 € und -100.000 € lagen. Daran schloss sich der Bereich von -100.000 € bis 100.000 € an. Dieser wurde aufgrund der großen Anzahl der dort vorzufindenden Beobachtungen in 20 schmalere Klassen unterteilt, welche jeweils eine Breite von 10.000 € aufwiesen.<sup>69</sup> Analog der unteren Klassen umfassten die beiden oberen Klassen Haushalte, deren Vermietungseinkünfte zwischen 100.000 € und 1.000.000 € lagen, sowie Haushalte mit entsprechenden Einkünften von über 1.000.000 €. Die Gestaltung der Klasseneinteilung erfolgte derart, dass der untere Grenzwert zur jeweiligen Klasse gehörte.

Als Alternative zur eben vorgestellten Mittelwertimputation wurde auch eine weitere, relativ einfache Imputationstechnik getestet – die Methode von Yates (1933). Hierbei werden nicht vorliegende Angaben als fehlende Werte einer endogenen Variable betrachtet und durch die prognostizierten Werte bei gegebenen exogenen Variablen ersetzt. Konkret wurden auf Basis der vorhandenen Daten vier separate KQ-Regressionen durchgeführt, wobei jeweils eines der vier Merkmale als endogene Variable diente. Als exogene Variablen fungierten die Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung sowie eine Dummy-Variable, die anzeigte, ob es sich um einen Steuerhaushalt aus den neuen Bundesländern (einschließlich Berlin) handelte. Im Falle des Fehlens der Anlage ST konnten nun mit Hilfe der geschätzten Koeffizienten sowie der Angaben zu den beiden exogenen Variablen die fehlenden Werte berechnet werden. Allerdings weisen die geschätzten Gleichungen äußerst geringe Bestimmtheitsmaße auf, wie Anhang F zu entnehmen ist. Weiterhin fallen die geschätzten Koeffizienten mitunter deutlich insignifikant aus. Diese unbefriedigenden Ergebnisse führten letztlich zur Verwendung der Ergebnisse der Mittelwertimputation.

Die Definition der Einkunftsarten ist damit abgeschlossen, so dass durch Zusammenfassung sämtlicher aufgeführter Positionen die *neu definierte Summe der Einkünfte* bestimmt werden kann. Auf das sogenannte „imputed income“, also Einkommen aus Eigenleistungen und aus selbst genutztem Vermögen (z.B. Eigentumswohnung) wird

---

<sup>68</sup> Berücksichtigt man die in der vorigen Fußnote erwähnten Haushalte, stellen sich Werte von 3.937.818 € bzw. -12.822.404 € ein.

<sup>69</sup> Insgesamt weisen 880.146 oder 30,9% der verwendeten Haushalte von Null verschiedene Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung auf. Davon wiederum liegen 847.359 (das entspricht einem Anteil von 96,27%) im angegebenen Bereich von -100.000 € bis 100.000 €.

verzichtet, da zum einen die Nutzungswerte schwer zu ermitteln sind und zum anderen die monetären Einkommen betrachtet werden sollen.<sup>70</sup> Für die vorliegende Arbeit wurde auch diese Vorgehensweise adaptiert.

Es fällt auf, dass insbesondere die Einkünfte aus selbständiger und unternehmerischer Tätigkeit sowie aus Vermietung und Verpachtung stark korrigiert werden, indem bspw. die gesamten Gebäudeabschreibungen wieder dem Einkommen zugerechnet werden, wie auch bei den drei Gewinneinkunftsarten der Freibetrag für Veräußerungsgewinne. Der Rechenaufwand scheint durchaus gerechtfertigt zu sein, denn die Einkommenskonzepte führen doch zu recht unterschiedlichen Einkommensverteilungen.

So ermittelt Merz einen Mittelwert des ökonomischen Bruttoeinkommens von 66.680 DM (34.093 €); der des „steuerlichen Bruttoeinkommens“ (GBE) beläuft sich hingegen auf 58.461 DM (28.891 €).<sup>71</sup> Man kann demnach konstatieren: 1995 führten die steuerrechtlichen Gestaltungsmöglichkeiten dazu, dass die steuerliche Einkommensdefinition das ökonomische Bruttoeinkommen im Durchschnitt um mehr als 8.000 DM bzw. 4.000 € unterschätzt. Für 1998 lässt sich prinzipiell die gleiche Behauptung aufstellen, wobei die Größenordnung der Differenz hier nicht eingehender thematisiert werden soll, da diese Arbeit sich nicht der Einkommensverteilung widmet und aufgrund der großen Anzahl ausgeschlossener Haushalte sowie der Überrepräsentation hoher Einkommen auch keine Aussage getroffen werden kann, die in ihrer Validität mit der Aussage Merz' vergleichbar wäre.<sup>72</sup>

Im zweiten Schritt soll nun Merz' Ermittlung des Nettoeinkommens, und damit einhergehend auch die im Rahmen dieser Arbeit angewandte Vorgehensweise, vorgestellt werden.

1. Zunächst werden zur neu definierten Summe der Einkünfte folgende empfangenen Transfereinkommen hinzugerechnet. Das wären zum einen die Arbeitnehmer-Sparzulage sowie vermögenswirksame Leistungen. Leider fehlen im Datenkatalog von 1998 entsprechende Merkmale. Zum anderen wären dies das berechnete Kindergeld (entsprechend der Anzahl der Kinder bzw. Kinderfreibeträge) sowie Unterhaltsleistungen

---

<sup>70</sup> Vgl. Merz (2001), S. 31.

<sup>71</sup> Vgl. ebenda, S. 120, Tabelle A2.

<sup>72</sup> Dennoch seien der Vollständigkeit halber die Werte genannt. Die für diese Arbeit relevanten 1.241.029 Haushalte weisen einen durchschnittlichen GBE von 91.576 € auf, während sich die neu definierte Summe der Einkünfte im Durchschnitt auf 108.096 € beläuft. Diese Werte sind auf die überproportional große Anzahl an Beziehern hoher Einkommen zurückzuführen. Berücksichtigt man diese Tatsache bei der Durchschnittsbildung, indem man den Haushalten aus der 10%-Stichprobe ein zehnfaches Gewicht beimisst, ergeben sich Durchschnittswerte von 39.948 € für den GBE bzw. 51.401 € für das ökonomische Bruttoeinkommen.

zwischen geschiedenen oder dauernd getrennt lebenden Ehegatten (§ 10 Abs. 1 Nr. 1 EStG), wobei letztere aus steuerlicher Sicht zu den sonstigen Einkünften zählen, dort aber von Merz nicht berücksichtigt werden. Dies geschieht, weil „sein“ Bruttoeinkommen die individuelle Marktleistung widerspiegeln soll, empfangenen Unterhaltsleistungen aber keine konkrete Marktleistung gegenübersteht. Jedoch kann das verfügbare Einkommen eines Haushalts u.U. in starkem Maße von diesen Einnahmen abhängen, so dass sie bei der Bestimmung des Nettoeinkommens unbedingt berücksichtigt werden müssen.

Die Datenlage erlaubte also die Berücksichtigung der bereits unter dem Stichpunkt der sonstigen Einkünfte erwähnten Einnahmen aus Unterhaltsleistungen (65.273 bzw. 65.274) sowie des Kindergeldes, dessen Berechnung auf Basis der Anzahl der im Haushalt lebenden Kinder, für die Kinderfreibeträge (Merkmal 65.748) gewährt wurden, erfolgte.<sup>73</sup>

Sozialhilfe, Wohngeld, Erziehungsgeld und ähnliche Einnahmen konnten aufgrund fehlender Daten nicht berücksichtigt werden.

2. Anschließend werden diverse Pflichtabgaben abgezogen. Zu nennen sind hier die festgesetzte Einkommensteuer und der Solidaritätszuschlag (diese Angaben werden von Merz einfach aus dem Datensatz übernommen), Sozialversicherungsbeiträge sowie geleistete private Unterhaltsleistungen.

An dieser Stelle wurde leicht von Merz' Schema abgewichen, da es aus den oben bereits dargelegten Gründen sinnvoller war, die hypothetische Steuerschuld für den Fall der Abwesenheit von Spenden sowie den damit einhergehenden Solidaritätszuschlag zu verwenden.<sup>74</sup>

Die Sozialversicherungsbeiträge wurden wie bei Merz auf Basis des primären Markteinkommens, gekürzt um Lohn- und Einkommensersatzleistungen sowie Veräußerungsgewinne, berechnet. Die Bemessungsgrundlage ergab sich demnach, indem von der neu definierten Summe der Einkünfte die Ausprägungen der Merkmale 65.107, 65.108, 65.135, 65.136, 65.155, 65.156, 18.020, 18.021, 18.022, 18.024, 47.020, 48.020, 47.019 und 48.019 subtrahiert wurden. Die Sozialversicherungsbeiträge konnten nun unter

---

<sup>73</sup> 1998 erhielt man für das erste und das zweite Kind jeweils 220 DM pro Monat. Für das dritte Kind gab es monatlich 300 DM und ab dem vierten 350 DM für jedes weitere Kind.

<sup>74</sup> Diese Vorgehensweise scheint aber generell die korrekte zu sein, denn Merz ignoriert die Tatsache, dass die im Datensatz vorhandenen Angaben durch Spenden nach unten verzerrt sind.

Oder anders formuliert: Das von ihm erzeugte Bruttoeinkommen beschreibt den Zustand vor der Leistung von Spenden. Da es sich bei Spenden prinzipiell um freie Einkommensverwendung handelt und nicht um Pflichtabgaben, die bei der Ermittlung des Nettoeinkommens berücksichtigt werden müssen, sollte also der Konsistenz wegen das Nettoeinkommen bezüglich der Spenden denselben Zustand beschreiben wie das Bruttoeinkommen.

Verwendung der 1998 gültigen Beitragssätze und Beitragsbemessungsgrenzen<sup>75</sup> bestimmt werden.<sup>76</sup>

Die Sozialversicherungsbeiträge wurden dahingehend differenziert ermittelt, dass für Steuerhaushalte mit überwiegenden Arbeitseinkünften Beiträge für alle vier Sozialversicherungsbereiche (Renten-, Arbeitslosen-, Pflege- sowie Krankenversicherung) berechnet und davon 50% als einkommensmindernde Sozialabgaben angesetzt wurden, was dem sogenannten Arbeitnehmeranteil entspricht. Stammt die überwiegenden Einkünfte eines Steuerpflichtigen aus Leibrenten, Beamtenbezügen, öffentlichen Pensionen oder sonstigen Versorgungsbezügen, wurden lediglich Beiträge zur Kranken- und Pflegeversicherung ermittelt und davon wiederum 50% angesetzt.<sup>77</sup> Für Steuerpflichtige mit überwiegenden Einkünften aus Unternehmertätigkeit, die keinerlei Einkünfte aus unselbständiger Arbeit bezogen, wurden die vollen Beiträge für Renten-, Kranken- und Pflegeversicherung angesetzt. Wiesen derartige Steuerpflichtige zugleich auch Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit auf, so wurden 70% der Beiträge für Renten-, Kranken- und Pflegeversicherung angesetzt.

Abschließend seien noch die zu leistenden privaten Unterhaltsleistungen genannt, die ebenfalls von der neu definierten Summe der Einkünfte abgezogen wurden:

- Unterhaltsleistungen an den geschiedenen oder dauernd getrennt lebenden Ehegatten nach §10 Abs. 1 Nr. 1 EStG (65.401),
- der Überbelastungsbetrag nach § 33 EStG (anerkannte außergewöhnliche Belastungen nach Abzug der zumutbaren Eigenbelastung), der sich 1998 hinter dem Merkmal „Außergewöhnliche Belastungen: Abzugsbetrag § 33 EStG“ (65.469) verbirgt,
- der Freibetrag für Unterhalt an bedürftige Personen (§ 33a Abs. 1 EStG) (65.475) sowie

---

<sup>75</sup> Bei der Beitragsbemessungsgrenze handelt es sich um jenen Betrag, der die Obergrenze bei der Berechnung der Sozialversicherungsentgelte bildet. Darüber hinausgehende Arbeitsentgelte werden nicht zur Beitragsermittlung herangezogen.

<sup>76</sup> 1998 betragen die Beitragssätze für die Rentenversicherung 20,3%, für die Arbeitslosenversicherung 6,5% und für die Pflegeversicherung 1,7%. Für die Krankenversicherung wurden folgende Durchschnittssätze verwendet: 13,55% für die alten und 13,93% für die neuen Bundesländer (Quelle: Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (2004), S. 2f.).

Die damalige Beitragsbemessungsgrenze für die gesetzliche Renten- und Arbeitslosenversicherung lag in den alten Ländern bei einem sozialversicherungspflichtigen Bruttolohn von 8.400 DM im Monat bzw. 7.000 DM im Monat in den neuen Ländern. Für die gesetzliche Kranken- und Pflegeversicherung reduzierte sich diese Grenze auf 75% der genannten Beträge, d.h. sie lag bei einem monatlichen Bruttolohn von 6.300 DM bzw. 5.250 DM.

<sup>77</sup> Da diese Steuerpflichtigen keine rentenversicherungspflichtigen Bezüge aufweisen, dürfen sie im Besteuerungsverfahren lediglich die gekürzte Vorsorgepauschale in Anspruch nehmen. Folglich waren sie anhand der Ausprägungen „1“ oder „3“ der Merkmale ef11 bzw. ef12 einfach zu identifizieren.

- der Ausbildungsfreibetrag nach § 33a Abs. 2 EStG (65.472).

Die Unterhaltsleistungen gehören steuerrechtlich zu den Sonderausgaben, die letzten drei Positionen fallen unter die außergewöhnlichen Belastungen.

Damit wäre die Erläuterung der vorgenommenen Berechnungen zur Bestimmung des ökonomischen Einkommens abgeschlossen. Das folgende Schema, welches letztlich eine leichte Modifikation der Zusammenfassung des Merz'schen Konzeptes ist, soll die Ermittlung des verfügbaren Einkommens eines Steuerhaushalts und damit die Definition der Variable  $Y_h$  veranschaulichen:<sup>78</sup>

1. Land- und forstwirtschaftliche Einkünfte

- + 2. Gewerbliche Einkünfte
- + 3. Einkünfte aus selbständiger Arbeit
- + 4. Arbeitseinkünfte
- + 5. Einkünfte aus Kapitalvermögen
- + 6. Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung
- + 7. Sonstige Einkünfte
- + 8. Steuervergünstigungen für Unternehmen
- + 9. Abschreibungen und Steuervergünstigungen bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung

= **Summe der Einkünfte neu** (primäres Markteinkommen)

- + Kindergeld (berechnet)
- + empfangene Unterhaltsleistungen vom geschiedenen oder dauernd getrennt lebenden Ehegatten
- hypothetische Einkommensteuer
- hypothetischer Solidaritätszuschlag
- berechnete Sozialversicherungsbeiträge (für alle sozialen Gruppen)
- geleistete Unterhaltsleistungen an den geschiedenen oder dauernd getrennt lebenden Ehegatten
- Überbelastungsbetrag bei anerkannten außergewöhnlichen Belastungen
- Freibetrag für Unterhalt an bedürftige Personen
- Ausbildungsfreibetrag

= **Nettoeinkommen** (verfügbares Einkommen) =  $Y_h$

---

<sup>78</sup> Vgl. Merz (2001), S. 38.

## 5.5 Berechnung des Spendenpreises

### 5.5.1 Der Einfluss von Spekulationsgewinnen

Bislang wurde mehr oder weniger implizit angenommen, dass die Steuerhaushalte ausschließlich Geldspenden erbringen. § 10b Abs. 3 EStG räumt jedoch explizit auch für geleistete Sachspenden die Möglichkeit des Abzugs als Sonderausgabe ein. Angesetzt werden die gespendeten Wirtschaftsgüter in der Regel mit ihrem gemeinen Wert. Handelt es sich dabei um Güter, deren theoretisch möglicher Verkauf den Spendern Kapitalverluste oder steuerfreie Kapitalgewinne eingebracht hätte, so befindet man sich in der üblichen Situation, in der wie für reine Geldspenden ein genereller Spendenpreis von  $P_h = 1 - m_h$  vorliegt. Dies trifft nicht zu, wenn der Verkauf des gespendeten Gegenstandes zu steuerpflichtigen Spekulationsgewinnen geführt hätte, die der Haushalt eben durch die Spende des fraglichen Gutes und den Abzug zum gemeinen Wert der Besteuerung entziehen kann. Haushalte, die derartige Güter spenden, sehen sich einem differenzierten Spendenpreis gegenüber. Für ihre Geldspenden sowie Spenden von Wirtschaftsgütern, die beim Verkauf keine steuerpflichtigen Kapitalgewinne nach sich zögen, bleibt natürlich der bekannte Preis erhalten. Für ihre Spenden von spekulationssteuerpflichtigen Wirtschaftsgütern sehen sie sich hingegen einem Preis von  $P_h = 1 - m_h - m_h(1 - K_0/K_1)$  gegenüber (mit  $K_0$  als Anschaffungspreis und  $K_1$  als gemeinem Wert des Gegenstandes zum Zeitpunkt des Verkaufs bzw. der Spende).<sup>79</sup>

Der verwendete Datensatz verfügt auch über Angaben zu den Spekulationsgewinnen eines Haushalts (Merkmale 65.279 bzw. 65.280), d.h. der Wert der Differenz  $K_1 - K_0$  ist bekannt. Da aber auch in Kenntnis dieser Differenz die separaten Werte  $K_0$  und  $K_1$  unbekannt blieben, ließ sich die korrekte Preisvariable nicht ermitteln, so dass generell auf die mithin bekannte einfachere Form zurückgegriffen werden musste.

Das daraus resultierende Verzerrungsrisiko erscheint nach Untersuchung der 1.241.029 Haushalte allerdings vernachlässigbar gering. Lediglich 15.009 und damit 1,2% der Haushalte weisen positive Spekulationsgewinne auf. Im Aggregat erhält man einen bescheidenen Anteil der Spekulationsgewinne am GBE von lediglich knapp 0,2%. Legt

---

<sup>79</sup> So wie bei einer Geldspende der Höhe  $S_h$  die Nettokosten der Spende sich für den Haushalt  $h$  auf  $(S_h - m_h S_h)$  belaufen, ergeben sich im vorliegenden Fall einer Sachspende in Höhe von  $K_1$  (mit  $K_1 > K_0$ ) Nettokosten von  $K_1 - m_h K_1 - m_h(K_1 - K_0)$ . Normiert man diese Nettokosten auf die Kosten einer gespendeten Geldeinheit, indem man durch den Wert der gesamten Spende  $S_h$  bzw.  $K_1$  dividiert, gelangt man zu obigen Preisen.

man das zuvor besprochene Nettoeinkommen  $Y_h$  zugrunde, erhöht sich der Anteil minimal auf 0,28%. Auf individueller Ebene verfügen lediglich 0,81% der Haushalte über Spekulationseinkünfte, die mehr als 1% ihres GBE ausmachen. Legt man auch hier als Grenzwert 1% des Nettoeinkommens  $Y_h$  zugrunde, erhöht sich der Anteil der Haushalte, die diesen Wert überschreiten, erneut nur minimal auf 0,9%. Steuerpflichtige, die Spekulationseinkünfte von nennenswerter Größenordnung erzielen, stellen also eine vernachlässigbar kleine Splittergruppe dar.

Eine weitere Abschwächung des Verzerrungsrisikos resultiert aus der in § 23 Abs. 3 EStG fixierten Freigrenze für Spekulationsgewinne. Zusammenveranlagte Ehepaare haben ihre Spekulationsgewinne erst zu versteuern, wenn der Grenzwert von 2.000 DM erreicht ist, dann allerdings in voller Höhe. Für alle anderen Steuerpflichtigen ergibt sich ein Grenzwert von 1.000 DM, unterhalb dessen Spekulationsgewinne steuerfrei bleiben. Lediglich 11.773 Steuerhaushalte überschreiten die genannten Grenzwerte. Diese bei Betrachtung der absoluten Werte hohen Spekulationseinkünfte führen dazu, dass innerhalb der betroffenen Gruppe der durchschnittliche Anteil der Spekulationseinkünfte am GBE immerhin 10,2% ausmacht. Der durchschnittliche Anteil der Spekulationseinkünfte am Nettoeinkommen  $Y_h$  dieser Haushalte beläuft sich auf 12,5%. Für knapp 0,95% der Haushalte wurde demnach ein Spendenpreis berechnet, der über dem tatsächlichen liegt, da er die eingesparte Steuer auf Spekulationsgewinne nicht berücksichtigt.<sup>80</sup>

Jedoch ist die Aussagekraft der letzten Folgerung eingeschränkt. Es existieren keine gesicherten Angaben darüber, ob diese Haushalte sich tatsächlich vollkommen rational verhalten, was bedeuten würde, dass sie ihren Spendenwunsch über die Schenkung eines spekulationssteuerpflichtigen Wirtschaftsgutes realisieren statt eine, bei gleichem Spendenbetrag teurere, Geldspende zu leisten. Indes ist es natürlich auch möglich, dass ein Haushalt seine sämtlichen derartigen Wirtschaftsgüter spendet, so dass keinerlei Kapitalgewinne realisiert werden. Anhand der vorliegenden Daten kann über diesen Sachverhalt keine Aussage getroffen werden, da nur realisierte Kapitalgewinne ausgewiesen werden.

---

<sup>80</sup> Es muss allerdings eingeräumt werden, dass diese wenigen Haushalte mit ihren Spenden von 23,5 Mio. € immerhin rund 3,35% des gesamten Spendenaufkommens tragen.

### 5.5.2 Der Grenzsteuersatz im deutschen Steuertarif

Aufgrund der eindeutigen Abhängigkeit des Spendenpreises vom Grenzsteuersatz besitzt die Berechnung des Grenzsteuersatzes zentrale Bedeutung für die Ermittlung des Preises. Gesucht wird derjenige Grenzsteuersatz, dem sich ein Haushalt gegenüberstellt, bevor er die erste Spendeneinheit abgibt.<sup>81</sup> Hierfür ist die Ermittlung des 1998 geltenden Steuertarifs unumgänglich, da der Grenzsteuersatz aus mathematischer Sicht bekanntlich nichts anderes darstellt als die Ableitung dieses Tarifs nach dem Einkommen. Im vorliegenden Fall gilt das Interesse folglich dieser Ableitung an der Stelle des hypothetischen ZVE.

Der Tarif der deutschen Einkommensteuer schrieb im Veranlagungszeitraum 1998 für die jeweiligen Kategorien des ZVE folgende Steuerbeträge in DM vor:<sup>82</sup>

- bis 12.365 DM (Grundfreibetrag): 0
- von 12.366 DM bis 58.643 DM:  $(91,19 \cdot y + 2.590) \cdot y$
- von 58.644 DM bis 120.041 DM:  $(151,96 \cdot z + 3.334) \cdot z + 13.938$
- von 120.042 DM an:  $0,53 \cdot x - 22.843$ .

Dabei steht  $y$  für ein Zehntausendstel des 12.312 DM übersteigenden Teils des abgerundeten zu versteuernden Einkommens;  $z$  ist ein Zehntausendstel des 58.590 DM übersteigenden Teils desselben;  $x$  ist das abgerundete zu versteuernde Einkommen selbst.

Übersetzt in eine mathematische Funktion, nimmt der deutsche Tarif damit die Form eines Polynoms zweiter Ordnung an:

$$(5.2) \quad T(Y_{ZVE}) = aY_{ZVE}^2 + bY_{ZVE} - c,$$

wobei  $T$  die individuelle Steuerschuld und  $Y_{ZVE}$  das zu versteuernde Einkommen bezeichnen. Auf den Haushaltsindex  $h$  wurde hier aus Vereinfachungsgründen verzichtet. Die Koeffizienten  $a$ ,  $b$  und  $c$  nehmen folgende Werte an:

---

<sup>81</sup> Der aus diesem Grenzsteuersatz resultierende Preis wird in der gängigen amerikanischen Literatur auch als *first-dollar-price* bezeichnet. Der Preis, dem sich ein Haushalt nach Erbringung seiner gesamten Spende gegenüberstellt, d.h. der Preis der letzten gespendeten Geldeinheit bzw. für weitere zu spendende Geldeinheiten, wird dementsprechend *last-dollar-price* genannt.

<sup>82</sup> Vgl. § 32a Abs. 1 EStG.



$$a = \left\{ \begin{array}{ll} 0 & , \text{wenn } Y_{ZVE} < 12.366 \text{ DM} \\ 91,19 \cdot 10^{-8} & , \text{wenn } 12.366 \text{ DM} \leq Y_{ZVE} \leq 58.643 \text{ DM} \\ 151,96 \cdot 10^{-8} & , \text{wenn } 58.644 \text{ DM} \leq Y_{ZVE} \leq 120.041 \text{ DM} \\ 0 & , \text{wenn } Y_{ZVE} \geq 120.042 \text{ DM} \end{array} \right\}$$

$$b = \left\{ \begin{array}{ll} 0 & , \text{wenn } Y_{ZVE} < 12.366 \text{ DM} \\ 0,2365453744 & , \text{wenn } 12.366 \text{ DM} \leq Y_{ZVE} \leq 58.643 \text{ DM} \\ 0,165333272 & , \text{wenn } 58.644 \text{ DM} \leq Y_{ZVE} \leq 120.041 \text{ DM} \\ 0,53 & , \text{wenn } Y_{ZVE} \geq 120.042 \text{ DM} \end{array} \right\}$$

$$c = \left\{ \begin{array}{ll} 0 & , \text{wenn } Y_{ZVE} < 12.366 \text{ DM} \\ 3.050,5773248064 & , \text{wenn } 12.366 \text{ DM} \leq Y_{ZVE} \leq 58.643 \text{ DM} \\ 965,34120324 & , \text{wenn } 58.644 \text{ DM} \leq Y_{ZVE} \leq 120.041 \text{ DM} \\ 22.843 & , \text{wenn } Y_{ZVE} \geq 120.042 \text{ DM} \end{array} \right\}$$

Die im Gesetzestext vorgesehene Rundungsregel, wonach das zu versteuernde Einkommen auf den nächsten durch 54 ohne Rest teilbaren vollen DM-Betrag abzurunden ist, wenn es nicht bereits durch 54 ohne Rest teilbar ist, wurde in den durchgeführten Berechnungen aus zwei Gründen nicht berücksichtigt. Zum einen enthalten die Daten sämtliche Angaben in Form von auf ganze Zahlen gerundeten €-Werten, so dass eine korrekte Anwendung der Rundungsregel ohnehin nicht mehr möglich ist. Zum anderen bewirkt die Rundungsvorschrift, dass der vorgestellte, relativ überschaubare Formeltarif zu einem Stufenbetragstarif mit über 2.000 Stufen und einer Stufenbreite von je 54 DM mutiert.<sup>83</sup> Die daraus resultierenden überflüssigen Komplikationen bei der Bestimmung des Grenzsteuersatzes konnten somit elegant umgangen werden.

Die Ermittlung des für einen beliebigen Haushalt  $h$  gültigen Grenzsteuersatzes  $m_T$ <sup>84</sup> ist an dieser Stelle nicht problematisch, da sich Gleichung (5.2) einfach differenzieren lässt:

$$(5.3) \quad m_T = \frac{dT}{dY_{ZVE}} = 2aY_{ZVE} + b$$

Wie bereits ausgeführt, darf für die Zwecke dieser Arbeit der Wert der Variable  $Y_{ZVE}$  nicht durch das tatsächliche ZVE festgelegt werden.<sup>85</sup> Es ist stattdessen das in Abschnitt 5.4.1 vorgestellte hypothetische ZVE zu verwenden, welches dort grob als ZVE zuzüglich der

<sup>83</sup> Vgl. Reding/Müller (1999), S. 129.

<sup>84</sup> Der Index  $T$  soll verdeutlichen, dass sich der Grenzsteuersatz auf die zuvor vorgestellte Steuerschuld  $T$  bezieht, wobei weiterhin auf den Haushaltsindex  $h$  verzichtet wird.

<sup>85</sup> Diese Vorgehensweise würde den in Fußnote 81 erwähnten „last-dollar-price“ liefern.

individuellen Spende definiert wurde. Man könnte nun vermuten, dass hierfür einfach die in Abschnitt 5.3 beschriebene Spende zu dem im Datensatz angegebenen Wert des ZVE addiert wurde. Dies entspricht jedoch nicht der notwendigen Vorgehensweise, da diese Spende u.U. größer ausfallen kann als der letztlich als abzugsfähig anerkannte Spendenbetrag. Dementsprechend wurden die Ausprägungen des Merkmals 65.411 hinzuaddiert, welches die tatsächlich als abzugsfähige Sonderausgabe nach § 10b Abs. 1 EStG anerkannten Spenden erfasst. In den Fällen, wo politische Spenden vorlagen, die den Höchstbetrag zur Förderung mit 50%-iger Steuerermäßigung nach § 34g EStG überschritten, wurde jener Teil, der eben nicht mehr zu einer Steuerermäßigung führte, sondern als abzugsfähige Sonderausgabe nach § 10b Abs. 1 EStG anerkannt wurde, wieder vom hypothetischen ZVE abgezogen.

Prima facie ermöglichen nun die Gleichungen (5.2) bzw. (5.3) bei genauer Kenntnis des hypothetischen ZVE für jeden Haushalt die exakte Identifizierung der hypothetischen Steuerschuld bzw. des hypothetischen Grenzsteuersatzes. Dies würde jedoch eine unzulässige Vereinfachung darstellen, da das deutsche Steuersystem weitaus komplexer gestaltet ist und verschiedene Tatbestände kennt, die einen wesentlichen Einfluss auf den Steuertarif und somit auf die hypothetische Steuerschuld sowie den Grenzsteuersatz ausüben. Die Integration dieser Tatbestände in die Gleichungen (5.2) und (5.3) wird im folgenden Abschnitt vorgenommen.

### 5.5.3 Einflussreiche Tatbestände des EStG

Die bei der Berechnung des Grenzsteuersatzes  $m_T$  berücksichtigten Tatbestände sollen im folgenden kurz vorgestellt werden, wobei jeweils nur ihre isolierte Wirkung auf den Tarif dargestellt wird, um den Rahmen nicht zu sprengen.

1. Am bekanntesten ist das Splitting-Verfahren gemäß § 32a Abs. 5 EStG.<sup>86</sup> Danach wird bei der Berechnung der Steuerschuld eines zusammenveranlagten Ehepaares zunächst das gemeinsame Einkommen beider Ehepartner ermittelt, anschließend halbiert, darauf der

---

<sup>86</sup> Haushalte, auf deren ZVE die Splittingtabelle Anwendung fand, ließen sich mit Hilfe des Merkmals ef19, welches in diesem Fall die Ausprägung „2“ und im Fall der Anwendung der Grundtabelle die Ausprägung „1“ annahm, identifizieren. Mit 788.699 profitierten rund 63,5% der Haushalte vom Splittingverfahren, wobei diese Zahl aufgrund der starken Überrepräsentation der hohen Einkommen nicht sehr aussagekräftig ist. In der Totalerhebung kam in 429.933 Steuererklärungen und damit in über 87% der Fälle das Splittingverfahren zur Anwendung. In der reinen 10%-Stichprobe hingegen befanden sich nur 358.766 Steuererklärungen, die dem Splittingverfahren unterliegen, was einem Anteil von 48% an der dortigen Gesamtzahl an Steuererklärungen entspricht.

geltende Tarif angewendet und abschließend die sich ergebende Steuerschuld mit 2 multipliziert, d.h.

$$T^{Splitting} = 2 \cdot T\left(\frac{Y_{ZVE}}{2}\right),$$

wobei  $T$  die Tarifvorschrift aus Gleichung (5.2) bezeichnet. Die gemeinsame Steuerschuld eines zusammenveranlagten Ehepaares ergibt sich also gemäß:

$$(5.4) \quad T = 2 \cdot \left( a \left( \frac{Y_{ZVE}}{2} \right)^2 + b \frac{Y_{ZVE}}{2} - c \right) = \frac{1}{2} a Y_{ZVE}^2 + b Y_{ZVE} - c.$$

Für den Grenzsteuersatz gilt:

$$(5.5) \quad m_T = \frac{dT}{dY_{ZVE}} = a Y_{ZVE} + b$$

Zu beachten ist dabei die mit der Anwendung des Splittingverfahrens einhergehende Verdopplung der Grenzwerte der Tarifbereiche.

2. Ebenfalls von großer Bedeutung sind die unter Progressionsvorbehalt fallenden Einkünfte i.S.d. § 32b EStG. Dabei handelt es sich um nicht in der steuerpflichtigen Bemessungsgrundlage enthaltene Einkünfte, die aber zur Ermittlung des für die steuerpflichtigen Einkünfte geltenden Steuersatzes herangezogen werden. Wenn also für das Einkommen  $Y$  eines Steuerhaushalts gilt  $Y = Y_{ZVE} + Y_P$ , wobei  $Y_{ZVE}$  das steuerpflichtige Einkommen und  $Y_P$ <sup>87</sup> die steuerfreien, aber unter Progressionsvorbehalt fallenden Einkünfte bezeichnen, dann lässt sich unter Ausnutzung der Tatsache, dass der Durchschnittssteuersatz  $t$  allgemein definiert ist als  $t(Y) = T(Y)/Y$ , der Steuertarif folgendermaßen beschreiben:

$$(5.6) \quad T(Y_{ZVE}, Y_P) = t(Y) \cdot (Y - Y_P) = t(Y_{ZVE}, Y_P) \cdot Y_{ZVE}.$$

Der Durchschnittssteuersatz, der sich bei Versteuerung des gesamten Einkommens  $Y$  ergäbe, wird ausschließlich auf die steuerpflichtigen Einkünfte angewendet. Einsatz des gegebenen Tarifs liefert:

$$(5.7) \quad T(Y_{ZVE}, Y_P) = a(Y_{ZVE} + Y_P) \cdot Y_{ZVE} + b \cdot Y_{ZVE} - c \frac{Y_{ZVE}}{Y_{ZVE} + Y_P}.$$

---

<sup>87</sup> Die Summe aus den Ausprägungen der Merkmale 18.022, 18.024, 66.200, 66.201, 66.202, 66.203, 66.204 und 66.205 diene in den Berechnungen als Variable  $Y_P$ .

Da die Steuerschuld sowohl von  $Y_{ZVE}$ , als auch von  $Y_P$  abhängt, existieren zwei mögliche Grenzsteuersätze. Entscheidend ist nun die Tatsache, dass Spenden als abzugsfähige Sonderausgaben ausschließlich das ZVE beeinflussen. Damit ergibt sich folgender relevanter Grenzsteuersatz:

$$(5.8) \quad m_T = \frac{dT}{dY_{ZVE}} = a \cdot (2Y_{ZVE} + Y_P) + b + c \cdot \left( \frac{1}{Y_{ZVE} + Y_P} - \frac{Y_{ZVE}}{(Y_{ZVE} + Y_P)^2} \right)$$

3. Die Berechnung des Grenzsteuersatzes muss auch die Tarifbegrenzung nach § 32c EStG<sup>88</sup> berücksichtigen. Danach wird die Grenzbelastung gewerblicher Einkünfte auf maximal 47% beschränkt. Dies wird allerdings über einen umständlich zu berechnenden Entlastungsbetrag (vgl. § 32c Abs. 4 EStG) realisiert, der von der Höhe der gewerblichen Einkünfte abhängt und erst bei Überschreiten eines Mindestbetrages gewährt wird. Selbiger liegt bei 100.278 DM (bzw. 200.556 DM für Zusammenveranlagte) und entspricht somit genau dem Wert, an dem die Grenzbelastung 47% erreicht. Die Berechnung des Entlastungsbetrags basiert auf dem sogenannten gewerblichen Anteil, d.h. dem auf gewerbliche Einkünfte entfallenden Anteil am ZVE. Dieser Anteil ist laut Gesetz im Wesentlichen definiert als die gewerblichen Einkünfte, wenn sie die Summe der Einkünfte (kurz: SdE) nicht übersteigen.<sup>89</sup> Wird diese Bedingung nicht erfüllt, verwendet man stattdessen das gesamte ZVE als gewerblichen Anteil. Um den Entlastungsbetrag zu ermitteln, wird zunächst für den gewerblichen Anteil die Einkommensteuerschuld berechnet. Anschließend wird von dieser Schuld diejenige Einkommensteuerschuld, die auf ein ZVE von 100.224 DM entfällt, abgezogen. Zum Abzug kommen zudem 47% desjenigen Teils des gewerblichen Anteils, der 100.224 DM übersteigt. Die Berechnung des Entlastungsbetrages  $EB$  stellt sich formal folgendermaßen dar:

$$(5.9) \quad EB = T(\text{gewerblicher Anteil}) - T(100.244) - 0,47(\text{gewerblicher Anteil} - 100.244),$$

wobei der gewerbliche Anteil wiederum definiert ist als

$$(5.10) \quad \text{gewerblicher Anteil} = \begin{cases} \text{gewerbliche Einkünfte, wenn gewerbliche Einkünfte} \leq \text{SdE} \\ Y_{ZVE} & \text{, wenn gewerbliche Einkünfte} > \text{SdE} \end{cases}$$

Der Entlastungsbetrag  $EB$  wird von der nach dem Tarif  $T$  ermittelten Steuerschuld auf das

<sup>88</sup> Dieser Paragraph ist seit 2001 abgeschafft.

<sup>89</sup> Die in derartigen Fällen gesetzlich vorgesehene Kürzung der gewerblichen Einkünfte, welche über die Formel  $\text{gewerblicher Anteil} = \text{privilegierte gewerbliche Einkünfte} \times \text{ZVE/SdE}$  (vgl. Schmidt (1998), S. 1.891) realisiert wird, besitzt für die obigen Ausführungen keinerlei Relevanz, wurde jedoch in den konkreten Berechnungen durch Verwendung der Merkmale 21.083 bzw. 21.084 an den entsprechenden Stellen berücksichtigt.

gesamte steuerpflichtige Haushaltseinkommen  $Y$ , welches die gewerblichen Einkünfte beinhaltet, abgezogen. Bei Haushalten, deren gewerblicher Anteil nicht als ZVE definiert ist, reduziert eine Spende die „Bruttosteuerschuld“, also die Steuerschuld auf das gesamte Einkommen, nicht jedoch den abzuziehenden Entlastungsbetrag. In diesen Fällen ist der „herkömmliche“ Grenzsteuersatz zu verwenden.

Gestaltet sich die Einkommensstruktur eines Haushalts hingegen derart, dass sein ZVE als gewerblicher Anteil dient, dann beeinflusst eine Spende auch den Entlastungsbetrag aufgrund der nun vorliegenden Abhängigkeit des Entlastungsbetrages vom ZVE. Der „herkömmliche“ Grenzsteuersatz ist in diesem Fall um den Term  $dEB/dY_{ZVE}$  additiv zu ergänzen. Im betrachteten einfachsten Fall führt der Entlastungsbetrag zu einer Einschränkung der Grenzbelastung des gesamten ZVE auf maximal 47%.

Diese mögliche Vereinfachung sowie potentielle Komplikationen aufgrund hier nicht diskutierter Einkommensstrukturen (z.B. gleichzeitig auftretende Einkünfte, die unter Progressionsvorbehalt fallen) wurden sowohl in den Berechnungen der hypothetischen Gesamtsteuerschuld, als auch des Grenzsteuersatzes  $m_T$  berücksichtigt.

4. Zu berücksichtigen ist auch die Steuersonderberechnung nach § 34 Abs. 2 EStG.<sup>90</sup> Es handelt sich hierbei um Steuervergünstigungen, welche bestimmten außerordentlichen Einkünften eingeräumt werden.<sup>91</sup> Die Steuerschuld auf die außerordentlichen Einkünfte i.S.d. § 34 Abs. 2 wird mit einem ermäßigten Durchschnittssteuersatz bestimmt, der folgendermaßen ermittelt wird: Der Durchschnittssteuersatz, welcher sich ergibt, wenn man die Einkommensteuer auf Basis des gesamten ZVE zuzüglich der dem Progressionsvorbehalt unterliegenden Einkünfte ermittelt, wird halbiert. Anschließend wird dieser halbierte Durchschnittssteuersatz auf die außerordentlichen Einkünfte angewendet, während das verbleibende ZVE auf die übliche Weise versteuert wird. Das Einkommen eines Individuums sei also  $Y = Y_{ZVE} + Y_P$  mit  $Y_{ZVE} = Y_{ZVER} + Y_{ao}$ , wobei  $Y_{ao}$ <sup>92</sup> die außerordentlichen Einkünfte nach § 34 Abs. 2 EStG darstellt und  $Y_{ZVER}$  das

---

<sup>90</sup> Davon waren 64.942 Haushalte (5,2% der Beobachtungen) betroffen, wobei sich wieder einmal eine starke Diskrepanz zwischen der Totalerhebung und der 10%-Stichprobe offenbarte. In der Totalerhebung belief sich die Zahl der betroffenen Haushalte auf 56.710, was einem Anteil von 11,5% gleichkommt, während in der 10%-Stichprobe lediglich 8.232 derartige Haushalte vorzufinden waren, was einem Anteil von 1,1% an den dort vertretenen Haushalten entspricht.

<sup>91</sup> Eine genaue Definition dieser Einkünfte findet sich im Gesetzestext.

<sup>92</sup> Das Merkmal 65.554 diente in den Berechnungen als Variable  $Y_{ao}$ , wobei in den Fällen, in denen ein Spenderhaushalt ausschließlich derartige Einkünfte besaß, die Variable  $Y_{ao}$  dahingehend modifiziert wurde, dass sie in ihrer Höhe dem hypothetischen ZVE entsprach.

verbleibende ZVE nach Abzug jener außerordentlichen Einkünfte beschreibt. Die gesamte Steuerschuld ergibt sich nun als folgende Summe:

$$(5.11) \quad T(Y) = T_{Y_{ZVER}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}) + T_{Y_{ao}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}).$$

Interessant ist nun vor allem der zweite Summand aus Gleichung (5.11). Diese Steuerschuld lässt sich auch so beschreiben:  $T_{Y_{ao}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}) = (1/2) \cdot t(Y) \cdot Y_{ao}$ . Einsetzen des Tarifs liefert schließlich:

$$(5.12) \quad T_{Y_{ao}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}) = (1/2) \cdot [d \cdot Y + e - f \cdot (1/Y)] \cdot Y_{ao}.$$

Die Koeffizienten  $d$ ,  $e$  und  $f$  übernehmen die Aufgaben der bekannten Koeffizienten  $a$ ,  $b$  und  $c$ , welche den Tarif des ersten Summanden aus Gleichung (5.11) beschreiben. Es ist also möglich, dass die beiden Summanden aus Gleichung (5.11) mittels unterschiedlicher Tarife bestimmt werden. Die Ursache liegt darin, dass die im ersten Summanden verwendeten Koeffizienten diejenigen sind, welche jener Tarifbereich aufweist, in den  $Y_{ZVER} + Y_P$  fällt, während  $d$ ,  $e$  und  $f$  den Tarifbereich beschreiben, in den  $Y = Y_{ZVER} + Y_{ao} + Y_P$  fällt.

Ersetzt man nun in Gleichung (5.12)  $Y$ , dann ergibt sich:

$$(5.13) \quad T_{Y_{ao}}(Y_{ZVER}, Y_{ao}, Y_P) = \frac{1}{2} \left( d \cdot (Y_{ZVER} + Y_{ao} + Y_P) + e - f \frac{1}{Y_{ZVER} + Y_{ao} + Y_P} \right) \cdot Y_{ao}.$$

Aus bekannten Gründen ist wiederum der Grenzsteuersatz bezüglich  $Y_{ZVE}$  gesucht. Dies ist im vorliegenden Fall  $dT/dY_{ZVER}$ , denn

$$m_T = \frac{dT}{dY_{ZVE}} = \frac{dT}{dY_{ZVER}} \cdot \frac{dY_{ZVER}}{dY_{ZVE}} \quad \text{mit} \quad \frac{dY_{ZVER}}{dY_{ZVE}} = 1.$$

Es wird an dieser Stelle nur der Grenzsteuersatz der außerordentlichen Einkünfte bezüglich des ZVE betrachtet, also die Ableitung des zweiten Summanden aus Gleichung (5.11) bzw. die Ableitung von Gleichung (5.13):

$$(5.14) \quad \frac{dT_{Y_{ao}}}{dY_{ZVER}} = \frac{1}{2} \left( d \cdot Y_{ao} + f \frac{1}{Y_{ZVER} + Y_{ao} + Y_P} \right) \cdot Y_{ao}.$$

5. Weitere außerordentliche Einkünfte werden zudem in Absatz 3 desselben Paragraphen (§ 34 EStG) definiert.<sup>93</sup> Ihre Versteuerung unterscheidet sich aber von jener der zuvor genannten außerordentlichen Einkünfte. Zunächst wird das zu versteuernde Einkommen um die außerordentlichen Einkünfte i.S.d. § 34 Abs. 2 und 3 EStG gemindert. Zu diesem verbleibenden ZVE wird ein Drittel der außerordentlichen Einkünfte im Sinne des Absatzes 3 hinzugerechnet. Für diese Summe wird die Einkommensteuer ermittelt. Anschließend wird die Einkommensteuer für das zuvor ermittelte verbleibende ZVE bestimmt. Die Differenz der beiden Einkommensteuerbeträge wird verdreifacht und bildet die Steuerschuld auf die außerordentlichen Einkünfte nach § 34 Abs. 3 EStG. Unter Progressionsvorbehalt fallende Einkünfte werden hier nicht berücksichtigt. Wenn also das Einkommen  $Y$  eines Steuerhaushalts  $Y = Y_{ZVE} + Y_P$  sei, mit  $Y_{ZVE} = Y_{ZVER3} + Y_{ao} + Y_{ao3}$ , wobei  $Y_{ZVE}$  und  $Y_{ao}$  bekannt sind,  $Y_{ao3}$ <sup>94</sup> die außerordentlichen Einkünfte i.S.d. § 34 Abs. 3 EStG bezeichne und  $Y_{ZVER3}$  das verbleibende ZVE nach Abzug der außerordentlichen Einkünfte im Sinne der Absätze 2 und 3, dann ergibt sich die individuelle Steuerschuld als folgende Summe:

$$(5.15) \quad T(Y) = T_{Y_{ZVER3}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}, Y_{ao3}) + T_{Y_{ao}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}, Y_{ao3}) + T_{Y_{ao3}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}, Y_{ao3})$$

Die ersten beiden Summanden aus Gleichung (5.15) und die dazugehörigen Grenzsätze wurden bereits betrachtet, da sie den beiden Summanden aus Gleichung (5.11) entsprechen. Der dritte Summand lässt sich mit Hilfe der folgenden Tarifformel beschreiben:

$$(5.16) \quad T_{Y_{ao3}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}, Y_{ao3}) = 3 \cdot [T(Y_{ZVER3} + (1/3) \cdot Y_{ao3}) - T(Y_{ZVER3})]$$

Bei Einsetzen des Tarifs in (5.16) tauchen die Koeffizienten  $g$ ,  $h$  und  $i$  bzw.  $j$ ,  $k$  und  $l$  auf. Sie beschreiben den Tarif in jenen Tarifbereichen, in welchen  $(Y_{ZVER3} + (1/3) \cdot Y_{ao3})$  bzw.  $Y_{ZVER3}$  liegen. Die Versteuerung von außerordentlichen Einkünften i.S.d. § 34 Abs. 3 EStG erfolgt also gemäß der Vorschrift:

<sup>93</sup> Mit 13.408 verfügen lediglich 1,1% der Haushalte über diese speziellen Einkünfte. Die 8.869 der Totalerhebung entstammenden Haushalte machen dort immerhin gut 1,8% der Haushalte aus, während die 4.539 Haushalte der 10%-Stichprobe lediglich fast vernachlässigbare 0,6% der dortigen Haushalte darstellen.

<sup>94</sup> Für die Berechnungen wurde die Variable  $Y_{ao3}$  mit Hilfe des Merkmals 65.557 gebildet, wobei wiederum in den Fällen, in denen ein Spenderhaushalt ausschließlich derartige Einkünfte besaß, eine Korrektur dahingehend vorgenommen wurde, dass die Variable  $Y_{ao3}$  in ihrer Höhe dem hypothetischen ZVE entsprach.

$$(5.17) \quad T_{Y_{ao3}}(Y_{ZVE}, Y_P, Y_{ao}, Y_{ao3}) \\ = 3 \cdot \left( g \cdot \left( Y_{ZVER3} + \frac{Y_{ao3}}{3} \right)^2 + h \cdot \left( Y_{ZVER3} + \frac{Y_{ao3}}{3} \right) - i - j \cdot Y_{ZVER3}^2 - k \cdot Y_{ZVER3} + l \right).$$

Analog der Argumentation aus Punkt 4 ergibt sich der gesuchte Grenzsteuersatz als Ableitung der Gleichung (5.17) nach  $Y_{ZVER3}$ . Er lautet also:

$$(5.18) \quad \frac{dT_{Y_{ao3}}}{dY_{ZVER3}} = 3 \cdot \left[ 2gY_{ZVER3} + \frac{2}{3}gY_{ao3} + h - 2jY_{ZVER3} - k \right].$$

6. In die dritte und letzte Kategorie der in dieser Arbeit berücksichtigten außerordentlichen Einkünfte fallen jene im Sinne des § 34c Abs. 4 EStG.<sup>95</sup> Die Einkünfte dieser Kategorie werden nach einem ermäßigten Durchschnittssteuersatz versteuert, welcher genau wie der unter Punkt 4 beschriebene ermittelt wird. Hinzu kommt im vorliegenden Fall jedoch noch eine Begrenzung auf maximal 23,5%. Auf die mathematische Darstellung kann hier verzichtet werden, da es sich nur um eine Wiederholung der im Punkt 4 aufgeführten Gleichungen handeln würde mit entsprechend angepassten Variablendefinitionen. Lediglich für den Fall, dass der Durchschnittssteuersatz auf das gesamte ZVE (zuzüglich der unter Progressionsvorbehalt fallenden Einkünfte) größer als 47% ausfällt, ist außerdem noch die genannte Beschränkung zu beachten.<sup>96</sup>

7. Die weiteren fünf Steuersonderberechnungen nach § 34b Abs. 3 Nummern 1 bis 3c EStG, welche ausschließlich den Fall außerordentlicher Einkünfte aus außerordentlichen Holznutzungen betreffen, wurden nicht berücksichtigt, da die Anzahl der von einer oder mehrerer jener Steuersonderberechnungen betroffenen Steuerhaushalte<sup>97</sup> mit 427 in Anbetracht des Umfangs der Datengrundlage verschwindend gering ausfiel, so dass die Aufnahme weiterer komplizierter Tarifvorschriften in die Gesamtformel zur Beschreibung des Tarifs letztlich nicht mehr als nutzbringend erachtet wurde.

Die simultane Integration sämtlicher aufgelisteter Tatbestände in Gleichung (5.2) resultiert in einer sich über mehrere Zeilen erstreckenden Gesamtformel, auf deren Darstellung hier verzichtet wird. Die umfassende Beschreibung des Tarifs erfolgt allerdings nicht durch

<sup>95</sup> Diese Steuersonderberechnung ist schon fast vernachlässigbar, da mit 3.885 Haushalten gerade einmal 0,3% der Beobachtungen diese Besonderheit aufwiesen. 3.535 derartige Haushalte stammten aus der Totalerhebung (dortiger Anteil: 0,7%), 350 aus der 10%-Stichprobe (dortiger Anteil: 0,05%).

<sup>96</sup> Maßgebend für die Berechnungen war hier das Merkmal 65.578 mit der aus den Fußnoten 92 und 94 bekannten Korrektur.

<sup>97</sup> Die Identifikation dieser Haushalte erfolgte mittels der Merkmale 65.563, 65.566, 65.569, 65.572 sowie 65.575.



eine einzelne Gleichung. Es ist vielmehr eine Allgemeinformel mit acht Gleichungen notwendig, da Fallunterscheidungen getroffen werden müssen: Alleinveranlagter oder Splittingtarif; gewerbliche Einkünfte i.S.d. § 32c liegen vor oder nicht; der Durchschnittssteuersatz auf das gesamte ZVE zuzüglich der unter Progressionsvorbehalt fallenden Einkünfte ist größer oder kleiner 47%. Diese drei Fallunterscheidungen mit je zwei möglichen Ausprägungen führen letztlich zu acht Grundgleichungen ( $2^3 = 8$ ), welche den Tarif  $T$  beschreiben.

Diese acht Gleichungen sind jedoch ungeeignet zur Erfassung jener Sonderfälle, in denen das gesamte ZVE vollständig aus einer Art von außerordentlichen Einkünften oder einem Mix dieser Einkünfte besteht. Es sind deshalb weitere Fallunterscheidungen notwendig, was letztlich zu weiteren 28 Gleichungen führt. Der deutsche Einkommensteuertarif kann demnach in seiner Gesamtheit erst durch 36 Gleichungen abgebildet werden. Mit Hilfe dieser Gleichungen wurde die in Abschnitt 5.4 beschriebene hypothetische Einkommensteuerschuld bestimmt, die im Rahmen der Berechnung des verfügbaren Einkommens vom Bruttoeinkommen abgezogen werden muss. Allerdings liefern diese Formeln streng genommen die hypothetische *tarifliche* Steuerschuld. Die tatsächliche tarifliche Steuerschuld eines Haushalts findet sich im Datensatz im Merkmal 65.584, wobei die beiden Maße nicht perfekt miteinander korrespondieren, da die oben aufgeführten und in den Berechnungen verwendeten Tarifformeln bereits den Entlastungsbetrag nach § 32 c Abs. 4 enthalten. Diese Vorgehensweise wurde gewählt, da der Entlastungsbetrag, wie oben diskutiert, u.U. vom ZVE abhängen kann und in jenen Fällen entsprechend auch Eingang in die Berechnung des Grenzsteuersatzes finden muss. Dies reflektiert jedoch nicht exakt die angedachte Vorgehensweise des Gesetzgebers. Die Finanzämter ermitteln zunächst die tarifliche Einkommensteuer ohne Berücksichtigung des Entlastungsbetrages. Anschließend werden, um die *festzusetzende* Einkommensteuer (65.613) zu bestimmen, diverse Steuerermäßigungen (z.B. aufgrund geleisteter Spenden an politische Parteien), der Entlastungsbetrag, aber auch das hinzuzurechnende Kindergeld einbezogen, was in einigen Fällen zu einem (positiven oder negativen) Differenzbetrag zwischen tariflicher und festzusetzender Einkommensteuer führt. Dieser Differenzbetrag (65.613 – 65.584) wurde bereinigt um den tatsächlichen Entlastungsbetrag (65.628) und der Einfachheit halber als eine vom ZVE unabhängige Konstante betrachtet. Damit besaß er für die Ermittlung des Grenzsteuersatzes keinerlei Relevanz mehr. Er wurde jedoch zur bereits ermittelten Steuerschuld addiert, um die hypothetische festzusetzende

Einkommensteuer zu erhalten, welche letztlich auf dem Wege der Einkommensberechnung von der neu definierten Summe der Einkünfte subtrahiert werden musste.

Die Grenzsteuersätze werden insgesamt sogar durch 43 Gleichungen beschrieben, da hier noch eine weitere Fallunterscheidung vonnöten ist für den Fall, dass das gesamte ZVE aus verschiedenen Arten außerordentlicher Einkünfte besteht. Es ist dann entscheidend, welche die überwiegende Einkunftsart ist.<sup>98</sup>

Die Berechnung des Grenzsteuersatzes im engeren Sinne, d.h. des aus dem Tarif  $T$  resultierenden Grenzsteuersatzes, ist somit abgeschlossen. Im nächsten Abschnitt wird die aufgrund der zusätzlichen Belastung durch den Solidaritätszuschlag notwendige Korrektur des Grenzsteuersatzes beschrieben.

#### 5.5.4 Der Solidaritätszuschlag

Wie oben bereits angedeutet, handelt es sich beim Solidaritätszuschlag um eine Zuschlagsteuer, die fällig wird, sobald die festzusetzende Einkommensteuer, allerdings in leicht modifizierter Form, bei Steuerhaushalten, welche nach der Grundtabelle besteuert werden, den Betrag von 1.836 DM und bei Steuerhaushalten, die nach der Splittingtabelle besteuert werden, den Betrag von 3.672 DM übersteigt. Als Bemessungsgrundlage  $BG$  für den Solidaritätszuschlag dient eine geminderte festzusetzende Einkommensteuer  $T$ , welche auf der Basis eines um die Kinderfreibeträge  $F$  verringerten ZVE ermittelt wird:

$$(5.19) \quad BG = T(Y_{ZVE} - F).$$

Der Solidaritätszuschlag beträgt gemeinhin 5,5% der Bemessungsgrundlage, wobei sich allerdings an die Nullzone (das ist der Bereich, in dem die Bemessungsgrundlage den für die Erhebung des Zuschlags notwendigen Mindestbetrag noch nicht überschritten hat) ein Übergangsbereich mit abgemilderter Ergänzungsabgabe anschließt. § 4 SolZG von 1995 legt nämlich fest, dass der Solidaritätszuschlag nicht mehr als 20% der Differenz zwischen Bemessungsgrundlage und Freigrenze betragen darf. Formaler ausgedrückt, wird die 5,5%-Regel für die Festsetzung des Solidaritätszuschlags  $Soli$  bei gegebener Bemessungsgrundlage  $BG$  erst dann wirksam, wenn  $0,055 \cdot BG < 0,2 \cdot (BG - 1.836)$ . Nach  $BG$  auflösen liefert  $BG > 2.532,41$  DM. Liegt  $BG$  darunter, werden also statt  $0,055 \cdot BG$  die

---

<sup>98</sup> Integriert man die im Rahmen dieser Arbeit unberücksichtigten Steuersonderberechnungen nach § 34b Abs. 3 EStG, erhöht sich natürlich die Gesamtzahl der Gleichungen zur Beschreibung des Tarifs bzw. des Grenzsteuersatzes.

20% der Differenz zwischen Bemessungsgrundlage und Freigrenze als Solidaritätszuschlag angesetzt.

Es ergibt sich somit folgender Tarifverlauf des Solidaritätszuschlages für einen einzeln oder getrennt veranlagten Steuerhaushalt:

$$(5.20) \quad \text{Soli}(BG) = \left\{ \begin{array}{ll} 0 & , \text{ wenn } BG \leq 1.836 \text{ DM} \\ 0,2 \cdot (BG - 1.836) & , \text{ wenn } 1.837 \text{ DM} \leq BG \leq 2.532 \text{ DM} \\ 0,055 \cdot BG & , \text{ wenn } BG \geq 2.533 \text{ DM} \end{array} \right\}.$$

Bei zusammenveranlagten Ehepaaren verdoppeln sich die Grenzen entsprechend.

Da die Bemessungsgrundlage  $BG$  des Solidaritätszuschlages nichts anderes ist als die Steuerschuld  $T$  auf ein um die Kinderfreibeträge  $F$  gekürztes ZVE, kann man auch schreiben:

$$(5.21) \quad \text{Soli}(BG) = \text{Soli}(T(Y_{ZVE} - F)),$$

wobei  $T(\cdot)$  die in Gleichung (5.2) beschriebene Steuertarifförmel darstellt.

Um für jeden Haushalt den hypothetischen Solidaritätszuschlag  $\text{Soli}(BG)$  zu ermitteln, mussten demnach vom Betrag des hypothetischen ZVE die relevanten Kinderfreibeträge (Merkmal 66.998) subtrahiert werden. Dabei wurden natürlich sämtliche Sonderfälle berücksichtigt, z.B. wenn der gewerbliche Anteil nach § 32c EStG als ZVE (bzw. als hypothetisches ZVE) definiert war, musste für die Berechnung der Bemessungsgrundlage der gewerbliche Anteil ebenfalls um Kinderfreibeträge gekürzt werden. Anschließend wurde für dieses modifizierte hypothetische ZVE mit Hilfe der zuvor besprochenen Tarifgleichungen eine modifizierte Steuerschuld  $T^{\text{mod}} = T(Y_{ZVE} - F)$  berechnet, die als Bemessungsgrundlage  $BG$  in Tarifförmel (5.20) diene.

In Analogie zum Grenzsteuersatz  $m_T$  existiert auch ein Grenzsatz  $m_S$ , der sich ausschließlich auf den Solidaritätszuschlag bezieht. Er ergibt sich aus der Ableitung der Formel (5.21) nach  $Y_{ZVE}$ :

$$(5.22) \quad m_S = \frac{d\text{Soli}}{dY_{ZVE}} = \frac{d\text{Soli}(T(Y_{ZVE} - F))}{dT(Y_{ZVE} - F)} \cdot \frac{dT(Y_{ZVE} - F)}{dY_{ZVE}}.$$

Der Grenzsatz  $m_S$  beschreibt die Änderung des Solidaritätszuschlages resultierend aus einer marginalen Änderung des zu versteuernden Einkommens.

Betrachtet man nun die Gesamtsteuerschuld  $G$  eines Steuerhaushalts als Summe aus Einkommensteuer  $T(Y)$  und dem ebenfalls einkommensabhängigen Solidaritätszuschlag  $Soli(Y)$ , d.h.  $G(Y) = T(Y) + Soli(Y)$ , so wird deutlich, dass der zunächst besprochene Grenzsatz  $m_T$  nur einen Teil (wenn auch den stark dominierenden) des tatsächlich anzuwendenden Grenzsteuersatzes  $m$  darstellt. Für  $m$  gilt:

$$(5.23) \quad m = \frac{dG}{dY_{ZVE}} = \frac{dT}{dY_{ZVE}} + \frac{dSoli}{dY_{ZVE}}.$$

Eine Spende beeinflusst durch die Reduzierung des ZVE nicht nur die Einkommensteuerschuld  $T$ , sondern auch den Solidaritätszuschlag  $Soli$ , so dass als Konsequenz  $m_S$  quasi als Korrekturterm interpretiert werden kann, welcher zum ausführlich besprochenen Grenzsatz  $m_T$  hinzuaddiert werden muss.

Für den Spendenpreis  $P$  gilt also:  $P = 1 - m$  mit  $m = m_T + m_S$ .

Nachdem nun die aus politischer Sicht interessanten Variablen Spende, Einkommen und Spendenpreis definiert worden sind, kann man sich den in Gleichung (5.1) mit  $z_k$  bezeichneten haushaltstypischen Charakteristiken zuwenden.

## 5.6 Erfassung der sozioökonomischen Merkmale

Die sozioökonomischen Merkmale eines Haushalts können zwar vom politischen Entscheidungsträger nicht beeinflusst werden, besitzen aber dennoch Relevanz, da sie helfen, das individuelle Spendenverhalten zu erklären. Da es sich dabei, mit Ausnahme des Alters, ausschließlich um qualitative Merkmale handelt, wurden sie mit Hilfe von Dummy-Variablen erfasst. Diese künstlichen, dichotomen Hilfsvariablen, die normalerweise eingesetzt werden, um qualitative Merkmale in einfacher numerischer Form zu erfassen, wurden allerdings auch für das eigentlich stetige Merkmal Alter herangezogen. Die Ursache liegt darin, dass die Merkmale ef64 und ef67, die das Alter des Mannes und der Frau in einem Steuerhaushalt angeben, aufgrund von Anonymisierungsmaßnahmen nicht für alle Steuerhaushalte vorlagen. Selbiges galt auch für die Merkmale ef65 und ef68, die in 5-Jahres-Schritten klassifizierte Altersangaben enthielten. Folglich wurden die Altersdummies mit Hilfe der Merkmale ef66 und ef69 gebildet, welche zwar eine gröbere Einteilung der Altersklassen vornahm (10-Jahres-Schritte), dafür jedoch uneingeschränkt zur Verfügung standen. Die sieben möglichen Ausprägungen der beiden Merkmale hätten

eigentlich die Bildung von sechs Dummy-Variablen ermöglicht: *Alter20-29*, *Alter30-39*, *Alter40-49*, *Alter50-59*, *Alter60-69* und *Alter70+*. Für jeden betrachteten Haushalt ergaben sich die Werte dieser Dummy-Variablen aus der Altersklasse, welcher der Haushalt zuzuordnen ist. Handelte es sich um einen Haushalt, der in die Altersklasse der 20-29jährigen fiel, dann nahm die Dummy-Variable *Alter20-29* den Wert „1“ an, die anderen fünf Dummy-Variablen hingegen den Wert „0“. Analoges galt für einen Haushalt der Altersklasse der 30-39jährigen usw. Mit der Dummy-Variable *Alter70+* wurde angegeben, ob der Haushalt 70 Jahre oder älter ist. Das Problem dieser sechs Dummy-Variablen besteht darin, dass die Referenzgruppe jene Haushalte bilden, die zum damaligen Zeitpunkt jünger als 20 Jahre waren. Dies traf auf lediglich 3.956 Haushalte und damit 0,32% der Beobachtungen zu. Da eine dermaßen kleine Referenzgruppe nicht wünschenswert ist und sich zudem in ersten Testschätzungen die Variable *Alter20-29* als insignifikant herauskristallisierte, wurde die Variable *Alter20-29* nicht weiter berücksichtigt. Die verbleibenden fünf Dummy-Variablen dienten also der Erfassung des Alters, wobei die unter 30jährigen Haushalte als Referenz dienten.

Bei Einzel- und Getrenntveranlagten sowie bei Verwitweten, die 1998 noch gemeinsam veranlagt wurden, weil der Ehepartner erst in diesem oder im vorangegangenen Jahr verstorben war, besaß nur eines der beiden Merkmale *ef66* und *ef69* eine Ausprägung. Dies ermöglichte eine eindeutige Bildung der Dummy-Variablen. Bei zusammenveranlagten Ehepaaren hingegen konnte das Problem auftreten, dass aufgrund des großen Altersunterschiedes der Ehepartner die vorhandenen Ausprägungen von *ef66* und *ef69* für einen Steuerhaushalt zwei Altersdummies mit dem Wert „1“ hervorriefen. Um diese Mehrdeutigkeit zu vermeiden, wurde in jenen Fällen der Altersdummy auf der Basis des größeren Wertes gebildet, d.h. der Altersdummy der jüngeren Altersklasse wurde auf Null gesetzt. Dieser Vorgehensweise liegt die Annahme zugrunde, dass in der Regel der Mann der ältere der beiden Partner sowie der Hauptverdiener ist und somit vermutlich auch eher einen Einfluss auf die Spendenentscheidung besitzt. Folglich sollte im Zweifelsfall das größere Alter in die Schätzung einfließen. Zudem lässt sich diese Vorgehensweise durch die Tatsache rechtfertigen, dass sie in den meisten Fällen erst gar nicht notwendig war, da aufgrund der großen Intervallbreite beide Partner denselben Wert aufwiesen.<sup>99</sup>

---

<sup>99</sup> 283.727 bzw. 36% der 788.699 zusammenveranlagten Steuerhaushalte wiesen voneinander abweichende Ausprägungen der Merkmale *ef66* und *ef69* auf. Davon war in 87,7% der Fälle (248.691 Haushalte) der Mann in der höheren Altersklasse zu finden. Somit wurde also in 12,3% der Fälle (35.036 Haushalte) der Altersdummy der Frau verwendet, da sie in die höhere Klasse fiel.

Eine weitere Dummy-Variable, genannt *Ost*<sup>100</sup>, zeigte an, ob ein betrachteter Steuerhaushalt aus den neuen Bundesländern (einschließlich Berlin) stammte. Als Referenz fungieren also in den alten Bundesländern ansässige Haushalte.

Vier Dummy-Variablen dienten der Erfassung der Kinderzahl, wobei kinderlose Haushalte die Referenzgruppe bildeten. *Kinder1*, *Kinder2* und *Kinder3* nahmen jeweils den Wert Eins an, wenn es in dem Haushalt ein, zwei oder drei Kinder gab. *Kinder>3* dagegen nahm dann den Wert Eins an, wenn vier oder mehr Kinder zum Haushalt gehörten. Eine präzisere Erfassung der kinderreichen Haushalte war angesichts der Anonymisierungsmaßnahmen des Statistischen Bundesamtes nicht möglich, denn das diesen Dummy-Variablen zugrunde liegende Merkmal ef70, welches die Kinderzahl eines Steuerhaushalts angab, war auf fünf mögliche Ausprägungen beschränkt – „0“, „1“, „2“, „3“ oder „4“, wobei „4“ die Tatsache „vier oder mehr Kinder“ repräsentierte.

Für die Abbildung des Familienstandes wurden drei Dummy-Variablen verwendet. Als Basis dienen Ehepaare, die zusammen veranlagten. Die Variable *Mann* nimmt den Wert Eins an, wenn es sich bei der entsprechenden Beobachtung um einen alleinstehenden Mann handelt. Dies kann sowohl ein Lediger, als auch ein Witwer sein. Hierfür wurde das Merkmal ef8 herangezogen, welches das Geschlecht des Antragstellers beinhaltet. Gleichzeitig musste auch das Merkmal ef18, welches die Veranlagungsart kennzeichnet, anzeigen, dass es sich um den Fall einer Einzelveranlagung oder des Witwersplittings handelte, damit ausgeschlossen werden konnte, dass ein verheirateter Mann vorlag, der die getrennte Veranlagung wählte. Entsprechend ließ sich auch die Variable *Frau* konstruieren, die alleinstehende Frauen (ledig oder verwitwet) repräsentierte. Um die dritte relevante Dummy-Variable zu generieren, wurde wiederum auf das Merkmal ef18 zurückgegriffen, da die Wahl der getrennten oder der Zusammenveranlagung eindeutig auf einen verheirateten Antragsteller rückschließen ließ. Demzufolge nimmt die Variable *VGV* (kurz für verheiratet, getrennt veranlagt) den Wert Eins an, wenn es sich beim jeweiligen Steuerhaushalt um eine Person handelt, welche die getrennte Veranlagung wählt, obwohl sie verheiratet ist. Diese Konstellation tritt nur bei knapp 1,6% der Beobachtungen (19.560 Haushalte) auf und beinhaltet 11.639 Männer sowie 7.921 Frauen.

Damit sind alle notwendigen Variablen hinreichend definiert, so dass die Datenaufbereitung an dieser Stelle abgeschlossen ist und die eigentliche ökonomische Analyse in Angriff genommen werden kann.

---

<sup>100</sup> Diese Variable ließ sich einfach auf Basis des Merkmals ef63 bilden, welches bereits über eine dichotome Ausprägung verfügte.

## 6 Ökonometrische Schätzung

### 6.1 Literaturüberblick

Die wesentlichen Arbeiten, welche die Spendentätigkeit der Bevölkerung und dabei insbesondere die Anreizwirkung des Spendenabzugs empirisch untersuchen, stammen aus den Vereinigten Staaten. Nachdem die Abzugsfähigkeit von Spenden dort bereits 1917 eingeführt wurde, rückte diese Thematik jedoch erst seit Taussigs Pionierarbeit aus dem Jahre 1967 in den Fokus des wissenschaftlichen Diskurses. Die zunehmenden Fortschritte in der Informations- und Datenverarbeitung ermöglichten seitdem eine Vielzahl an weiteren Studien, welche die genannte Arbeit aufgrund inkorrekt definierter Variablen und weiterer Schwächen schnell als überholt erscheinen ließen. Diese Studien lassen sich grob in zwei Gruppen unterteilen – Studien, die traditionelle Spezifikationen der Schätzgleichungen verwenden und Studien, die moderne Spezifikationen verwenden.

Die traditionellen Studien basieren auf zwei Datenarten – Querschnittsdaten und Zeitreihen. Bei den Querschnittsdaten handelt es sich um Mikrodaten, die entweder Einkommensteuererklärungen eines bestimmten Jahres entnommen oder mit Hilfe von Haushaltsbefragungen erhoben wurden (sogenannte Surveydaten). Die Zeitreihen enthalten meist für mehrere Einkommensklassen aggregierte Werte eines bestimmten Merkmals zu mehreren Beobachtungszeitpunkten. Die erste Datenart wird u.a. von Taussig (1967) und Feldstein/Taylor (1976) (jeweils Steuerdaten) sowie Feldstein/Clotfelter (1976) und Boskin/Feldstein (1977) (jeweils Surveydaten) verwendet. Auf Daten der zweiten Art greifen Schwartz (1970) und Feldstein (1975) zurück. Diese traditionellen Studien schätzen generell folgende Gleichung<sup>101</sup> mit der KQ-Methode:

$$(6.1) \quad \ln S = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln Y + u ,$$

mit  $u$  als Störgröße und den bekannten Variablen  $S$ ,  $P$  und  $Y$ .

Diese Basisspezifikation wird in der Regel ergänzt um Trendvariablen oder Dummy-Variablen, die bei geeigneter Datenlage den Einfluss weiterer, sozioökonomischer Merkmale abbilden.

---

<sup>101</sup> Auf Indizes zur Kennzeichnung der Haushalte, der Einkommensklassen oder der Beobachtungszeitpunkte wird verzichtet, um die Notation nicht unnötig zu verkomplizieren.

Da diese Spezifikation jedoch den Nachteil konstanter Preis- und Einkommenselastizitäten in Form von  $\beta_1$  und  $\beta_2$  aufweist<sup>102</sup>, wurde sie erstmals von Feldstein (1975) um die exogenen Variablen  $(\ln P)^2$  und  $(\ln Y)^2$  ergänzt, was Variationen der Preiselastizität in Abhängigkeit von  $P$  und der Einkommenselastizität in Abhängigkeit von  $Y$  zulässt.<sup>103</sup> Eine weitere Möglichkeit der Ermittlung variabler Elastizitäten führen Feldstein/Taylor (1976) ein. Sie erweitern die Basisspezifikation um einen Interaktionsterm der Form  $(\ln P \cdot \ln Y)$ . Dieser Term erlaubt zwar eine kontinuierliche Variation der Preiselastizität, erfordert aber gleichzeitig auch eine monotone Form der Variation mit derselben relativen Empfindlichkeit auf allen Einkommensniveaus.<sup>104</sup> Natürlich besteht auch die Möglichkeit, sowohl den Interaktionsterm, als auch  $(\ln P)^2$  und  $(\ln Y)^2$  der Basisspezifikation hinzuzufügen. Dies tun Clotfelter/Steuerle (1981) und bezeichnen das resultierende Modell als Translog-Modell. Beide Elastizitäten können nun unabhängig voneinander variieren.<sup>105</sup>

Die traditionelle Basisspezifikation liefert in fast allen Studien Schätzwerte für die Elastizitäten, die sich sehr stark im Bereich von -1,2 bis -1,4 (Preiselastizität) bzw. 0,7 bis 0,9 (Einkommenselastizität) konzentrieren. Die Preiselastizität fällt in nahezu allen Untersuchungen betragsmäßig größer als Eins aus, so dass die Abzugsfähigkeit gemeinhin als fiskalisch effektives Förderinstrument erachtet wird.<sup>106</sup>

Zudem stellt bereits Taussig (1967) für seine Daten einen positiven Einfluss des Alters auf das Spendenniveau fest – ein Befund, der von späteren Studien immer wieder gestützt wird, wobei Clotfelter/Steuerle (1981) erstmals darauf hinweisen, dass die Unterschiede im Spendenverhalten aufgrund des Alters auch Unterschiede in der individuellen Vermögenssituation reflektieren, welche sich im Verlauf eines lebenslangen Akkumulationsprozesses einstellen<sup>107</sup>. Die von Clotfelter (1980) eingeführte Anzahl der Kinder als erklärende Variable scheint sich ebenfalls positiv auf das Spendenverhalten auszuwirken, was bspw. auch Clotfelter/Steuerle (1981) bestätigen.<sup>108</sup>

Charakteristisch für die modernen Studien ist die Verwendung von Panel-Datensätzen, so wie bei Clotfelter (1980), neben der durchgeführten traditionellen Schätzung, erstmals

---

<sup>102</sup> Fußnote 122 auf Seite 86 dieser Arbeit erläutert, warum die Koeffizienten den gesuchten Elastizitäten entsprechen.

<sup>103</sup> Vgl. Feldstein (1975), S. 88.

<sup>104</sup> Vgl. Feldstein/Taylor (1976), S. 1.213.

<sup>105</sup> Vgl. Clotfelter/Steuerle (1981), S. 427-429.

<sup>106</sup> Eine Ausnahme bildet hier Schwartz (1970), dessen Zeitreihendaten allerdings an einer untypischen positiven Korrelation zwischen Preis und Einkommen litten.

<sup>107</sup> Vgl. Clotfelter/Steuerle (1981), S. 426.

<sup>108</sup> Vgl. ebenda, S. 425, Tabelle 3.



geschehen. Er erkennt, dass die Nutzung eines Panels von Steuerzahlern verschiedene Vorteile bietet. Zum einen ist damit die Schätzung eines Modells möglich, das auf den Veränderungen über die Zeit basiert. Dies reduziert die Möglichkeiten der Verzerrung aufgrund fehlender Variablen und ermöglicht die exakte Identifikation separater Preis- und Einkommenseffekte. Zum anderen können dynamische Aspekte des Spendenverhaltens untersucht werden.<sup>109</sup>

Das heißt, die modernen Studien zeichnen sich dadurch aus, dass sie zumeist die statische Sichtweise der traditionellen Studien überwinden und dynamische Ansätze integrieren. Dazu werden die Einkommens- und Preisänderungen, die das Spendenniveau beeinflussen, in ihre permanenten und transitorischen Komponenten zerlegt, wobei die Schwierigkeit insbesondere darin besteht, diese beiden nicht beobachtbaren Komponenten mittels der vorliegenden Angaben zu identifizieren.

Bemerkenswert ist die Tatsache, dass Clotfelter (1980) das Ausscheiden von Steuerzahlern aus dem Panel zulässt, da auch neue Steuerzahler zur Probe hinzukommen. Dies bewahrt die Repräsentativität seines Panels und verringert die Gefahr von Abnutzungserscheinungen („attrition bias“).<sup>110</sup> Spätere Arbeiten lassen derartige Fluktuationen nicht mehr zu, z.B. Barrett (1991), Randolph (1995) oder Auten *et al.* (2002). Sie berücksichtigen nur jene Steuerzahler, die während des gesamten Beobachtungszeitraumes Itemizer waren, also jedes Jahr im Panel auftauchen.<sup>111</sup>

Zurückzuführen ist diese Maßnahme auf komplexere Spezifikationen der Schätzgleichungen und/oder komplexere Definitionen der Einkommens- und Preisvariablen. So ähnelt Clotfelters (1980) Spezifikation noch sehr stark der traditionellen Basisspezifikation, da praktisch nur eine Lag-Variable zur Erfassung der Spenden der Vorperiode als exogene Variable hinzugekommen ist. Ihr geschätzter Koeffizient ermöglicht jedoch bereits die separate Schätzung kurz- und langfristiger Elastizitäten. In nachfolgenden Studien werden weitere Lag- und Lead-Variablen ergänzt bis schließlich Barrett *et al.* (1997) eine Gleichung mit fixen Effekten schätzen, zu deren exogenen Variablen nicht nur die Lag-Variable der Spende, sondern auch des Preises und des Einkommens sowie Lead-Variablen des Preises und des Einkommens gehören. Die Lag-Variable der Spende soll die individuellen Spendengewohnheiten widerspiegeln. Die Lag- und die Lead-Variable des Preises sollen unter der Annahme rationaler Erwartungen die

---

<sup>109</sup> Vgl. Clotfelter (1980), S. 320.

<sup>110</sup> Vgl. ebenda, S. 323.

<sup>111</sup> Vgl. Barrett (1991), S. 369f. sowie Randolph (1995), S. 718 und Auten *et al.* (2002), S. 376.

Aufmerksamkeit des Spenders gegenüber Steueränderungen repräsentieren, während mit Hilfe der entsprechenden Einkommensvariablen die vorgenommene Glättung des „Konsums“ erklärt werden soll.

Randolph (1995) hingegen verwendet keine Lead- oder Lag-Variablen, sondern permanente und transitorische Einkommens- und Preiskomponenten, welche er mittels Instrumentvariablen bildet. Wesentliche Bestandteile dieser Instrumente sind u.a. der 10-Jahresdurchschnitt des Haushaltseinkommens sowie die Abweichung des laufenden Einkommens von diesem Durchschnitt. Seine abhängige Variable erfasst nicht einfach die geleisteten Spenden, sondern beinhaltet den Anteil der Spenden an den Konsumausgaben, die er allerdings nicht kennt und infolgedessen durch das laufende Einkommen nach Steuern ersetzt. Auf diese Weise löst er das Problem, dass die Schätzergebnisse von Querschnittsschätzungen letztlich nur gewichtete Durchschnitte aus permanenten und transitorischen Effekten darstellen. Da jene Studien die Gewichtung, d.h. das Ausmaß der permanenten und transitorischen Anteile an den vorliegenden Preis- und Einkommensunterschieden, nicht kennen, ist seiner Meinung nach auf deren Basis eigentlich keine adäquate Politikberatung möglich.<sup>112</sup> Allerdings kann dieses Modell keinen Zeitpfad darstellen, der die Anpassung an erwartete Steueränderungen beschreibt, die weder transitorisch, noch permanent sind, z.B. stufenweise eingeführte Veränderungen.

Mit den komplexen Variablendefinitionen und Spezifikationen geht natürlich auch eine entsprechend verfeinerte Schätzmethodik einher, da die einfache KQ-Methode nicht mehr geeignet ist. Insbesondere mehrstufige KQ-Methoden, denen oftmals IV-Schätzungen zur korrekten Erfassung der Lag- und Lead-Variablen vorausgehen, erfreuen sich großer Beliebtheit.

Die Ergebnisse fallen durchaus unterschiedlich aus. Clotfelter (1980) und Barrett (1991) schätzen langfristige Preiselastizitäten, deren Größenordnung den Ergebnissen der traditionellen Studien entspricht, wobei die kurzfristigen Preiselastizitäten betragsmäßig kleiner ausfallen. Randolph (1995) und Barrett *et al.* (1997) hingegen schlussfolgern, dass die transitorischen Wirkungen einer Preisänderung dominieren, da ihre geschätzten permanenten bzw. langfristigen Preiselastizitäten betragsmäßig sowohl kleiner als Eins, als auch kleiner als die transitorischen bzw. partiell langfristigen Preiselastizitäten ausfallen. Auch Bradley *et al.* (2000), die auf dynamische Aspekte verzichten, dafür jedoch einen semiparametrischen Schätzansatz wählen, um auf Annahmen über die Verteilung der

---

<sup>112</sup> Vgl. Randolph (1995), S. 715.

Störgröße verzichten zu können, schätzen eine Preiselastizität, deren Absolutwert signifikant kleiner als Eins ausfällt.

Relativ wenige Studien machen von der Tobit-Methode Gebrauch. Zuerst ist hier Reece (1979) zu nennen, der eine traditionelle Spezifikation ohne logarithmierte Werte schätzt, allerdings differenziert nach den Spendenzwecken. Die Durchschnittswerte seiner geschätzten Elastizitäten liegen im traditionellen Bereich. Choe/Jeong (1993) verwenden Querschnittsdaten speziell der mittleren und unteren Einkommensklassen und können somit keinerlei dynamische Aspekte berücksichtigen. Sie schätzen die traditionelle Spezifikation, d.h. Gleichung (6.1), ergänzt um drei Dummy-Variablen zur Erfassung der sozioökonomischen Merkmale. Ihre Innovation besteht in der simultanen Schätzung einer zweiten logarithmierten Gleichung, die den Spendenpreis mit Hilfe der Spende, des steuerpflichtigen Einkommens sowie der drei sozioökonomischen Dummy-Variablen erklärt. Dieser Ansatz soll neben der problematischen Anzahl an Nicht-Spendern auch die Endogenität des Spendenpreises besser als durch Verwendung des „first-dollar-Preises“ berücksichtigen. Ihre derartig geschätzten Elastizitäten fallen betragsmäßig größer aus als die von ihnen als Referenz herangezogenen, auf Basis derselben Daten mit Hilfe der traditionellen KQ-Methode geschätzten Elastizitäten, welche die klassischen Ergebnisse reproduzieren.

Duquette (1999) schätzt ebenfalls die traditionelle, auch Doppellog-Spezifikation genannte Gleichung (6.1), ergänzt um drei sozioökonomische Dummies. Seine Querschnittsdaten aus den Jahren 1985 und 1986 ermöglichen ihm separate Schätzungen für Non-Itemizer und Itemizer. Auf die Tobit-Methode greift er zurück, um der Nichtnegativitätsbedingung der Spenden, die insbesondere unter den Non-Itemizern ein Problem darstellt, Rechnung zu tragen.<sup>113</sup> Bei der ausschließlichen Schätzung des Spendenverhaltens von Itemizern hält er den Unterschied zwischen Tobit- und KQ-Methode für vernachlässigbar, da die große Mehrheit der Steuerhaushalte seines Datensatzes positive Spenden angibt. Für die Itemizer stellen sich auch tatsächlich die traditionellen Ergebnisse ein. Entscheidender ist jedoch sein Ergebnis, dass die geschätzte Preiselastizität der Non-Itemizer vom Betrage her kleiner als die der Itemizer ausfällt. Dieser Unterschied erweist sich als signifikant, was impliziert, dass auch die Non-Itemizer auf steuerliche Spendenanreize reagieren, allerdings in geringerem Ausmaß als die Itemizer.

---

<sup>113</sup> In den beiden genannten Jahren wurde auch Non-Itemizern in den Vereinigten Staaten die explizite Möglichkeit des Spendenabzugs eingeräumt – 1985 in Höhe von 50% der geleisteten Spenden, 1986 in voller Höhe der geleisteten Spenden.

Den neuesten Stand der Forschung repräsentieren Auten *et al.* (2002). Sie widmen sich ebenfalls der separaten Identifizierung transitorischer und permanenter Preis- bzw. Einkommenseffekte. Die Schwäche vorheriger Studien, welche permanente Einkommens- und Preiskomponenten typischerweise mittels Durchschnitts approximieren, liegt ihrer Meinung nach in der impliziten Annahme, dass die Ökonometriker über dieselben Informationen wie die Individuen verfügen, so dass sie dieselben Zerlegungen durchführen können. Die Zuverlässigkeit dieser Prozedur hängt jedoch von den stochastischen Eigenschaften des Einkommens und des Preises ab. Folglich wählen sie einen Ansatz, welcher explizit den dynamischen Prozess modelliert, der Einkommen und Preise bestimmt. Sie schätzen letztlich eine Gleichung der ersten Differenzen, wobei die jeweilige Varianz-Kovarianz-Matrix der ersten Differenzen des Einkommens bzw. des Preises dazu dient, die jeweiligen permanenten und transitorischen Komponenten zu identifizieren. Die dahinter stehende Grundidee ist folgende: Ein Schock, der zu einer permanenten Einkommensänderung führt, betrifft die Einkommensniveaus aller folgenden Zeitperioden. Es kommt zu einer Verschiebung des lebenslangen Einkommenspfades, was sich einzig und allein auf die Varianz der Veränderungsraten des Einkommens auswirkt, nicht jedoch auf die Autokovarianzen. Eine transitorische Einkommensänderung beeinflusst dagegen nur die kurzfristigen Einkommensniveaus. Es kommt lediglich zu einer Variation um den Einkommenspfad herum, was sich auf die Varianz und die Autokovarianzen der Einkommensänderungen auswirkt. Ihre Ergebnisse lassen sich differenzieren nach den zugrundegelegten Zeiträumen, für welche die Schätzungen erfolgen. Bei Betrachtung des größtmöglichen Zeitraumes 1980 – 1992 erhalten sie transitorische Elastizitäten von 0,40 (Einkommen) und -0,29 (Preis). Die permanenten Elastizitäten bewegen sich mit Schätzwerten von 0,87 für das Einkommen und -1,26 für den Preis im Bereich der Ergebnisse der traditionellen Studien.

Im deutschen Sprachraum existiert lediglich eine nennenswerte empirische Arbeit, die sich dem Spendenverhalten widmet. Paqué (1986) schätzt mittels steuerstatistischer Zeitreihenquerschnittsdaten der Jahre 1961, 1965, 1968, 1971, 1974, 1977 und 1980 eine traditionelle Spezifikation, welche sowohl für die Einkommens- als auch die Preiselastizitäten Schätzwertwerte liefert, die dem Betrag nach größer als Eins ausfallen. Der folgende Abschnitt wird auf ausgewählte Ergebnisse dieser Studie im Rahmen eines Vergleichs detaillierter eingehen.

## 6.2 Einfache KQ-Schätzungen

Bei lediglich 55 Beobachtungen, die Paqué (1986) für seine Schätzungen verwenden konnte, erweist sich der begrenzte Informationsgehalt seiner Daten durchaus als wenig überraschend. Die Tatsache, dass seine Schätzung der um einen Interaktionsterm ergänzten Gleichung (6.1) oder auch der Translogfunktion in mehreren Varianten die zusätzlichen Terme fast ausnahmslos als insignifikant charakterisiert, soll als hinreichender Beleg dafür dienen.

Um einen ersten Eindruck vom Informationsreichtum des für diese Arbeit verwendeten Datensatzes zu vermitteln und die Studie Paqués einzuordnen, sollen an dieser Stelle bereits Ergebnisse einer ersten Schätzung der Gleichung (6.1) mit Hilfe der KQ-Methode präsentiert werden. Eine gewisse Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen Paqués ließ sich durch Verzicht auf Erweiterungen jeglicher Form erzielen, da er in die Gleichung (6.1) lediglich eine für Zeitreihenanalysen typische Trendvariable einfügt. Natürlich kann man angesichts der völlig unterschiedlichen Datengrundlagen (Makrodaten vs. Mikrodaten) kaum von Vergleichbarkeit sprechen. Deshalb sollten die Ergebnisse auch nicht überbewertet werden.

Paqués (1986) aufgelistete Werte entstammen der Schätzung seiner Hauptvariante, welche unterstellt, alle Steuerpflichtigen handelten wie Itemizer, so dass bei der Berechnung des durchschnittlichen Spendenpreises in einer Einkommensklasse der Anteil der Non-Itemizer, deren Spendenpreis bekanntlich Eins beträgt, unberücksichtigt blieb.<sup>114</sup> Zudem schließt er Beobachtungen, die einen GBE von unter 16.000 DM (in Preisen von 1970) aufweisen, vollständig aus, womit er dem Problem der sich vor allem in den unteren Einkommensklassen konzentrierenden Non-Itemizer begegnen will.<sup>115</sup> Um eine gewisse Vergleichbarkeit zu erhalten, wurde im Rahmen der durchgeführten Schätzung ebenfalls auf Haushalte verzichtet, deren Preis sich auf Eins belief. Dabei handelte es sich um jene 200.978 Haushalte, die keine Steuern zahlen mussten. 1.040.051 Beobachtungen bildeten demnach die Datengrundlage der Schätzung.

Wie in Abschnitt 5.4.1 angedeutet, führt Paqué (1986) seine Schätzungen differenziert nach zwei möglichen Einkommensmaßen durch. Diese Vorgehensweise wurde übernommen, wobei  $Y1$  den GBE abzüglich der bekannten hypothetischen Steuerschuld repräsentiert. Bei  $Y2$  handelt es sich um das bekannte hypothetische ZVE, ebenfalls

---

<sup>114</sup> Vgl. Paqué (1986), S. 176.

<sup>115</sup> Vgl. ebenda S. 173.

abzüglich der hypothetischen Steuerschuld (die bei den eigenen Berechnungen natürlich in beiden Fällen den hypothetischen Solidaritätszuschlag beinhaltet).<sup>116</sup>

Ein typisches Merkmal der Schätzung einer log-linearen Gleichung wie (6.1) mit Hilfe von Mikrodaten besteht darin, dass Nichtspender ein Problem hervorrufen, da der Logarithmus von Null nicht definiert ist. Einige wenige traditionelle Studien lösen dieses Problem durch Ausschluss der betroffenen Beobachtungen, wie z.B. Feldstein/Clotfelter (1976), die sich von vornherein der Tatsache bewusst sind, dass ihre Stichprobe aufgrund des überproportional großen Anteils an Haushalten mit hohem Einkommen nicht repräsentativ ist. Angesichts von 419.627 nicht spendenden Haushalten unter den verbliebenen Steuerzahlern erschien diese Vorgehensweise jedoch als nicht akzeptable Eliminierung wichtiger Informationen, da somit 40,3% der Beobachtungen ungenutzt geblieben wären. Stattdessen wurde dem weitaus üblicheren Verfahren gefolgt, wonach ein fixer Sockelbetrag zu jeder Spende (und damit auch den Nullspenden) addiert wird. In den amerikanischen Studien beläuft sich dieser Betrag meist auf 10 \$. Hilfsweise kann man sich darunter die Summe der Kleinstspenden vorstellen, von denen angenommen wird, dass sie von jedem Haushalt in irgendeiner Form geleistet, aber nicht in der Steuererklärung angegeben oder gar einfach vergessen werden. Boskin/Feldstein (1977) weisen darauf hin, dass zu kleine Beträge, wie z.B. 1 \$, die Schätzergebnisse stark beeinflussen können, da die Logarithmusfunktion in der Nähe von Null relativ steil verläuft.<sup>117</sup> Ein Sockelbetrag von 10 € würde allerdings eine vergessene und/oder nicht geltend gemachte Kleinstspende im Jahre 1998 von immerhin gut 20 DM pro Haushalt bedeuten. Da dieser durchaus substantielle Betrag schwerlich als Kleinstspende tituiert werden kann, wurde als Kompromiss ein Sockelbetrag von 5 € gewählt, welcher zu der Spende eines Haushalts (gemäß der Definition in Abschnitt 5.3) addiert wurde.<sup>118</sup>

Die Definition der verwendeten Preisvariable entspricht derjenigen aus Abschnitt 5.5.

Tabelle 6.1 listet die Ergebnisse in übersichtlicher Form auf.

---

<sup>116</sup> Bei Verwendung dieses Einkommensmaßes reduziert sich die Anzahl der Beobachtungen minimal, da für sieben Haushalte der individuelle Wert von  $Y_2$  negativ ausfällt, was zur Folge hat, dass die logarithmierte Einkommensvariable nicht definiert ist.

<sup>117</sup> Vgl. Boskin/Feldstein (1977), S. 353.

<sup>118</sup> In Abschnitt 6.4 werden die Ergebnisse der Schätzung der endgültigen Spezifikation mit der angemessenen Schätzmethodik präsentiert. Um die Auswirkungen der Wahl des Additionsbetrages zu verdeutlichen, enthält Anhang J die alternativen Schätzergebnisse, die sich ceteris paribus bei Verwendung eines Sockelbetrages von 1 € bzw. 10 € einstellen.

	Paqué <sup>119</sup>		Eigene Schätzungen	
	Koeffizient	Standardabw.	Koeffizient	Standardabw.
<i>Konst.</i>	-9,416	0,187	-6,399	0,033
<i>lnY1</i>	1,246	0,021	0,907	0,004
<i>lnP</i>	-1,655	0,142	-0,738	0,016
<i>Konst.</i>	-8,606	0,021	-4,382	0,030
<i>lnY2</i>	1,206	0,021	0,718	0,003
<i>lnP</i>	-1,456	0,148	-1,100	0,017

Tabelle 6.1: Ergebnisse einer einfachen KQ-Schätzung des Grundmodells

Das bereinigte Bestimmtheitsmaß fällt bei Paqué in beiden Varianten sehr hoch aus ( $\bar{R}^2 = 0,997$ ), was jedoch bei Verwendung derartig gruppierter Daten nicht ungewöhnlich ist. Die Ursache liegt in der Gruppierung nach der exogenen Variable Einkommen, was zur Folge hat, dass die Varianz dieser Variable trotz Gruppierung praktisch erhalten bleibt, während die Varianz der endogenen Variable Spende erheblich reduziert wird, da „... die Durchschnittsbildung im Fall der exogenen, nicht aber im Fall der endogenen Variablen nach disjunkten Gruppen von Beobachtungen erfolgt.“<sup>120</sup>

In den eigenen Schätzungen stellen sich wesentlich geringere, aber für reine Querschnittsschätzungen nicht unübliche Werte von 0,1795 (bei Verwendung von *Y1*) bzw. 0,1654 (bei Verwendung von *Y2*) für das bereinigte Bestimmtheitsmaß ein.<sup>121</sup> Der im Gegensatz zu Paqué aufgetretene Unterschied zwischen den Varianten mag ein erster vorsichtiger Hinweis darauf sein, dass eine weit definierte Einkommensvariable tendenziell besser geeignet sein kann, als exogene Variable das Spendenverhalten zu erklären.

Auffallend ist auch der im Gegensatz zu Paqué deutlich sichtbare Einfluss der gewählten Einkommensvariable auf die geschätzten Ergebnisse. Da in einer Doppellog-Spezifikation der Form (6.1) die geschätzten Koeffizienten den gesuchten Elastizitäten entsprechen<sup>122</sup>,

<sup>119</sup> Diese Ergebnisse finden sich in Paqué (1986), S. 180, Tabelle 28.

<sup>120</sup> Ebenda, S. 181.

<sup>121</sup> Auch in allen weiteren getesteten Varianten erwies sich das bereinigte Bestimmtheitsmaß immer als größer, wenn in einer sonst gleichen Spezifikation *Y1* anstelle von *Y2* als Einkommensvariable verwendet wurde.

<sup>122</sup> Die Begründung besteht darin, dass bei einer stetigen Funktion  $y(x)$  die Elastizität der Variable  $y$  in Bezug auf die Variable  $x$  gemäß  $\varepsilon = \frac{dy/y}{dx/x}$  definiert ist und dies, wegen  $\frac{d(\ln y)}{dy} = \frac{1}{y}$  und  $\frac{d(\ln x)}{dx} = \frac{1}{x}$ , auch

in der Form  $\varepsilon = \frac{d(\ln y)}{d(\ln x)}$  geschrieben werden kann. Die Elastizität der zu erklärenden Variable  $y$  in Bezug auf

liegen also Preiselastizitäten von -0,738 bzw. -1,1 und Einkommenselastizitäten von 0,907 bzw. 0,718 vor. Die Haushalte scheinen also durchaus auf die Abzugsfähigkeit und die daraus resultierende Preisvariation zu reagieren, wobei anhand der genannten Werte keine eindeutige Aussage darüber möglich ist, ob die Abzugsfähigkeit ein fiskalisch effektives Förderinstrument darstellt.

Als Robustheitstest seiner Ergebnisse führt Paqué auch eine Schätzung der Gleichung (6.1) mit Hilfe alternativer Daten der Steuerstatistik des Jahres 1980 durch. Es handelt sich dabei um gruppierte Daten, die für 28 Klassen des ZVE, jeweils getrennt nach Steuerpflichtigen, die der Grund- oder der Splittingtabelle unterlagen, erhoben wurden. Dies ermöglicht ihm, die zu schätzende Gleichung (6.1) um eine Dummy-Variable zu erweitern, welche den Wert Eins annimmt, wenn es sich um eine Beobachtung aus der Klasse der nach der Grundtabelle Besteuerten handelt. Die unteren Einkommensklassen ignoriert er erneut aus den bekannten und berechtigten Gründen.

Für eine vergleichbare eigene Schätzung wurde auf die im Rahmen der ersten Schätzung verwendeten 1.040.051 Beobachtungen zurückgegriffen. Die entsprechende Dummy-Variable *Grund* ließ sich mit Hilfe des Merkmals *ef19* leicht generieren. Tabelle 6.2 enthält die Ergebnisse, wobei als Referenz wiederum die Ergebnisse der oben erwähnten Hauptvariante Paqués dienen.

	Paqué <sup>123</sup>		Eigene Schätzungen	
	Koeffizient	Standardabw.	Koeffizient	Standardabw.
<i>Konst.</i>	-7,741	0,228	-5,135	0,043
<i>lnY1</i>	1,097	0,025	0,783	0,005
<i>lnP</i>	-1,887	0,133	-1,023	0,017
<i>Grund</i>	0,101	0,038	-0,236	0,005
<i>Konst.</i>	-7,035	0,239	-2,475	0,038
<i>lnY2</i>	1,072	0,027	0,524	0,004
<i>lnP</i>	-1,557	0,156	-1,600	0,018
<i>Grund</i>	0,082	0,043	-0,406	0,005

Tabelle 6.2: Ergebnisse einer einfachen KQ-Schätzung des Grundmodells mit zusätzlichem Veranlagungsdummy

die erklärende Variable  $x$  entspricht somit nach Logarithmierung der Funktion  $y(x)$  einfach der Ableitung der logarithmierten Funktion nach der logarithmierten erklärenden Variable ( $\ln x$ ).

<sup>123</sup> Diese Ergebnisse finden sich in Paqué (1986), S. 199, Tabelle 35.



Paqués geschätzte Elastizitäten erweisen sich bei wiederum extrem großen Werten für das bereinigte Bestimmtheitsmaß von mehr als 0,99 als einigermaßen robust. Auch in der eigenen Schätzung führt die zusätzliche Dummy-Variable zu den gleichen tendenziellen Auswirkungen, nämlich einem Rückgang der Einkommenselastizität und einer betragsmäßigen Zunahme der Preiselastizität. Angesichts der deutlich geringeren Standardfehler der geschätzten Koeffizienten in den eigenen Schätzungen sind jedoch die quantitativen Auswirkungen der hinzugefügten Variable auf die Schätzergebnisse als wesentlich substantieller zu bewerten.

Neben dem geringen Standardfehler des geschätzten Koeffizienten der Variable *Grund* weisen auch die im Vergleich zur ersten Schätzung höher ausfallenden Werte des bereinigten Bestimmtheitsmaßes von 0,1811 bzw. 0,1702 auf die vorhandene Erklärungskraft der hinzugefügten exogenen Variable hin. Dass der entsprechende Koeffizient signifikant negativ ausfällt, lässt auf eine geringere Spendenbereitschaft derjenigen Haushalte schließen, die nach der Grundtabelle besteuert werden. Im vorliegenden Fall befinden sich unter diesen Haushalten immerhin zu 95,2% alleinstehende Personen und nur zu 4,8% verheiratete Personen, welche die getrennte Veranlagung wählen. In den geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variable zeigt sich also die größte Diskrepanz zu Paqués Ergebnissen, weisen sie doch gegensätzliche Vorzeichen auf.

Interessante Ergebnisse stellen sich ein, wenn man die Schätzungen ausschließlich auf Basis der 620.424 Spender wiederholt. Dies besitzt den Vorteil, dass bei der Logarithmierung der Spendenvariable auf den Sockelbetrag verzichtet werden kann. Man erhält generell betragsmäßig kleinere Elastizitäten als bei Schätzung derselben Spezifikation auf Basis aller 1.040.051 Beobachtungen. Bemerkenswert ist jedoch vor allem, dass der Koeffizient der Dummy-Variable nun ein positives Vorzeichen besitzt und sich nur geringfügig von Paqués geschätztem Koeffizienten unterscheidet. Der vorgenommene Verzicht auf Informationen kann allerdings nicht effizient sein, wie die geringen Werte des bereinigten Bestimmtheitsmaßes von 0,1353 bzw. 0,1252 beweisen.

Die geschätzten Koeffizienten finden sich in der nachfolgenden Tabelle 6.3, die zum Vergleich auch noch einmal die Ergebnisse der Tabelle 6.2 beinhaltet. Auf die geschätzten Standardfehler wird verzichtet, da sämtliche Variablen mit einem  $p$ -Wert von weniger als 0,001 hochsignifikant ausfallen.

	<b>Paqué</b>	<b>Eigene Schätzungen (alle Steuerzahler)</b>	<b>Eigene Schätzungen (nur Spender)</b>
<i>Konst.</i>	-7,741	-5,135	-1,843
<i>lnY1</i>	1,097	0,783	0,597
<i>lnP</i>	-1,887	-1,023	-0,799
<i>Grund</i>	0,101	-0,236	0,143
<i>Konst.</i>	-7,035	-2,475	-0,219
<i>lnY2</i>	1,072	0,524	0,448
<i>lnP</i>	-1,557	-1,600	-1,055
<i>Grund</i>	0,082	-0,406	0,061

*Tabelle 6.3: Ergebnisübersicht einfacher KQ-Schätzungen – Paqué sowie eigene Schätzungen differenziert nach der Datengrundlage*

Bei Berücksichtigung aller Beobachtungen stellen sich somit also in Abhängigkeit von der gewählten Einkommensvariable Preis- und Einkommenselastizitäten ein, die z.T. nur in relativ geringem Ausmaß von Paqués Ergebnissen abweichen. Verwendet man hingegen nur Spender für die Schätzungen, stellt sich diesbezüglich eine weitaus größere Diskrepanz ein. Im Gegensatz dazu wird praktisch sein Ergebnis bezüglich der Veranlagungsart reproduziert. Durch die Gruppierung und den daraus resultierenden Verzicht auf die unteren Einkommensklassen, in denen sich tendenziell mehr Nicht-Spender befinden, wurde der Informationsgehalt von Paqués Daten anscheinend deutlich reduziert.

Eine unterschiedliche Datenqualität lässt sich also kaum bestreiten. Doch verfügen die verwendeten Mikrodaten tatsächlich über eine dermaßen bessere Qualität als Paqués gruppierte Querschnittsdaten des Jahres 1980, wie man zunächst aufgrund der großen Beobachtungszahl und der Vielzahl an Merkmalen vermuten mag? Zur Beantwortung dieser Frage helfen einige einfache Betrachtungen. Paqué selbst muss einräumen, dass die Residuen unter Autokorrelation leiden – überraschenderweise die aus der Schätzung mit Hilfe der gruppierten Querschnittsdaten gewonnenen sogar stärker als die Residuen aus der Schätzung der Zeitreihendaten.<sup>124</sup> Dieses bei Zeitreihen nicht untypische Phänomen muss bei Verwendung individueller Querschnittsdaten, wie eben FAST 98, nicht befürchtet werden. Dafür leidet dieser Datentyp im Vergleich zu gruppierten Zeitreihendaten erheblich öfter an Heteroskedastizität.

<sup>124</sup> Vgl. Paqué (1986), S. 199.

Für Paqués Zeitreihendaten kann auf Basis des Goldfeld-Quandt-Tests keine Heteroskedastizität diagnostiziert werden.<sup>125</sup> Ebenso kann für seine gruppierten Querschnittsdaten die Nullhypothese der Homoskedastizität nicht verworfen werden. Dafür vergleicht er wiederum mit Hilfe des Goldfeld-Quandt-Tests die separaten Störgrößenvarianzen zweier Beobachtungsgruppen miteinander – in diesem Fall die der Steuerpflichtigen, welche nach der Grundtabelle besteuert werden, mit der aller anderen Steuerpflichtigen.

Die hier verwendeten Mikrodaten und die verschiedenen Spezifikationsvarianten der Schätzgleichung erlauben die Durchführung zahlreicher Tests. Die Ergebnisse enthält Tabelle 6.4. Dabei wurde ein Test jeweils in vier Varianten durchgeführt, die sich aus der jeweiligen Verwendung der beiden Einkommensvariablen  $Y1$  und  $Y2$  sowie der zugrunde gelegten Beobachtungszahl (alle Beobachtungen bzw. lediglich Spenderhaushalte) ergaben.

Die Nullhypothese der von der Veranlagungsart unabhängigen Störgrößenvarianz wurde mit Hilfe eines Goldfeld-Quandt-Tests in allen vier Varianten deutlich abgelehnt. Demnach lag anders als bei Paqué in der Klasse der zusammenveranlagten Steuerpflichtigen eine größere Störgrößenvarianz als bei allen anderen Steuerpflichtigen vor. Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass die Ablehnung vor allem aufgrund der großen Anzahl an Beobachtungen so deutlich ausfällt. Die daraus resultierenden überreichlichen Freiheitsgrade führen dazu, dass der kritische Wert für jedes beliebige Signifikanzniveau praktisch bei Eins liegt, da sich bei einer Zufallsvariable, die einer F-Verteilung mit derartig vielen Freiheitsgraden folgt, nahezu die gesamte Wahrscheinlichkeitsmasse unter der Dichtefunktion über der Ausprägung Eins konzentriert. Folglich werden selbst geringste Unterschiede in den geschätzten Störgrößenvarianzen zwischen den Gruppen als hochsignifikant charakterisiert und dementsprechend die Nullhypothese der Homoskedastizität verworfen. Beispielsweise ergab sich bei Verwendung sämtlicher Steuerhaushalte in der Variante mit der Einkommensvariable  $Y1$  für die nach der Grundtabelle besteuerten Haushalte eine geschätzte Störgrößenvarianz von 3,2135. Die geschätzte Störgrößenvarianz der restlichen Steuerpflichtigen fiel mit 4,1267 nur unwesentlich größer aus. Um den kritischen Wert von 1,0048 (Signifikanzniveau von 5%)

---

<sup>125</sup> Der genannte Test basiert auf separaten Schätzungen der Teilperioden 1961 – 1974 sowie 1977 – 1980, da 1975 eine Steuerreform erfolgte, die u.a. wesentlichen Einfluss auf den Pauschbetrag nahm (vgl. Paqué (1986), S. 186).

nicht zu überschreiten, hätte sie jedoch höchstens bei 3,2289 liegen und damit den vorgegebenen Wert um maximal 0,0154 überschreiten dürfen.

Daneben ist auch die Tatsache interessant, dass bei ausschließlicher Berücksichtigung der Spender der Unterschied zwischen den genannten Gruppen geringer ausfiel. Dies impliziert, dass die vielen Nicht-Spender durchaus eine Ursache der Heteroskedastizität darstellten.

Der White-Test führt ebenfalls in allen vier Varianten zu einer deutlichen Ablehnung der Nullhypothese. Demnach wäre die gesamte Datengrundlage von Heteroskedastizität betroffen. Es sei jedoch ein weiteres mal darauf verwiesen, dass die Deutlichkeit der Ablehnung vor allem dem exorbitanten Beobachtungsumfang geschuldet ist. Die Teststatistik des White-Tests wird ermittelt, indem nach durchgeführter KQ-Schätzung das Bestimmtheitsmaß einer Hilfsregression<sup>126</sup>, die auf Heteroskedastizität hinweisen soll, mit der Anzahl an Beobachtungen multipliziert wird. Beim vorliegenden Beobachtungsumfang genügt selbst ein minimal von Null abweichendes Bestimmtheitsmaß, um den Testwert enorm in die Höhe zu treiben. So nimmt beispielsweise der Testwert in der ersten Variante mit 63.863 weit über das 4.000-fache des kritischen Wertes von 15,5 an. Das relevante Bestimmtheitsmaß beläuft sich jedoch lediglich auf 0,0614, weicht also nicht sehr stark von Null ab. Angesichts der Vielzahl an Beobachtungen hätte es sich jedoch auf maximal 0,00024 belaufen dürfen, um den kritischen Wert nicht zu überschreiten.

Wiederum besitzt die ausschließliche Berücksichtigung von Spendern einen spürbaren Effekt. Bei weiterhin deutlicher Ablehnung der Nullhypothese fällt das Bestimmtheitsmaß der Hilfsregression wesentlich geringer aus – ein weiterer Hinweis darauf, dass die Nicht-Spender zu einem nicht unerheblichen Teil die diagnostizierte Heteroskedastizität hervorrufen.

In Abschnitt 4.1 wurde erläutert, dass die Datengrundlage FAST 98 streng genommen aus zwei Komponenten besteht – der reinen 10%-Stichprobe sowie der Totalerhebung für Steuerhaushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM. Demzufolge liegt es nahe, die um die Dummy-Variable *Grund* ergänzte Gleichung (6.1) separat mit Hilfe der beiden Teildatensätze zu schätzen und anschließend Tests auf Heteroskedastizität durchzuführen.

---

<sup>126</sup> Nach einer vorgenommenen KQ-Schätzung des eigentlichen Modells wird in der Hilfsregression versucht, die quadrierten Residuen mit Hilfe der exogenen Variablen, der quadrierten exogenen Variablen und dem Kreuzprodukt der exogenen Variablen zu erklären. Nimmt das Bestimmtheitsmaß dieser Hilfsregression einen Wert nahe Null an, ist davon auszugehen, dass die exogenen Variablen keinen systematischen Einfluss auf die Residuen ausüben und somit auch keine Heteroskedastizität verursachen (vgl. v. Auer (2005b), S. 368).

Auf die Präsentation der geschätzten Koeffizienten soll an dieser Stelle verzichtet werden.<sup>127</sup> Die Ergebnisse der Heteroskedastizitätstests finden sich jedoch ebenfalls in der nachfolgenden Tabelle 6.4.

	<b>Teststatistik</b>	<b>Kritischer Wert (Signifikanz 5%)</b>	<b>R<sup>2</sup> der Hilfsregression im White-Test</b>
<b>G-Q-Test (Veranlagung)</b>			
Y1 (Spender und Nicht-Spender)	1,2842	1,0048	–
Y2 (Spender und Nicht-Spender)	1,2828	1,0048	–
Y1 (nur Spender)	1,0825	1,0069	–
Y2 (nur Spender)	1,0858	1,0069	–
<b>White-Test (alle Beobachtungen)</b>			
Y1 (Spender und Nicht-Spender)	63.862,98	15,5073	0,0614
Y2 (Spender und Nicht-Spender)	63.170,85	15,5073	0,0607
Y1 (nur Spender)	10.869,28	15,5073	0,0175
Y2 (nur Spender)	10.492,53	15,5073	0,0169
<b>G-Q-Test (Datensatz)</b>			
Y1 (Spender und Nicht-Spender)	1,5497	1,0046	–
Y2 (Spender und Nicht-Spender)	1,5527	1,0046	–
Y1 (nur Spender)	1,3340	1,0060	–
Y2 (nur Spender)	1,3434	1,0060	–
<b>White-Test (reine Stichprobe)</b>			
Y1 (Spender und Nicht-Spender)	25.322,96	15,5073	0,0460
Y2 (Spender und Nicht-Spender)	23.919,45	15,5073	0,0435
Y1 (nur Spender)	2.404,63	15,5073	0,0094
Y2 (nur Spender)	2.541,71	15,5073	0,0099
<b>White-Test (Totalerhebung)</b>			
Y1 (Spender und Nicht-Spender)	7.730,33	15,5073	0,0158
Y2 (Spender und Nicht-Spender)	7.253,25	15,5073	0,0148
Y1 (nur Spender)	3.908,86	15,5073	0,0107
Y2 (nur Spender)	3.587,06	15,5073	0,0099

*Tabelle 6.4: Ergebnisse diverser Tests auf Heteroskedastizität nach durchgeführter KQ-Schätzung des Grundmodells*

Auf Basis des Goldfeld-Quandt-Tests wird die Nullhypothese der Homoskedastizität ein weiteres mal in allen vier Varianten verworfen. Demnach liegt in der Totalerhebung eine

<sup>127</sup> Die Ergebnisse dieser separaten Schätzungen sind in Anhang G aufgelistet.

signifikant größere Störgrößenvarianz vor. Der obligatorische Hinweis auf den praktisch kaum einzuhaltenden kritischen Wert ist an dieser Stelle nicht zwingend notwendig, da nun neben dem eher intuitiven Argument der unterschiedlichen Datensatzkomponenten auch empirische Evidenz für die Notwendigkeit separater Schätzungen der beiden Teildatensätze vorliegt.

Ein äußerst persistenter Befund besteht in der positiven Auswirkung der Eliminierung der Nicht-Spender. Erneut zeigt sich, dass danach die jeweilige Teststatistik deutlich geringer vom kritischen Wert entfernt ist. Dieses Phänomen offenbart sich auch bei Durchführung des White-Tests in den bekannten vier Varianten nach separaten Schätzungen der reinen 10%-Stichprobe und der Totalerhebung. Insbesondere in der Stichprobe erreicht das Bestimmtheitsmaß der Hilfsregression bei ausschließlicher Berücksichtigung der Spender noch nicht einmal den Wert von 1%. Dennoch muss nach allen Testvarianten in beiden Teildatensätzen aus bekannten Gründen eine deutliche Ablehnung der Nullhypothese erfolgen. Es scheint sowohl in der Totalerhebung, als auch in der reinen Stichprobe Heteroskedastizität vorzuliegen.

Daraus allerdings eine geringere Qualität der verwendeten Daten im Vergleich zu Paqués Daten abzuleiten, wäre unangebracht. Trotz der bei Paqué fehlenden Ablehnung der Hypothese der Homoskedastizität lässt sich nicht ausschließen, dass Heteroskedastizität vorlag, da generell die Wahrscheinlichkeit eines Typ-II-Fehlers, d.h. der fälschlichen Annahme einer nicht zutreffenden Nullhypothese, weitaus größer ausfallen kann als das Signifikanzniveau.<sup>128</sup> Hinzu kommt, dass statistische Aussagen erst mit steigender Zahl der zugrundeliegenden Beobachtungen an Zuverlässigkeit gewinnen, Paqués Tests somit bei weitem nicht die Aussagekraft der auf Basis von FAST 98 durchgeführten Tests besitzen.

Da der White-Test aufgrund seines allgemeinen Charakters statt auf Heteroskedastizität auch einfach auf einen Spezifikationsfehler hinweisen kann,<sup>129</sup> was angesichts der wenigen erklärenden Variablen in Gleichung (6.1) kaum überraschen dürfte, wurde er erneut durchgeführt, nachdem die im nächsten Abschnitt vorzustellende endgültige Spezifikation mit der KQ-Methode separat für die beiden Teildatensätze geschätzt wurde.<sup>130</sup> Nach Schätzung mit den Beobachtungen der reinen 10%-Stichprobe erfolgte immer noch eine deutliche Ablehnung der Nullhypothese, da der  $p$ -Wert weitaus kleiner als 0,0001

---

<sup>128</sup> Vgl. v. Auer (2005b), S. 294.

<sup>129</sup> Vgl. Greene (2003), S. 223.

<sup>130</sup> Die Ergebnisse dieser Schätzungen, bei denen allerdings einige wenige, sehr spezielle Haushalte ausgeklammert wurden (vgl. die Ausführungen in Abschnitt 6.4) finden sich ebenfalls in Anhang G.

ausfiel.<sup>131</sup> Auch nach der entsprechenden Schätzung mit den Beobachtungen der Totalerhebung stellte sich eine dermaßen deutliche Ablehnung ein.<sup>132</sup> Bei ausschließlicher Verwendung der Spenderhaushalte erfolgte ebenfalls eine Ablehnung der Nullhypothese der Homoskedastizität, allerdings in gewissem Sinne nicht mehr mit der zuvor erwähnten Deutlichkeit. Zwar fällt der entsprechende  $p$ -Wert immer noch kleiner als 0,0001 aus, doch hat sich in der Stichprobe die Teststatistik auf beinahe ein Neuntel und in der Totalerhebung immerhin auf die Hälfte des ursprünglichen Wertes reduziert.<sup>133</sup> Dies ist letztlich Ausdruck des deutlich gesunkenen Bestimmtheitsmaßes in der bereits angesprochenen Hilfsregression des White-Tests. In der Stichprobe führt die Eliminierung der Nicht-Spender zu einem Rückgang dieses Maßes von 10,58% auf 2,65%. In der Totalerhebung sinkt es von 2,54% auf 1,66%.

Der Breusch-Pagan-Test, dessen Hilfsregression in der verwendeten Version die Variable  $y_h = N \cdot \hat{u}_h^2 / \sum \hat{u}_h^2$ <sup>134</sup> mit Hilfe der geschätzten Spende  $\hat{S}_h$  (bzw. ihrem Logarithmus) erklärt, legte wiederum in allen Versionen deutliche Ablehnungen der Nullhypothese nahe.<sup>135</sup> Allerdings ist auch dieser Test angesichts der großen Beobachtungszahl kaum erfolgreich zu bestehen. Die Teststatistik  $\Theta$  ergibt sich aus der Hälfte der erklärten Variation der Hilfsregression, d.h. formal gilt  $\Theta = \frac{1}{2} \sum_{h=1}^N (\hat{y}_h - \bar{y})^2$  mit  $\bar{y}$  als arithmetischem Mittelwert aller  $y_h$ .<sup>136</sup> Es ist offensichtlich, dass  $\Theta$  mit steigendem Beobachtungsumfang immer größer ausfällt. Selbst minimalste Abweichungen der geschätzten Werte  $\hat{y}_h$  vom Durchschnittswert  $\bar{y}$ , d.h. eine praktisch kaum spürbare Erklärungskraft von  $\hat{S}_h$  in der Hilfsregression, führen bereits zu signifikanten Werten für  $\Theta$ . Um den kritischen Wert von 3,8415 (Signifikanzniveau: 5%) nicht zu überschreiten, hätte bspw. bei den knapp 500.000 Beobachtungen der Totalerhebung die durchschnittliche quadratische Abweichung höchstens  $1,578 \cdot 10^{-5}$  betragen dürfen. In dieser Schätzvariante hätte demnach das Bestimmtheitsmaß der Hilfsregression statt des tatsächlichen Wertes von 0,0005 höchstens einen Wert von 0,00001426 annehmen dürfen.

<sup>131</sup> Der Wert der Teststatistik von 57.604,71 übertrifft praktisch jeden kritischen Wert, z.B. den von 181,77 auf 5%-igem Signifikanzniveau.

<sup>132</sup> Es ergab sich auch in diesem Fall ein enorm hoher Wert für die Teststatistik (12.371,25), der ebenfalls größer ausfällt als praktisch jeder beliebige kritische Wert, z.B. 187,24 auf 5%-igem Signifikanzniveau.

<sup>133</sup> Die Teststatistiken nehmen nun Werte von 6.658,39 (Stichprobe) bzw. 5.987,18 (Totalerhebung) an.

<sup>134</sup>  $N$  ist die Anzahl der in der Schätzung verwendeten Beobachtungen,  $\hat{u}_h$  das Residuum der Beobachtung  $h$ .

<sup>135</sup> Die entsprechenden Teststatistiken werden ebenso in Anhang G aufgeführt.

<sup>136</sup> Vgl. Gujarati (1995), S. 377f.

Die Ausführungen zu den KQ-Schätzungen finden hiermit ihren Abschluss. Es stellten sich bereits unter Verwendung der relativ simpel spezifizierten Schätzgleichung zweifellos plausible Ergebnisse ein. Die empirische Evidenz weist durchaus auf Heteroskedastizität hin, deren Ausmaß jedoch keinesfalls besorgniserregend und zu einem beträchtlichen Anteil auf die Gruppe der nicht spendenden Haushalte zurückzuführen ist. Um den vollen Informationsreichtum des Datensatzes zu nutzen, ist eine komplexere Spezifikation, welche auch die in Abschnitt 5.6 erarbeiteten Dummy-Variablen integriert, vonnöten.

### 6.3 Endgültige Spezifikation der Schätzgleichung und Schätzmethode

Dass eine Beziehung zwischen der Spendenhöhe und ihren erklärenden Variablen besteht, wurde bereits eingangs des Abschnitts 5.1 durch Gleichung (5.1) formalisiert. Für die Zwecke einer ökonometrischen Schätzung muss diese allgemeine Gleichung jedoch durch eine konkreter spezifizierte Schätzgleichung ersetzt werden. Dem Einfluss der exogenen Variablen auf die Spendenhöhe muss eine formale Struktur gegeben werden.

Im vorangegangenen Abschnitt wurde mit der teilweise durch Dummy-Variablen ergänzten Gleichung (6.1) eine lineare, parametrische Struktur gewählt. Diese Struktur wird auch im Folgenden aus zwei wesentlichen Gründen beibehalten. Zum einen existiert für eine solche Struktur ein umfangreiches, hochentwickeltes statistisches Instrumentarium, zum anderen erlaubt diese Struktur eine sehr unmittelbare Interpretation der berechneten Schätzergebnisse. Unter anderem lassen sich die Preis- und Einkommenselastizitäten relativ problemlos aus den Schätzergebnissen berechnen.

Um die Möglichkeit haushaltsspezifischer und unabhängig voneinander variierender Preis- und Einkommenselastizitäten zu berücksichtigen, wurde auf die aus mehreren Studien bereits bekannte Translogfunktion zurückgegriffen. Demzufolge besaß die zu schätzende Gleichung folgendes Aussehen:

$$(6.2) \quad \ln(S_h + 5) = \beta_0 + \beta_1 \ln P_h + \beta_2 \ln Y_h + \beta_3 \ln P_h \cdot \ln Y_h + \beta_4 (\ln P_h)^2 + \beta_5 (\ln Y_h)^2 \\ + \gamma_1 z_{1h} + \gamma_2 z_{2h} + \dots + \gamma_{13} z_{13h} + u_h \cdot$$

Im Vergleich zu Gleichung (6.1) enthält Gleichung (6.2) zusätzlich den quadrierten logarithmierten Preis, das quadrierte logarithmierte Einkommen sowie einen Interaktionsterm als stetige exogene Variablen. Außerdem tauchen die besprochenen



dreizehn Dummy-Variablen  $z_{1h}$  bis  $z_{13h}$  auf, welche die sozioökonomischen Merkmale eines Haushalts erfassen.

Wie auch in der einfachen Spezifikation (6.1) ergeben sich die gesuchten Elastizitäten unmittelbar aus den Ableitungen bezüglich der entsprechenden exogenen Variablen. Die tatsächliche Preiselastizität  $\varepsilon_h$  bzw. die tatsächliche Einkommenselastizität  $\nu_h$  des Steuerhaushalts  $h$  ergeben sich demnach aus folgenden Beziehungen:

$$(6.3) \quad \varepsilon_h = \frac{d(\ln(S_h + 5))}{d(\ln P_h)} = \beta_1 + \beta_3 \cdot \ln Y_h + 2 \cdot \beta_4 \cdot \ln P_h \quad \text{bzw.}$$

$$(6.4) \quad \nu_h = \frac{d(\ln(S_h + 5))}{d(\ln Y_h)} = \beta_2 + \beta_3 \cdot \ln P_h + 2 \cdot \beta_5 \cdot \ln Y_h.$$

Demzufolge erhält man die geschätzten individuellen Elastizitäten  $\hat{\varepsilon}_h$  bzw.  $\hat{\nu}_h$ , indem nach Schätzung des Zusammenhangs (6.2) in den Gleichungen (6.3) bzw. (6.4) die tatsächlichen Koeffizienten  $\beta_i$  durch ihre geschätzten Pendanten  $\hat{\beta}_i$  ersetzt werden. Die geschätzten Elastizitäten lassen sich also mit Hilfe der folgenden Beziehungen berechnen:

$$(6.5) \quad \hat{\varepsilon}_h = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \cdot \ln Y_h + 2 \cdot \hat{\beta}_4 \cdot \ln P_h \quad \text{bzw.}$$

$$(6.6) \quad \hat{\nu}_h = \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 \cdot \ln P_h + 2 \cdot \hat{\beta}_5 \cdot \ln Y_h.$$

Bei der Wahl der geeigneten Schätzmethode galt es, eine Besonderheit des 1.241.029 Beobachtungen umfassenden Datensatzes beachten. Die Beobachtungen lassen sich in zwei große Gruppen unterteilen – die der Spender und die der Nicht-Spender. Da mit 538.342 Haushalten immerhin 43,4% der Beobachtungen in die zweite Gruppe fallen und diese Haushalte, wie im vorigen Abschnitt gezeigt wurde, einen (nicht immer wünschenswerten) substantiellen Einfluss auf die Schätzergebnisse ausüben, war eine Methode vonnöten, welche die vorhandenen Informationen dieser Beobachtungen nutzt, ohne Gefahr zu laufen, verzerrte Ergebnisse zu produzieren. Unter diesen Prämissen fiel die Wahl auf die Tobit-ML-Methode, d.h. Schätzung eines Tobit-Modells mit der Maximum-Likelihood-Methode.

Das Tobit-Modell, das auf eine Arbeit von Tobin (1958) zurückgeht, ist vor allem dann geeignet, wenn die beobachtete endogene Variable (im vorliegenden Fall die Spende eines Haushalts) aufgrund von Zensur einen bestimmten Wertebereich nicht annehmen kann, die erklärte Variable prinzipiell jedoch keinerlei Limitierungen im Wertebereich unterliegt. Bei der erklärten Variable handelt es sich um eine nicht beobachtbare latente Variable.

Diese Voraussetzung ist für die zu schätzenden Daten erfüllt, da die Tatsache, dass die Spendenvariable keine negativen Werte annimmt, einzig und allein der Datenart geschuldet ist. Der Spendenwunsch eines Haushaltes kann durchaus negativ ausfallen, d.h. der Haushalt möchte, bildlich gesprochen, lieber Spendenempfänger als Spender sein. Positive Spendenwünsche sind direkt beobachtbar, denn sie offenbaren sich in der tatsächlich geleisteten Spende. Negative Spendenwünsche lassen sich hingegen nicht beobachten, denn sie resultieren in einer geleisteten Spende der Höhe Null. Die Spendenvariable  $S_h$  ist also an der Stelle Null zensiert. Die latente Variable ist im betrachteten Kontext also der potentielle Spendenwunsch  $S_h^*$ , der keinerlei Zensur unterliegt. Damit nimmt das Tobit-Modell folgende Form an:

$$(6.7) \quad S_h = \begin{cases} S_h^* & \text{falls } S_h^* > 0 \\ 0 & \text{falls } S_h^* \leq 0 \end{cases}.$$

Die vorgenommene Logarithmierung der Daten und die Addition von 5 € zu jedem Spendenwert ruft keinerlei Probleme hervor, da die Tobit-ML-Methode auf jedwede Art zensierter Daten anwendbar ist. Der Grenzwert, an dem die Zensur erfolgt, liegt nun nicht mehr bei Null, sondern bei ungefähr 1,61, was dem natürlichen Logarithmus von 5 entspricht. Die Interpretation ist dann folgende: Die beobachtete *logarithmierte Spende* eines Haushaltes ist am genannten Wert zensiert, kann also nicht kleiner ausfallen. Sein nicht beobachtbarer *logarithmierter Spendenwunsch*  $s_h^*$  unterliegt keinen Beschränkungen. Unter Berücksichtigung dieser Tatsachen sieht das Tobit-Modell, welches die Basis der Schätzungen bildete, folgendermaßen aus:

$$(6.8) \quad \ln(S_h + 5) = \begin{cases} s_h^* & \text{falls } s_h^* > \ln 5 \\ \ln 5 & \text{falls } s_h^* \leq \ln 5 \end{cases},$$

wobei für  $s_h^*$  gilt:

$$(6.9) \quad s_h^* = \beta_0 + \beta_1 \ln P_h + \beta_2 \ln Y_h + \beta_3 \ln P_h \cdot \ln Y_h + \beta_4 (\ln P_h)^2 + \beta_5 (\ln Y_h)^2 \\ + \gamma_1 z_{1h} + \gamma_2 z_{2h} + \dots + \gamma_{13} z_{13h} + u_h.$$

Schätzt man das durch die Gleichungen (6.8) und (6.9) beschriebene Modell mit der KQ-Methode, stellen sich verzerrte Ergebnisse ein, da diese Methode die zensierten Werte genauso wie die unzensierten Werte interpretiert, ohne die in den Daten enthaltene qualitative Komponente zu berücksichtigen. Deshalb wird das Tobit-Modell in der Regel mit der ML-Methode geschätzt. Die Idee dieses Ansatzes besteht darin, Schätzwerte für die

gesuchten Parameter zu finden, welche die vorliegenden Daten am wahrscheinlichsten erscheinen lassen. Bezogen auf die zur Gruppe der Nicht-Spender gehörenden Beobachtungen soll die Schätzung jene Werte für  $\hat{\beta}_i$  und  $\hat{\gamma}_k$  liefern, welche die Wahrscheinlichkeit maximieren, dass gerade diese Beobachtungen auch tatsächlich in der genannten Gruppe enthalten sind. Gleichzeitig sollen die Schätzwerte  $\hat{\beta}_i$  und  $\hat{\gamma}_k$  die Wahrscheinlichkeit maximieren, dass sich die tatsächlich beobachteten Werte in der Gruppe der Spender auch einstellen. Zur Maximierung der Wahrscheinlichkeit, den gesamten vorliegenden Datensatz zu beobachten, erfolgt – vereinfacht ausgedrückt – eine Gewichtung der Teilwahrscheinlichkeiten anhand des Anteils der Beobachtungen, welche die jeweilige Gruppe umfasst, am gesamten Beobachtungsumfang.

Auf die mathematische Herleitung der Schätzformeln, welche – salopp formuliert – die Bildungsvorschriften für jeden zu schätzenden Parameter, ausgehend von der gewählten Schätzgleichung und den vorliegenden Daten, enthalten, kann an dieser Stelle verzichtet und auf diverse Lehrbücher verwiesen werden.<sup>137</sup>

Wichtig ist jedoch, darauf hinzuweisen, dass die von der Tobit-Schätzung gelieferten Koeffizienten  $\hat{\beta}_i$  und  $\hat{\gamma}_k$  noch nicht ganz den eigentlich gesuchten entsprechen. Diese Koeffizienten beschreiben den Einfluss der dazugehörigen exogenen Variable auf die latente Variable  $s_h^*$ . Um den Einfluss einer exogenen Variable auf die zensierte Variable, im vorliegenden Fall also die logarithmierte Spende  $\ln(S_h + 5)$ , zu erhalten, muss der zugehörige geschätzte Koeffizient mit einem Korrekturterm multipliziert werden, welcher der geschätzten individuellen Wahrscheinlichkeit  $\hat{P}_h$  entspricht, ein Spender zu sein. Dieser Korrekturterm lautet:

$$(6.10) \quad \hat{P}_h(s_h^* > 0) = \hat{P}_h(s_h^* > \ln 5) = \Phi\left(\frac{\mathbf{x}'_h \hat{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{z}'_h \hat{\boldsymbol{\gamma}} - \ln 5}{\hat{\sigma}}\right),$$

wobei die Vektoren  $\mathbf{x}'_h$  bzw.  $\mathbf{z}'_h$  die individuellen Ausprägungen der stetigen bzw. der diskreten exogenen Variablen aus Gleichung (6.2) und  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  sowie  $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$  die jeweiligen geschätzten Koeffizienten beinhalten. Bei  $\hat{\sigma}$  handelt es sich um die geschätzte Standardabweichung der Störgrößen und bei  $\Phi(\cdot)$  um die Verteilungsfunktion einer standard-normalverteilten Zufallsvariable.

---

<sup>137</sup> So stellt beispielsweise Ronning (1998) ein gutes deutschsprachige Werk in diesem Kontext dar.

Da die in Gleichung (6.10) auftauchenden Vektoren den geschätzten logarithmierten Spendenwunsch eines Haushalts  $h$  liefern ( $\mathbf{x}'_h \hat{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{z}'_h \hat{\boldsymbol{\gamma}} = \hat{s}_h^*$ ), kann der Korrekturterm folglich auch in dieser übersichtlichen Form geschrieben werden:

$$(6.11) \quad \hat{P}_h(S_h^* > 0) = \hat{P}_h(s_h^* > \ln 5) = \Phi\left(\frac{\hat{s}_h^* - \ln 5}{\hat{\sigma}}\right).$$

Durch Anwendung dieses haushaltsspezifischen Korrekturterms gelangt man von den allgemeingültigen geschätzten Koeffizienten zu *haushaltsspezifischen Schätzwerten* für die korrigierten Koeffizienten, die für jeden Haushalt den Einfluss der entsprechenden exogenen Variable auf die beobachtete logarithmierte Spende quantifizieren.<sup>138</sup>

Die zu schätzenden Elastizitäten  $\hat{\epsilon}_h$  und  $\hat{v}_h$ , welche durch die Einbindung des individuellen Spendenpreises und des Haushaltseinkommens in die Berechnungsformeln (6.5) und (6.6) bereits einen haushaltsspezifischen Charakter besitzen, erhalten durch Verwendung dieser korrigierten Koeffizienten ein weiteres individuelles Element. Die entsprechend modifizierten Bildungsvorschriften für die geschätzten Elastizitäten nehmen nun folgende Form an:

$$(6.12) \quad \hat{\epsilon}_h = \left(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \cdot \ln Y_h + 2 \cdot \hat{\beta}_4 \cdot \ln P_h\right) \cdot \Phi\left(\frac{\hat{s}_h^* - \ln 5}{\hat{\sigma}}\right) \quad \text{bzw.}$$

$$(6.13) \quad \hat{v}_h = \left(\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 \cdot \ln P_h + 2 \cdot \hat{\beta}_5 \cdot \ln Y_h\right) \cdot \Phi\left(\frac{\hat{s}_h^* - \ln 5}{\hat{\sigma}}\right).$$

Natürlich existieren neben dem hier vorgestellten Standard-Tobit-Modell weitere Modelle, die für zensierte Daten konzipiert wurden, z.B. das Heckman-Modell. Dieses in der englischsprachigen Literatur auch „sample selection model“ oder als Tobit-II-Modell bezeichnete Konzept weicht die mitunter zu restriktive Struktur des Standard-Tobit-Modells auf, die verlangt, dass genau dieselben Variablen, welche die Wahrscheinlichkeit einer unzensierten Beobachtung beeinflussen, auch das Niveau der unzensierten Beobachtung mit demselben Vorzeichen beeinflussen. Dazu ergänzt es die herkömmliche Schätzgleichung um eine zweite Gleichung, die praktisch dem Standard-Probit-Modell entspricht, da ihre beobachtbare endogene Variable binärer Natur ist und anzeigt, ob es sich um eine unzensierte Beobachtung handelt, während die dahinterstehende latente

<sup>138</sup> Trotz aller Individualität kann sich die Schätzwert eines korrigierten Koeffizienten nur in dem vom allgemeingültigen Schätzwert  $\hat{\beta}_i$  determinierten Intervall  $[0, \hat{\beta}_i]$  befinden, da für die geschätzte Wahrscheinlichkeit  $\hat{P}_h$  natürlich  $0 \leq \hat{P}_h \leq 1$  gilt.

Variable beliebige Werte annehmen kann und bei Überschreiten eines Grenzwertes die positive Ausprägung eines binären Merkmals, in diesem Fall die Zugehörigkeit zur Gruppe der unzensierten Beobachtungen, hervorruft. Der Vektor der exogenen Variablen dieser zweiten Gleichung kann mit dem entsprechenden Vektor der ersten Gleichung übereinstimmen, aber prinzipiell sind Unterschiede zulässig. Die zweite Gleichung kann demnach im Vergleich zur eigentlichen Schätzgleichung sowohl zusätzliche, als auch weniger exogene Variablen beinhalten.<sup>139</sup>

Das Heckman-Modell erfreut sich im Bereich der Arbeitsmarktökonomik großer Beliebtheit, da es gut geeignet ist, die Lohnhöhe in einem Sektor zu erklären. Dort besteht meist das Problem, dass keine zufälligen Stichproben vorliegen, da ein rationales Individuum, dem ein Lohn unterhalb des Reservationslohnes geboten wird, keine Beschäftigung im entsprechenden Sektor aufnehmen wird. Eine derartige endogene Selbstselektion tritt im Zusammenhang mit einer persönlichen Spende jedoch nicht auf. Das Heckman-Modell wurde deshalb nicht weiter in Betracht gezogen. Auch die oben aufgeführten Restriktionen sprechen keinesfalls gegen die Verwendung des Tobit-Modells, da die empirische Evidenz des Kapitels 3 einen positiven Einfluss des Einkommens auf die Spendenfreudigkeit sowohl unter dem Aspekt der Entscheidung, überhaupt eine Spende zu leisten, als auch unter dem Aspekt des absoluten Spendenbetrages, nahe legt. Eine entsprechende Annahme auch bezüglich der Wirkungen des Spendenpreises zu tätigen, scheint keineswegs unangebracht.

Als interessante Schlussbemerkung dieses Abschnitts sei darauf verwiesen, dass die wenigen amerikanischen Studien, welche ebenfalls von der Tobit-ML-Methode Gebrauch machen, Spezifikationen schätzen, die keinen Interaktionsterm besitzen – in der Regel die klassische Doppellog-Spezifikation, z.B. Greene/McClelland (2001), die aber zumindest als Robustheitstest auch eine um quadratische Terme sowie Interaktionsterme erweiterte Grundgleichung schätzen<sup>140</sup>.

## 6.4 Schätzergebnisse

Nachdem alle vorbereitenden Schritte abgeschlossen waren, konnte eine Schätzung der Gleichung (6.2) mit Hilfe der Tobit-ML-Methode auf Basis der 1.241.029 Beobachtungen erfolgen. Da neben der zuvor eingehend besprochenen qualitativen Unterscheidung

---

<sup>139</sup> Vgl. Verbeek (2000), S. 207ff.

<sup>140</sup> Vgl. Greene/McClelland (2001), S. 445.

bezüglich des Spendenstatus eines Haushalts auch eine analoge Gruppierung der Haushalte in Steuerzahler und Nicht-Steuerzahler vorgenommen werden konnte, lag es nahe, Gleichung (6.2) leicht zu modifizieren und folgendes Strukturbruchmodell zu schätzen:

$$(6.14) \quad \ln(S_h + 5) = \beta_0 + b_0 D_h + \beta_1 \ln P_h + \beta_2 \ln Y_h + b_2 D_h \ln Y_h + \beta_3 \ln P_h \cdot \ln Y_h + \beta_4 (\ln P_h)^2 \\ + \beta_5 (\ln Y_h)^2 + b_5 D_h (\ln Y_h)^2 + \gamma_1 z_{1h} + c_1 D_h z_{1h} + \dots + \gamma_{13} z_{13h} + c_{13} D_h z_{13h} + u_h,$$

wobei  $D_h$  eine Dummy-Variable ist, die den Wert Eins annimmt, wenn der Haushalt  $h$  keine Steuern zu zahlen hat.

Da sich Nicht-Steuerzahler ausnahmslos einem Spendenpreis von Eins gegenüber sehen, und damit einem logarithmierten Preis von Null, konnte in Gleichung (6.14) auf die Interaktionsterme  $(b_1 D_h \ln P_h)$ ,  $(b_3 D_h \ln P_h \cdot \ln Y_h)$  und  $(b_4 D_h (\ln P_h)^2)$  verzichtet werden. Demzufolge lässt sich der Schätzwert der Preiselastizität,  $\hat{\epsilon}_h$ , weiterhin mittels Gleichung (6.12) ermitteln. Die geschätzte Einkommenselastizität  $\hat{\nu}_h$  ergibt sich hingegen gemäß:

$$(6.15) \quad \hat{\nu}_h = \left( \hat{\beta}_2 + \hat{b}_2 D_h + \hat{\beta}_3 \cdot \ln P_h + 2 \cdot \hat{\beta}_5 \cdot \ln Y_h + 2 \cdot \hat{b}_5 D_h \cdot \ln Y_h \right) \cdot \Phi \left( \frac{\hat{s}_h^* - \ln 5}{\hat{\sigma}} \right).$$

Tabelle 6.5. enthält die geschätzten Koeffizienten. Die dort präsentierten Werte stellen die im vorangegangenen Abschnitt beschriebenen korrigierten Schätzwerte der Koeffizienten dar. Eine Auflistung sämtlicher individuell geschätzter Koeffizienten lässt sich natürlich nicht realisieren. Als Konsequenz daraus gibt man üblicherweise jene Werte an, die der Durchschnittshaushalt aufweisen würde, also derjenige (fiktive) Haushalt, der bei allen exogenen Variablen den jeweiligen Mittelwert als Ausprägung besitzt.<sup>141</sup> Bei den Dummy-Variablen entspricht dieser Mittelwert genau dem prozentualen Anteil derjenigen Haushalte, die das betrachtete Merkmal aufweisen. Allerdings ist bei den aufgelisteten geschätzten Koeffizienten der Dummy-Variablen noch eine Besonderheit zu beachten. Der jeweilige Wert misst nicht den geschätzten (marginalen) Einfluss ausgehend vom Durchschnittswert dieser Dummy-Variable, sondern stellt einen hochgerechneten Wert dar, welcher den wesentlich aussagekräftigeren Einfluss schätzt, der sich aus einer diskreten Änderung des Wertes der Dummy-Variable von Null auf Eins ergibt.

<sup>141</sup> Beachte: Dieser Durchschnittshaushalt verfügt nicht über das Durchschnittseinkommen  $\bar{Y}$ , sondern das durchschnittliche logarithmierte Einkommen  $\overline{\ln Y}$ , wobei das zu letzterem gehörende Einkommen  $y = e^{\overline{\ln Y}}$  geringer ausfällt als der Durchschnittswert  $\bar{Y}$  (d.h.  $y < \bar{Y}$ ), da folgende Beziehung gilt:  $\overline{\ln(Y)} < \ln(\bar{Y})$ . Analoges gilt auch für den Spendenpreis sowie die weiteren logarithmierten exogenen Variablen.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	-7,719	0,319	<0,001
<i>D</i>	12,837	0,393	<0,001
<i>ln P</i>	-2,989	0,208	<0,001
<i>ln Y</i>	0,844	0,063	<0,001
<i>D(ln Y)</i>	-1,704	0,078	<0,001
<i>(ln P)(ln Y)</i>	0,047	0,019	0,014
<i>(ln P)<sup>2</sup></i>	-1,126	0,035	<0,001
<i>(ln Y)<sup>2</sup></i>	-0,010	0,003	0,001
<i>D(ln Y)<sup>2</sup></i>	0,081	0,004	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,215	0,011	<0,001
<i>D(Alter30-39)</i>	0,354	0,024	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,532	0,011	<0,001
<i>D(Alter40-49)</i>	0,321	0,025	<0,001
<i>Alter50-59</i>	0,933	0,011	<0,001
<i>D(Alter50-59)</i>	0,229	0,024	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,522	0,011	<0,001
<i>D(Alter60-69)</i>	0,016	0,024	0,505
<i>Alter70+</i>	2,115	0,012	<0,001
<i>D(Alter70+)</i>	0,034	0,025	0,182
<i>Kinder1</i>	0,082	0,005	<0,001
<i>D(Kinder1)</i>	-0,028	0,015	0,060
<i>Kinder2</i>	0,316	0,006	<0,001
<i>D(Kinder2)</i>	-0,132	0,018	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,609	0,009	<0,001
<i>D(Kinder3)</i>	-0,338	0,028	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,812	0,015	<0,001
<i>D(Kinder&gt;3)</i>	-0,447	0,045	<0,001
<i>Ost</i>	-0,402	0,006	<0,001
<i>D(Ost)</i>	-0,173	0,014	<0,001
<i>Mann</i>	-0,404	0,007	<0,001
<i>D(Mann)</i>	0,079	0,015	<0,001
<i>Frau</i>	-0,111	0,007	<0,001
<i>D(Frau)</i>	0,048	0,015	0,001
<i>VGW</i>	-0,128	0,016	<0,001
<i>D(VGW)</i>	-0,084	0,049	0,084

Tabelle 6.5: Ergebnisse der Tobit-Schätzung des Strukturbruchmodells (6.14)

Anhand der Koeffizienten  $\hat{b}_0$ ,  $\hat{b}_2$  und  $\hat{b}_5$  erkennt man, dass die entsprechenden exogenen Variablen einen hochsignifikanten Einfluss auf die Spende eines Haushalts ausüben. Auf

1%-igem Signifikanzniveau erweisen sich zudem lediglich vier der dreizehn Koeffizienten  $\hat{c}_j$  als insignifikant. Die Nullhypothese, dass alle Koeffizienten  $\hat{b}_i$  und  $\hat{c}_j$  simultan den Wert Null annehmen, kann auf Basis eines Wald-Tests deutlich verworfen werden ( $p$ -Wert weitaus kleiner als 0,0001). Daraus ergibt sich die Implikation, dass die Wahl eines Strukturbruchmodells korrekt war, da sich das Spendenverhalten der Steuerzahler signifikant von dem der Nicht-Steuerzahler unterscheidet.

Als Beleg für diesen Unterschied lässt sich anführen, dass 82.263 und damit 40,9% der Nicht-Steuerzahler eine Spende leisten. Hingegen leisten 620.424 Steuerzahler eine Spende, das entspricht einem Anteil von 59,6%. Die durchschnittliche Spende der Nicht-Steuerzahler liegt bei 214,68 € und damit deutlich unter den 632,52 € der Steuerzahler. Klammert man Nicht-Spender aus, dann gibt ein spendender Nicht-Steuerzahler im Durchschnitt 524,48 €. Ein spendender Steuerzahler gibt mit durchschnittlichen 1.060,32 € gleichwohl mehr als doppelt so viel.

Diese Unterschiede im Spendenverhalten schlagen sich natürlich auch in den geschätzten Elastizitäten nieder. Tabelle 6.6 gibt ausgewählte Durchschnittswerte der durchgeführten Elastizitätsschätzungen wider.

<b>Beobachtungsgrundlage</b>	<b>Haushalte</b>	$\overline{\hat{\epsilon}}_h$	$\overline{\hat{\nu}}_h$
<b>Alle Beobachtungen</b>			
Steuer- und Nicht-Steuerzahler	1.241.029	-1,240	0,571
Steuerzahler	1.040.051	-1,127	0,609
Nicht-Steuerzahler	200.978	-1,828	0,370
<b>Reine Stichprobe</b>			
Steuer- und Nicht-Steuerzahler	747.694	-1,388	0,463
Steuerzahler	549.926	-1,237	0,501
Nicht-Steuerzahler	197.768	-1,806	0,357
<b>Totalerhebung</b>			
Steuer- und Nicht-Steuerzahler	493.335	-1,017	0,734
Steuerzahler	490.125	-1,003	0,731
Nicht-Steuerzahler	3.210	-3,136	1,180

*Tabelle 6.6: Durchschnittswerte der geschätzten individuellen Elastizitäten  
(Strukturbruchschätzung)*



Die obigen Durchschnittswerte offenbaren einen deutlichen Unterschied zwischen den geschätzten Elastizitäten der beiden Gruppen. Dass auch für die Nicht-Steuerzahler, deren Spendenpreis keinerlei Variationen unterliegt, Preiselastizitäten geschätzt werden können, liegt an der gemeinsamen Schätzung mit den Steuerzahlern, welche nicht weiter bezüglich der Ausprägungen des Spendenpreises differenziert. Die in Tabelle 6.6 dokumentierte, dem Betrage nach größere Preiselastizität der Nicht-Steuerzahler lässt sich leicht auf die Verwendung von Gleichung (6.12) zurückführen. Tabelle 6.5 kann man entnehmen, dass  $\hat{\beta}_1$  deutlich negativ ausfällt, hingegen  $\hat{\beta}_3$  einen leicht positiven Wert annimmt. Bei der Berechnung von  $\hat{\epsilon}_h$  wirkt letzteres im Zusammenspiel mit dem positiven Wert von  $\ln Y_h$  dem negativen  $\hat{\beta}_1$  entgegen. Gleiches gilt für den negativen Schätzwert von  $\hat{\beta}_4$  im Zusammenspiel mit dem negativen Wert von  $\ln P_h$ . Bei Nicht-Steuerzahlern fällt dieser letzte, insgesamt positive Term weg (da  $\ln P_h = 0$ ), so dass ihre Preiselastizitäten betragsmäßig größer ausfallen. Analog lässt sich unter Rückgriff auf Gleichung (6.15) auch die kleinere geschätzte Einkommenselastizität der Nicht-Steuerzahler erklären. Sie ist vor allem auf den stark negativ ausfallenden Koeffizienten  $\hat{b}_2$  zurückzuführen.

Auch wenn die Durchschnittsbildung lediglich innerhalb der bekannten Komponenten des Datensatzes erfolgt, treten die Unterschiede zwischen den beiden Gruppen zutage. Aufgrund der Nicht-Steuerzahler weicht der jeweilige Durchschnittswert über alle Beobachtungen vom entsprechenden Wert der Steuerzahler ab, wobei die Abweichungen innerhalb der Totalerhebung deutlich geringer ausfallen, da dort lediglich 3.210 der 200.978 Nicht-Steuerzahler vertreten sind, was ihren Einfluss spürbar reduziert.<sup>142</sup> Inwieweit dieser Einfluss überhaupt zugelassen werden sollte, ist mehr als fraglich, da der Informationsgehalt der Nicht-Steuerzahler aufgrund der konstanten Preisvariable doch begrenzt erscheint.

Doch auch die Schätzwerte der Steuerzahler unterliegen einem Mangel. Im Rahmen der gemeinsamen Schätzung üben die Nicht-Steuerzahler natürlich einen erheblichen Einfluss auf das Ausmaß der gesamten Variation der Preisvariable und damit auch auf die Schätzergebnisse aus. Da die Nicht-Steuerzahler tendenziell weniger spenden als Steuerzahler, aber bei gleichzeitig höchstmöglichem Preis auch über tendenziell geringere Einkommen verfügen, werden insgesamt sowohl die Preis-, als auch die Einkommensempfindlichkeit überschätzt.

---

<sup>142</sup> Auch nach separaten Schätzungen der beiden Komponenten des Datensatzes tritt das oben beschriebene Phänomen auf. Hierfür sei auf Anhang H verwiesen, der die jeweiligen Ergebnisübersichten enthält.

Diese Überlegungen legten im Zusammenspiel mit dem empirisch evidenten Unterschied im Spendenverhalten nahe, Schätzungen ausschließlich unter Verwendung derjenigen Haushalte durchzuführen, deren Steuerschuld positiv ausfiel. Demnach würden die bereits in den KQ-Schätzungen verwendeten 1.040.051 Haushalte als Datengrundlage der Schätzungen dienen.<sup>143</sup>

Der aus der Eliminierung der Nicht-Steuerzahler resultierende Informationsverlust erscheint unter dem Aspekt des in Abschnitt 2.7 vorgestellten Reformsystems unschädlich, wenn nicht sogar notwendig. Schließlich sieht dieses System eine Reform der steuerlichen Förderung von Spenden vor, nicht jedoch eine generelle Ausweitung der Förderung auf Haushalte, die keine Steuern zahlen. Da der optimale Abschlag des Reformsystems mit Hilfe geschätzter Preiselastizitäten derjenigen Haushalte ermittelt wird, die zu den möglichen Betroffenen der Reform gehören, erscheint es nur konsistent, diese Elastizitäten auch ausschließlich auf Basis von Informationen zu schätzen, die aus eben jenen betroffenen Beobachtungen gewonnen wurden. Potentielle Verzerrungen der Schätzwerte durch Verwendung von Informationen der nicht betroffenen Haushalte (Nicht-Steuerzahler) werden so von vornherein vermieden.

Da folglich nur noch exogene Itemizer, die Steuern zahlen müssen, verblieben und somit eine relativ homogene Datengrundlage gegeben war, schien es angebracht, Verfeinerungen der Spezifikation (6.2) vorzunehmen.

---

<sup>143</sup> Neben dem ungleichen Spendenverhalten existieren weitere Unterschiede, die den vorgenommenen Ausschluss zusätzlich untermauern. Diese Unterschiede zwischen Steuerzahlern und Nicht-Steuerzahlern lassen sich an folgenden Maßzahlen ablesen. Das durchschnittliche hypothetische ZVE der Erstgenannten beläuft sich auf 95.900 €, das der Letztgenannten auf -1.272 €. Beim ökonomischen Einkommen stehen sich Werte von 72.562 € und 20.786 € gegenüber.

Im Bereich des Alters gibt es ebenfalls Unterschiede: Bei den Steuerzahlern ähnelt die Verteilung einer Normalverteilung, d.h. 40-49jährige und 50-59jährige machen jeweils 27,3% aus. Jüngere oder ältere Beobachtungen sind in geringeren Anteilen vertreten (unter 30: 7,3%; 30-39: 19,6%; 60-69: 12,1%, 70 und älter: 6,4%). Die Nicht-Steuerzahler sind in dieser Hinsicht etwas gleichmäßiger verteilt (unter 30: 11,9%; 30-39: 18,7%; 40-49: 17,4%; 50-59: 16,7%; 60-69: 20,9%; 70 und älter 14,4%).

Unter den Nicht-Steuerzahlern ist der Anteil der Kinderlosen mit 59,9% höher als bei den Steuerzahlern mit 48,8%, was aber sicher auch auf den deutlich höheren Anteil an Beobachtungen mit einem Alter von 60 oder mehr zurückzuführen ist. Beobachtungen mit einem Kind machen in beiden Gruppen in etwa denselben Anteil aus (Steuerzahler: 22,6%; Nicht-Steuerzahler: 20,9%). Bei zwei, drei bzw. vier oder mehr Kindern liegen die Steuerzahler vorn (20,8 vs. 13,7%, 6,1 vs. 4,2% bzw. 1,7 vs. 1,3%).

Bei der Lebenssituation offenbaren sich weitere Unterschiede: Unter den Nicht-Steuerzahlern machen Haushalte, die verheiratet sind und gemeinsam veranlagen, mit einem Anteil von 49,5% knapp die Hälfte aus. Bei 1,2% der Nicht-Steuerzahler handelt es sich um verheiratete Personen, welche die getrennte Veranlagung wählen. Außerdem gibt es ungefähr 24,2% alleinstehende Frauen und 25,1% alleinstehende Männer. Bei den Steuerzahlern ist der Anteil der Beobachtungen, die ein gemeinsam veranlagendes Ehepaar repräsentieren mit 65,8% wesentlich höher. Verheiratete Personen, welche die getrennte Veranlagung wählen, machen rund 1,6% aus. Dementsprechend fallen die Anteile der alleinstehenden Personen mit 18,9% (Männer) bzw. 13,7% (Frauen) deutlich geringer aus. Diese Unterschiede sind jedoch wahrscheinlich (ebenso wie bei den Kindern) auf die andersartige Altersstruktur zurückzuführen. Bei einem höheren Anteil an älteren Menschen unter den Nicht-Steuerzahlern finden sich dort zwangsläufig auch mehr Alleinstehende aufgrund von Verwitwung.

Zunächst offenbarte eine Analyse des Datensatzes, dass 169 spendende Haushalte existieren, deren Spende  $S_h$  größer ausfällt als ihr Einkommen  $Y_h$ .<sup>144</sup> 44 dieser Spender befinden sich in der Stichprobe, die verbleibenden in der Totalerhebung. Allein diese wenigen Spender erbringen jedoch mit ihren Spenden in Höhe von insgesamt 195,3 Millionen € rund 29,7% des gesamten Spendenaufkommens. Durch ihre offensichtlich eigenständige Motivationsstruktur könnten diese wenigen außergewöhnlichen Spender möglicherweise die Schätzergebnisse stark beeinflussen. Um derartige Verzerrungen zu vermeiden, wurden Dummy-Variablen konstruiert, die in der Schätzung den Einfluss der 169 „Extremspender“ neutralisieren sollen. Dabei handelt es sich um 169 „individuelle“ Dummy-Variablen  $d_{jh}$ , die jeweils nur ein einziges mal den Wert Eins annehmen, nämlich wenn es sich bei der Beobachtung  $h$  um den entsprechend vorgesehenen „Extremspender“  $j$  handelt. Um die formale Darstellung zu vereinfachen, wurden die Haushalte dermaßen sortiert, dass es sich bei den ersten 44 Haushalten (d.h.  $h = 1, \dots, 44$ ) um die „Extremspender“ aus der Stichprobe handelte. Daran schlossen sich die „Extremspender“ aus der Totalerhebung an ( $h = 45, \dots, 169$ ). Hierauf folgten ohne weitere Anwendung einer Ordnungsvorschrift die restlichen Spender und die Nicht-Spender ( $h = 170, \dots, 1.040.051$ ). Diese Anordnung sorgte dafür, dass die Variablen  $d_{1h}$  bis  $d_{44h}$  die Extremspender aus der Stichprobe kennzeichneten, während  $d_{45h}$  bis  $d_{169h}$  den Extrem Spendern aus der Totalerhebung gewidmet waren.

Die Definition der 169 individuellen Dummy-Variablen  $d_{jh}$  lässt sich nun auf einfache Weise formal darstellen:

$$(6.16) \quad d_{jh} = \begin{cases} 1 & \text{, wenn } j = h \text{ mit } j = 1, \dots, 169 \text{ und } h = 1, \dots, 1.040.051 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Weiterhin sind die in Abschnitt 2.1 vorgestellten und nur für Steuerzahler relevanten Höchstgrenzen des Spendenabzugs zu nennen, deren Überschreiten einem Verzicht auf staatliche Subventionierung jenes Teils der Gesamtspende  $S_h$  entspricht, der über der Höchstgrenze liegt. Der Spendenpreis dieses speziellen, nicht mehr abzugsfähigen Teils beträgt konstant Eins.

---

<sup>144</sup> Kaum überraschen dürfte die Tatsache, dass sich unter diesen 169 Haushalten 162 befinden, die mit ihrer Spende gleichzeitig auch die Höchstgrenzen des Spendenabzugs überschreiten. Wiederum 122 dieser 162 Haushalte können aufgrund des großen gespendeten Betrages zugunsten der 10%-Zwecke als potentielle Spender von Großspenden im steuerrechtlichen Sinne erachtet werden.

Der mittels der in Abschnitt 5.5 beschriebenen Vorgehensweise erzeugte „first dollar price“  $P_h$  stellt streng genommen nur eine Proxy-Variable für den Spendenpreis dar, deren Verwendung aufgrund der Endogenität des Preises notwendig ist.<sup>145</sup> Die eigentlich sehr gute Approximation des tatsächlichen Spendenpreises durch  $P_h = 1 - m_h$  erweist sich jedoch als ungenau für Spendenbeträge, die derartig groß ausfallen, dass der gesetzlich fixierte Höchstbetrag für den Spendenabzug überschritten wird. Zerlegt man eine Spende  $S_h$  in den abzugsfähigen Teil  $A_h$  und den nicht abzugsfähigen Teil  $N_h$ , lässt sich dieser Sachverhalt eingehend illustrieren. Bei Haushalten, die mit ihrer Spende unterhalb der Höchstgrenze bleiben, beläuft sich  $N_h$  auf Null, d.h. für sie gilt  $S_h = A_h$ . Für einen Haushalt  $h$ , der mit seiner Spende die Höchstgrenze überschreitet<sup>146</sup>, gilt  $S_h = A_h + N_h$ , wobei  $A_h > 0$  und  $N_h > 0$ . Natürlich sieht sich auch dieser Haushalt einem Preis von  $P_h = 1 - m_h$  für die erste gespendete Geldeinheit gegenüber. Für den abzugsfähigen Teil der Spende,  $A_h$ , leistet  $P_h$  weiterhin gute Dienste bei der Beschreibung des Spendenpreises. Der Preis des nicht abzugsfähigen Teils  $N_h$  wird jedoch von  $P_h$  massiv unterschätzt. In Abhängigkeit von der Relation der beiden Teile kann es zu leichten bis schweren Unterschätzungen des Preises der Gesamtspende  $S_h$  kommen.

Die in diesen Fällen unzureichende Approximation lässt sich durch Verwendung eines alternativen Preises  $p_h$  verhindern. Für Haushalte, die mit ihrer Spende die Höchstgrenze nicht überschreiten, stellt die bislang verwendete Preisvariable  $P_h$  bereits die optimale Wahl dar, d.h. für sie muss natürlich  $p_h = P_h$  gelten. Überschreitet ein Haushalt hingegen mit seiner Spende  $S_h$  den Höchstbetrag der Abzugsfähigkeit, definiert sich  $p_h$  als ein gewichteter Durchschnitt aus dem Preis des abzugsfähigen Spendenbetrages  $A_h$ , d.h.  $P_h = 1 - m_h$ , und dem Preis des nicht abzugsfähigen Teils  $N_h$ , welcher Eins beträgt. Die Gewichtung erfolgt mittels der prozentualen Anteile der beiden Komponenten  $A_h$  und  $N_h$  an der Spende  $S_h$ .

Die allgemeingültige formale Darstellung des alternativen Preises nimmt folgende Gestalt an:

---

<sup>145</sup> Es sei an dieser Stelle noch einmal daran erinnert, dass mit steigender Spendenhöhe das ZVE reduziert wird. Infolge dessen sinkt der Grenzsteuersatz, was einem Anstieg des Spendenpreises entspricht.

<sup>146</sup> Derartige Haushalte werden im weiteren Verlauf der Einfachheit halber als Höchstbetragüberschreiter bezeichnet.

$$(6.17) \quad p_h = \frac{A_h}{S_h} \cdot (1 - m_h) + \frac{N_h}{S_h} \cdot 1 \quad \text{bzw.}$$

$$(6.18) \quad p_h = \frac{A_h}{S_h} \cdot P_h + \frac{N_h}{S_h}.$$

Man erkennt, dass der bislang verwendete Preis  $P_h$  einen Spezialfall beschreibt, der sich einstellt, wenn  $S_h = A_h$  und damit gleichzeitig  $N_h = 0$ . Eine Komplikation besteht jedoch in der exakten Definition der Anteile  $A_h$  und  $N_h$ . Wie bereits das Beispiel in Abschnitt 2.1 gezeigt hat, determiniert man über die Wahl der begünstigten Zwecke die jeweils anzuwendende Höchstgrenze und damit letztlich den absoluten Wert von  $A_h$  und  $N_h$ .

In Rückgriff auf Abschnitt 2.1 soll hier der Einfachheit halber von *5%-Zwecken* und *10%-Zwecken* gesprochen werden, um die zwei Arten von begünstigten Zwecken zu kennzeichnen, die den Abzug des Spendenbetrages in Höhe von maximal 5% des GBE und in Höhe von bis zu 10% des GBE erlauben. Folglich besteht auch die Möglichkeit, eine Spende  $S_h$  anhand der begünstigten Zwecke in die Teilbeträge  $S_h^5$  und  $S_h^{10}$  zu zerlegen, so dass für jede Spende gilt:  $S_h = S_h^5 + S_h^{10}$ , wobei  $S_h^5, S_h^{10} \geq 0$ .  $S_h^5$  ist der Geldbetrag, den ein Haushalt 5%-Zwecken zur Verfügung stellt, und  $S_h^{10}$  ist der an 10%-Zwecke übereignete Betrag. Deren jeweiliger Anteil am GBE des Haushalts  $h$  sei  $Z_h^i = S_h^i / \text{GBE}_h$  mit  $i = 5, 10$ .

Es gibt drei Möglichkeiten zur Überschreitung der Höchstgrenzen. Man kann sowohl mit  $S_h^5$ , als auch  $S_h^{10}$  die jeweilige Höchstgrenze überschreiten. In diesem Fall gilt:

$$(6.19) \quad A_h = 0,1 \cdot \text{GBE}_h \quad \text{bzw.}$$

$$(6.20) \quad N_h = (Z_h^5 + Z_h^{10} - 0,1) \cdot \text{GBE}_h.$$

Genauso kann auch nur jeweils einer der beiden Teilbeträge die entsprechende Höchstgrenze überschreiten, während der andere noch voll abzugsfähig ist. Überschreitet der Haushalt  $h$  mit  $S_h^5$  die Höchstgrenze von 5% des GBE, schöpft dabei jedoch die zusätzlichen 5% mit  $S_h^{10}$  nicht aus, lassen sich  $A_h$  und  $N_h$  folgendermaßen bestimmen:

$$(6.21) \quad A_h = (0,05 \cdot \text{GBE}_h) + S_h^{10} \quad \text{bzw.}$$

$$(6.22) \quad N_h = (Z_h^5 - 0,05) \cdot \text{GBE}_h.$$

Im umgekehrten Fall, dass lediglich  $S_h^{10}$  die in Abhängigkeit von  $Z_h^5$  variable Höchstgrenze zwischen 5% und 10% des GBE überschreitet, kommen erneut die Gleichungen (6.19) und (6.20) zur Anwendung.

Integriert man die Gleichungen (6.19) bis (6.22) in die einfache Darstellung (6.18), so gelangt man zu folgender umfassender Berechnungsformel für den alternativen Preis, die sowohl den Höchstbetragüberschreitern, als auch den „normalen“ Spendern den korrekt spezifizierten Preis zuweist:

$$(6.23) \quad p_h = \begin{cases} P_h & , \text{wenn } (Z_h^5 = 0 \wedge Z_h^{10} \leq 0,1) \text{ oder } (0 < Z_h^5 \leq 0,05 \wedge Z_h^{10} \leq 0,1 - Z_h^5) \\ \frac{(0,05 \cdot \text{GBE}_h) + S_h^{10}}{S_h} P_h + \frac{(Z_h^5 - 0,05) \cdot \text{GBE}_h}{S_h} & , \text{wenn } Z_h^5 > 0,05 \wedge Z_h^{10} \leq 0,05 \\ \frac{0,1 \cdot \text{GBE}_h}{S_h} P_h + \frac{(Z_h^5 + Z_h^{10} - 0,1) \cdot \text{GBE}_h}{S_h} & , \text{wenn } (Z_h^5 > 0,05 \wedge Z_h^{10} > 0,05) \\ & \text{oder } (Z_h^5 \leq 0,05 \wedge Z_h^{10} > 0,1 - Z_h^5) \end{cases}$$

Für knapp 99,2% der Beobachtungen stellten sich durch Verwendung von  $p_h$  keine Veränderungen im Wert der Preisvariable ein. Lediglich 8.467 Haushalte bekamen einen neuen Wert zugewiesen.<sup>147</sup> Davon stammten 3.237 aus der Totalerhebung und 5.230 aus der Stichprobe.

Die Verwendung des Preises  $p_h$  in einer Schätzung des Spendenverhaltens ruft jedoch neue Probleme hervor. Während er für eine deutlich überwiegende Mehrheit den Preis der ersten gespendeten Geldeinheit beschreibt, bildet er für eine sehr kleine Minderheit einen Durchschnittspreis ab, der wesentlich größer ausfällt.<sup>148</sup> Diese Minderheit leistet jedoch außergewöhnlich große Spenden im Vergleich zu den übrigen Haushalten. Allein ihr Spendenaufkommen beläuft sich auf gut 289,4 Millionen € und macht damit 44% des gesamten Spendenaufkommens der 1.040.051 Haushalte aus. Es wird somit eine positive

<sup>147</sup> Darunter befinden sich 442 Haushalte, die zugunsten der 10%-Zwecke mehr als 50.000 DM gespendet haben. Es ist durchaus möglich, dass es sich dabei um Großspenden im steuerrechtlichen Sinne handelt, so dass diese Haushalte aufgrund des möglichen Vor- und Rücktrags erweiterte Abzugsmöglichkeiten besäßen. Da jedoch diesbezüglich keine weiteren Informationen vorlagen, erschien es höchst spekulativ, diesen Haushalten andere Höchstgrenzen zu unterstellen, so dass auf derartige Maßnahmen gänzlich verzichtet wurde. Folglich kann es in diesen Fällen u.U. zu einer Überschätzung von  $N_h$  und damit des Preises  $p_h$  kommen. Ebenso wurde die alternativ mögliche 0,2%-Höchstgrenze für Selbständige nicht berücksichtigt, da der Datenkatalog hierfür ebenfalls keine hinreichenden Angaben enthielt.

<sup>148</sup> Da  $0 < P_h < 1$  und  $p_h$  einen gewichteten Durchschnitt aus  $P_h$  und Eins darstellt, ist die Bedingung  $p_h \geq P_h$  für alle Haushalte  $h$  erfüllt. Für die genannten 8.467 Haushalte beträgt  $p_h$  im Mittel 0,731. Die verbleibenden 1.031.584 Haushalte besitzen einen mittleren Preis von 0,582.

Scheinkorrelation zwischen dem Preis und der Spendenhöhe erzeugt, welche die geschätzte Preiselastizität beträchtlich in Richtung Null verzerrt. Um dieses Problem zu umgehen, aber gleichzeitig an dem gehaltvollen Preis  $p_h$  festhalten zu können, muss die Gruppe der Höchstbetragüberschreiter separat geschätzt werden, was den Vorteil besitzt, dass man auf die einfache KQ-Methode zurückgreifen kann, da es sich ausnahmslos um Spender handelt und somit die abhängige Variable keinerlei Zensur mehr unterliegt.

Doch auch bei separater Schätzung dieser speziellen Haushalte ruft die Verwendung der Preisvariable  $p_h$  eine Komplikation hervor, welche in der Endogenität des Preises besteht, die wiederum auf die Berücksichtigung des nicht abzugsfähigen Anteils einer Spende zurückzuführen ist. Bei gegebenem GBE fällt  $N_h$  um so größer aus, je größer die Gesamtspende  $S_h$  ist. Laut Gleichung (6.18) hängt der Spendenpreis damit positiv von der Höhe der individuellen Spende ab. Demzufolge wären bei Verwendung der Preisvariable  $p_h$  verzerrte Schätzergebnisse zu erwarten. Dies ließ sich nur durch eine leichte Modifikation der Preisvariable umgehen, deren Ziel darin bestand, den deutlich höheren Spendenpreis eines mit seiner Spende die Höchstbeträge überschreitenden Haushalts abzubilden, dabei aber gleichzeitig die Abhängigkeit von der eigenen Spende und damit die Endogenität aufzuheben.

Hierfür wurden zunächst für jeden Haushalt der prozentuale Anteil, den der abzugsfähige Spendenbetrag an der Gesamtspende ausmacht, sowie das entsprechende Pendant des nicht abzugsfähigen Spendenbetrags bestimmt, d.h. für jeden Haushalt lagen somit die Werte  $A_h/S_h$  und  $N_h/S_h$  vor. Anschließend wurden die Durchschnitte dieser Werte, welche als Gewichte bei der Berechnung des Preises  $p_h$  dienten, ermittelt. Natürlich kann eine Durchschnittsbildung auf der Grundlage unterschiedlichster Teildatensätze erfolgen. Eine heuristische Datenanalyse sowie diverse Testschätzungen legten jedoch nahe, in diesem Fall auf die Unterscheidung in Haushalte, welche aus der Totalerhebung stammen, und aus der Stichprobe stammende Haushalte zu verzichten und stattdessen alle Beobachtungen zusammenzufassen. Um ein besseres Abbild der Realität zu erhalten, wurden allerdings zuvor Beobachtungen aus der reinen 10%-Stichprobe repliziert, so dass den 3.237 Beobachtungen aus der Totalerhebung nun nicht mehr 5.230, sondern 52.300 Beobachtungen aus der Stichprobe gegenüberstanden.

Die Berechnung der arithmetischen Mittelwerte erfolgte nun jedoch nicht unter undifferenzierter Verwendung aller 55.537 Höchstbetragüberschreiter. Stattdessen wurden

die Haushalte entsprechend der oben beschriebenen drei Möglichkeiten des Überschreitens der Höchstgrenzen in drei Gruppen  $g$  eingeteilt, für die jeweils separate Mittelwerte der genannten prozentualen Anteile bestimmt werden konnten. Zur Gruppe 1 gehörten Haushalte, für die  $Z_h^5 > 0,05$  und  $Z_h^{10} \leq 0,05$  galt. Gruppe 2 umfasste Haushalte mit  $Z_h^5 \leq 0,05$  und  $Z_h^{10} > 0,1 - Z_h^5$ . Haushalte, die beide Arten von Höchstgrenzen überschritten, d.h.  $Z_h^5 > 0,05$  und  $Z_h^{10} > 0,05$ , waren in Gruppe 3 enthalten. Damit lässt sich die letztlich verwendete Preisvariable  $p_h^*$  folgendermaßen formal darstellen:

Für Haushalte, deren Spende in voller Höhe abzugsfähig ist, gilt  $p_h^* = p_h = P_h$ .

Haushalten, die mit ihrer Spende die gesetzlichen Höchstgrenzen des Spendenabzugs überschritten, wurde nachstehende Preisvariable zugewiesen:

$$(6.24) \quad p_h^* = \left( \frac{A}{S} \right)_g \cdot P_h + \left( \frac{N}{S} \right)_g,$$

wobei  $\left( \frac{A}{S} \right)_g$  und  $\left( \frac{N}{S} \right)_g$  jeweils den Durchschnittswert der betrachteten prozentualen Anteile derjenigen Gruppe  $g$  repräsentieren, zu welcher der Haushalt  $h$  gehört.<sup>149</sup>

Gleichung (6.24) verdeutlicht, dass der individuelle Aspekt aufgrund der Berücksichtigung des haushaltsspezifischen Preises  $P_h$  bestehen bleibt, aber gleichzeitig die Abhängigkeit von der eigenen Spende, d.h. die Endogenität des Preis, durch die Verwendung von Durchschnittswerten für die Gewichte eliminiert werden konnte.

Dass die alternative Preisberechnung bei den Höchstbetragüberschreitern durchaus einen substantiellen Einfluss auf die Ausprägung der Preisvariable ausübt, dokumentiert der Unterschied in den Durchschnittswerten. So beläuft sich der einfache Preis  $P_h$  im Mittel auf 0,6658, während der Mittelwert von  $p_h$  mit 0,7784 deutlich größer ausfällt. Der Preis  $p_h^*$  weicht wie gewünscht im Mittel kaum vom letztgenannten Wert ab (0,7808), wobei die Eliminierung der Endogenität zwangsläufig auf Kosten einer verringerten Variation geht,

---

<sup>149</sup> 49.065 der genannten 55.537 Haushalte (88,3%) überschritten ausschließlich mit  $S_h^5$  den entsprechenden Höchstbetrag ( $g = 1$ ). 3.820 Haushalte (6,9%) blieben mit  $S_h^5$  unterhalb der Höchstgrenze, nicht jedoch mit  $S_h^{10}$  ( $g = 2$ ). Lediglich 2.652 Haushalte und damit 4,8% der Höchstbetragüberschreiter überschritten sowohl mit  $S_h^5$ , als auch  $S_h^{10}$  die jeweilige Höchstgrenze ( $g = 3$ ). Weiterhin stellten sich in den Gruppen folgende Durchschnittswerte ein:  $\left( \frac{A}{S} \right)_1 = 66,81\%$ ,  $\left( \frac{A}{S} \right)_2 = 61,50\%$ ,  $\left( \frac{A}{S} \right)_3 = 50,64\%$ .



was sich anhand der um über 40% gesunkenen Standardabweichung belegen lässt (von 0,1093 auf 0,0641).<sup>150</sup>

Für die Schätzung der Höchstbetragüberschreiter bot es sich zudem an, die Schätzgleichung um zwei Dummy-Variablen zu ergänzen, mit deren Hilfe die Zugehörigkeit zu einer der drei Gruppen  $g$  beschrieben wurde. Als Referenz dienten Haushalte aus der Gruppe 1, da sie über 88% der Höchstbetragüberschreiter ausmachten. Die Variable *ÜBER2* zeigte an, ob ein Haushalt zur Gruppe 2 gehörte, während *ÜBER3* erfasste, ob es sich um einen Haushalt aus Gruppe 3 handelte.

In Abschnitt 2.1 wurde zudem erläutert, dass der Gesetzgeber jenen Spendern, welche die einfachen Höchstgrenzen überschreitende Einzelzuwendungen von mehr als 50.000 DM an 10%-Zwecke leisten, zusätzliche Möglichkeiten des Vor- und Rücktrags der Spende einräumt, um deren exorbitante Spendenfreudigkeit ebenfalls zu steuerlich zu fördern. Leider erwiesen sich die Daten in diesem Zusammenhang als ungeeignet, derartiges Verhalten zu erkennen. So wies das Merkmal 13.018 bekanntlich den im Veranlagungszeitraum insgesamt an 10%-Zwecke übereigneten Geldbetrag auf. Rückschlüsse über die Anzahl und die Höhe der diesem Gesamtwert zugrundeliegenden Einzelzuwendungen konnten leider nicht gezogen werden. Weiterhin ließ sich nicht nachvollziehen, inwieweit die betroffenen Haushalte die Vor- und Rücktragsmöglichkeiten ausgeschöpft haben.

Handeln die Höchstbetragüberschreiter rational, so ist es durchaus sinnvoll, ihnen im Falle von  $S_h^{10} > 50.000$  DM zu unterstellen, dass es sich dabei um eine Einzelzuwendung handelt, was die maximalen Vor- und Rücktragsmöglichkeiten nach sich zöge. Diese Möglichkeiten führen jedoch dazu, dass der tatsächliche Spendenpreis für jenen Teil von  $S_h^{10}$ , der die einfache Höchstgrenze überschreitet, aber in den vorangegangenen bzw. folgenden Veranlagungszeiträumen abgezogen wird, kleiner als Eins ausfällt. Demnach überschätzt der Preis  $p_h^*$  in diesen Fällen den tatsächlichen Spendenpreis. Da bezüglich des Ausmaßes dieser Überschätzung nicht einmal ansatzweise Informationen vorlagen (hierzu wären die Steuerdaten der entsprechenden Haushalte aus mehreren aufeinanderfolgenden Jahren, also Paneldaten, notwendig gewesen), wurde auf eine weitere Modifikation der

---

<sup>150</sup> Auch innerhalb der Gruppen zeigte sich dieses Bild. Als Beleg seien exemplarisch die nachfolgenden Durchschnittspreise aufgeführt, während auf die Standardabweichungen, die sich in den obigen Größenordnungen bewegen, verzichtet wird. Gruppe 1:  $\bar{P} = 0,6697$ ,  $\bar{p} = 0,7765$ ,  $\bar{p}^* = 0,7794$ ; Gruppe 2:  $\bar{P} = 0,6276$ ,  $\bar{p} = 0,7739$ ,  $\bar{p}^* = 0,7710$ ; Gruppe 3:  $\bar{P} = 0,6483$ ,  $\bar{p} = 0,8211$ ,  $\bar{p}^* = 0,8219$ .

Preisvariable verzichtet. Um den Umstand einer möglicherweise inkorrekten Preisvariable zu berücksichtigen, wurden stattdessen potentielle Großspender durch die Dummy-Variable *GROSS* gekennzeichnet. Diese Dummy-Variable nahm den Wert Eins an, wenn ein Haushalt *h* Höchstbetragüberschreiter war und gleichzeitig für ihn  $S_h^{10} > 50.000$  DM galt.<sup>151</sup> Innerhalb der Gruppe der verbleibenden Haushalte, die mit ihrer Spende keinerlei Höchstbeträge überschritten, war es nicht notwendig, die Großspender zu kennzeichnen, da ihre Spende bereits im Veranlagungszeitraum 1998 voll abzugsfähig war und somit der ihnen zugewiesene Spendenpreis hinreichend exakt bestimmt war.

Die Beschreibung der vorgenommenen Verfeinerungen findet hiermit ihren Abschluss, so dass nun wieder der Schwerpunkt auf die durchgeführten Schätzungen gelegt werden kann. Hierbei sei zunächst die Schätzung auf Basis der 55.537 Höchstbetragüberschreiter angeführt. Das Spendenverhalten dieser Haushalte lässt sich durch folgende Gleichung beschreiben, die mittels KQ-Methode geschätzt wurde:

$$(6.25) \ln(S_h + 5) = \beta_0 + \beta_1 \ln p_h^* + \beta_2 \ln Y_h + \beta_3 \ln p_h^* \cdot \ln Y_h + \beta_4 (\ln p_h^*)^2 + \beta_5 (\ln Y_h)^2 \\ + \gamma_1 z_{1h} + \dots + \gamma_{16} z_{16h} + \delta_2 d_{2h} + \dots + \delta_{44} d_{44h} + \delta_{51} d_{51} + \dots + \delta_{169} d_{169h} + u_h.$$

Entsprechend der bereits vorgestellten Anordnung der Haushalte im Rahmen der Kennzeichnung der Extremspender sei darauf hingewiesen, dass innerhalb der beiden Teildatensätze jeweils jene Extremspender vorangingen, welche die Höchstgrenzen des Spendenabzugs nicht überschritten. Unter den Höchstbetragüberschreitern kennzeichneten demnach  $d_{2h}$  bis  $d_{44h}$  die Extremspender aus der Stichprobe, während  $d_{51h}$  bis  $d_{169h}$  die Extremspender aus der Totalerhebung markierten.<sup>152</sup>

Tabelle 6.7 präsentiert die Ergebnisse dieser Schätzung, wobei allerdings auf die geschätzten Koeffizienten  $\hat{\delta}_2$  bis  $\hat{\delta}_{44}$  und  $\hat{\delta}_{51}$  bis  $\hat{\delta}_{169}$  verzichtet wird, da sie inhaltlich nicht weiter von Interesse sind. Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass sie, wie zu erwarten war, ausnahmslos positiv ausfallen und sich im Wertebereich von 0,385 bis 8,528 ansiedeln. Auf 5%-igem Signifikanzniveau unterscheiden sich lediglich 15 dieser 162 Koeffizienten nicht signifikant von Null, wobei die zugehörigen Beobachtungen allesamt der reinen Stichprobe entstammen.

<sup>151</sup> Unter den 55.537 Höchstbetragüberschreitern befanden sich 829 potentielle Großspender. Davon stammten 430 aus der vervielfältigten Stichprobe und 399 aus der Totalerhebung.

<sup>152</sup> Beachte, dass aufgrund der Vervielfältigung der aus der Stichprobe stammenden Beobachtungen die entsprechenden Dummy-Variablen insgesamt zehn mal den Wert Eins aufweisen.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	5,430	0,346	<0,001
$\ln p^*$	-15,911	0,439	<0,001
$\ln Y$	-0,368	0,071	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	0,550	0,058	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-7,339	0,279	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,041	0,004	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,066	0,013	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,026	0,013	0,047
<i>Alter50-59</i>	0,020	0,013	0,126
<i>Alter60-69</i>	0,047	0,013	<0,001
<i>Alter70+</i>	0,035	0,013	0,006
<i>Kinder1</i>	0,079	0,007	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,054	0,009	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,096	0,012	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,152	0,015	<0,001
<i>Ost</i>	0,012	0,007	0,067
<i>Mann</i>	-0,439	0,007	<0,001
<i>Frau</i>	-0,435	0,007	<0,001
<i>VGW</i>	-0,612	0,021	<0,001
<i>ÜBER2</i>	0,731	0,010	<0,001
<i>ÜBER3</i>	1,304	0,011	<0,001
<i>GROSS</i>	1,004	0,025	<0,001

Tabelle 6.7: Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.25) auf Basis der Haushalte, deren Spende die gesetzlichen Höchstgrenzen des Spendenabzugs übersteigt

Obige Tabelle verdeutlicht, dass sich auf 5%-igem Signifikanzniveau lediglich zwei der gewählten exogenen Variablen als nicht signifikant erweisen. Trotz aller vorhandenen Signifikanz deuten die geringen Schätzwerte der Koeffizienten jedoch auf einen relativ geringen Einfluss der sozioökonomischen Variablen hin. Lediglich der Familienstand besitzt einen starken Einfluss. Zusammenveranlagte Paare spenden deutlich mehr als die Haushalte der verbleibenden drei Gruppen, wobei sich alleinstehende Männer in ihrem Spendenverhalten praktisch kaum von alleinstehenden Frauen unterscheiden. Dass sich Höchstbetragüberschreiter vom Typ 3 als deutlich spendenfreudiger im Vergleich zu jenen aus Gruppe 2 erweisen, welche wiederum diejenigen aus Gruppe 1 übertreffen, dürfte

ebenso wenig überraschen wie die Tatsache, dass ein potentieller Großspender wesentlich größere Beträge spendet als ein sonst gleicher Haushalt, der keine Großspenden leistet.

Die gesuchten Elastizitäten ließen sich mit Hilfe der minimal modifizierten Gleichungen (6.12) bzw. (6.13) leicht bestimmen. Diese Modifikationen beinhalteten den Verzicht auf den Korrekturterm  $\Phi(\cdot)$  sowie die Verwendung des korrekten Preises  $p_h^*$ . Es trat eine außerordentlich starke Preisempfindlichkeit zutage, welche sich an der durchschnittlichen Preiselastizität von  $\overline{\hat{\epsilon}}_h = -6,533$  ablesen lässt. Hingegen ist die Sensibilität der Höchstbetragüberschreiter bezüglich Einkommensschwankungen wesentlich schwächer ausgeprägt ( $\overline{\hat{\nu}}_h = 0,332$ ).

Weiterhin haben bereits die KQ-Schätzungen des Abschnitts 6.2 darauf hingedeutet, dass es sinnvoll ist, die beiden Komponenten des Datensatzes separat zu schätzen. Diese Trennung wurde auf die verbleibenden Haushalte, d.h. Haushalte, die mit ihren Spenden die Höchstgrenzen des Spendenabzugs nicht überschritten, angewendet. Die Schätzung der reinen Stichprobe erfolgte auf Basis folgender Gleichung, wobei die Tobit-ML-Methode zum Einsatz kam:

$$(6.26) \quad \ln(S_h + 5) = \beta_0 + \beta_1 \ln p_h^* + \beta_2 \ln Y_h + \beta_3 \ln p_h^* \cdot \ln Y_h + \beta_4 (\ln p_h^*)^2 + \beta_5 (\ln Y_h)^2 \\ + \gamma_1 z_{1h} + \dots + \gamma_{13} z_{13h} + \delta_1 d_{1h} + u_h.$$

Die Spezifikation, welche mit Hilfe der aus der Totalerhebung stammenden Haushalte geschätzt wurde, nimmt praktisch das gleiche Aussehen an wie Gleichung (6.26). Der einzige Unterschied besteht in den verwendeten Dummy-Variablen  $d_{jh}$ :

$$(6.27) \quad \ln(S_h + 5) = \beta_0 + \beta_1 \ln p_h^* + \beta_2 \ln Y_h + \beta_3 \ln p_h^* \cdot \ln Y_h + \beta_4 (\ln p_h^*)^2 + \beta_5 (\ln Y_h)^2 \\ + \gamma_1 z_{1h} + \dots + \gamma_{13} z_{13h} + \delta_{45} d_{45h} + \dots + \delta_{50} d_{50h} + u_h.$$

Die nachfolgende Tabelle 6.8 präsentiert die Ergebnisse der separaten Schätzung der Stichprobe, wobei die enthaltenen Schätzwerte der gesuchten Koeffizienten wiederum jenen korrigierten individuellen Werten des Durchschnittshaushalts entsprechen, welche den geschätzten Einfluss der jeweiligen exogenen Variable auf die beobachtbare endogene Variable angeben. Beim Durchschnittshaushalt handelt es sich nun natürlich nicht um denjenigen Haushalt, der den Werten der Tabelle 6.5 zugrunde lag, sondern um den fiktiven Durchschnittshaushalt der Stichprobe. Seine, den Berechnungen der korrigierten Koeffizienten zugrundeliegenden durchschnittlichen Ausprägungen der exogenen

Variablen basieren somit ausschließlich auf den jeweiligen Werten der in der Stichprobe vertretenen Haushalte, welche mit ihren Spenden die Höchstgrenzen des Spendenabzugs nicht überschritten.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	5,867	0,577	<0,001
$\ln p^*$	-11,518	0,452	<0,001
$\ln Y$	-2,176	0,118	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	0,920	0,045	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-0,923	0,055	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,155	0,006	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,221	0,010	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,449	0,010	<0,001
<i>Alter50-59</i>	0,750	0,010	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,249	0,011	<0,001
<i>Alter70+</i>	1,708	0,012	<0,001
<i>Kinder1</i>	-0,010	0,006	0,103
<i>Kinder2</i>	0,114	0,007	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,251	0,012	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,279	0,024	<0,001
<i>Ost</i>	-0,323	0,006	<0,001
<i>Mann</i>	-0,310	0,008	<0,001
<i>Frau</i>	-0,084	0,008	<0,001
<i>VGW</i>	-0,160	0,019	<0,001
$d_1$	3,812	1,522	0,012

Tabelle 6.8: Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)

Tabelle 6.8 ist zu entnehmen, dass sich mit Ausnahme der Dummy-Variable für genau ein Kind und der Dummy-Variable  $d_1$  alle exogenen Variablen als hochsignifikant zur Erklärung des Spendenverhaltens erweisen. Auf 5%-igem Signifikanzniveau erweist sich zudem auch die letztgenannte Dummy-Variable als signifikant. Für die in dieser Schätzung verwendeten 544.696 Beobachtungen wurden auf Basis der Schätzergebnisse mittels der Gleichungen (6.12) und (6.13) die individuellen Preis- und Einkommenselastizitäten berechnet, wofür sich folgende Mittelwerte einstellten:  $\overline{\hat{\epsilon}_h} = -1,242$  und  $\overline{\hat{v}_h} = 0,622$ .

Es lohnt sich zudem, die Koeffizienten der Dummy-Variablen eingehender zu besprechen. Diese Koeffizienten geben im vorliegenden Zusammenhang an, wie stark sich die logarithmierte Spende eines Haushalts von der logarithmierten Spende eines bis auf die Zugehörigkeit zu der durch die Dummy-Variable gekennzeichneten Gruppe ansonsten identischen Haushalts unterscheidet. Bereits Halvorsen/Palmquist (1980) weisen auf den in empirischen Studien, die Dummy-Variablen in ihrer semi-logarithmischen Regression benutzen, häufig begangenen Fehler hin, diese Koeffizienten als geschätzte Semi-Elastizität zu interpretieren. Demnach gäbe der geschätzte Koeffizient der Dummy-Variable direkt den prozentualen Unterschied in den Werten der abhängigen Variable aufgrund der Existenz des durch die Dummy-Variable erfassten Merkmals im Vergleich zu jenen Beobachtungen an, die nicht über das entsprechende Merkmal verfügen. Diese semi-elastische Interpretation gilt jedoch nur für infinitesimal kleine Änderungen einer nicht logarithmierten erklärenden Variable. Die nicht logarithmierte Dummy-Variable kann indes aufgrund ihrer dichotomen Natur lediglich auf diskrete Weise ihre Ausprägung wechseln. Folglich müssen die geschätzten Koeffizienten einer Dummy-Variable noch transformiert werden, um den relativen Effekt einer Änderung des Wertes der Dummy-Variable auf die Werte der abhängigen Variable zu beschreiben.<sup>153</sup>

In Anlehnung an die genannte Arbeit lässt sich leicht zeigen, dass die von der Dummy-Variable  $z_{kh}$  ausgelöste prozentuale Änderung der Spende  $S_h$ , hier bezeichnet mit  $\Delta S_h / S_h$ , durch folgende Korrektur des geschätzten Koeffizienten  $\hat{\gamma}_k$  beschrieben werden kann (vgl. Anhang D):

$$(6.28) \quad \frac{\Delta S_h}{S_h} = e^{\hat{\gamma}_k} - 1.$$

Beispielsweise liefert der geschätzte Koeffizientenwert 0,221 der Dummy-Variable *Alter30-39* demnach die Interpretation, dass der Spendenbetrag eines Haushalts dieser Altersgruppe um 24,7% größer ausfällt als die Spende eines in Bezug auf alle anderen Charakteristika vollkommen identischen Haushalts der Referenzgruppe der unter 30jährigen. Der geschätzte Koeffizientenwert 0,449 der Dummy-Variable *Alter40-49* besagt, dass ein Haushalt dieser Altersgruppe um 56,7% mehr spendet als ein identischer Haushalt der Referenzgruppe der unter 30jährigen usw. Die steigenden Werte der Koeffizienten der Altersgruppen-Dummys signalisieren eine mit zunehmendem Alter steigende Spendenbereitschaft. Es ist allerdings zu vermuten, dass dieser Effekt nicht allein

---

<sup>153</sup> Vgl. Halvorsen/Palmquist (1980), S. 474.

dem gestiegenen Lebensalter geschuldet ist, sondern auch weiteren die Spendenbereitschaft stimulierenden Variablen, deren Ausprägung sich erst mit zunehmendem Alter abzeichnet und die hier nicht erfasst werden können. An erster Stelle ist hier das persönliche Vermögen zu nennen, welches nicht explizit in Gleichung (6.26) auftaucht, da keine zuverlässigen Daten über das Vermögen zur Verfügung stehen.

Interessant sind auch die Koeffizienten der Dummy-Variablen, welche die Kinderzahl erfassen. Die Werte dieser Koeffizienten nehmen mit steigender Kinderanzahl zu, wobei nur eine schwach negative Ausprägung vorzufinden ist. Das heißt, die Anzahl der Kinder wirkt sich tendenziell positiv auf das Spendenverhalten aus. Diese Beobachtung erscheint durchaus plausibel, denn hierin kommt das altruistische Element der Spendenentscheidung zum Ausdruck. Wohl erhöhen Kinder per se den Nutzen der Eltern, aber sie sind auch ein sicheres Indiz dafür, dass der Nutzen anderer Personen als Argument in die eigene Nutzenfunktion (eben die der Eltern) einfließt. Man könnte es auch so formulieren: Die bewusste Entscheidung für Kinder fällt im Durchschnitt um so leichter, je größer die vorhandene Bereitschaft ist, Verantwortung für das Wohl anderer Menschen zu übernehmen. Ferner dürfte die Existenz von Kindern dieses Verantwortungsgefühl weiter fördern. Menschen mit einem solchen Verantwortungsgefühl dürften normalerweise eine stärker ausgeprägte Spendenbereitschaft besitzen.

Kaum überraschen dürfte der negativ ausfallende Koeffizient der Dummy-Variable *Ost*. Demnach fallen Spenden der Haushalte aus den neuen Bundesländern um 27,6% geringer aus als die Spenden identischer Haushalte aus Westdeutschland. Ursächlich könnte hier die unterschiedliche Vermögenssituation in Ost- und Westdeutschland sein. Im Jahr 1998 könnte auch noch ein gewisser Nachholbedarf an Konsum bestanden haben, so dass die Spendenbereitschaft von eigenen Konsuminteressen verdrängt wurde. Schließlich ist auch zu vermuten, dass aus historischen Gründen in den neuen Bundesländern eine schwächer ausgeprägte Spendentraktion besteht.

Die Koeffizienten der Dummy-Variablen zur Erfassung des Familienstandes deuten darauf hin, dass zusammenveranlagte Ehepaare am spendenfreudigsten sind, wobei allerdings alleinstehende Frauen kaum weniger spenden (lediglich um 8,1% geringere Spenden). Verheiratete Personen, welche die getrennte Veranlagung wählen, spenden 14,8% weniger als zusammenveranlagte Ehepaare. Zu den alleinstehenden Männern besteht der größte Abstand. Ihre Spenden fallen um 26,7% kleiner aus als die der zusammenveranlagten Ehepaare.

Die bislang präsentierten Schätzergebnisse bezogen sich auf die Gruppe der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM. Tabelle 6.9 zeigt die Ergebnisse der Schätzung, welche auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM durchgeführt wurde – natürlich ebenfalls unter Ausschluss der Höchstbetragüberschreiter.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	4,435	1,148	<0,001
$\ln p^*$	8,430	0,577	<0,001
$\ln Y$	-0,584	0,189	0,002
$(\ln p^*)(\ln Y)$	-0,964	0,048	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-1,127	0,049	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,025	0,008	0,002
<i>Alter30-39</i>	0,210	0,041	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,664	0,041	<0,001
<i>Alter50-59</i>	1,163	0,041	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,827	0,041	<0,001
<i>Alter70+</i>	2,302	0,042	<0,001
<i>Kinder1</i>	0,219	0,009	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,549	0,009	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,926	0,013	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	1,155	0,022	<0,001
<i>Ost</i>	-0,517	0,013	<0,001
<i>Mann</i>	-0,514	0,013	<0,001
<i>Frau</i>	-0,081	0,018	<0,001
<i>VGW</i>	0,092	0,028	0,001
$d_{45}$	5,623	2,247	0,012
$d_{46}$	6,019	2,253	0,008
$d_{47}$	5,329	2,248	0,018
$d_{48}$	5,669	2,380	0,017
$d_{49}$	5,147	2,247	0,022
$d_{50}$	7,273	2,577	0,005

Tabelle 6.9: Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)

Laut Tabelle 6.9 leisten bis auf die Dummy-Variablen zur Kennzeichnung der Extrempender alle exogenen Variablen einen hochsignifikanten Beitrag zur Erklärung des



Spendenverhaltens. Auf 5%-igem Signifikanzniveau erweisen sich jedoch auch diese Variablen als signifikant. Für die in dieser Schätzung verwendeten 486.888 Beobachtungen wurden ebenso auf Basis der Schätzergebnisse die individuellen Preis- und Einkommenselastizitäten berechnet, welche folgende Durchschnittswerte annehmen:  $\overline{\hat{\varepsilon}}_h = -1,054$  und  $\overline{\hat{\nu}}_h = 0,686$ .

Die Vorzeichen der Koeffizienten der Dummy-Variablen entsprechen bis auf zwei Ausnahmen genau denjenigen der Tabelle 6.7. Ferner bestätigt sich auch hier wieder die mit zunehmendem Alter und der Kinderzahl steigende Spendenfreudigkeit. Die größeren Werte der Koeffizienten weisen darauf hin, dass diese Effekte hier sogar stärker ausgeprägt sind als bei den Haushalten aus der Stichprobe. Selbiges gilt auch für die geringere Spendenbereitschaft in Ostdeutschland (um 40,4% geringere Spenden). Ein kleiner Unterschied bei den Dummy-Variablen der beiden betrachteten Haushaltsgruppen betrifft die verheirateten, aber getrennt veranlagten Personen. Sie sind hier um rund 9,6% spendenfreudiger als die gemeinsam veranlagten Ehepaare. Aus Tabelle 6.8 ergab sich das umgekehrte Ergebnis.

Zum Abschluss dieses Kapitels sei noch darauf hingewiesen, dass es nach Durchführung einer Doppel-Log-Schätzung, welche u.a. den Vorteil besitzt, auf einfache Weise die Elastizitäten bestimmen zu können, nicht ohne weiteres möglich ist, aus den geschätzten Koeffizienten Rückschlüsse über absolute Änderungen der endogenen Variable infolge einer Änderung der exogenen Variable zu ziehen. Semi-elastische Aussagen lassen sich hingegen relativ leicht tätigen – d.h. eine Veränderung des Wertes der exogenen Variable um eine (marginale) Einheit ruft eine bestimmte prozentuale Änderung der endogenen Variable hervor. Aussagen über absolute Änderungen sind nur möglich, wenn man das Ausgangsniveau der endogenen Variable kennt. Dann kann man mit Hilfe der Semi-Elastizitäten auch die absolute Veränderung der endogenen Variable bestimmen, die aus einer Änderung der exogenen Variable resultiert.<sup>154</sup>

---

<sup>154</sup> Zur Illustration genügt eine einfache Schätzgleichung (ohne Indizes) der Form  $\ln y = \alpha + \beta \ln x + u$ , welche folgendes nicht logarithmiertes Aussehen besitzt:  $y = e^\alpha x^\beta e^u$ .

Bekanntlich entspricht die Ableitung  $d \ln y / d \ln x = \beta$  der Elastizität von  $y$  bezüglich  $x$ , während die Ableitung  $d \ln y / dx = \beta / x$  die Semi-Elastizität darstellt.

Nimmt die Störgröße  $u$  den Wert Null an, lässt sich die Wirkung, die eine marginale Änderung von  $x$  auf den Wert der endogenen Variable  $y$  ausübt, durch folgende Ableitung quantifizieren:  $dy/dx = e^\alpha \beta x^{\beta-1}$  bzw.  $dy/dx = e^\alpha x^\beta (\beta/x)$ . Da im Fall von  $u = 0$  folgende Beziehung gilt:  $y = e^\alpha x^\beta$ , lässt sich die betrachtete Ableitung auch durch  $dy/dx = y(\beta/x)$  ausdrücken. Der Klammerterm entspricht der Semi-Elastizität, die anschließend mit der endogenen Variable multipliziert wird.

Insbesondere für das Einkommen erweist sich diese Vorgehensweise als attraktiv, da man so bestimmen kann, um wie viel Geldeinheiten die Spende eines Haushalts steigt, wenn sein Haushaltseinkommen um einen Euro zunimmt. Zunächst benötigt man demnach die Semi-Elastizität der Spendentätigkeit bezüglich des Einkommens. Im vorliegenden Kontext der Schätzung der Translog-Funktionen (6.26) bzw. (6.27) mittels der Tobit-ML-Methode erhält man die geschätzte Einkommens-Semi-Elastizität  $\hat{\Psi}_h$  eines Haushalts  $h$ , indem die genannten Gleichungen bezüglich des Einkommens  $Y_h$  differenziert werden:

$$(6.29) \quad \hat{\Psi}_h = \frac{\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 \cdot \ln p_h^* + 2\hat{\beta}_5 \cdot \ln Y_h}{Y_h} \cdot \Phi\left(\frac{\hat{s}_h^* - \ln 5}{\hat{\sigma}}\right).$$

Bei  $\Phi(\cdot)$  handelt es sich um den Korrekturterm, welcher der Tobit-ML-Methode geschuldet ist. Gleichung (6.29) verdeutlicht, dass die Verwendung der Translog-Funktion zu einer vom individuellen Einkommens- und Preisniveau abhängigen Semi-Elastizität führt.

Für die Höchstbetragüberschreiter, die mittels KQ-Methode geschätzt wurden, nahm die aus Gleichung (6.25) resultierende Bildungsvorschrift fast dieselbe Form wie Gleichung (6.29) an. Lediglich auf den Korrekturterm  $\Phi(\cdot)$  konnte verzichtet werden. Diese Haushalte wiesen im Durchschnitt eine geschätzte Semi-Elastizität von 0,0000124 auf.

Die durchschnittliche geschätzte Semi-Elastizität der verbleibenden Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (Stichprobe) beläuft sich auf 0,0000217. Verbleibende Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (Totalerhebung) weisen im Durchschnitt eine geringere Semi-Elastizität auf ( $\bar{\hat{\Psi}}_h = 0,00000776$ ). Demnach reagieren die „normalen“ Stichprobenhaushalte im Mittel auf einen Einkommenszuwachs von 1 € mit einer größeren relativen Ausweitung des individuellen Spendenbetrages als die Höchstbetragüberschreiter, welche wiederum eine stärkere relative Änderung aufweisen als „normale“ Haushalte aus der Totalerhebung.

Wie zuvor bereits erläutert, ermöglicht der geschätzte Wert  $\hat{\Psi}_h$  allein keine Aussage über die absolute Änderung der Spende  $S_h$ . Multiplikation des individuellen Schätzwertes  $\hat{\Psi}_h$

---

In diesem Modell sind die Elastizitäten also konstant und die Semi-Elastizitäten unabhängig von der abhängigen Variable  $y$ , aber abhängig vom Niveau der exogenen Variable  $x$ . Die absoluten Veränderungen der endogenen Variable  $y$  hängen sowohl vom Niveau der endogenen Variable selbst, als auch dem Niveau der exogenen Variable  $x$  ab. Ohne Kenntnis des Ausgangswertes von  $y$  lässt sich also auch bei bekanntem bzw. geschätztem  $\beta$  die absolute Änderung der endogenen Größe  $y$  nicht bestimmen.

mit der individuellen Spende  $S_h$  liefert jedoch bereits die geschätzte Veränderung der Spende aufgrund einer marginalen Einkommensänderung, d.h.  $dS_h/dY_h$ . Bei den Höchstbetragüberschreibern fällt die durchschnittliche geschätzte Änderung aufgrund der enorm hohen Ausgangswerte der Spende mit 0,0672 naturgemäß ungemein groß aus. Der durchschnittliche geschätzte Wert von  $dS_h/dY_h$  beläuft sich für die verbleibenden Haushalte aus der reinen Stichprobe auf 0,0025 und für verbleibende Haushalte aus der Totalerhebung auf 0,0041. Zu beachten ist hierbei, dass bei Nicht-Spendern aufgrund der Multiplikation mit  $S_h = 0$  generell  $dS_h/dY_h = 0$  gilt. Dies ist keineswegs unplausibel, da kaum zu erwarten ist, dass eine marginale Einkommenszunahme ceteris paribus einen Nicht-Spender dazu bewegt, plötzlich eine Spende zu leisten. Die ausschließliche Betrachtung der Spender liefert für die verbleibenden Haushalte nun Durchschnittswerte von 0,0054 bzw. 0,0055. Ein Höchstbetragüberschreiter spendet demnach im Mittel 6,7 Cent mehr, wenn sein Einkommen um einen Euro zunimmt. Ein „normaler“ Spender aus der reinen Stichprobe spendet unter der gleichen Voraussetzung im Mittel 0,54 Cent mehr, wobei ein „normaler“ Spender aus der Totalerhebung nur zu einer unwesentlich höheren zusätzlichen Spende von durchschnittlich 0,55 Cent animiert wird.

Die Schätzung der zentralen Größen ist hiermit abgeschlossen. Bevor auf Basis der ermittelten Werte jedoch die Konkretisierung des Reformsystems aus Abschnitt 2.7 erfolgt, d.h. die Bestimmung des optimalen Abschlagssatzes  $a$ , soll zunächst die Zuverlässigkeit der Ergebnisse überprüft werden, um die Belastbarkeit des daraus abgeleiteten Reformvorschlages zu gewährleisten.

## 6.5 Validität der Ergebnisse

Zunächst wird auf die KQ-Schätzung der Höchstbetragüberschreiber eingegangen. Diese Schätzung lieferte ein für Querschnittsschätzungen ungewöhnlich großes bereinigtes Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$  von 75,43% – ein starkes Indiz für die Angemessenheit des verwendeten Modells. Ein Test nach Ramseys RESET-Verfahren spricht zwar gegen korrekte Spezifikation, da die entsprechende Nullhypothese mit einem  $p$ -Wert kleiner als 0,0001 abgelehnt wird. Allerdings führt auch in diesem Kontext der enorme Beobachtungsumfang (hier 55.537 Haushalte) dazu, dass selbst minimalste Abweichungen erkannt werden.

Bei diesem Verfahren wird nach Schätzung der eigentlichen Spezifikation selbige um drei exogene Variablen ergänzt – die zweite, dritte und vierte Potenz der Schätzwerte der endogenen Variable – und erneut geschätzt. Die Summe der quadrierten Residuen dieser Hilfsregression fällt zwangsläufig immer kleiner aus als die der eigentlichen Regression. Anhand des Wertes der Teststatistik lässt sich ablesen, ob der Unterschied zwischen den Summen signifikant ausfällt, die zusätzlichen exogenen Variablen also einen wesentlichen Erklärungsbeitrag leisten, was für Fehlspezifikation des eigentlichen Modells spräche.<sup>155</sup>

Nach Schätzung des Spendenverhaltens der Höchstbetragüberschreiter mittels Gleichung (6.25) belief sich die Summe der quadrierten Residuen auf 14.934,7285. Der Wert der Teststatistik von 99,52 resultiert aus einer Summe der Residuenquadrate in der Hilfsregression von 14.854,6022. Sie fällt damit nur um 0,53651% geringer aus als die Summe der ursprünglichen Regression. Um jedoch den kritischen Wert von 2,6052 (Signifikanzniveau: 5%) nicht zu überschreiten, hätte diese Summe maximal um 0,01412% kleiner ausfallen dürfen, d.h. sie hätte den Wert 14.932,62 nicht unterschreiten dürfen. Da der Test unter den gegebenen Voraussetzungen praktisch nicht zu bestehen war<sup>156</sup> und der Unterschied in den Summen der Residuenquadrate trotz aller Signifikanz als akzeptabel erschien, wurde das Risiko verzerrter Ergebnisse aufgrund Fehlspezifikation als hinreichend gering eingeschätzt und folglich auf weitere Modifikationen der Ausgangspezifikation (6.25) verzichtet.

Als ähnlich problematisch stellten sich Tests auf Heteroskedastizität heraus. So musste auf Basis des Breusch-Pagan-Tests die Nullhypothese der Homoskedastizität deutlich abgelehnt werden ( $p$ -Wert kleiner als 0,0001). Bezüglich der Möglichkeiten, diesen Test zu bestehen, sei allerdings an die entsprechenden Ausführungen in Abschnitt 6.2 erinnert.

Auch der White-Test wurde natürlich durchgeführt. Leider offenbarte sich in diesem Kontext ein typisches Problem des White-Tests. Da Spezifikation (6.25) 184 exogene Variablen (einschließlich der Konstanten) beinhaltet, wurden aufgrund der entsprechend zahlreichen exogenen Variablen im Hilfsmodell und der enormen Beobachtungsanzahl die Kapazitätsgrenzen des Rechners erreicht. Um den Test trotzdem durchführen zu können, wurde so verfahren, dass eine Zufallsstichprobe im Umfang von 1% (555 Haushalte) aus der Gesamtheit der vorliegenden 55.537 Höchstbetragüberschreiter gezogen wurde, auf

---

<sup>155</sup> Vgl. v. Auer (2005b), S. 290ff.

<sup>156</sup> So nahm beispielsweise die besagte Teststatistik nach Schätzung von (6.25) unter Verwendung der zusätzlichen exogenen Variablen  $(\ln p_h^*)^3$  und  $(\ln Y_h)^3$  sogar noch einen höheren Wert an (119,78), was eine ebenso deutliche Ablehnung der Nullhypothese bedeutete.

deren Basis die Schätzung und der anschließende Test erfolgten. Diese Prozedur wurde insgesamt 100 mal durchgeführt.<sup>157</sup> Dabei konnte in der überwiegenden Zahl der Fälle auf 5%-igem Signifikanzniveau keine Ablehnung der Nullhypothese erfolgen (52%). Versteht man bspw. unter einer deutlichen Ablehnung, dass der zugrundeliegende  $p$ -Wert des jeweiligen Tests kleiner als 0,0001 ausfällt, so kam es in 17% der Fälle zu einer deutlichen Ablehnung. Es verbleiben folglich 31% der Fälle, in denen die Nullhypothese nur knapp verworfen werden musste.

Die empirische Evidenz spricht für das Vorliegen von Heteroskedastizität, allerdings scheint ihr Ausmaß keineswegs problematisch zu sein. Angesichts des geringen Ausmaßes der Heteroskedastizität bei gleichzeitiger Unkenntnis ihrer Art und Form sowie der weiterhin bestehenden Eigenschaft der Unverzerrtheit der Schätzer wurde auf eventuelle Korrekturen des Modells verzichtet.<sup>158</sup>

Es rücken nun die Tobit-Schätzungen jener Haushalte, die keine Höchstbetragüberschreiter sind, in den Mittelpunkt. Die verwendete Software STATA<sup>TM</sup> (Version 8.2 SE) gibt routinemäßig nach jeder durchgeführten Tobit-ML-Schätzung ein modifiziertes Bestimmtheitsmaß an – ein sogenanntes Pseudo- $R^2$ , dessen Berechnungsformel an McFadden's  $R^2$  erinnert, welches die Schätzgüte von Logit- oder Probit-Modellen quantifizieren soll<sup>159</sup>:

$$(6.30) \quad \text{Pseudo-}R^2 = 1 - \frac{L_1}{L_0}.$$

Dabei gibt  $L_1$  den Maximalwert der Log-Likelihood-Funktion des unrestringierten Modells an.  $L_0$  ist der entsprechende Wert des restringierten Modells, welches auf der Nullhypothese basiert, die Koeffizienten der exogenen Variablen nähmen simultan den Wert Null an.

---

<sup>157</sup> Das gewählte Vorgehen erinnert in gewisser Weise an das sogenannte bootstrapping – ein Verfahren, das eine wiederholte Stichprobenziehung aus einer vorliegenden Stichprobe beinhaltet, um beispielsweise mit Hilfe der gewonnenen empirischen Verteilungsfunktionen die unbekannt theoretische zu approximieren. Dass dieses Vorgehen keineswegs ungeeignet ist, lässt sich an folgender Tatsache ablesen. Nach jeder Schätzung wurden in der bekannten Weise die individuellen Preis- und Einkommenselastizitäten sowie der jeweilige Durchschnittswert ermittelt. Nach den 100 Schätzungen stellten sich mittlere Durchschnittswerte von -6,547 (Preiselastizität) und 0,320 (Einkommenselastizität) ein. Damit liegen sie sehr dicht bei den oben angeführten Durchschnittswerten von -6,533 bzw. 0,332.

<sup>158</sup> So findet sich bei Gujarati (1995, S. 355) folgendes Zitat von N. Gregory Mankiw: „Heteroscedasticity has never been a reason to throw out an otherwise good model.“ (*A Quick Refresher Course in Macroeconomics*, Journal of Economic Literature, vol. XXVIII, Dezember 1990, S. 1.648).

<sup>159</sup> Vgl. Verbeek (2000), S. 182.

Nach den jeweiligen Schätzungen stellten sich Werte für das Pseudo- $R^2$  von 0,0528 (Stichprobe) und 0,0236 (Totalerhebung) ein. Diese geringen Werte stellen jedoch aus zwei Gründen keinesfalls einen Grund zur Besorgnis dar.

Während Schätzungen von Zeitreihendaten üblicherweise enorm hohe Bestimmtheitsmaße mit Werten von über 0,90 aufweisen, zeichnen sich Schätzungen auf Basis individueller Querschnittsdaten, ohne dass Spezifikationsfehler vorliegen, generell durch relativ geringe Bestimmtheitsmaße aus, wobei Werte von 0,05 keinesfalls ungewöhnlich sind, hingegen Werte über 0,40 nur in Ausnahmefällen erzielt werden.<sup>160</sup> Nach durchgeführten KQ-Schätzungen der Gleichungen (6.26) bzw. (6.27)<sup>161</sup> stellten sich Werte für  $\bar{R}^2$  von 0,1640 bzw. 0,1023 ein, was trotz der Problematik der KQ-Methode im vorliegenden Kontext als sicheres Indiz für die vorhandene Erklärungskraft des verwendeten Modells dienen kann.

Weiterhin besitzt das beschriebene Pseudo- $R^2$  nur im Bereich diskreter Verteilungen eine echte Aussagekraft. Aufgrund der diskreten Verteilung der endogenen Variable im Logit- oder Probit-Modell handelt es sich bei  $L_0$  bzw.  $L_1$  jeweils um den logarithmierten Wert einer Wahrscheinlichkeit. Da Wahrscheinlichkeiten immer im Intervall  $[0,1]$  liegen, muss zwangsläufig  $0 \geq L_1 \geq L_0$  gelten. Dies wiederum impliziert  $0 \leq \text{Pseudo-}R^2 \leq 1$ . Folgt die endogene Variable hingegen einer stetigen Verteilung, beinhalten  $L_0$  bzw.  $L_1$  jeweils den logarithmierten Funktionswert einer Dichtefunktion. Da solch ein Wert prinzipiell auch größer als Eins ausfallen kann, besteht die Möglichkeit, dass  $L_1$  und  $L_0$  auch positive Werte annehmen können. Da natürlich weiterhin  $L_1 \geq L_0$  gilt, können sich für Pseudo- $R^2$  auch Werte größer als Eins (im Falle von  $L_1 > 0$  und  $L_0 < 0$ ) oder kleiner als Null (im Falle von  $L_1 > L_0 > 0$ ) einstellen. Selbiges gilt auch für gemischte stetig/diskrete Verteilungen, wie sie im Tobit-Modell vorliegen, so dass sich die angegebenen Werte des Pseudo- $R^2$  nicht sinnvoll interpretieren lassen.<sup>162</sup>

Es existiert jedoch auch ein praktikabler Test, der mit Hilfe der Werte von  $L_1$  und  $L_0$  statistisch abgesicherte Hinweise auf die Qualität des geschätzten Modells liefert. Es handelt sich um den Likelihood-Ratio-Test (oder kurz LR-Test), dessen Teststatistik  $\lambda = 2 \cdot (L_1 - L_0)$  überprüft, ob der Unterschied zwischen  $L_1$  und  $L_0$  signifikant ausfällt. Bei

---

<sup>160</sup> Vgl. Murray (2006), S. 187.

<sup>161</sup> Vgl. hierzu auch S. 93f. dieser Arbeit.

<sup>162</sup> Vgl. o.V. (2006).

großem Beobachtungsumfang folgt  $\lambda$  einer  $\chi_{(r)}^2$ -Verteilung, wobei die Anzahl der Freiheitsgrade  $r$  der Anzahl der Restriktionen entspricht. In der Stichprobenschätzung nahm  $\lambda$  den Wert 91.414,47 an, was bei einem  $p$ -Wert weitaus kleiner als 0,0001 einer deutlichen Ablehnung der Nullhypothese der gemeinsamen Insignifikanz aller exogenen Variablen entsprach. Nach Schätzung der Totalerhebung stellte sich für  $\lambda$  ein Wert von 48.199,58 ein. Bei ähnlich geringem  $p$ -Wert konnte die Nullhypothese somit ein weiteres mal eindeutig verworfen werden.<sup>163</sup>

Der bereits im Rahmen des Strukturbruchmodells zur Anwendung gekommene Wald-Test wendet die den klassischen  $t$ - und  $F$ -Tests zugrunde liegende Idee an. Bei Überprüfung der Nullhypothese der simultanen Insignifikanz aller exogenen Variablen kommt folgende, in Anlehnung an Murray (2006) formal bewusst einfach gehaltene Test-Statistik zum Einsatz:

$$(6.31) \quad W = \sum \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{v}(\hat{\beta}_i)} + \sum \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{v}(\hat{\gamma}_k)} + \sum \frac{\hat{\delta}_j}{\hat{v}(\hat{\delta}_j)},$$

wobei  $\hat{V}$  den Schätzwert der Varianz des geschätzten Koeffizienten darstellt.

$W$  folgt genau wie die Teststatistik  $\lambda$  des LR-Tests einer  $\chi_{(r)}^2$ -Verteilung. Division durch die Anzahl der Restriktionen  $r$  liefert eine Zufallsvariable, die einer  $F$ -Verteilung folgt. Ihre Freiheitsgrade betragen  $r$  und die Anzahl der Beobachtungen abzüglich der Zahl der exogenen Variablen.<sup>164</sup>

Nach Schätzung der Stichprobe stellte sich für  $W/r$  ein Wert von 4.526,14 ein. Aus der Schätzung der Totalerhebung resultierte ein Wert von 2.068,47. In beiden Fällen konnte eine deutliche Ablehnung der Nullhypothese erfolgen ( $p$ -Werte weitaus kleiner als 0,0001).<sup>165</sup>

Ein typisches, generelles Problem aller drei Schätzungen besteht in der potentiellen Multikollinearität zwischen der Einkommens- und der Preisvariable, die auf den progressiven Steuertarif zurückzuführen ist. Mit beinahe deterministischer Exaktheit weist dieser Tarif den Steuerpflichtigen mit zunehmendem Einkommen einen immer höheren

<sup>163</sup> Auf 5%-igem Signifikanzniveau lagen die kritischen Werte bei 30,14 für die Stichprobenschätzung (19 Freiheitsgrade) und 36,42 (24 Freiheitsgrade) für die Schätzung der Totalerhebung. Die oben angeführten Werte der Teststatistik übertreffen selbst auf einem Signifikanzniveau von 0,1% die kritischen Werte von 43,82 und 51,18 bei weitem.

<sup>164</sup> Vgl. Murray (2006), S. 380ff.

<sup>165</sup> Selbst auf 0,1%-igem Signifikanzniveau beliefen sich die kritischen Werte gerade einmal auf  $F_{(19,544,677)} = 2,306$  (Stichprobe) und  $F_{(24,486,864)} = 2,132$  (Totalerhebung).

Grenzsteuersatz und damit einen zusehends geringeren Spendenpreis zu, weshalb das existierende System der steuerlichen Spendenförderung bereits eingangs des Abschnitts 2.7 als „ungerecht“ charakterisiert wurde. Solange keine perfekte Multikollinearität vorliegt, handelt es sich nicht um eine Verletzung der für die Durchführung einer ökonometrischen Schätzung essentiellen Annahmen. Folglich liefert ein korrekt spezifiziertes Modell, welches mit einer adäquaten Methode geschätzt wird, auch im Falle des Vorliegens hoher, aber noch nicht perfekter Multikollinearität die bestmöglichen Schätzergebnisse. Die Variation der endogenen Variable kann also vom verwendeten, korrekt spezifizierten Modell insgesamt besser erklärt werden als von jedem anderen Modell. Das Vorliegen von Multikollinearität erschwert jedoch massiv die Isolation der individuellen Einflüsse der von der Multikollinearität betroffenen exogenen Variablen. Folglich ließe sich im vorliegenden Kontext trotz vorhandener Erklärungskraft des Modells die Wirkung einer alleinigen Änderung des Spendenpreises nicht mit hinreichender Zuverlässigkeit simulieren, was die Ermittlung des optimalen Preises im Reformsystem praktisch ausschliesse. Einen ersten groben Hinweis auf ein erträgliches Ausmaß an Multikollinearität liefert die Tatsache, dass neben der mittels LR- und Wald-Tests nachgewiesenen gemeinsamen Signifikanz aller Koeffizienten auch jeder einzelne Koeffizient der verwendeten Einkommens- und Preisvariablen eine enorm hohe Signifikanz besitzt. Den in diesem Zusammenhang höchsten  $p$ -Wert von gerade einmal 0,002 weisen jeweils der Koeffizient des logarithmierten Einkommens sowie der Koeffizient des quadrierten logarithmierten Einkommens nach Schätzung der Totalerhebung auf.

Um das Ausmaß der Multikollinearität zu quantifizieren, erfolgte eine Untersuchung der Kovarianzen zwischen dem Preis  $p_h^*$  und dem Einkommen  $Y_h$  sowie insbesondere auch der entsprechenden Korrelationskoeffizienten, da letztere ein normiertes Maß für den linearen statistischen Zusammenhang darstellen. Nachfolgende Tabelle enthält die genannten Kennzahlen ebenso wie die entsprechenden Kennzahlen für die Beschreibung der Beziehung zwischen  $\ln p_h^*$  und  $\ln Y_h$ . Als Berechnungsgrundlage dienten jeweils die drei den Schätzungen zugrundeliegenden Haushaltsgruppen. Außerdem sind die entsprechenden Werte aufgelistet, welche sich bei gemeinsamer Zugrundelegung aller in den Schätzungen verwendeten Beobachtungen einstellen.<sup>166</sup>

---

<sup>166</sup> Beachte, dass diese Beobachtungszahl aufgrund der Vervielfältigung der Höchstbetragüberschreiter aus der Stichprobe mit 1.087.121 größer ausfällt als die Zahl der tatsächlich vorliegenden 1.040.051 individuellen Beobachtungen.



<b>Datengrundlage</b>	<b>Kovarianz</b>	<b>Korrelationskoeffizient</b>
Reine Stichprobe ohne Höchstbetragüberschreiter (544.696 Beobachtungen)		
$p_h^*$ und $Y_h$	-714,324	-0,2947
$\ln p_h^*$ und $\ln Y_h$	-0,0390	-0,5249
Totalerhebung ohne Höchstbetragüberschreiter (486.888 Beobachtungen)		
$p_h^*$ und $Y_h$	-209,450	-0,0331
$\ln p_h^*$ und $\ln Y_h$	-0,0087	-0,1438
partiell vervielfältigte Höchstbetragüberschreiter (55.537 Beobachtungen)		
$p_h^*$ und $Y_h$	-1.483,430	-0,3350
$\ln p_h^*$ und $\ln Y_h$	-0,0339	-0,5790
Alle 1.087.121 Beobachtungen		
$p_h^*$ und $Y_h$	-4.688,750	-0,4518
$\ln p_h^*$ und $\ln Y_h$	-0,1366	-0,7427
Alle 1.087.121 Beobachtungen		
$P_h$ und $Y_h$	-4.568,680	-0,4608
$\ln P_h$ und $\ln Y_h$	-0,1346	-0,7567

*Tabelle 6.10: Kovarianzen und Korrelationskoeffizienten zwischen den Einkommens- und Preisvariablen*

Die  $p$ -Werte der aufgelisteten Korrelationskoeffizienten belaufen sich in allen Fällen auf weniger als 0,0001. Im Zusammenspiel mit den von Null verschiedenen Kovarianzen wird somit die statistische Abhängigkeit deutlich. Dennoch erweist sich das Ausmaß dieser Abhängigkeit als erträglich. Für den gesamten Datensatz beläuft sich der Korrelationskoeffizient auf -0,4518, was die bereits besprochene Erscheinung der mit dem Einkommen sinkenden Preise untermauert. Verwendet man stattdessen den Preis  $P_h$ , so fällt die negative statistische Abhängigkeit zwischen Einkommen und Preis minimal größer aus. Betrachtet man dagegen die Beziehung zwischen dem hypothetischen ZVE und  $P_h$ , so stellt sich ein Korrelationskoeffizient von -0,5986 ein. Der lineare Zusammenhang zwischen  $p_h^*$  und  $Y_h$  fällt bei weitem schwächer aus – eine Tatsache, die zweifelsohne den exakten Definitionen der beiden Variablen zu verdanken ist. Die differenzierten Berechnungen erweisen sich damit als sinnvoll und angebracht, wobei dieser positive Effekt der aufwendigen Berechnungen zwangsläufig durch die Logarithmierung zumindest

partiell wieder zunichte gemacht wird. Der Korrelationskoeffizient von  $-0,7427$  erscheint durchaus besorgniserregend, fällt aber vom Betrage her immer noch geringer aus als der Korrelationskoeffizient zwischen den Logarithmen des hypothetischen ZVE und des Preises  $P_h$  ( $-0,8519$ ).

Gleichzeitig verdeutlicht Tabelle 6.10, dass der separate Gebrauch der beiden Komponenten des Datensatzes und außerdem der Höchstbetragüberschreiter mit einer substantiellen Reduktion der Kovarianzen und der Korrelationskoeffizienten einhergeht – ein weiterer Beleg für die Adäquanz getrennter Schätzungen. Die deutlich geringere Korrelation zwischen dem Preis  $p_h^*$  und dem Einkommen  $Y_h$  in der Totalerhebung im Vergleich zur Stichprobe lässt sich auf die wesentlich größere Variation des Einkommens bei leicht geringerer Preisvariation zurückführen.<sup>167</sup> Dass die Höchstbetragüberschreiter sogar einen vom Betrage her geringfügig größeren Korrelationskoeffizienten als die verbleibenden Haushalte aus der Stichprobe aufweisen, ist bei ebenfalls nur leicht geringerer Preisvariation und deutlich größerer Einkommensvariation auf den relativ großen Wert zurückzuführen, den die Kovarianz zwischen Preis und Einkommen annimmt.<sup>168</sup> In allen drei Fällen existiert natürlich zwischen den logarithmierten Werten ein stärkerer linearer Zusammenhang als zwischen den tatsächlichen Größen.

---

<sup>167</sup> In der Stichprobe (ohne Höchstbetragüberschreiter) belief sich der durchschnittliche Preis auf  $0,6673$  bei einer Standardabweichung von  $0,0807$ . In der Totalerhebung (ohne Höchstbetragüberschreiter) stellte sich bei einer Standardabweichung von  $0,0629$  ein mittlerer Preis von  $0,4864$  ein. Demgegenüber nahm das Einkommen in der Stichprobe einen Mittelwert von  $29.703,76$  € an – bei einer Standardabweichung von  $30.030,81$  €. In der Totalerhebung fiel das Durchschnittseinkommen mit  $120.298,00$  € praktisch vier mal so groß aus – bei einer mehr als drei mal so großen Standardabweichung von  $101.760,30$  €.

<sup>168</sup> Die Höchstbetragüberschreiter sehen sich im Mittel einem Preis von  $0,7808$  (Standardabweichung:  $0,0641$ ) gegenüber. Im Durchschnitt verfügen sie über ein Einkommen von  $42.837,32$  € (Standardabweichung:  $69.069,93$  €).

## 7 Fiskalische Auswirkungen des Reformsystems

### 7.1 Fiskalischer Gesamteffekt des bestehenden Systems

Um den fiskalischen Gesamteffekt des bestehenden Systems zu ermitteln, wäre keine ökonometrische Schätzung notwendig gewesen. Man benötigt lediglich für jeden Haushalt Angaben über den Spendenpreis  $p_h^*$  und die Spendenhöhe  $S_h$ . Das Produkt  $p_h^* \cdot S_h$  entspricht dem fiskalischen Effekt, den der Haushalt  $h$  mit seiner Spende hervorruft. Bei einem Haushalt, der nicht spendet, ergibt sich ein fiskalischer Effekt von Null. Jeder spendende Haushalt löst einen positiven fiskalischen Effekt aus. Die Summe der fiskalischen Effekte aller Haushalte liefert den fiskalischen Gesamteffekt der Spendentätigkeit unter dem Regime des bestehenden steuerlichen Anreizsystems.

Zunächst soll jedoch das gesamte Spendenaufkommen präsentiert werden, d.h. die Summe aller individuellen Spenden, ohne dass eine Gewichtung mit dem individuellen Preis erfolgt. Diese Zahl ist zwar nicht so aussagekräftig wie der fiskalische Gesamteffekt, da bei im Durchschnitt hohen Spendenpreisen auch ein relativ geringes Spendenaufkommen einen substantiellen fiskalischen Gesamteffekt hervorrufen kann, während ein hohes Spendenaufkommen bei geringen Spendenpreisen tendenziell einen schwachen entlastenden Effekt auf den Staatshaushalt besitzt. Dennoch lassen sich die Größenordnungen eingehend veranschaulichen. Legt man die 1.040.051 individuellen Beobachtungen zugrunde (d.h. keine Vervielfältigung der Höchstbetragüberschreiter), so spenden Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (Totalerhebung) insgesamt 559,2 Millionen €. Demgegenüber stehen lediglich 98,7 Millionen €, die von den Haushalten mit einem geringer ausfallenden GBE erbracht werden (Stichprobe). Somit ergibt sich für die Datengrundlage der Schätzungen ein Spendenaufkommen von 657,9 Millionen €. Da diese Beobachtungen eine relativ große und homogene Gruppe der Bevölkerung repräsentieren (Haushalte, deren Einkommensteuerschuld positiv ausfällt und die generell ihre Sonderausgaben detailliert aufschlüsseln), ist es durchaus angebracht, die Beobachtungen aus der 10%-Stichprobe zu replizieren, um ein recht genaues Abbild der gesamten Wirkungen des Spendenverhaltens dieser Bevölkerungsgruppe zu erhalten. Dies beinhaltet die Vervielfältigung aller Beobachtungen aus der Stichprobe und nicht mehr nur allein der ihr entstammenden Höchstbetragüberschreiter. Bei Verwendung des

Hochrechnungsfaktors 10, d.h. jede individuelle Beobachtung aus der Stichprobe lag nun zehn mal vor, stellte sich ein Spendenaufkommen von 1,546 Milliarden € ein.

Die augenscheinlich simple Berechnung des fiskalische Gesamteffekts muss differenziert erfolgen. Sie hängt nämlich von der verwendeten Preisvariable ab. Bei Verwendung der Preisvariable  $P_h$  beläuft sich der fiskalische Gesamteffekt auf 865,7 Millionen €. Verwendet man die Preisvariable  $p_h$ , welche im Gegensatz zu  $P_h$  den Höchstbetragüberschreibern korrekterweise einen z.T. deutlich höheren Spendenpreis zuweist, erhält man einen wesentlich höheren Wert von 1,088 Milliarden €. Es handelt sich hierbei um den höchsten Wert, der sich für den fiskalischen Gesamteffekt, den die Haushalte der Datengrundlage mit ihren geleisteten Spenden hervorrufen, anführen lässt. Dieser Wert überschätzt höchstwahrscheinlich den wahren Wert, da bekanntlich Vor- und Rücktragsmöglichkeiten der potentiellen Großspender von  $p_h$  nicht berücksichtigt werden, so dass deren Preis überschätzt wird. Der in den Schätzungen verwendete Preis  $p_h^*$  stellt nur eine aus dem Problem der Endogenität resultierende notwendige Approximation für  $p_h$  dar und führt zu einem fiskalischen Gesamteffekt von 971,6 Millionen €. Dieser geringere Wert resultiert aus der in Abschnitt 6.4 beschriebenen Durchschnittsbildung im Rahmen der Berechnung des Preises  $p_h^*$ , welche dazu führt, dass insbesondere den potentiellen Großspendern statt eines nahe bei Eins liegenden Preises ein geringerer Preis zugewiesen wird.

Die aus der Spendentätigkeit der gesamten Bevölkerung resultierende Entlastung des Staatshaushaltes fällt sicherlich größer als die ermittelten 1,09 bzw. 0,97 Mrd. € aus, da die Berechnung dieser Beträge nur auf den in der Schätzung verwendeten Haushalten basierte. Aus oben dargelegten Gründen wurden jedoch zahlreiche Haushaltsgruppen von der empirischen Analyse ausgeschlossen, darunter auch die extrem einkommensstarken Haushalte. Deren Spendenanteil erweist sich jedoch als substantiell, und entsprechend spürbar wäre auch deren Beitrag zum fiskalischen Gesamteffekt. Da die gleichen Haushaltsgruppen aber auch bei der Berechnung des fiskalischen Gesamteffektes des Reformsystems ausgeschlossen werden, bleibt der Vergleich der beiden Systeme und ihrer fiskalischen Gesamteffekte aussagekräftig.

Im bestehenden System ergeben sich aus den individuellen Grenzsteuersätzen  $m_h$  haushaltsspezifische Spendenpreise  $p_h^*$ . Das Reformsystem ist hingegen durch einen einheitlichen Spendenpreis  $p$  gekennzeichnet, dessen Höhe durch den einheitlichen

Steuerabschlagssatz  $a$  festgelegt wird. Dessen Berechnung bildet den Gegenstand der nachfolgenden Abschnitte.

An dieser Stelle ist noch ein technischer Hinweis vonnöten. So wie die in diesem Abschnitt vorgestellten Werte des Spendenaufkommens und des fiskalischen Gesamteffekts auf der Grundlage hochgerechneter Daten ermittelt wurden, basieren auch sämtliche folgenden Ausführungen dieser Arbeit auf dem entsprechend modifizierten Datensatz. Dieser enthält die replizierten Beobachtungen, d.h. nach den besprochenen separaten Schätzungen der Höchstbetragüberschreiter sowie der verbleibenden Haushalte aus der Stichprobe bzw. der Totalerhebung und der damit einhergehenden Ermittlung haushaltsspezifischer korrigierter Koeffizienten wurden die Beobachtungen aus der 10%-Stichprobe neun mal repliziert, so dass jede dieser Beobachtungen insgesamt zehn mal vorlag. Diese Beobachtungen bildeten zusammen mit den weiterhin einmaligen Beobachtungen der Totalerhebung die Datengrundlage der weiteren Berechnungen. Der Datensatz umfasste nun also insgesamt 5.989.385 Beobachtungen. Von diesen Beobachtungen verfügen 490.125 Haushalte über einen GBE von mindestens 200.000 DM, entstammen also der Totalerhebung und liegen folglich nur einmal vor. Bei 5.499.260 Beobachtungen handelt es sich um Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM, also die replizierten Beobachtungen aus der ursprünglichen 10%-Stichprobe.

## 7.2 Prognostizierte Spenden

Zunächst ist es hilfreich, sich noch einmal die Optimalitätsbedingung aus Gleichung (2.11) in Erinnerung zu rufen. Modifiziert durch Anwendung der geschätzten Parameter, lautet sie:

$$(7.1) \quad \sum \left[ \hat{S}_h^{neu} / \left( \sum \hat{S}_k^{neu} \right) \right] \hat{\epsilon}_h^{neu} = -1.$$

Gesucht wird der für alle Haushalte identische Steuerabschlagssatz  $a^{opt}$  (bzw. Spendenpreis  $p^{opt} = 1 - a^{opt}$ ), bei dem sich Spenden  $\hat{S}_h^{neu}$  und Preiselastizitäten  $\hat{\epsilon}_h^{neu}$  einstellen, welche die obige Optimalbedingung (7.1) erfüllen. Um diesen Steuerabschlagssatz zu ermitteln, wurde mit verschiedenen Abschlagssätzen und damit Spendenpreisen experimentiert. Jeder Preis generierte andere Spenden und Elastizitäten und damit einen neuen Wert auf der linken Seite der Gleichung (7.1). Als sich dort ein

hinreichend nahe bei -1 liegender Wert einstellte, war der aus fiskalischer Sicht optimale Abschlagssatz gefunden.<sup>169</sup>

Welche Spende ein Haushalt  $h$  bei einem beliebigen neuen Preis  $p_h^{neu} = p^{neu}$  leistet, konnte unter Einsatz der geschätzten Koeffizienten prognostiziert werden. Mit Hilfe der folgenden Gleichung ließ sich im ersten Schritt die prognostizierte logarithmierte Spende berechnen:

$$(7.2) \quad \ln(\hat{S}_h^{neu} + 5) = \ln(S_h + 5) + \Delta_h \cdot \Phi(\cdot),$$

wobei  $\Phi(\cdot)$  sowie  $S_h$  auf die bekannte und  $\Delta_h$  auf folgende Weise definiert sind:

$$\Delta_h = \left\{ \hat{\beta}_1 \cdot (\ln p^{neu} - \ln p_h^*) + \hat{\beta}_3 \cdot \ln Y_h \cdot (\ln p^{neu} - \ln p_h^*) + \hat{\beta}_4 \cdot \left( (\ln p^{neu})^2 - (\ln p_h^*)^2 \right) \right\}.$$

Gleichung (7.2) besagt, dass sich die neue logarithmierte Spende ergibt als Summe aus der logarithmierten, tatsächlich beobachteten Spende  $\ln(S_h + 5)$  und dem Produkt  $\Delta_h \cdot \Phi(\cdot)$ , welches die Reaktion eines Haushaltes auf Preisänderungen unter der ceteris-paribus-Bedingung repräsentiert, d.h. bei gegebener Störgröße und unveränderten Werten aller anderen exogenen Variablen.<sup>170</sup> Zu beachten ist natürlich die Tatsache, dass Gleichung (7.2) strenggenommen nur auf jene Haushalte anzuwenden ist, deren Spendenverhalten mittels Tobit-ML-Methode geschätzt wurde. Auf die Höchstbetragüberschreiter kann Gleichung (7.2) in der obigen Form nicht angewendet werden, da ihr Verhalten mittels KQ-Methode geschätzt wurde und selbige keinen Korrekturterm  $\Phi(\cdot)$  bedingt. Dasselbe gilt auch für alle weiteren präsentierten Gleichungen, die den Korrekturterm  $\Phi(\cdot)$  enthalten. Da darin allerdings der einzige Unterschied besteht, wird auf eine separate Auflistung der für die Höchstbetragüberschreiter verwendeten Gleichung verzichtet. Es genügt hierzu, sich die entsprechende Gleichung ohne den Korrekturterm  $\Phi(\cdot)$  vorzustellen. Mathematisch korrekter formuliert, der Korrekturterm  $\Phi(\cdot)$  ist dermaßen definiert, dass er bei nach der KQ-Methode geschätzten Haushalten ausnahmslos den Wert Eins annimmt, damit Gleichung (7.2) auf alle Haushalte angewendet werden kann.

<sup>169</sup> Im bestehenden System nimmt der Summenterm auf der linken Seite der Optimalitätsbedingung (7.1), d.h. die mit den individuellen Spendenanteilen gewichtete durchschnittliche Preiselastizität, einen Wert von rund -2,486 ein.

<sup>170</sup> Aufgrund der Logarithmusgesetze, und insbesondere der Beziehung  $\ln a - \ln b = \ln(a/b)$  für positive Zahlen  $a$  und  $b$ , gibt der Term  $\Delta_h$  nicht nur den absoluten Unterschied zwischen den logarithmierten Werten der prognostizierten und der beobachteten, tatsächlichen Spende an, sondern er stellt auch den Logarithmus des Verhältnisses aus prognostizierter und tatsächlicher Spende dar.

Nach Prognose der logarithmierten Spende exponiert man beide Seiten der Gleichung (7.2) und zieht anschließend den Sockelbetrag von 5 € wieder ab. Es ergibt sich die für den neuen Spendenpreis  $p^{neu}$  prognostizierte Spende  $\hat{S}_h^{neu}$  aus folgender Gleichung:

$$(7.3) \quad \hat{S}_h^{neu} = \begin{cases} \exp(\ln(S_h + 5) + \Delta_h \cdot \Phi(\cdot)) - 5, & \text{wenn } \exp(\ln(S_h + 5) + \Delta_h \cdot \Phi(\cdot)) - 5 \geq 0 \\ 0, & \text{wenn } \exp(\ln(S_h + 5) + \Delta_h \cdot \Phi(\cdot)) - 5 < 0 \end{cases}$$

d.h. negative Werte von  $\hat{S}_h^{neu}$  wurden natürlich durch Null ersetzt.<sup>171</sup>

### 7.3 Optimaler Abschlag

Unter Rückgriff auf Gleichung (7.3) konnte für jeden möglichen Preis  $p^{neu}$  die vom Haushalt  $h$  geleistete Spende  $\hat{S}_h^{neu}$  prognostiziert werden. Aufsummierung lieferte folglich das prognostizierte Spendenaufkommen. Ferner lieferte die entsprechend modifizierte Gleichung (6.12) die geschätzten haushaltsspezifischen Preiselastizitäten  $\hat{\epsilon}_h^{neu}$ , die sich unter sonst gleichen Bedingungen beim neuen Spendenpreis  $p^{neu}$  einstellen würden:

$$(7.4) \quad \hat{\epsilon}_h^{neu} = \left( \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \cdot \ln Y_h + 2 \cdot \hat{\beta}_4 \cdot \ln p^{neu} \right) \cdot \Phi(\cdot).$$

Es war also problemlos möglich, für jeden neuen Spendenpreis  $p^{neu}$  die Werte sämtlicher Variablen des Summenterms auf der linken Seite der Optimalbedingung (7.1) zu berechnen, um abschließend zu überprüfen, ob die Optimalbedingung erfüllt war.

Anhand dieser Vorgehensweise konnte ein optimaler Preis von 0,542 ermittelt werden, was einen optimalen Abschlag von 45,8% impliziert. Bei diesem Preis nahm der Summenterm aus Gleichung (7.1) einen Wert von -0,991993 an, was sich praktisch als Erfüllung der Optimalbedingung werten lässt. Bei den daraus resultierenden Preiselastizitäten ergeben sich gegenüber dem bestehenden System einige Unterschiede. Bezogen auf alle knapp 6 Millionen Beobachtungen fällt der Durchschnitt der individuellen Elastizitäten vom Betrage her nun geringer aus ( $\overline{\hat{\epsilon}_h^{opt}} = -0,947$  vs.  $\overline{\hat{\epsilon}_h} = -1,276$ ). Bemerkenswert sind jedoch noch zwei weitere Tatsachen. Einerseits belegen die ermittelten Elastizitäten der Höchstbetragüberschreiter, dass das Ziel, denjenigen Haushalten, die überdurchschnittlich

---

<sup>171</sup> Unter Rückgriff auf Fußnote 170 ließe sich nach Ermittlung des konkreten Wertes  $\Delta_h$  für einen Haushalt  $h$  dessen prognostizierte Spende auch folgendermaßen bestimmen:  $\hat{S}_h^{neu} = \exp(\Delta_h) \cdot (S_h + 5) - 5$ , wobei negative Werte von  $\hat{S}_h^{neu}$  selbstverständlich wiederum durch Null ersetzt werden müssten.

große Spenden leisten, einen Preis zuzuweisen, der zu einer Preiselastizität möglichst nahe bei -1 führt, erreicht wurde. Der Mittelwert der Preiselastizität weicht nun bei weitem nicht mehr so stark von -1 ab wie im bestehenden System ( $\overline{\hat{\epsilon}_h^{opt}} = -1,226$  vs.  $\overline{\hat{\epsilon}_h} = -6,533$ ). Andererseits fällt nun bei den verbleibenden Haushalten die durchschnittliche Preiselastizität der Stichprobenhaushalte vom Betrage her deutlich geringer aus als diejenige der Haushalte aus der Totalerhebung ( $\overline{\hat{\epsilon}_h^{opt}} = -0,911$  vs.  $\overline{\hat{\epsilon}_h^{opt}} = -1,317$ ). Im bestehenden System war bei umgekehrter Relation die Differenz weit weniger ausgeprägt ( $\overline{\hat{\epsilon}_h} = -1,242$  vs.  $\overline{\hat{\epsilon}_h} = -1,054$ ).

Bei den durchschnittlichen Einkommenselastizitäten ergeben sich im Reformsystem geringere Abweichungen vom bestehenden System als bei den Preiselastizitäten. Legt man erneut alle knapp 6 Millionen Beobachtungen zugrunde, fällt der Durchschnitt der individuellen Elastizitäten nun ebenfalls geringer aus ( $\overline{\hat{\nu}_h^{opt}} = 0,463$  vs.  $\overline{\hat{\nu}_h} = 0,624$ ). Insbesondere bei den Höchstbetragüberschreitern ist ein relativ starker Rückgang zu verzeichnen ( $\overline{\hat{\nu}_h^{opt}} = 0,133$  vs.  $\overline{\hat{\nu}_h} = 0,332$ ). Auf niedrigerem Niveau weisen von den verbleibenden Haushalten im Reformsystem diejenigen aus der Stichprobe eine geringere Einkommenselastizität auf als diejenigen aus der Totalerhebung ( $\overline{\hat{\nu}_h^{opt}} = 0,457$  vs.  $\overline{\hat{\nu}_h^{opt}} = 0,573$ ). Im bestehenden System fiel die Differenz bei gleicher Relation jedoch noch geringer aus ( $\overline{\hat{\nu}_h} = 0,622$  vs.  $\overline{\hat{\nu}_h} = 0,686$ ).

## 7.4 Fiskalischer Gesamteffekt des Reformsystems

Das primäre Ziel dieser Arbeit besteht in der Abschätzung der fiskalischen Auswirkungen des Reformsystems. Die Berechnung des optimalen Abschlagssatzes stellte dabei lediglich eine Zwischenetappe dar. Entscheidend ist der Vergleich der fiskalischen Effekte des Reformsystems und des bestehenden Systems der Spendenförderung. Da diese Effekte jedoch zwangsläufig aus den individuellen Spenden resultieren, seien diesbezüglich noch kurze Ausführungen vorangestellt.

Für das Reformsystem konnte prognostiziert werden, dass immerhin 2.757.704 bzw. 90% der 3.061.505 Nichtspender ihren Spendenstatus wechseln, d.h. nun eine Spende leisten. Diese Spende beläuft sich im Mittel auf knapp 1,65 €. Diese Haushalte üben keinen substantiellen Einfluss auf die Ergebnisse aus, da ihr Spendenaufkommen von knapp 4,5



Millionen € keinen nennenswerten Anteil am unten aufgeführten Wert des prognostizierten Spendenaufkommens ausmacht. Weiterhin sind im Reformsystem 67 Haushalte zu verzeichnen, die ihren Spendenstatus in entgegengesetzter Richtung gewechselt haben. Dass auch diese Haushalte keinen Einfluss auf die Gesamtergebnisse besitzen, lässt sich an der von ihnen geleisteten Durchschnittsspende in Höhe von 2,54 € ablesen.

Die zum optimalen Preis  $p^{opt}$  gehörige individuelle Spende  $\hat{S}_h^{opt}$  nimmt im Durchschnitt einen Wert von 444,12 € an und fällt damit um gut 72% größer aus als der Mittelwert der beobachteten Spende  $S_h$  von 258,14 €. Ausgehend von einem Durchschnittspreis von 0,6537 wurde dieser enorme Zuwachs demnach durch einen mittleren Preisrückgang von ungefähr 17,1% induziert. Die Haushalte reagieren demzufolge überaus elastisch. Insbesondere die Höchstbetragüberschreiter sehen sich dem stärksten Preisrückgang (im Mittel über 30%) gegenüber, beläuft sich doch ihr Durchschnittspreis auf 0,7808. Aufgrund der für sie ermittelten extremen Preisempfindlichkeit erhöhen sie ihre Spenden in enormen Ausmaßen ( $\overline{\hat{S}_h^{opt}} = 29.617,73\text{€}$  vs.  $\bar{S}_h = 10.985,71\text{€}$ ). Die verbleibenden Haushalte aus der Stichprobe sehen sich ausgehend von ihrem Durchschnittspreis ( $\overline{p_h^*} = 0,6673$ ) einem mittleren Preisrückgang von knapp 18,8% gegenüber, welcher in einer prognostizierten Zunahme der Spende von 21,1% resultiert ( $\overline{\hat{S}_h^{opt}} = 140,23\text{€}$  vs.  $\bar{S}_h = 115,78\text{€}$ ). Umgekehrt stellt sich die Situation für die verbleibenden Haushalte aus der Totalerhebung dar. Ausgehend von einem geringen Durchschnittspreis von 0,4864, sehen sie sich einer mittleren Preiserhöhung von 11,4% gegenüber, welche einen mittleren Rückgang der Spende von 17,7% induziert ( $\overline{\hat{S}_h^{opt}} = 516,20\text{€}$  vs.  $\bar{S}_h = 627,14\text{€}$ ).

Das prognostizierte Spendenaufkommen im Reformsystem beträgt 2,66 Milliarden €, was beim optimalen Preis mit einem fiskalischen Effekt in Höhe von 1,442 Milliarden € einhergeht.<sup>172</sup> Allein schon daraus ergibt sich die dringende Empfehlung, das gegenwärtige System zugunsten des vorgeschlagenen Systems der steuerlichen Spendenförderung zu reformieren.

Nachfolgende Tabelle 7.1 fasst die empirischen Kernresultate der Studie zusammen.

<sup>172</sup> Dass es sich bei der Optimallösung tatsächlich auch um ein Maximum handelt, lässt sich an den fiskalischen Gesamteffekten ablesen, welche für höhere bzw. niedrigere Preise prognostiziert werden. So stellt sich bei einem Spendenpreis von 0,543 ein um knapp 29.350 € geringerer fiskalisches Gesamteffekt ein, während ein Preis von 0,541 einen um 17.970 € geringeren fiskalisches Gesamteffekt hervorruft (jeweils im Vergleich zum oben aufgeführten maximalen fiskalisches Gesamteffekt).

	Bestehendes System	Reformsystem
Spendenpreis abhängig von $m_h$ ( $\bar{p}_h^* = 0,654$ )		0,542
Durchschnitt der Preiselastizitäten		
Höchstbetragüberschreiter	-6,53	-1,23
vervielfältigte Stichprobe (ohne Höchstbetragüberschreiter)	-1,24	-0,91
Totalerhebung (ohne Höchstbetragüberschreiter)	-1,05	-1,32
Sämtliche 5.989.385 Beobachtungen	-1,27	-0,95
Durchschnitt der Einkommenselastizitäten		
Höchstbetragüberschreiter	0,33	0,13
vervielfältigte Stichprobe (ohne Höchstbetragüberschreiter)	0,62	0,46
Totalerhebung (ohne Höchstbetragüberschreiter)	0,69	0,57
sämtliche 5.989.385 Beobachtungen	0,62	0,46
mit den individuellen Spendenanteilen gewichtete Preiselastizität (Optimalitätsbedingung)	-2,48617	-0,99199
Spendenaufkommen	1,55 Mrd. €	2,66 Mrd. €
fiskalischer Gesamteffekt	1,09 Mrd. €	1,44 Mrd. €

*Tabelle 7.1: Kennzahlenüberblick*

Die aufgeführten Zahlen lassen sich auch unter dem Aspekt der fiskalischen Effektivität der steuerlichen Spendenförderung durch den von staatlicher Seite gewährten Spendenabzug betrachten. Im bestehenden System beläuft sich der Einnahmeverzicht des Staates auf knapp 460 Millionen €. <sup>173</sup> Dem stehen Spenden von insgesamt 1,55 Milliarden € gegenüber. Für das Reformsystem werden Werte von rund 1,22 bzw. 2,66 Milliarden € prognostiziert. Der zusätzliche Einnahmeverzicht von 760 Millionen € ruft demnach einen Anstieg des Spendenaufkommens um 1,11 Milliarden € hervor. Wie aufgrund der Schätzwerte der Preiselastizität zu erwarten war, handelt es sich beim Reformsystem um eine Maßnahme, welche die fiskalische Effektivität der steuerlichen Spendenförderung erhöht. Die durchaus substantziellen Preissenkungen regen somit die Spendentätigkeit dermaßen stark an, dass der zusätzliche Einnahmeverlust des Staates durch die zusätzlich geleisteten Spenden überkompensiert wird.

<sup>173</sup> Der Verzicht auf Steuereinnahmen seitens des Staates entspricht der Differenz aus Spendenaufkommen und dem fiskalischen Gesamteffekt, der bekanntlich die Summe der individuellen Nettokosten der Spende beinhaltet. Es sei an dieser Stelle an die Ausführungen der Abschnitte 2.3 und 2.4 erinnert.

Natürlich stellt Tabelle 7.1 dem Reformsystem ein ausgesprochen positives Zeugnis bezüglich seiner Effekte auf das Spendenverhalten sowie der daraus resultierenden Entlastung des Staatshaushaltes aus. Eine wesentliche Ursache hierfür liegt auch in der ausgesprochen starken prognostizierten Reaktion der Höchstbetragüberschreiter auf die unterstellte Preisänderung. Geht man einmal davon aus, dass die geschätzten Koeffizienten zwar korrekt die Reaktionen im Spendenverhalten beschreiben, welche aus infinitesimal kleinen Änderungen der exogenen Variablen, in diesem Fall des Preises, resultieren, aber bei derartig großen Preisänderungen, wie sie die Höchstbetragüberschreiter erfahren, die entsprechende Reaktion überschätzen, so stellt sich in der Realität eventuell keine dermaßen deutliche Zunahme des fiskalischen Gesamteffektes heraus. Der Einfachheit halber soll nun davon ausgegangen werden, dass die oben angeführten Prognosen für jene Haushalte, die keine Höchstbetragüberschreiter sind, aufgrund ihrer Plausibilität bereits korrekt sind, während diejenigen der Höchstbetragüberschreiter auf einer zu starken prognostizierten Reaktion basieren. Um zu einer Variante zu gelangen, die diese mögliche Verzerrung korrigiert, wurden obige Berechnungen für die Höchstbetragüberschreiter wiederholt, wobei der im Rahmen der Berechnung von  $\hat{S}_h^{opt}$  verwendete Term  $\Delta_h$ , welcher die Veränderung in der logarithmierten Spende eines Haushaltes  $h$  aufgrund einer Preisänderung beschreibt, durch Zwei dividiert wurde. Es erfolgte gewissermaßen eine willkürliche Dämpfung der geschätzten Reaktion jener Haushalte, während bei den verbleibenden Haushalten keine Ergebniskorrektur stattfand.

Unter dieser Voraussetzung wird für die Höchstbetragüberschreiter vorausgesagt, dass sie unter dem Reformsystem eine durchschnittliche Spende von 17.080,98 € leisten. Das Spendenaufkommen aller Haushalte beläuft sich nun auf 1,964 Milliarden € und ruft einen fiskalischen Gesamteffekt von 1,064 Milliarden € hervor. Der Wert, den das bestehende System erbringt, würde nun minimal um 2,2 % bzw. 24 Millionen € unterschritten – ein immer noch akzeptabler Verlust angesichts der weiteren Vorteile, die das Reformsystem mit sich brächte.

Allerdings zieht ein willkürlich veränderter Wert der prognostizierten Spende natürlich auch Veränderungen des individuellen Anteils am prognostizierten Spendenaufkommen nach sich, so dass sich der Summenterm auf der linken Seite von Gleichung (7.1) nun natürlich nicht mehr auf -1 beläuft. Stattdessen nimmt er einen Wert von -0,92746 an. Will man jedoch unter der willkürlich limitierten Reaktion der Höchstbetragüberschreiter weiterhin die Optimalbedingung erfüllen, so müsste der optimale Preis bei 0,547 liegen,

was einem Abschlagssatz von 45,3% entspräche. Bei diesem Preis erreicht der Summenterm auf der linken Seite von Gleichung (7.1) den hinreichend nahe bei -1 liegenden Wert von -0,99789. Für die Höchstbetragüberschreiter wird nun eine durchschnittliche Spende von 17.011,39 € prognostiziert. Bei den verbleibenden Haushalten stellen sich Durchschnittswerte von 139,13 € (Stichprobe) bzw. 508,34 € (Totalerhebung) ein, was praktisch kaum eine Abweichung von den oben aufgeführten Durchschnittswerten der prognostizierten Spenden bei  $p^{opt} = 0,542$  darstellt. Bezogen auf alle Haushalte, beläuft sich die prognostizierte Spende nun im Mittel auf 325,60 € und fällt damit nur noch um gut 26% größer aus als der Mittelwert der beobachteten Spende von 258,14 €. Ausgehend von einem Durchschnittspreis von 0,6537 wurde dieser Zuwachs demnach durch einen mittleren Preisrückgang von ungefähr 16,3% induziert. Diese durchaus plausibel erscheinenden Werte führen zu einem prognostizierten Spendenaufkommen von 1,950 Milliarden €. Der daraus resultierende fiskalische Gesamteffekt fällt mit 1,067 Milliarden € nur um 1,9% geringer als der des bestehenden Systems.

Da diese willkürlichen Beschränkungen jedoch höchst spekulativ sind, kehren wir noch einmal zu den ursprünglichen Ergebnissen zurück. Diese beinhalten ein weiteres praktisches Problem. Sie basieren auf einem optimalen Abschlag in Höhe von 0,458 bzw. 45,8%. Da es jedoch als unwahrscheinlich angesehen werden kann, dass der Gesetzgeber einen prozentualen Abschlag einführt, der keine ganze Zahl als Prozentsatz enthält, werden hiermit zusätzlich jene Werte der wichtigsten Kennzahlen aufgeführt, die ein aufgerundeter optimaler Abschlag in Höhe von 46% nach sich zöge. Bei einem allgemeingültigen Spendenpreis von 0,54 wird die Optimalitätsbedingung (7.1) natürlich nicht erfüllt. Der Summenterm auf der linken Seite von (7.1) beläuft sich nun auf -0,9565 und liegt somit immer noch relativ nahe am kritischen Wert von -1. Die, vom durchschnittlichen Preis aller 5.989.385 Haushalte ausgehend, erfolgte Preissenkung um 17,4% induziert nun eine knapp 72,7%-ige Zunahme der Durchschnittsspende auf 445,74 €. Die Unterschiede zur Optimallösung erweisen sich also als marginal. Zu selbigem Schluss gelangt auch eine differenzierte Analyse der einzelnen Haushaltsgruppen, so dass auf eine eingehende Präsentation der neuen Werte verzichtet werden kann. Im Aggregat fällt das prognostizierte Spendenaufkommen nun um knapp 9,7 Millionen € größer aus als unter der Optimallösung und beläuft sich nun auf knapp 2,67 Milliarden €. Aufgrund des kleineren Spendenpreises stellt sich ein um 83.467 € geringerer fiskalischer Gesamteffekt in Höhe von knapp 1,442 Milliarden € ein. Der bei einer eventuellen Implementierung des

Reformsystems einfach zu handhabende Abschlagssatz von 46% ruft also keine nennenswerten Verluste im Vergleich zur Optimallösung hervor und besitzt außerdem den Vorteil unter der psychologisch wichtigen Schwelle von 50% zu liegen. Trotz der substantiellen Subvention trüge im Reformsystem ein Spender immer noch über die Hälfte einer geleisteten Spende selbst, wodurch bei Nicht-Spendern (vor allem einkommensschwachen Nicht- oder Geringsteuerzahlern) auch der Eindruck vermieden wird, es handele sich beim Akt des Spendens lediglich um eine Umverteilung von Steuergeldern, die unnötige Verwaltungskosten verschlingt.<sup>174</sup>

Weiterhin wurde bereits in Abschnitt 4.2 darauf hingewiesen, dass aufgrund der Anonymisierungsmaßnahmen des Statistischen Bundesamtes Haushalte mit einem GBE von über 1.897.513 DM nicht in die empirische Analyse einfließen konnten. Da ihr Anteil am gesamten Spendenaufkommen über 10% beträgt, lohnt es sich, darüber zu spekulieren, welche Ergebnisse sich unter Berücksichtigung dieser Haushalte eingestellt hätten.

Auf der linken Seite der Optimalbedingung (7.1) würden die hinzugekommenen Haushalte mit großem Gewicht eingehen. Die Festlegung des optimalen Abschlagsanteils würde sich folglich noch stärker an den hohen und höchsten Einkommensgruppen orientieren als es bislang der Fall war. Insbesondere die Preiselastizitäten der Haushalte mit einem GBE von mehr als 500.000 € fallen im gegenwärtigen Optimum vom Betrage her deutlich größer als Eins aus.<sup>175</sup> Simulationen auf Basis der Schätzergebnisse zeigen, dass diese Preiselastizitäten bei fallendem Spendenpreis betragsmäßig ebenfalls fallen. Die Preiselastizitäten der hohen und höchsten Einkommensgruppen würden also durch eine Absenkung des Spendenpreises dichter an den Wert -1 geführt. Die Absenkung des Spendenpreises erfordert wiederum einen erhöhten Abschlagssatz. Im Ergebnis würde der optimale Abschlagssatz für das vollständige Spektrum der in Deutschland lebenden Haushaltsgruppen also größer als die bislang berechneten 45,8% ausfallen und sich in der Nähe von 50% bewegen.

Über die sich ergebenden Rückwirkungen auf den fiskalischen Gesamteffekt kann natürlich ebenfalls nur spekuliert werden. Wie bereits erwähnt, fällt der tatsächliche

---

<sup>174</sup> Sollte der Staat daran interessiert sein, sämtliche Spenden in ihrer steuerlichen Begünstigung gleich zu behandeln, d.h. insbesondere die betrachteten Spenden nicht mehr von den Spenden zugunsten politischer Zwecke zu unterscheiden und sie ebenfalls durch einen Steuerabschlag in Höhe von 50% zu fördern, so wird für die betrachteten Spenden ein Spendenaufkommen von 2,796 Milliarden € prognostiziert, welches mit einem fiskalischen Gesamteffekt einhergeht, der zwangsläufig genau die Hälfte dessen ausmacht, d.h. 1,398 Milliarden €.

<sup>175</sup> Vgl. hierzu die Tabellen I.1 und I.2 in Anhang I, welche die durchschnittlichen Elastizitäten für die bereits in Kapitel 3 verwendeten GBE-Klassen präsentieren.

fiskalische Gesamteffekt, d.h. der vom Reformsystem zu überwindende kritische Wert, größer als der hier benutzte Wert aufgrund der nicht berücksichtigten Spitzenverdiener. Gleichzeitig tragen diese Haushalte jedoch auch im Reformsystem zu einem höheren fiskalischen Gesamteffekt bei. Aufgrund der vermuteten hohen Preisempfindlichkeit dieser Haushalte und der geringen Absenkung des Spendenpreises ist von einer überproportionalen Steigerung des Spendenaufkommens jener Haushalte auszugehen. Insgesamt würde der zusätzliche fiskalische Gesamteffekt aufgrund der Einführung des Reformsystems also vermutlich kaum geringer, eher noch etwas größer ausfallen als der hier angeführte Gewinn, hätten die Spitzenverdiener in der ökonometrischen Analyse mitberücksichtigt werden können.

Zum Abschluss dieses Kapitels soll ein kleines Gedankenspiel erlaubt sein. Dieses Gedankenspiel beinhaltet eine Art „Status-Quo-Preis“, d.h. denjenigen Preis  $p^{Sq}$ , der zu einem fiskalischen Gesamteffekt von 1,088 Mrd. € führt, also aus fiskalischer Sicht keine Veränderung zum bestehenden System hervorbringt. Folgender Wert konnte ermittelt werden:  $p^{Sq} = 0,6947$ . Wie zu erwarten war, unterscheidet sich dieser Wert kaum vom mittleren beobachteten Preis von 0,6537, wobei er diesen Durchschnittspreis nur geringfügig übertrifft. Die mittlere prognostizierte Spende unterscheidet sich dementsprechend ebenfalls nur schwach vom Durchschnitt der beobachteten tatsächlichen Werte. Hier ist sogar ein minimaler Anstieg von 258,14 € auf 261,52 € zu verzeichnen. Folgerichtig stellt sich bei  $p^{Sq}$  ein leicht höheres Spendenaufkommen von 1,566 Milliarden € ein.

Für die Höchstbetragüberschreiter liegt  $p^{Sq}$  deutlich über dem Durchschnitt ihres Preises von 0,7808. Infolgedessen steigt auch ihre durchschnittliche Spende von 10.985,71 € auf 14.937,10 €. Bei den verbleibenden Haushalten zeichnet sich folgendes Bild ab: In der Stichprobe unterscheidet sich  $p^{Sq}$  kaum vom durchschnittlichen Preis von 0,6673. Selbiges gilt auch für den Mittelwert der prognostizierten Spende im Vergleich zum Mittelwert der beobachteten Spende (106,36 € vs. 115,78 €). In der Totalerhebung bedeutet der neue Preis hingegen einen drastischen Preisanstieg ausgehend vom dort vorherrschenden Durchschnittspreis, welcher bekanntlich bei 0,4864 liegt. Folglich fällt die prognostizierte Spende im Mittel beinahe um die Hälfte kleiner aus als die beobachtete (323,36 € vs. 627,14 €). Der Summenterm auf der linken Seite von (7.1) nimmt bei  $p^{Sq}$  den Wert -3,1063 an.

## 8 Schlussbemerkungen –

### Steuerpolitisches Fazit, Grenzen der Analyse und Ausblick

In der vorliegenden Arbeit wurde argumentiert, dass das gegenwärtige System der staatlichen Förderung privater Spendentätigkeit, welche sich im Rahmen des Sonderausgabenabzugs bei der Einkommensteuerermittlung vollzieht, aus Transparenz- und Gerechtigkeitserwägungen einem Reformsystem unterlegen ist, welches die Spendenförderung über eine direkte Steuergutschrift realisiert. Die Höhe dieser Steuergutschrift bemisst sich als einheitlicher prozentualer Anteil an der geleisteten Spende, d.h. jedem Haushalt wird der gleiche prozentuale Abschlag gewährt.

Die empirischen Schätzungen liefern zwei wesentliche Resultate. Die Schätzwerte der Einkommenselastizitäten deuten darauf hin, dass Spenden ein notwendiges Gut sind.<sup>176</sup> Aus den geschätzten Preiselastizitäten lässt sich schlussfolgern, dass das gegenwärtige Anreizsystem als fiskalisch effektiv charakterisiert werden kann. Es führt also beim Staatshaushalt zu einer spürbaren Nettoentlastung. Dies stellt eine hohe Hürde für jegliches Reformsystem dar, muss es doch, zumindest aus Sicht der Finanzpolitiker, vergleichbare Nettoentlastungen herbeiführen. Die empirische Untersuchung hat gezeigt, dass das Reformsystem genau dies leisten kann. Bei einem einheitlichen steuerlichen Abschlagssatz von 45,8% ergibt sich eine gegenüber dem gegenwärtigen System deutlich gestiegene Nettoentlastung.

Im Zusammenspiel mit den weiteren vielfältigen Vorzügen des Reformsystems resultiert daraus die Empfehlung an die Legislative, im EStG die Abzugsfähigkeit von Spenden durch einen Steuerabschlag auf die fällige Einkommensteuer zu ersetzen. Dieser Abschlag sollte sich auf etwa 46% der steuerlich geltend gemachten Spenden belaufen. In der konkreten Ausgestaltung des Reformsystems ergeben sich allerdings noch einige grundsätzliche Fragen, welche in dieser Arbeit nicht explizit behandelt wurden. Drei dieser Fragen werden im Folgenden wenigstens kurz angesprochen.

---

<sup>176</sup> In der Mikroökonomik unterscheidet man inferiore, notwendige und Luxusgüter. Erstere zeichnen sich durch negative Einkommenselastizitäten aus. Als Luxusgüter werden jene Güter klassifiziert, die Einkommenselastizitäten größer als Eins aufweisen. Dementsprechend handelt es sich bei den sogenannten „necessities“, also den notwendigen Gütern, um Güter, deren Einkommenselastizitäten im Intervall [0,1] liegen. Vgl. hierzu z.B. Frank (2000), S. 34f.

Eine attraktive Eigenschaft des Reformsystems stellt der einheitliche Spendenpreis dar, der die Einsparungen bei der Einkommensteuerschuld und dem Solidaritätszuschlag aufgrund der Spende beschreibt. Würde man im Reformsystem als Bemessungsgrundlage für den Solidaritätszuschlag jene Steuerschuld heranziehen, welche sich *nach* Abzug des durch Spenden entstandenen Steuerabschlages ergibt, dann wäre der Spendenpreis für einen Haushalt, welcher Solidaritätszuschlag zu entrichten hat, niedriger als für einen Haushalt, für den kein Solidaritätszuschlag anfällt.<sup>177</sup> Um die Einheitlichkeit des Spendenpreises zu wahren, könnte man als Bemessungsgrundlage des Solidaritätszuschlags die Steuerschuld *vor* Abzug des Spenden-Steuerabschlages verwenden.

Die Frage nach den Höchstbeträgen stellt sich im Reformsystem genauso wie im gegenwärtigen System. Die wesentlichen Argumente für und gegen solche Höchstbeträge bleiben unverändert gültig, wobei diese Thematik hier nicht vertieft werden soll. Bei völligem Verzicht auf gesetzlich fixierte Höchstbeträge gibt es im Reformsystem nur noch eine natürliche Schranke. Die endgültige Steuergutschrift kann prinzipiell nicht größer ausfallen als die insgesamt fällige Steuerschuld. Allerdings kann es in einigen Extremfällen selbst bei dieser großzügigen Regelung zu Aufweichungen des Grundsatzes des einheitlichen Spendenpreises kommen. Um dies zu vermeiden, könnten bestehende Vor- und Rücktragsmöglichkeiten übernommen werden. Man räumte damit den betroffenen Extremspendern die Möglichkeit ein, den über die Steuerschuld hinausgehenden Teil des Abschlags von der Steuerschuld der Folgeperioden (oder auch der Vorperioden) abzuziehen.

Ein typisches Problem, welches alle durch Steueranreize geförderten Aktivitäten betrifft, stellt sich auch im Rahmen des Reformsystems, das lediglich die aus der Progression resultierende Ungleichbehandlung der unterstützten Haushalte beseitigen kann. Jene Haushalte hingegen, die aufgrund ihres geringen steuerpflichtigen Einkommens keine Steuern zahlen müssen, mithin also „arm“ sind bzw. in besonderem Maße der staatlichen Unterstützung bedürfen, erhalten keine materiellen Anreize, den geförderten Aktivitäten nachzugehen. Der Spendenpreis im bestehenden System beträgt Eins, und das bleibt er auch im Reformsystem. Dieses Problem wäre erst dann beseitigt, wenn man im Reformsystem noch einen Schritt weiter ginge als bislang angedacht und den Betrag des

---

<sup>177</sup> Muss ein Haushalt keinen Solidaritätszuschlag abführen, so reduziert eine Spende von 100 € bei einem Steuerabschlagesatz von 46% die Einkommensteuerschuld des Haushalts um 46 €. Der Spendenpreis beträgt also 0,54. Muss der Haushalt hingegen den Solidaritätszuschlag abführen, dann kommt zu den eingesparten 46 € noch hinzu, dass die Bemessungsgrundlage für den Solidaritätszuschlag ebenfalls um 46 € gefallen ist. Daraus resultiert eine zusätzliche Ersparnis in Höhe von 2,53 € ( $5,5\% \cdot 46 \text{ €}$ ). Der Haushalt spart also insgesamt 48,53 € aufgrund der 100 €-Spende. Der Spendenpreis beträgt somit 0,5147.



Steuerabschlags nicht als Steuerabschlag gewährte, sondern direkt als Spendensubvention auszahlte, vollkommen unabhängig davon, ob jemand Steuern zahlt oder nicht. Um den Verwaltungsaufwand zu senken, könnte eine solche Subvention eventuell auch an den Spendenempfänger entrichtet werden, der dann vom Spender nicht den vollen Spendenbetrag überwiesen bekommt, sondern nur 54% dieses Betrages (bei einem Subventionssatz von  $a = 46\%$ ).

Unabhängig davon, ob man diesen zusätzlichen Schritt gehen möchte, also die Spendenförderung vollkommen aus dem Steuersystem herauslöst, scheint der Übergang auf ein System mit einem einheitlichen Spendenpreis eine attraktive Reformvariante darzustellen. Das Reformsystem zeichnet sich durch seine hohe Transparenz aus, bietet aus Gerechtigkeitserswägungen wenig Anlass zu Kritik, honoriert private Spendentätigkeit stärker als es bislang der Fall war und führt dennoch zu einer weiteren Entlastung des Staatshaushalts.

Eine kleine, aber eher vernachlässigbare Nebenwirkung der Implementierung bestünde allerdings im Problem der langfristigen Evaluierung der Wirksamkeit des neuen Systems. Unmittelbar nach der Umstellung lassen sich die Effekte auf den Staatshaushalt und das Spendenaufkommen direkt ermitteln und sehr gut mit den alten Werten vergleichen. Ist das Reformsystem jedoch erst einmal mehrere Jahre unverändert in Kraft, liegen keine Vergleichswerte mehr vor. Man muss sich dann auf Indikatoren verlassen, wie z.B. die Entwicklung des Spendenaufkommens im Zeitablauf oder den Trend seines prozentualen Anteils am aggregierten Einkommen. Eine Schätzung der Preiselastizitäten wird dann nämlich nicht mehr möglich sein aufgrund der fehlenden Variation der Preisvariable.

Der verwendete Datensatz besticht vor allem durch seinen Informationsreichtum bezüglich der steuerlich relevanten Einkommenssituation eines Haushalts sowie seinen außergewöhnlich großen Beobachtungsumfang, so dass die Schätzungen des Spendenverhaltens folglich auf einer breiten und zuverlässigen Datenbasis erfolgen konnten. Dennoch ist natürlich auch diese Datengrundlage nicht perfekt. Angaben zum Bildungshintergrund eines Haushaltes sowie zu seiner Vermögenssituation fehlen, wodurch der Einfluss entsprechend definierter Variablen auf das Spendenverhalten nicht überprüft werden konnte.

Weiterhin ermöglichen die verwendeten Querschnittsdaten keinerlei Berücksichtigung dynamischer Aspekte bei der Beschreibung des Spendenverhaltens. Eine eventuelle Glättung dieser Art von Ausgaben ließ sich ebenso wenig erfassen wie zeitlich verzögerte

Anpassungsreaktionen auf Einkommens- oder Preisänderungen. Die in der vorliegenden Arbeit durchgeführte Schätzung einer traditionell angehauchten Spezifikation liefert infolgedessen individuelle Einkommens- und Preiselastizitäten, die strenggenommen für jeden Haushalt nur einen Durchschnitt aus kurz- und langfristigen Elastizitäten darstellen. Wie bereits in Abschnitt 6.1 erwähnt, ermitteln jedoch auch Auten *et al.* (2002) permanente Elastizitäten, die in den Bereich der Ergebnisse traditioneller Querschnittsschätzungen fallen, so dass im vorliegenden Fall auch davon ausgegangen werden kann, dass die ermittelten Werte zumindest langfristige Reaktionen gut beschreiben. Man kann also in der langen Frist damit rechnen, dass sich die durchaus plausiblen Prognosen für das Reformsystem tatsächlich einstellen würden.

Für zukünftige Forschungsarbeiten bezüglich des Spendenverhaltens besteht demnach insbesondere im deutschsprachigen Raum noch immer Bedarf, da es natürlich wünschenswert ist, entsprechende Schätzungen auf einer noch breiteren Datengrundlage zu wiederholen. Dieser Wunsch nach weiteren Informationen bezieht sich natürlich nicht primär auf weitere Beobachtungen aus dem Jahre 1998, sondern auf vergleichbare Beobachtungen aus anderen Veranlagungszeiträumen. Am naheliegendsten wäre es zunächst, auf Basis des demnächst erhältlichen Datensatzes FAST 2001 vergleichbare Querschnittsschätzungen durchzuführen, um die vorliegenden Ergebnisse zu verifizieren. Perspektivisch führt jedoch kein Weg an Panel-Schätzungen vorbei, was durch die andauernden Fortschritte des Statistischen Bundesamtes beim Projekt FAST durchaus ein realistisches Ziel darstellt. Damit würde sich die Validität der Ergebnisse noch einmal auf ein deutlich höheres Niveau hinbewegen und den politischen Entscheidungsträgern wäre ein gewichtiges Argument für etwaige Reformen an die Hand gegeben.

## Anhang A

Dieser Anhang enthält den Datenkatalog, der ursprünglich in Form einer pdf-Datei vom Statistischen Bundesamt zusammen mit dem Datensatz ausgeliefert wird. Seine offizielle Bezeichnung lautet: „Datenkatalog der Lohn- und Einkommensteuer für das Projekt FAST (Stand: 06.05.2004)“

Zuerst werden die vorhandenen qualitativen Merkmale aufgelistet, die in der Regel die sozioökonomische Situation eines Haushalts beschreiben:

ef0	<u>laufende Nummer (zufällig vergeben)</u>
ef1	<u>Merker</u> 0 = Veranlagung 1 = keine Veranlagung (manuelle) ⇒ Lohnsteuerkarte abgegeben, aber keine Veranlagung durchgeführt (bspw. wenn Einkünfte unter Grundfreibetrag), Dateneingabe durch StLÄ
ef8	<u>Geschlecht</u> 0 = Antragsteller männlich 1 = Antragsteller weiblich
ef10	<u>Steuerklasse</u>
ef11	<u>Soziale Gliederung – männlich</u> 0 = keine Einkünfte/ keine soziale Gliederung 1 = überwiegend nichtselbständig mit gekürzter Vorsorgepauschale 2 = überwiegend nichtselbständig mit ungekürzter Vorsorgepauschale 3 = überwiegend Versorgungsempfänger mit gekürzter Vorsorgepauschale 4 = überwiegend Versorgungsempfänger mit ungekürzter Vorsorgepauschale 5 = überwiegend selbständig mit Bruttolohn 6 = überwiegend unselbständig ohne Bruttolohn
ef12	<u>Soziale Gliederung – weiblich</u> wie ef11
ef13	<u>Religion – männlich</u> 01 = evangelisch 02 = katholisch 03 = sonstige 04 = ohne Konfession
ef14	<u>Religion – weiblich</u> wie ef13
ef18	<u>Veranlagungsart</u> 1 = getrennte Veranlagung 2 = Zusammenveranlagung (ohne Witwen-/Witwersplitting) 3 = Einzelveranlagung (ohne getrennte Veranlagung) 4 = übrige Veranlagung (Witwen-/Witwersplitting)
ef19	<u>Grund-/Splittingtabelle</u> ⇒ Grund: Einkommensteuerschuld für die Einzelveranlagungen ⇒ Splitting: Steuerbeträge für Fälle von Zusammenveranlagungen (Ehegatten) und Veranlagungen in besonderen Fällen 1 = Grundtabelle 2 = Splittingtabelle
ef22	<u>Gewerbekennzahl – GKZ – männlich</u> AB = Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Fischzucht

Fortsetzung ef22	<p>CD = Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe  EF = Energie u. Wasser, Baugewerbe  G = Handel  H = Gastgewerbe  I = Verkehr u. Nachrichtenübermittlung  J = Kredit- und Versicherungswesen  K = Grund- und Wohnungswirtschaft  LM = Öffentliche Verwaltung, Erziehung und Unterricht  N = Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen  O = sonstige öffentl. u. pers. Dienstleistungen</p>
ef23	<u>Gewerbekennzahl – GKZ – weiblich</u> wie ef22
ef48	<u>Steuerklassen/-kombinationen</u> 0 = ohne Steuerklasse 1 = Steuerklasse I 2 = Steuerklasse II 3 = Steuerklasse III (ohne V) 4 = Steuerklasse IV/IV 5 = Steuerklasse III/V oder V/III 6 = nichtzusammengeführte Lohnsteuerkarten mit Steuerklasse IV 7 = nichtzusammengeführte Lohnsteuerkarten mit Steuerklasse V
ef55	<u>Hochrechnungsfaktor</u>
ef58	<u>Freie Berufe männlich (klassiert)</u> 1 = technische Beratung; Forschung, Architekten; Ingenieur 2 = Rechtsanwalt, Notar 3 = Wirtschaftsprüfer; -berater 4 = Ärzte 5 = sonst. Gesundheitsberufe 6 = Werbung; Foto; Kunst und Kultur 7 = Schriftberufe 8 = Schule 9 = Sonstige
ef59	<u>Freie Berufe männlich (Dummy)</u> 0 = nein 1 = ja
ef60	<u>Freie Berufe weiblich (klassiert)</u> wie ef58
ef61	<u>Freie Berufe weiblich (Dummy)</u> wie ef59
ef62	<u>Bundesland</u> 01 Schleswig-Holstein 02 Hamburg 03 Niedersachsen 04 Bremen 05 Nordrhein-Westfalen 06 Hessen 07 Rheinland-Pfalz 08 Baden-Württemberg 09 Bayern 10 Saarland 11 Berlin 12 Brandenburg 13 Mecklenburg-Vorpommern 14 Sachsen 15 Sachsen-Anhalt 16 Thüringen

ef63	<u>Region</u> 1 = West (alte Bundesländer) 2 = Ost (neue Bundesländer inkl. Berlin)
ef64	<u>Alter männlich</u>
ef65	<u>Alter männlich in fünf Jahren klassifiziert</u> 01 = jünger als 15 Jahre 02 = 15 – 19 03 = 20 – 24 04 = 25 – 29 05 = 30 – 34 06 = 35 – 39 07 = 40 – 44 08 = 45 – 49 09 = 50 – 54 10 = 55 – 59 11 = 60 – 64 12 = 65 – 69 13 = 70 und mehr Jahre
ef66	<u>Alter männlich in zehn Jahren klassifiziert</u> 01 = jünger als 20 Jahre 02 = 20 – 29 03 = 30 – 39 04 = 40 – 49 05 = 50 – 59 06 = 60 – 69 07 = 70 und mehr Jahre
ef67	<u>Alter weiblich</u>
ef68	<u>Alter weiblich in fünf Jahren klassifiziert</u> wie ef65
ef69	<u>Alter weiblich in zehn Jahren klassifiziert</u> wie ef66
ef70	<u>Anzahl Kinder (max. 4)</u>
ef71	<u>Alter erstes Kind</u>
ef72	<u>Alter zweites Kind</u>
ef73	<u>Alter drittes Kind</u>
ef74	<u>Bedeutung Gewinneinkünfte</u> 1 = höchste Bedeutung 2 = mittlere Bedeutung 3 = geringste Bedeutung 0 = nicht besetzt
ef75	<u>Bedeutung Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit</u> wie ef74
ef76	<u>Bedeutung Überschusseinkünfte</u> wie ef74
ef77	<u>Anonymisierungsbereich</u> (1 = schwach – 6 = stark)

Es folgen die in der Regel stetigen Merkmale, deren Ausprägungen fast ausnahmslos Geldbeträge beinhalten:

KZ	Bedeutung
13.010	Sonderausgaben: dauernde Lasten
13.018	Sonderausgaben: Spenden, geltend gemachte, wissenschaftlich
13.019	Sonderausgaben: Spenden, geltend gemachte, mildtätig
13.020	Sonderausgaben: Spenden, geltend gemachte, politisch
13.070	Sonderausgaben: Spenden, geltend gemachte, Wählervereinigung
13.082	Sonderausgaben: Beiträge zu einer zusätzlichen freiwilligen Pflegeversicherung (§ 10 Abs. 2c EStG) - A -
13.087	Sonderausgaben: Beiträge zu einer zusätzlichen freiwilligen Pflegeversicherung (§ 10 Abs. 2c EStG) - B -
18.020	Progressionsvorbehalt: Einkommensersatzleistungen - A -
18.021	Progressionsvorbehalt: Einkommensersatzleistungen - B -
18.022	Progressionseinkünfte nach § 32b EStG (beschränkt Steuerpflichtige)
18.024	Summe der Einkünfte (nicht deutsche ESt)
18.025	Merker Sonderveranlagungen (Grenzgänger/-pendler)
20.036	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft n. § 13a EStG als Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung - A -
20.037	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft n. § 13a EStG als Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung - B -
20.038	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft nicht n. § 13a EStG als Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung - A -
20.039	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft nicht n. § 13a EStG als Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung - B -
20.042	E1: weitere Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft nicht n. § 13a EStG als Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung - A -
20.043	E1: weitere Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft nicht n. § 13a EStG als Mitunternehmer/lt. gesonderter Feststellung - B -
21.083	E2: Gewinn für § 32c EStG - A -
21.084	E2: Gewinn für § 32c EStG - B -
25.024	E6: weitere Anteile an Gemeinschaften - A -
25.025	E6: weitere Anteile an Gemeinschaften - B -
25.056	E6: Anteile an Grundstücksgemeinschaften - A -
25.057	E6: Anteile an Grundstücksgemeinschaften - B -
25.058	E6: 2. Anteile an Grundstücksgemeinschaften - A -
25.059	E6: 2. Anteile an Grundstücksgemeinschaften - B -
25.074	E6: Anteile an Immobilienfonds - A -
25.075	E6: Anteile an Immobilienfonds - B -
25.076	E6: Anteile an Bauherrengemeinschaften - A -
25.077	E6: Anteile an Bauherrengemeinschaften - B -
35.010	Anlage St: n. § 4c EStG Kassenvermögen am Schluss des Wirtschaftsjahres
35.011	Anlage St: n. § 4d EStG Zuwendungen an rückgedeckte Unterstützungskassen gezahlt
35.012	Anlage St: n. § 4d EStG Kassenvermögen am Schluss des Wirtschaftsjahres
35.013	Anlage St: n. § 4d EStG aus der Unterstützungskasse insgesamt gezahlte Renten und Beihilfen
35.014	Anlage St: n. § 6b EStG begünstigte Gewinne übertragen
35.015	Anlage St: n. § 6c EStG begünstigte Gewinne übertragen
35.021	Anlage St: erhöhte Absetzungen für Gebäude/Eigentumswohnungen n. § 7h EStG, § 82g EStDV
35.023	Anlage St: erhöhte Absetzungen für Gebäude/Eigentumswohnungen n. § 7i EStG, § 82i EStDV
35.026	Anlage St: Steuervergünstigung n. § 7g Abs. 3 EStG
35.029	Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 3 und 4 Fördergebietsgesetz (für Anschaffung und Herstellung)
35.030	Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 3 und 4 Fördergebietsgesetz (für nachträgliche Herstellungsarbeiten)
35.031	Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 2 bis 4 Fördergebietsgesetz (Sonder-AfA f. betriebl. Invest.)
35.032	Anlage St: Steuervergünstigung n. § 5 Fördergebietsgesetz
35.033	Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 11a, 4 Abs. 8 EStG (für best. Baumaßnahmen)

35.034	Anlage St: Steuervergünstigung n. §§ 11b, 4 Abs. 8 EStG (für Baudenkmale)
35.035	Anlage St: Steuervergünstigung n. § 80 EStDV
35.036	Anlage St: n. § 4d EStG Zuwendungen an nicht rückgedeckte Unterstützungskassen gezahlt
35.037	Anlage St: erhöhte Absetzungen für Gebäude/Eigentumswohnungen n. § 82a EStDV
35.038	Anlage St: Steuervergünstigung n. § 82b EStDV
35.039	Anlage St: Betriebsausgaben i.S.d. § 4 Abs. 5 EStG
35.043	Anlage St: Steuervergünstigung n. § 82f EStDV
35.044	Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Gewinneinkünften: für Gebäude linear
35.045	Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Gewinneinkünften: für Gebäude degressiv
35.046	Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Gewinneinkünften: für bewegliche Wirtschaftsgüter linear
35.047	Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Gewinneinkünften: für bewegliche Wirtschaftsgüter degressiv
35.049	Anlage St: n. § 6a EStG der Rückstellung für Pensionsverpflichtungen zugeführt
35.054	Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung: für Gebäude linear
35.055	Anlage St: AfA n. § 7 EStG bei Einkünften aus Vermietung und Verpachtung: für Gebäude degressiv
35.057	Anlage St: n. § 6a EStG Rückstellung am Schluss des Wirtschaftsjahres insgesamt
35.058	Anlage St: n. § 6a EStG an Pensionen insgesamt gezahlt
35.059	Anlage St: n. § 4c EStG Zuwendungen an Pensionskassen gezahlt
35.065	Anlage St: Steuervergünstigung n. § 7g Abs. 1 EStG
46.010	Förderung des Wohneigentums: Abzugsbetrag nach § 10e EStG/§ 15b BerlinFG - wie 1997
46.011	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstig. für bestimmte Baumaßnahmen: Aufwendungen nach § 10f EStG/§ 7 Fördergebietsgesetz
46.012	Förderung des Wohneigentums: Aufwendungen für die Wohnung: Vor Bezug der eigengenutzten oder überlassenen Wohnung (§10e Abs. 6, § 10h Satz 3 EStG)
46.016	Förderung des Wohneigentums: Anzahl der Kinder i.S.d. § 34f Abs. 2 EStG
46.017	Förderung des Wohneigentums: nachgeholter Abzugsbetrag nach § 10e EStG ohne GdE-Prüfung (Zweitobjekte)
46.020	Förderung des Wohneigentums: Abzugsbetrag - in Anspruch genommen
46.022	Förderung des Wohneigentums: Steuerungskennzahl § 10e EStG
46.023	Förderung des Wohneigentums: vor-/rücktragsfähiger Ermäßigungsbetrag nach § 34f EStG
46.024	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstig. für bestimmte Baumaßnahmen: Herstellungskosten für eine unentgeltl. überlassene Wohnung im eigenen Haus (§ 10h EStG)
46.025	Förderung des Wohneigentums: Steuerungskennzahl § 10h EStG
46.026	Förderung des Wohneigentums: Abzugsbetrag nach § 10e EStG / § 15b BerlinFG ohne Günstiger-Prüfung
46.027	Förderung des Wohneigentums: tatsächlich zu gewährender Betrag nach § 34f Abs. 4 EStG
46.028	Förderung des Wohneigentums: Höchstansatz für Beträge nach § 10h EStG (Kindergeldzuschlag)
46.029	Förderung des Wohneigentums: nachgeholte Abzugsbeträge aus den Vorjahren nach § 10e Abs. 3 EStG
46.031	Förderung des Wohneigentums: nachgeholter Abzugsbetrag nach § 10e EStG mit GdE-Prüfung (Zweitobjekte)
46.040	Förderung des Wohneigentums: pauschaler Vorkostenabzug nach §10i Abs. 1 Nr. 1 EStG
46.041	Förderung des Wohneigentums: Vorkostenabzug für 1998 geleistete Erhaltungsaufwendungen (§ 10i EStG) bei Alleineigentum
46.042	Förderung des Wohneigentums: Vorkostenabzug nach § 10i EStG, einheitlich und gesondert festgestellt
46.043	Förderung des Wohneigentums: Vorkostenabzug für 1998 geleistete Erhaltungsaufwendungen (§ 10i EStG): Anteil bei Miteigentum
46.060	Förderung des Wohneigentums: Eigengenutzte Wohnung im Beitrittsgebiet: § 7 Fördergebietsgesetz
46.061	Förderung des Wohneigentums: Eigengenutzte Wohnung im Beitrittsgebiet: Abzugsbetrag nach § 82a EStDV
46.062	Förderung des Wohneigentums: Eigengenutzte Wohnung im Beitrittsgebiet: Erhaltungsmaßnahmen nach § 10f Abs. 2 EStG
46.063	Förderung des Wohneigentums: Eigengenutzte Wohnung im Beitrittsgebiet: Herstellungskosten nach § 10f Abs. 1 EStG
46.071	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstig. für Gebäude nicht im Beitrittsgebiet: Erhaltungsmaßnahmen nach § 10f Abs. 2 EStG
46.073	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstig. für Gebäude nicht im Beitrittsgebiet: Erhaltungsmaßnahmen nach § 10f Abs. 1 EStG
46.082	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstig. für Gebäude nicht im Beitrittsgebiet: Erhöhte Absetzungen insgesamt nach § 14a BerlinFG
46.083	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstig. für Gebäude nicht im Beitrittsgebiet: Erhöhte Absetzungen insgesamt nach §§ 82a, 82g, 82i EStDV, Schutzbaugesetz
46.085	Förderung des Wohneigentums: Anteile an den Steuerbegünstigungen: Gesondert und einheitlich festgestellter Betrag

47.019	Progressionsvorbehalt: Kurzarbeiter-/Schlechtwettergeld - A -
47.020	Progressionsvorbehalt: Arbeitslosengeld - A -
47.041	Lohnsteuererlegung: LSt aus 2. und weitere Lohnsteuerkarten - A -
47.042	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 1. Konfession - 1. Lohnsteuerkarte
47.043	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 1. Konfession - weitere Lohnsteuerkarte
47.044	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 2. Konfession (nur bei konfessionsverschiedenen Ehegatten) - 1. Lohnsteuerkarte
47.045	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 2. Konfession (nur bei konfessionsverschiedenen Ehegatten) - weitere Lohnsteuerkarte
47.048	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 1. Konfession - bei Arbeitslohn/Versorgungsbezügen für mehrere Jahre und Entschädigungen
47.049	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 2. Konfession (nur bei konfessionsverschiedenen Ehegatten) - bei Arbeitslohn/Versorgungsbezügen für mehrere Jahre und Entschädigungen
48.019	Progressionsvorbehalt: Kurzarbeiter-/Schlechtwettergeld - B -
48.020	Progressionsvorbehalt: Arbeitslosengeld - B -
48.041	Lohnsteuererlegung: LSt aus 2. und weitere Lohnsteuerkarten - B -
48.042	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 1. Konfession - 1. Lohnsteuerkarte
48.043	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 1. Konfession - weitere Lohnsteuerkarte
48.044	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 2. Konfession (nur bei konfessionsverschiedenen Ehegatten) - 1. Lohnsteuerkarte
48.045	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 2. Konfession (nur bei konfessionsverschiedenen Ehegatten) - weitere Lohnsteuerkarte
48.048	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 1. Konfession - bei Arbeitslohn/Versorgungsbezügen für mehrere Jahre und Entschädigungen
48.049	Kirchenlohnsteuer, einbehaltene, 2. Konfession (nur bei konfessionsverschiedenen Ehegatten) - bei Arbeitslohn/Versorgungsbezügen für mehrere Jahre und Entschädigungen
65.100	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft
65.101	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft - A -
65.102	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft - B -
65.103	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft als Einzelunternehmer - A -
65.104	E1: Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft als Einzelunternehmer - B -
65.107	E1: Veräußerungsgewinne Land- und Forstwirtschaft - A -
65.108	E1: Veräußerungsgewinne Land- und Forstwirtschaft - B -
65.110	E1: Freibetrag n. § 14a Abs. 4 EStG - A -
65.111	E1: Freibetrag n. § 14a Abs. 4 EStG - B -
65.112	E1: Freibetrag für Veräußerungsgewinne aus Land- und Forstwirtschaft - A -
65.113	E1: Freibetrag für Veräußerungsgewinne aus Land- und Forstwirtschaft - B -
65.120	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb
65.121	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb - A -
65.122	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb - B -
65.123	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb als Einzelunternehmer - A -
65.124	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb als Einzelunternehmer - B -
65.125	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb aus Beteiligung - A -
65.126	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb aus Beteiligung - B -
65.127	E2: Freibetrag für Veräußerungsgewinne aus Gewerbebetrieb - A -
65.128	E2: Freibetrag für Veräußerungsgewinne aus Gewerbebetrieb - B -
65.129	E2: mehrjährige Einkünfte aus Gewerbebetrieb - A -
65.130	E2: mehrjährige Einkünfte aus Gewerbebetrieb - B -
65.131	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb lt. gesonderter Feststellung - A -
65.132	E2: Einkünfte aus Gewerbebetrieb lt. gesonderter Feststellung - B -
65.133	E2: Einkommen aus Organschaften - A -
65.134	E2: Einkommen aus Organschaften - B -
65.135	E2: Veräußerungsgewinne aus Gewerbebetrieb - A -
65.136	E2: Veräußerungsgewinne aus Gewerbebetrieb - B -
65.140	E3: Einkünfte aus selbständiger Arbeit
65.141	E3: Einkünfte aus selbständiger Arbeit - A -



65.142	E3: Einkünfte aus selbständiger Arbeit - B -
65.143	E3: Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit - A -
65.144	E3: Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit - B -
65.145	E3: Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit aus Beteiligung - A -
65.146	E3: Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit aus Beteiligung - B -
65.147	E3: andere Einkünfte aus selbständiger Arbeit - A -
65.148	E3: andere Einkünfte aus selbständiger Arbeit - B -
65.149	E3: Freibetrag für Veräußerungsgewinne aus selbst. Arbeit - A -
65.150	E3: Freibetrag für Veräußerungsgewinne aus selbst. Arbeit - B -
65.151	E3: Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit lt. gesonderter Feststellung - A -
65.152	E3: Einkünfte aus freiberuflicher Tätigkeit lt. gesonderter Feststellung - B -
65.153	E3: mehrjährige Einkünfte aus selbständiger Arbeit - A -
65.154	E3: mehrjährige Einkünfte aus selbständiger Arbeit - B -
65.155	E3: Veräußerungsgewinne aus selbst. Arbeit - A -
65.156	E3: Veräußerungsgewinne aus selbst. Arbeit - B -
65.160	E4: Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit
65.161	E4: Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit - A -
65.162	E4: Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit - B -
65.163	E4: Bruttoarbeitslohn - A -
65.164	E4: Bruttoarbeitslohn - B -
65.165	E4: steuerpflichtiger Fahrtkostenersatz - A -
65.166	E4: steuerpflichtiger Fahrtkostenersatz - B -
65.167	E4: Versorgungsfreibetrag - A -
65.168	E4: Versorgungsfreibetrag - B -
65.172	E4: Werbungskosten - A -
65.173	E4: Werbungskosten - B -
65.180	E4: Werbungskosten: Fahrten zwischen Wohnung und Arbeitsstätte - A -
65.181	E4: Werbungskosten: Fahrten zwischen Wohnung und Arbeitsstätte - B -
65.182	E4: Werbungskosten: Mehraufwendungen für Verpflegung - A -
65.183	E4: Werbungskosten: Mehraufwendungen für Verpflegung - B -
65.184	E4: Werbungskosten: Mehraufwendungen für doppelte Haushaltsführung - A -
65.185	E4: Werbungskosten: Mehraufwendungen für doppelte Haushaltsführung - B -
65.186	E4: Werbungskosten: Besondere Pauschsätze für bestimmte Berufsgruppen - A -
65.187	E4: Werbungskosten: Besondere Pauschsätze für bestimmte Berufsgruppen - B -
65.188	E4: Werbungskosten, übrige - A -
65.189	E4: Werbungskosten, übrige - B -
65.220	E5: Einkünfte aus Kapitalvermögen
65.221	E5: Einkünfte aus Kapitalvermögen - A -
65.222	E5: Einkünfte aus Kapitalvermögen - B -
65.223	E5: Einnahmen aus Kapitalvermögen - A -
65.224	E5: Einnahmen aus Kapitalvermögen - B -
65.225	E5: Werbungskosten aus Kapitalvermögen - A -
65.226	E5: Werbungskosten aus Kapitalvermögen - B -
65.227	E5: Sparerfreibetrag - A -
65.228	E5: Sparerfreibetrag - B -
65.240	E6: Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung
65.241	E6: Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung - A -
65.242	E6: Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung - B -
65.245	E6: Einkünfte aus bebauten Grundstücken - A -
65.246	E6: Einkünfte aus bebauten Grundstücken - B -
65.247	E6: Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung aus Beteiligung - A -
65.248	E6: Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung aus Beteiligung - B -
65.249	E6: übrige Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung - A -

65.250	E6: übrige Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung - B -
65.251	E6: mehrjährige Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung - A -
65.252	E6: mehrjährige Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung - B -
65.260	E7: sonstige Einkünfte
65.261	E7: sonstige Einkünfte - A -
65.262	E7: sonstige Einkünfte - B -
65.263	E7: Ertragsanteil 1. Rente - A -
65.264	E7: Ertragsanteil 1. Rente - B -
65.265	E7: Ertragsanteil 2. Rente - A -
65.266	E7: Ertragsanteil 2. Rente - B -
65.267	E7: Ertragsanteil weitere Rente (1) - A -
65.268	E7: Ertragsanteil weitere Rente (1) - B -
65.269	E7: Ertragsanteil für mehrere Jahre - A -
65.270	E7: Ertragsanteil für mehrere Jahre - B -
65.271	E7: Einkünfte aus wiederkehrenden Bezügen - A -
65.272	E7: Einkünfte aus wiederkehrenden Bezügen - B -
65.273	E7: Einnahmen aus Unterhaltsleistungen - A -
65.274	E7: Einnahmen aus Unterhaltsleistungen - B -
65.277	E7: sonstige Einkünfte, Werbungskosten/Werbungskosten-Pauschbetrag - A -
65.278	E7: sonstige Einkünfte, Werbungskosten/Werbungskosten-Pauschbetrag - B -
65.279	E7: Spekulationsgewinne - A -
65.280	E7: Spekulationsgewinne - B -
65.281	E7: sonstige Einkünfte aus Leistungen + sonstige Einkünfte als Abgeordneter - A -
65.282	E7: sonstige Einkünfte aus Leistungen + sonstige Einkünfte als Abgeordneter - B -
65.287	geerbte Verluste - A -
65.288	geerbte Verluste - B -
65.310	Summe der Einkünfte - A -
65.311	Summe der Einkünfte - B -
65.321	Altersentlastungsbetrag - A -
65.322	Altersentlastungsbetrag - B -
65.330	Gesamtbetrag der Einkünfte
65.336	Freibetrag nach § 13 Abs. 3 EStG für Land- und Forstwirtschaft (65) - A -
65.337	Freibetrag nach § 13 Abs. 3 EStG für Land- und Forstwirtschaft (65) - B -
65.400	Sonderausgaben-Pauschbetrag
65.401	Sonderausgaben: Unterhaltsleistungen nach § 10 Abs. 1 Nr. 1 EStG
65.402	Sonderausgaben: Renten und dauernde Lasten
65.403	Sonderausgaben: Kirchensteuer, gezahlt
65.404	Sonderausgaben: Kirchensteuer, erstattet
65.405	Sonderausgaben: Kirchensteuer, abzugsfähig
65.406	Sonderausgaben: Zinsen
65.409	Sonderausgaben: Steuerberatungskosten
65.410	Sonderausgaben: Ausbildungs-/Weiterbildungskosten
65.411	Sonderausgaben: Beiträge und Spenden nach § 10b EStG
65.413	Sonderausgaben, die nicht Vorsorgeaufwendungen sind (unbeschränkt abzugsfähige Sonderausgaben)
65.416	Sonderausgaben: Versicherungsbeiträge
65.427	Sonderausgaben: Vorsorgeaufwendungen (beschränkt abzugsfähige Sonderausgaben, incl. Vorsorgepauschale)
65.431	Sonderausgaben: Aufwendungen für hauswirtschaftliches Beschäftigungsverhältnis
65.432	Sonderausgaben: Schuldgeld i.S.d. § 10 Abs. 1 Nr. 9 EStG
65.437	Sonderausgaben: zusätzlicher Pflegehöchstbetrag
65.438	Förderung des Wohneigentums: Vorkostenabzug nach § 10i EStG
65.460	Außergewöhnliche Belastungen: Bemessungsgrundlage der zumutbaren Eigenbelastung
65.461	Außergewöhnliche Belastungen: Prozentsatz der zumutbaren Eigenbelastung
65.462	Außergewöhnliche Belastungen: Zumutbare Belastung insgesamt (§§ 33 u. 33c EStG)

65.463	Außergewöhnliche Belastungen: Aufwendungen für Kinderbetreuungskosten insgesamt (§ 33c EStG)
65.464	Außergewöhnliche Belastungen: Zumutbare Belastung (§ 33c EStG)
65.465	Außergewöhnliche Belastungen: Verbleibende Belastung (§ 33c EStG)
65.466	Außergewöhnliche Belastungen: Pauschbetrag § 33c EStG
65.467	Außergewöhnliche Belastungen: Abzugsbetrag § 33c EStG
65.468	Außergewöhnliche Belastungen: Zumutbare Belastung (§ 33 EStG)
65.469	Außergewöhnliche Belastungen: Abzugsbetrag § 33 EStG
65.471	Außergewöhnliche Belastungen: Abzugsbetrag für Hilfe im Haushalt/Heim- oder Pflegeunterbringung (§ 33a Abs. 3 EStG)
65.472	Außergewöhnliche Belastungen: Ausbildungsfreibeträge (§ 33a Abs. 2 EStG)
65.474	Außergewöhnliche Belastungen: Summe der personell berechneten Freibeträge nach §§ 33a und 33b EStG, soweit maschinell nicht ermittelbar
65.475	Außergewöhnliche Belastungen: Unterhaltsaufwendungen (§ 33a Abs. 1 EStG)
65.476	Außergewöhnliche Belastungen: Pauschbetrag für Körperbehinderte (§ 33b Abs. 3 EStG)
65.477	Außergewöhnliche Belastungen: Pauschbetrag für Hinterbliebene (§ 33b Abs. 4 EStG)
65.479	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstigungen insgesamt
65.483	Verlustabzug: Verbrauchter Verlust i.S.v. § 10d EStG -A -
65.484	Verlustabzug: Verbrauchter Verlust i.S.v. § 10d EStG -B -
65.487	Verlustabzug: Verbrauchter Verlustrücktrag aus Folgejahr (VZ+1) -A -
65.488	Verlustabzug: Verbrauchter Verlustrücktrag aus Folgejahr (VZ+1) -B -
65.490	Außergewöhnliche Belastungen, abzugsfähig - bei getrennter Veranlagung - B -
65.500	Einkommen
65.517	Haushaltsfreibetrag
65.521	Härteausgleich § 46 EStG
65.522	zu versteuerndes Einkommen
65.552	Progressionsvorbehalt: Prozentsatz
65.554	Steuersonderberechnung: § 34 Abs. 2 EStG: zu versteuernder Betrag
65.556	Steuersonderberechnung: § 34 Abs. 2 EStG: Steuer
65.557	Steuersonderberechnung: § 34 Abs. 3 EStG: zu versteuernder Betrag
65.559	Steuersonderberechnung: § 34 Abs. 3 EStG: Steuer
65.563	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 1 EStG: zu versteuernder Betrag
65.565	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 1 EStG: Steuer
65.566	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 2 EStG: zu versteuernder Betrag
65.568	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 2 EStG: Steuer
65.569	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 3a EStG: zu versteuernder Betrag
65.571	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 3a EStG: Steuer
65.572	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 3b EStG: zu versteuernder Betrag
65.574	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 3b EStG: Steuer
65.575	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 3c EStG: zu versteuernder Betrag
65.577	Steuersonderberechnung: § 34b Abs. 3 Nr. 3c EStG: Steuer
65.578	Steuersonderberechnung: § 34c Abs. 4 EStG: zu versteuernder Betrag
65.580	Steuersonderberechnung: § 34c Abs. 4 EStG: Steuer
65.584	Einkommensteuer, tarifliche
65.590	Steuerermäßigung von anzurechnenden ausländischen Steuern nach § 34c Abs. 1 EStG, § 12 Abs. 1 u. 3 AstG
65.591	Steuerermäßigung bei Land- und Forstwirtschaft nach § 34e EStG
65.606	Steuerermäßigung nach § 7a Fördergebietsgesetz/Darlehen nach §§ 16, 17 BerlinFG
65.609	Steuerermäßigung nach § 34f EStG („Baukindergeld“)
65.610	Steuerermäßigung nach § 34g Nr. 1 EStG (politische Parteien)
65.612	Steuerermäßigung: Nachsteuer nach §§ 30, 31 EStDV
65.613	Einkommensteuer, festzusetzende
65.628	Steuerermäßigung bei gewerblichen Einkünften nach § 32c Abs. 4 EStG
65.651	Steueranrechnung: Kapitalertragsteuer, anzurechnende (einschl. Steuergutschriften bei Dividenden nach dem DBA Frankreich)
65.652	Steueranrechnung: anzurechnende Steuer nach § 50a EStG

65.653	Steueranrechnung: Körperschaftsteuer, anzurechnende
65.654	Einkommensteuer, verbleibende
65.657	Steueranrechnung: Steuergutschriften bei Dividenden nach dem DBA Frankreich
65.670	Steueranrechnung: Abzugssteuern von Grenzgängern nach dem DBA Schweiz
65.718	Förderung des Wohneigentums: Sonstige Aufwendungen für die eigengenutzte Wohnung (ohne § 10e EStG)
65.719	Steuerbegünstigung für schutzwürdige Kulturgüter (§ 10g EStG)
65.720	Förderung des Wohneigentums: nur § 10e EStG
65.722	Steuerbegünstigung für bestimmte Baumaßnahmen (§ 82a EStDV)
65.723	Steuerermäßigung bei Belastung mit Erbschaftsteuer (§ 35 EStG)
65.724	Steuerermäßigung: § 34c Abs. 5 EStG: zu versteuernder Betrag
65.725	Steuerermäßigung: Zuschlag nach § 3 Abs. 4 Forstschäden-Ausgleichsgesetz
65.727	Außergewöhnliche Belastungen, abzugsfähig – bei getrennter Veranlagung - A -
65.729	Außergewöhnliche Belastungen: Pflege-Pauschbetrag (§ 33b Abs. 6 EStG)
65.733	Steuerermäßigung: § 34c Abs. 5 EStG: Steuer
65.739	Steuerermäßigung nach § 34g Nr. 2 EStG (Wählergemeinschaften)
65.748	Kinderfreibeträge: Zahl der Kinder mit ganzem und halbem Kinderfreibetrag (ZK+ZHK)
65.800	Verlust, festgestellter zum 31. 12. 1998 - A -
65.801	Verlust, festgestellter zum 31. 12. 1998 - B -
65.812	Verlustrücktrag nach 1996 - A -
65.813	Verlustrücktrag nach 1996 - B -
65.814	Verlustrücktrag nach 1997 - A -
65.815	Verlustrücktrag nach 1997 - B -
65.818	Verlustabzug, tatsächlicher im Kalenderjahr - A -
65.819	Verlustabzug, tatsächlicher im Kalenderjahr - B -
65.827	Förderung des Wohneigentums: Steuerbegünstig. für bestimmte Baumaßnahmen: Herstellungskosten für eine unentgeltl. überlassene Wohnung im eigenen Haus (§ 10h EStG)
65.879	Kinderfreibeträge, tatsächlich abzuziehende
65.880	Kindergeld, hinzuzurechnendes
65.881	Kinder: Anzahl der Kinder, für die der Kinderfreibetrag angesetzt wird
66.104	Kirchensteuer, festzusetzende - A -
66.105	Kirchensteuer, festzusetzende - B -
66.106	Kirchenlohnsteuer, anzurechnende - A -
66.107	Kirchenlohnsteuer, anzurechnende - B -
66.108	Kirchensteuer, verbleibende – A -
66.109	Kirchensteuer, verbleibende – B -
66.200	Progressionsvorbehalt: steuerfreie Lohnersatzleistungen - A -
66.201	Progressionsvorbehalt: steuerfreie Lohnersatzleistungen - B -
66.202	Progressionsvorbehalt: steuerfreie Einkünfte n. DBA/ATE - A -
66.203	Progressionsvorbehalt: steuerfreie Einkünfte n. DBA/ATE - B -
66.204	Progressionsvorbehalt: Summe der steuerfreien Einkünfte n. DBA - A -
66.205	Progressionsvorbehalt: Summe der steuerfreien Einkünfte n. DBA - B -
66.206	E4: Versorgungsbezüge - A -
66.207	E4: Versorgungsbezüge - B -
66.208	Solidaritätszuschlag, einbehaltener zur Lohnsteuer - A -
66.209	Solidaritätszuschlag, einbehaltener zur Lohnsteuer - B -
66.210	Steueranrechnung: Lohnsteuer, anzurechnende - A - (einschl. der Abzugssteuern von Grenzgängern nach dem DBA Schweiz)
66.211	Steueranrechnung: Lohnsteuer, anzurechnende - B - (einschl. der Abzugssteuern von Grenzgängern nach dem DBA Schweiz)
66.975	Solidaritätszuschlag
66.977	Solidaritätszuschlag, einbehaltener zur Kapitalertragsteuer
66.978	Solidaritätszuschlag, verbleibender
66.996	Solidaritätszuschlag/Kirchensteuer, Bemessungsgrundlage (geminderte Einkommensteuer)
66.998	Kinderfreibeträge: insgesamt gem. § 51a EStG

## Anhang B

Es wird hier Beziehung (2.6) hergeleitet.

Auflösen der Klammer der Gleichung (2.5) liefert:

$$(B.1) \quad R = T - \sum S_h + \sum P_h S_h$$

Das totale Differential der Gleichung (B.1),

$$dR = dT - \sum dS_h + \sum dP_h \cdot S_h + \sum P_h \cdot dS_h,$$

lässt sich aufgrund von  $dT = 0$  vereinfachen zu:

$$(B.2) \quad dR = \sum dP_h \cdot S_h + \sum P_h \cdot dS_h - \sum dS_h.$$

Wenn die Preiselastizität  $\varepsilon_h$  einen Wert von -1 besitzt, dann gilt

$$(B.3) \quad \frac{dS_h}{dP_h} \cdot \frac{P_h}{S_h} = -1.$$

Multiplikation beider Seiten der Definition (B.3) mit dem Term  $dP_h \cdot S_h$  liefert  $dS_h \cdot P_h = -dP_h \cdot S_h$ . Ersetzt man entsprechend den zweiten Summanden auf der rechten Seite der Gleichung (B.2), gelangt man zu

$$(B.4) \quad dR = \sum dP_h \cdot S_h - \sum dP_h \cdot S_h - \sum dS_h = -\sum dS_h.$$

## Anhang C

Im Folgenden wird die Optimalitätsbedingung (2.11) für den optimalen Spendenpreis des Reformsystems hergeleitet. Sie ergibt sich aus dem in Gleichung (2.10) vereinfacht dargestellten öffentlichen Finanzierungssaldo  $B = T + \sum P_h \cdot S_h - X$ . Da im Reformsystem  $P = P_h$  gilt und die Spenden vom Preis abhängen, erhält man als Finanzierungssaldo  $B$ :

$$(C.1) \quad B = T + \sum P \cdot S_h(P) - X.$$

Um den Preis zu finden, der diesen Saldo maximiert, bildet man die Bedingung erster Ordnung:

$$(C.2) \quad \frac{dB}{dP} = \sum \left( S_h + \frac{dS_h}{dP} \cdot P \right) = 0.$$

Dies lässt sich auch schreiben als:

$$(C.3) \quad \sum S_h + \sum \frac{dS_h}{dP} \cdot P = 0$$

bzw.

$$(C.4) \quad \sum \frac{dS_h}{dP} \cdot P = -\sum S_h.$$

Erweitert man die linke Seite von Gleichung (C.4) mit  $(S_h/S_h)$ , gelangt man zu:

$$(C.5) \quad \sum \frac{dS_h}{dP} \cdot \frac{P}{S_h} \cdot S_h = -\sum S_h.$$

Da Gleichung (C.5) die individuelle Preiselastizität

$$\varepsilon_h = \frac{dS_h}{dP} \cdot \frac{P}{S_h}$$

enthält, steht dort eigentlich:

$$(C.6) \quad \sum \varepsilon_h \cdot S_h = -\sum S_h.$$

Schreibt man die Summe auf der linken Seite von Gleichung (C.6) in ausführlicher Form, erhält man:

$$(C.7) \quad \varepsilon_1 S_1 + \varepsilon_2 S_2 + \dots + \varepsilon_H S_H = -\sum S_h$$

Man bildet also für jeden Haushalt das Produkt aus individueller Spende und individueller Preiselastizität und summiert diese Produkte über alle Haushalte auf. Im Optimum muss diese Summe dann dem negativen Spendenaufkommen entsprechen. Dividiert man nun durch dieses Spendenaufkommen, erhält man auf der linken Seite der Gleichung (C.7) für jeden Haushalt das Produkt aus seinem individuellen Anteil am gesamten Spendenaufkommen und seiner Preiselastizität. Auf der rechten Seite der Gleichung (C.7) verbleibt lediglich -1. In formaler Schreibweise ergibt sich:

$$(C.8) \quad \varepsilon_1 \frac{S_1}{\sum S_h} + \varepsilon_2 \frac{S_2}{\sum S_h} + \dots + \varepsilon_H \frac{S_H}{\sum S_h} = -1$$

Schreibt man Gleichung (C.8) mit Hilfe von Summenzeichen in kompakter Form, erhält man die Optimalbedingung (2.11):

$$\sum [S_h / (\sum S_k)] \varepsilon_h = -1$$

## Anhang D

Basierend auf Halvorsen/Palmquist (1980), wird die Herleitung des für die Interpretation der Koeffizienten von Dummy-Variablen notwendigen Korrekturterms (6.28) gezeigt.

Eine einfache Schätzgleichung laute:  $\ln y = \alpha + \beta \ln x + \gamma \cdot d + u$ .  $u$  sei die Störgröße,  $y$  eine stetige abhängige Variable,  $x$  eine stetige unabhängige Variable und  $d$  die Dummy-Variable, die nur die Werte Null oder Eins annehmen kann. Der prognostizierte Wert der abhängigen Variable bei  $d = 1$  ergibt sich gemäß:

$$(D.1) \quad \ln \hat{y}_1 = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln x + \hat{\gamma} \cdot d .$$

Bei gleichen  $x$ -Werten ergibt sich dieser prognostizierte Wert, wenn  $d = 0$  gilt, aus:

$$(D.2) \quad \ln \hat{y}_0 = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \ln x .$$

Subtrahiert man Gleichung (D.2) von Gleichung (D.1), erhält man:

$$(D.3) \quad \ln \hat{y}_1 - \ln \hat{y}_0 = \hat{\gamma} \quad \text{bzw.}$$

$$(D.4) \quad \ln\left(\frac{\hat{y}_1}{\hat{y}_0}\right) = \hat{\gamma} .$$

Auflösen des Logarithmus liefert:

$$(D.5) \quad \frac{\hat{y}_1}{\hat{y}_0} = e^{\hat{\gamma}} .$$

Da die prozentuale Änderung von  $y$  gesucht ist, subtrahiert man auf beiden Seiten von (D.5) den Wert Eins:

$$(D.6) \quad \frac{\hat{y}_1 - \hat{y}_0}{\hat{y}_0} = e^{\hat{\gamma}} - 1 .$$

Man beachte: Die prozentuale Veränderung der endogenen Variable aufgrund der Zugehörigkeit zu einer bestimmten Gruppe, welche  $d = 1$  nach sich zieht, fällt immer stärker aus als der geschätzte Koeffizient  $\hat{\gamma}$ , denn die Ungleichung  $e^{\hat{\gamma}} - 1 > \hat{\gamma}$  bzw.  $e^{\hat{\gamma}} > \hat{\gamma} + 1$  ist für alle  $\hat{\gamma} \neq 0$  erfüllt.

Für positive Werte von  $\hat{\gamma}$  fällt die prozentuale Änderung größer aus, da  $e^{\hat{\gamma}} - 1 > \hat{\gamma}$  für alle  $\hat{\gamma} > 0$  gilt.

Für negative Werte von  $\hat{\gamma}$  fällt die prozentuale Änderung vom Betrag her kleiner aus, da  $|e^{\hat{\gamma}} - 1| < |\hat{\gamma}|$  für alle  $\hat{\gamma} < 0$  gilt.



## Anhang E

Analog zu Tabelle 3.4 lässt sich anhand der nachfolgenden Tabelle auch im Bereich der politischen Spenden eine schiefe Verteilung ablesen. Die relativ wenigen Haushalte aus den oberen Einkommensklassen, die über einen überproportional großen Anteil des aggregierten Einkommens verfügen, erbringen auch einen überproportional großen Anteil des Spendenaufkommens an politischen Spenden. Dies gilt aber überraschenderweise auch für Haushalte mit einem GBE zwischen 20.000 und 30.000 €.

GBE von ... bis unter ... Euro	geltend gemachte Beiträge und Spenden an politische Parteien		Anteil an den Spendern	Anteil am Spendenauf- kommen
	St.pfl.	1.000 EUR	%	%
- 1	12.911	4.663	1,37	2,06
1 - 10 000	54.816	6.261	5,80	2,77
10 000 - 20 000	94.719	11.330	10,02	5,01
20 000 - 30 000	140.218	47.972	14,83	21,19
30 000 - 40 000	150.564	21.505	15,93	9,50
40 000 - 50 000	129.898	21.722	13,74	9,60
50 000 - 100 000	275.448	69.949	29,14	30,90
100 000 - 500 000	80.368	36.062	8,50	15,93
500 000 oder mehr	6.403	6.875	0,68	3,04
<b>insgesamt</b>	<b>945.345</b>	<b>226.338</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

Quelle: Statistisches Bundesamt; eigene Berechnungen.

*Tabelle E.1: Anteile am Spendenaufkommen der geltend gemachten politischen Spenden nach GBE-Klassen sortiert*

## Anhang F

Dieser Anhang enthält die Ergebnisse der Hilfsregressionen, mit deren Hilfe in einer alternativen Variante die fehlenden Werte der Merkmale 35.054, 35.055, 35.029 und 35.030 bestimmt werden sollten, welche im Rahmen der Berechnung des Einkommens im Sinne von Merz notwendig waren.

abhängige Variable	Einkünfte aus VuV (65.240)	Standardabweichung (p-Wert)	Ost	Standardabweichung (p-Wert)	N	$\bar{R}^2$
35.029	-0,499	0,004 (<0,001)	-1.462,197	1.079,503 (0,176)	15.462	0,4621
35.030	-0,482	0,004 (<0,001)	769,118	979,468 (0,432)	11.661	0,5576
35.054	-0,020	0,016 (0,214)	5.936,035	2.997,628 (0,048)	278.193	<0,0001
35.055	-0,038	0,002 (<0,001)	-4.706,763	1.028,505 (<0,001)	110.947	0,0042

*Tabelle F.1: Ergebnisse der Hilfsregressionen zur Ermittlung der benötigten Angaben aus Anlage ST*

## Anhang G

Dieser Anhang präsentiert die Ergebnisse der im Hauptteil dieser Arbeit bereits erwähnten KQ-Schätzungen des Spendenverhaltens.

Zuerst wird eine um die Dummy-Variable *Grund* ergänzte Grundgleichung (6.1) separat mit Hilfe der beiden bekannten Datensatzkomponenten geschätzt. Diese Schätzergebnisse bildeten die Grundlage des in Tabelle 6.4 aufgelisteten Goldfeld-Quandt-Tests, der überprüfte, ob sich die Störgrößenvarianz der Stichprobe signifikant von derjenigen der Totalerhebung unterscheidet, sowie des dort aufgelisteten White-Tests auf Heteroskedastizität innerhalb der Datensatzkomponenten.

Die Darstellung der zugehörigen  $p$ -Werte erübrigt sich, da lediglich der durch \* gekennzeichnete Schätzwert einen  $p$ -Wert von 0,535 aufweist, während die restlichen  $p$ -Werte sämtlichst kleiner als 0,001 ausfallen.

	<b>Totalerhebung (alle Steuerzahler)</b>	<b>Stichprobe (alle Steuerzahler)</b>	<b>Totalerhebung (nur Spender)</b>	<b>Stichprobe (nur Spender)</b>
<i>Konst.</i>	-7,813	-4,531	-4,211	-0,058*
$\ln Y1$	0,993	0,748	0,775	0,436
$\ln P$	-1,429	-0,246	-1,231	-0,597
<i>Grund</i>	-0,358	-0,155	0,093	0,079
$\bar{R}^2$	0,0433	0,0871	0,0570	0,0473
N	490.125	549.926	364.040	256.384
<i>Konst.</i>	-4,393	0,307	-1,964	2,805
$\ln Y2$	0,713	0,234	0,596	0,135
$\ln P$	-1,347	-1,890	-1,144	-1,504
<i>Grund</i>	-0,370	-0,555	0,088	-0,149
$\bar{R}^2$	0,0309	0,0771	0,0444	0,0413
N	490.124	549.920	364.039	256.381

*Tabelle G.1: Ergebnisse separater KQ-Schätzungen des um einen Veranlagungsdummy ergänzten Grundmodells*

Es folgen nun die Ergebnisse der KQ-Schätzungen der endgültigen Spezifikationen (6.26) bzw. (6.27), d.h. die beiden Komponenten des Datensatzes wurden nach Bereinigung um die Höchstbetragüberschreiter separat mittels der genannten Methode geschätzt.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	23,108	0,534	<0,001
$\ln p^*$	-6,660	0,405	<0,001
$\ln Y$	-4,964	0,110	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	0,470	0,040	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-0,795	0,042	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,285	0,006	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,066	0,008	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,242	0,009	<0,001
<i>Alter50-59</i>	0,504	0,009	<0,001
<i>Alter60-69</i>	0,910	0,010	<0,001
<i>Alter70+</i>	1,303	0,011	<0,001
<i>Kinder1</i>	0,001	0,006	0,814
<i>Kinder2</i>	0,121	0,007	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,287	0,012	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,338	0,023	<0,001
<i>Ost</i>	-0,288	0,006	<0,001
<i>Mann</i>	-0,259	0,007	<0,001
<i>Frau</i>	-0,085	0,008	<0,001
<i>VGW</i>	-0,125	0,017	<0,001
$d_1$	1,336	1,620	0,409

*Tabelle G.2: Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)*

Für die 544.696 verbleibenden Haushalte aus der Stichprobe wurden durchschnittliche Elastizitäten in Höhe von -1,240 (Preis) und 0,627 (Einkommen) geschätzt.

Die Teststatistik des Breusch-Pagan-Tests beläuft sich auf 27.440,12.

Es folgen die Ergebnisse für die 486.888 verbleibenden Haushalte aus der Totalerhebung.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	10,204	1,023	<0,001
$\ln p^*$	9,407	0,508	<0,001
$\ln Y$	-1,288	0,168	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	-1,013	0,043	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-0,810	0,034	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,053	0,007	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,097	0,035	0,005
<i>Alter40-49</i>	0,456	0,035	<0,001
<i>Alter50-59</i>	0,898	0,034	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,443	0,035	<0,001
<i>Alter70+</i>	1,848	0,036	<0,001
<i>Kinder1</i>	0,187	0,008	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,470	0,008	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,808	0,012	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	1,021	0,020	<0,001
<i>Ost</i>	-0,448	0,011	<0,001
<i>Mann</i>	-0,425	0,012	<0,001
<i>Frau</i>	-0,064	0,016	<0,001
<i>VGW</i>	0,124	0,025	<0,001
$d_{45}$	4,925	2,068	0,017
$d_{46}$	4,753	2,074	0,022
$d_{47}$	4,472	2,069	0,031
$d_{48}$	1,634	2,183	0,454
$d_{49}$	4,342	2,069	0,036
$d_{50}$	1,858	2,353	0,430

*Tabelle G.3: Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter)*

Die Durchschnittswerte der geschätzten haushaltsspezifischen Elastizitäten belaufen sich auf -1,102 (Preis) und 0,679 (Einkommen).

Die Teststatistik des Breusch-Pagan-Tests nimmt einen Wert von 141,13 an.

## Anhang H

Es werden die Ergebnisse separater Schätzungen des Strukturbruchmodells (6.14) gezeigt.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	5,245	0,568	<0,001
<i>D</i>	-1,825	0,605	<0,001
<i>ln P</i>	-10,946	0,446	<0,001
<i>ln Y</i>	-2,049	0,116	<0,001
<i>D(ln Y)</i>	1,035	0,124	<0,001
<i>(ln P)(ln Y)</i>	0,886	0,044	<0,001
<i>(ln P)<sup>2</sup></i>	-0,839	0,055	<0,001
<i>(ln Y)<sup>2</sup></i>	0,149	0,006	<0,001
<i>D(ln Y)<sup>2</sup></i>	-0,073	0,006	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,233	0,009	<0,001
<i>D(Alter30-39)</i>	0,223	0,020	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,461	0,010	<0,001
<i>D(Alter40-49)</i>	0,235	0,021	<0,001
<i>Alter50-59</i>	0,765	0,010	<0,001
<i>D(Alter50-59)</i>	0,198	0,020	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,275	0,011	<0,001
<i>D(Alter60-69)</i>	0,014	0,020	0,491
<i>Alter70+</i>	1,792	0,012	<0,001
<i>D(Alter70+)</i>	0,026	0,021	0,228
<i>Kinder1</i>	-0,018	0,006	0,005
<i>D(Kinder1)</i>	0,054	0,013	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,104	0,007	<0,001
<i>D(Kinder2)</i>	0,020	0,016	0,217
<i>Kinder3</i>	0,249	0,012	<0,001
<i>D(Kinder3)</i>	-0,093	0,025	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,330	0,023	<0,001
<i>D(Kinder&gt;3)</i>	-0,135	0,043	0,002
<i>Ost</i>	-0,317	0,006	<0,001
<i>D(Ost)</i>	-0,136	0,012	<0,001
<i>Mann</i>	-0,276	0,008	<0,001
<i>D(Mann)</i>	0,024	0,014	0,083
<i>Frau</i>	-0,051	0,008	<0,001
<i>D(Frau)</i>	0,010	0,013	0,423
<i>VGW</i>	-0,135	0,019	<0,001
<i>D(VGW)</i>	-0,027	0,043	0,519

Tabelle H.1: Ergebnisse der Tobit-Schätzung des Strukturbruchmodells (6.14) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	7,677	0,985	<0,001
<i>D</i>	16,249	6,360	0,011
<i>ln P</i>	8,795	0,580	<0,001
<i>ln Y</i>	-1,125	0,158	<0,001
<i>D(ln Y)</i>	-2,544	1,017	0,012
<i>(ln P)(ln Y)</i>	-1,001	0,048	<0,001
<i>(ln P)<sup>2</sup></i>	-1,162	0,050	<0,001
<i>(ln Y)<sup>2</sup></i>	0,047	0,007	<0,001
<i>D(ln Y)<sup>2</sup></i>	0,128	0,041	0,002
<i>Alter30-39</i>	0,210	0,042	<0,001
<i>D(Alter30-39)</i>	-0,301	0,386	0,435
<i>Alter40-49</i>	0,666	0,041	<0,001
<i>D(Alter40-49)</i>	-0,543	0,379	0,153
<i>Alter50-59</i>	1,169	0,041	<0,001
<i>D(Alter50-59)</i>	-0,621	0,374	0,096
<i>Alter60-69</i>	1,854	0,041	<0,001
<i>D(Alter60-69)</i>	-0,445	0,377	0,238
<i>Alter70+</i>	2,412	0,043	<0,001
<i>D(Alter70+)</i>	-0,536	0,383	0,162
<i>Kinder1</i>	0,218	0,009	<0,001
<i>D(Kinder1)</i>	-0,017	0,124	0,893
<i>Kinder2</i>	0,551	0,009	<0,001
<i>D(Kinder2)</i>	0,105	0,127	0,408
<i>Kinder3</i>	0,940	0,013	<0,001
<i>D(Kinder3)</i>	0,229	0,173	0,186
<i>Kinder&gt;3</i>	1,194	0,022	<0,001
<i>D(Kinder&gt;3)</i>	-0,015	0,235	0,950
<i>Ost</i>	-0,519	0,013	<0,001
<i>D(Ost)</i>	-0,052	0,136	0,701
<i>Mann</i>	-0,503	0,013	<0,001
<i>D(Mann)</i>	0,101	0,121	0,404
<i>Frau</i>	-0,051	0,018	<0,001
<i>D(Frau)</i>	0,002	0,185	0,990
<i>VGW</i>	0,095	0,028	<0,001
<i>D(VGW)</i>	-0,186	0,296	0,526

Tabelle H.2: Ergebnisse der Tobit-Schätzung des Strukturbruchmodells (6.14) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM

Zu beachten ist hierbei, dass die in den Tabellen H.1 und H.2 aufgelisteten Koeffizienten analog der Vorgehensweise im Hauptteil die sich für den jeweiligen Durchschnittshaushalt einstellenden korrigierten Koeffizienten darstellen.

Die Nullhypothese, dass alle Koeffizienten  $b_i$  und  $c_j$  simultan den Wert Null annehmen – das hieße, die sogenannten Interaktionsdummyvariablen, also diejenigen exogenen Variablen, welche die Dummy-Variable  $D$  beinhalten, besäßen keinerlei Erklärungskraft –, kann nach Durchführung eines Wald-Tests für beide Teildatensätze deutlich verworfen werden ( $p$ -Wert weitaus kleiner als 0,0001). Die Teststatistiken nahmen Werte von 166,55 (Stichprobe) bzw. 45,99 (Totalerhebung) an.

Die Mittelwerte der auf Basis der obigen Schätzergebnisse ermittelten individuellen Elastizitäten gibt Tabelle G.3 wider.

<b>Beobachtungsgrundlage</b>	<b>Haushalte</b>	$\overline{\hat{\epsilon}}_h$	$\overline{\hat{\nu}}_h$
Reine Stichprobe			
Steuer- und Nicht-Steuerzahler	747.694	-1,434	0,589
Steuerzahler	549.926	-1,131	0,658
Nicht-Steuerzahler	197.768	-2,275	0,398
Totalerhebung			
Steuer- und Nicht-Steuerzahler	493.335	-1,078	0,688
Steuerzahler	490.125	-1,062	0,688
Nicht-Steuerzahler	3.210	-3,513	0,640

*Tabelle H.3: Durchschnittswerte der geschätzten individuellen Elastizitäten  
(separate Strukturbruchschätzung der Datensatzkomponenten)*



## Anhang I

Dieser Anhang listet die Durchschnittswerte der geschätzten individuellen Elastizitäten im bestehenden und im Reformsystem der Spendenförderung für die aus Abschnitt 3 bekannten GBE-Klassen auf. Zuerst werden die Durchschnittswerte präsentiert, die sich bei Zugrundelegung aller Beobachtungen einstellen. Anschließend folgen jene Durchschnittswerte, welche aus ausschließlicher Berücksichtigung der Spender resultieren.

<b>GBE von ... bis unter ... Euro</b>	<b>Haushalte</b>	$\overline{\hat{\epsilon}}_h$	$\overline{\hat{\nu}}_h$	$\overline{\hat{\epsilon}}_h^{opt}$	$\overline{\hat{\nu}}_h^{opt}$
1 - 10 000	265.040	-1,39	0,31	-0,91	0,12
10 000 - 20 000	1.273.270	-1,50	0,35	-1,06	0,17
20 000 - 30 000	867.350	-1,56	0,52	-1,09	0,31
30 000 - 40 000	700.290	-1,49	0,63	-1,04	0,43
40 000 - 50 000	480.400	-1,38	0,73	-0,95	0,54
50 000 - 100 000	1.884.550	-0,94	0,85	-0,69	0,74
100 000 - 500 000	500.451	-0,97	0,69	-1,20	0,59
500 000 oder mehr	18.034	-2,51	0,87	-2,86	0,71

Tabelle I.1: Nach GBE-Klassen ermittelte Durchschnittselastizitäten (alle Beobachtungen)

<b>GBE von ... bis unter ... Euro</b>	Haushalte mit $S_h > 0$			Haushalte mit $\hat{S}_h^{opt} > 0$		
		$\overline{\hat{\epsilon}}_h$	$\overline{\hat{\nu}}_h$		$\overline{\hat{\epsilon}}_h^{opt}$	$\overline{\hat{\nu}}_h^{opt}$
1 - 10 000	63.390	-1,94	0,41	264.900	-0,91	0,12
10 000 - 20 000	397.860	-1,84	0,44	1.272.980	-1,06	0,17
20 000 - 30 000	358.610	-1,73	0,59	867.150	-1,09	0,31
30 000 - 40 000	333.590	-1,60	0,68	699.890	-1,04	0,43
40 000 - 50 000	254.980	-1,44	0,77	477.320	-0,95	0,54
50 000 - 100 000	1.135.890	-0,96	0,89	1.695.560	-0,69	0,75
100 000 - 500 000	368.558	-1,01	0,71	392.200	-1,22	0,60
500 000 oder mehr	15.002	-2,52	0,88	15.517	-2,87	0,71

Tabelle I.2: Nach GBE-Klassen ermittelte Durchschnittselastizitäten (nur Spender)

## Anhang J

Um die Auswirkungen des für die Logarithmierung der individuellen Spende notwendigen Sockelbetrages zu dokumentieren, wurden die endgültigen Spezifikationen (6.25), (6.26) und (6.27) erneut geschätzt, wobei lediglich die endogene Variable im Vergleich zu der im Hauptteil präsentierten Schätzung leicht variiert wurde. Statt mit  $\ln(S_h + 5)$  wurde jede Gleichung je ein weiteres mal unter Verwendung von  $\ln(S_h + 1)$  bzw.  $\ln(S_h + 10)$  geschätzt. Auf Basis der jeweiligen Ergebnisse erfolgte die Suche nach dem optimalen Preis im Reformsystem. Weiterhin wurden dessen fiskalische Auswirkungen ermittelt.

Zuerst werden die Ergebnisse präsentiert, welche sich bei Verwendung eines Sockelbetrages von 1 € einstellen, d.h. als endogene Variable dient  $\ln(S_h + 1)$ .

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	5,410	0,347	<0,001
$\ln p^*$	-16,068	0,536	<0,001
$\ln Y$	-0,369	0,071	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	0,560	0,059	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-7,402	0,279	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,041	0,004	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,066	0,013	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,026	0,013	0,053
<i>Alter50-59</i>	0,019	0,013	0,138
<i>Alter60-69</i>	0,047	0,013	<0,001
<i>Alter70+</i>	0,035	0,013	0,006
<i>Kinder1</i>	0,079	0,007	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,054	0,009	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,097	0,012	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,153	0,015	<0,001
<i>Ost</i>	0,012	0,007	0,065
<i>Mann</i>	-0,440	0,007	<0,001
<i>Frau</i>	-0,436	0,007	<0,001
<i>VGW</i>	-0,615	0,021	<0,001
<i>ÜBER2</i>	0,733	0,010	<0,001
<i>ÜBER3</i>	1,307	0,011	<0,001
<i>GROSS</i>	1,003	0,025	<0,001

Tabelle J.1: Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.25) auf Basis der Haushalte, deren Spende die gesetzlichen Höchstgrenzen des Spendenabzugs übersteigt (Additionsbetrag 1 €)

Die Werte der geschätzten Koeffizienten der 162 Dummy-Variablen zur Kennzeichnung der Extrempender liegen zwischen 0,384 und 8,530. 15 dieser Variablen erweisen sich bei 5%-iger Irrtumswahrscheinlichkeit als nicht signifikant.

Nach den Ergebnissen der Höchstbetragüberschreiter folgen die Resultate der verbleibenden Haushalte. Bei den aufgeführten Schätzwerten der Koeffizienten handelt es sich wiederum um die korrigierten Koeffizienten, die der durchschnittliche Haushalt aufweist. Dies gilt natürlich für die Tabellen J.2 und J.3 ebenso wie für die Tabellen J.6 und J.7.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	4,559	0,843	<0,001
$\ln p^*$	-17,122	0,659	<0,001
$\ln Y$	-2,583	0,172	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	1,386	0,065	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-1,293	0,080	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,196	0,009	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,338	0,014	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,674	0,014	<0,001
<i>Alter50-59</i>	1,105	0,014	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,804	0,016	<0,001
<i>Alter70+</i>	2,420	0,017	<0,001
<i>Kinder1</i>	-0,017	0,009	0,064
<i>Kinder2</i>	0,159	0,011	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,335	0,018	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,358	0,035	<0,001
<i>Ost</i>	-0,477	0,009	<0,001
<i>Mann</i>	-0,459	0,012	<0,001
<i>Frau</i>	-0,123	0,012	<0,001
<i>VGW</i>	-0,247	0,027	<0,001
$d_1$	5,578	2,226	0,012

*Tabelle J.2: Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 1 €)*

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	1,471	1,519	0,333
$\ln p^*$	10,035	0,762	<0,001
$\ln Y$	-0,258	0,250	0,300
$(\ln p^*)(\ln Y)$	-1,153	0,064	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-1,383	0,065	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,011	0,011	0,301
<i>Alter30-39</i>	0,320	0,054	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,929	0,054	<0,001
<i>Alter50-59</i>	1,576	0,054	<0,001
<i>Alter60-69</i>	2,409	0,054	<0,001
<i>Alter70+</i>	2,968	0,056	<0,001
<i>Kinder1</i>	0,292	0,012	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,725	0,012	<0,001
<i>Kinder3</i>	1,191	0,018	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	1,459	0,029	<0,001
<i>Ost</i>	-0,699	0,017	<0,001
<i>Mann</i>	-0,710	0,017	<0,001
<i>Frau</i>	-0,122	0,024	<0,001
<i>VGV</i>	0,065	0,037	0,008
$d_{45}$	6,585	2,976	0,027
$d_{46}$	7,491	2,985	0,012
$d_{47}$	6,425	2,977	0,031
$d_{48}$	9,359	3,152	0,003
$d_{49}$	6,173	2,977	0,038
$d_{50}$	12,043	3,412	<0,001

*Tabelle J.3: Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 1 €)*

Die nachfolgende Tabelle J.4 vergleicht die zentralen Ergebnisse für das bestehende und das Reformsystem der Spendenförderung. Im Vergleich zu den Ergebnissen, die sich bei Verwendung eines Additionsbetrages von 5 € einstellen, fallen im bestehenden System die vom Betrage her größeren Elastizitäten auf (insbesondere bei jenen Haushalten, die keine Höchstbetragüberschreiter sind) sowie der im Reformsystem etwas geringer ausfallende Preis, der eine größere Zunahme des fiskalischen Gesamteffektes hervorruft.

	<b>Bestehendes System</b>	<b>Reformsystem</b>
Spendenpreis abhängig von $m_h$ ( $\overline{p}_h^* = 0,654$ )		0,537
<hr/>		
Durchschnitt der Preiselastizitäten		
Höchstbetragüberschreiter	-6,56	-1,07
vervielfältigte Stichprobe		
(ohne Höchstbetragüberschreiter)	-1,73	-1,24
Totalerhebung		
(ohne Höchstbetragüberschreiter)	-1,25	-1,55
Sämtliche 5.989.385 Beobachtungen	-1,73	-0,95
<hr/>		
Durchschnitt der Einkommenselastizitäten		
Höchstbetragüberschreiter	0,33	0,12
vervielfältigte Stichprobe		
(ohne Höchstbetragüberschreiter)	0,86	0,60
Totalerhebung		
(ohne Höchstbetragüberschreiter)	0,82	0,70
sämtliche 5.989.385 Beobachtungen	0,85	0,60
<hr/>		
mit den individuellen Spendenanteilen		
gewichtete Preiselastizität	-2,67710	-0,99946
(Optimalitätsbedingung)		
Spendenaufkommen	1,55 Mrd. €	2,73 Mrd. €
fiskalischer Gesamteffekt	1,09 Mrd. €	1,47 Mrd. €

*Tabelle J.4: Kennzahlenüberblick (Additionsbetrag 1 €)*

Es folgen die Schätzergebnisse, welche sich bei Verwendung des Sockelbetrages von 10 € einstellen.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	5,454	0,345	<0,001
$\ln p^*$	-15,721	0,533	<0,001
$\ln Y$	-0,367	0,071	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	0,539	0,058	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-7,261	0,278	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,040	0,004	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,066	0,013	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,027	0,013	0,041
<i>Alter50-59</i>	0,020	0,013	0,113
<i>Alter60-69</i>	0,047	0,013	<0,001
<i>Alter70+</i>	0,035	0,013	0,006
<i>Kinder1</i>	0,078	0,007	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,053	0,009	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,095	0,012	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,151	0,015	<0,001
<i>Ost</i>	0,012	0,007	0,069
<i>Mann</i>	-0,437	0,007	<0,001
<i>Frau</i>	-0,433	0,007	<0,001
<i>VGW</i>	-0,609	0,021	<0,001
<i>ÜBER2</i>	0,730	0,010	<0,001
<i>ÜBER3</i>	1,300	0,011	<0,001
<i>GROSS</i>	1,005	0,025	<0,001

*Tabelle J.5: Ergebnisse der KQ-Schätzung von Gleichung (6.25) auf Basis der Haushalte, deren Spende die gesetzlichen Höchstgrenzen des Spendenabzugs übersteigt (Additionsbetrag 10 €)*

Die Werte der geschätzten Koeffizienten der 162 Dummy-Variablen zur Kennzeichnung der Extremspender liegen nun zwischen 0,387 und 8,525. Erneut erweisen sich bei 5%-iger Irrtumswahrscheinlichkeit dieselben 15 dieser Variablen wie in den Varianten mit 1 € und 5 € Sockelbetrag als nicht signifikant.

Die beiden folgenden Tabellen präsentieren die Resultate der verbleibenden Haushalte.

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	6,202	0,471	<0,001
$\ln p^*$	-9,260	0,368	<0,001
$\ln Y$	-1,970	0,096	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	0,733	0,036	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-0,769	0,045	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,136	0,005	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,174	0,008	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,359	0,008	<0,001
<i>Alter50-59</i>	0,607	0,008	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,024	0,009	<0,001
<i>Alter70+</i>	1,415	0,010	<0,001
<i>Kinder1</i>	-0,008	0,005	0,140
<i>Kinder2</i>	0,095	0,006	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,215	0,010	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	0,244	0,019	<0,001
<i>Ost</i>	-0,260	0,005	<0,001
<i>Mann</i>	-0,250	0,006	<0,001
<i>Frau</i>	-0,068	0,006	<0,001
<i>VGW</i>	-0,126	0,015	<0,001
$d_1$	3,103	1,239	0,012

*Tabelle J.6: Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.26) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von weniger als 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 10 €)*

<b>Variable</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Standardabweichung</b>	<b>p-Wert</b>
<i>Konstante</i>	5,609	0,369	<0,001
$\ln p^*$	7,720	0,499	<0,001
$\ln Y$	-0,706	0,163	<0,001
$(\ln p^*)(\ln Y)$	-0,879	0,042	<0,001
$(\ln p^*)^2$	-1,009	0,042	<0,001
$(\ln Y)^2$	0,030	0,007	<0,001
<i>Alter30-39</i>	0,165	0,036	<0,001
<i>Alter40-49</i>	0,553	0,035	<0,001
<i>Alter50-59</i>	0,989	0,035	<0,001
<i>Alter60-69</i>	1,578	0,036	<0,001
<i>Alter70+</i>	2,015	0,037	<0,001
<i>Kinder1</i>	0,188	0,008	<0,001
<i>Kinder2</i>	0,474	0,008	<0,001
<i>Kinder3</i>	0,811	0,011	<0,001
<i>Kinder&gt;3</i>	1,021	0,019	<0,001
<i>Ost</i>	-0,441	0,011	<0,001
<i>Mann</i>	-0,432	0,011	<0,001
<i>Frau</i>	-0,064	0,016	<0,001
<i>VGW</i>	0,100	0,024	<0,001
$d_{45}$	5,190	1,943	0,008
$d_{46}$	5,368	1,950	0,006
$d_{47}$	4,837	1,944	0,013
$d_{48}$	4,136	2,059	0,045
$d_{49}$	4,684	1,944	0,016
$d_{50}$	5,260	2,229	0,018

*Tabelle J.7: Ergebnisse der Tobit-Schätzung von Gleichung (6.27) auf Basis der Haushalte mit einem GBE von mindestens 200.000 DM (ohne Höchstbetragüberschreiter) (Additionsbetrag 10 €)*

Wiederum lassen sich die zentralen Ergebnisse für die beiden konkurrierenden Systeme gegenüberstellen (siehe Tabelle J.8). Nun fallen im bestehenden System die Mittelwerte der geschätzten Elastizitäten vom Betrage her geringfügig kleiner aus als in der Variante mit dem Additionsbetrag von 5 €. Der optimale Preis im Reformsystem sowie der sich bei



ihm einstellende fiskalische Gesamteffekt unterscheiden sich praktisch kaum noch von den für die „5 €-Variante“ kalkulierten Werten.

	<b>Bestehendes System</b>	<b>Reformsystem</b>
Spendenpreis abhängig von $m_h$ ( $\overline{p_h^*} = 0,654$ )		0,544
<b>Durchschnitt der Preiselastizitäten</b>		
Höchstbetragüberschreiter	-6,50	-1,31
vervielfältigte Stichprobe (ohne Höchstbetragüberschreiter)	-1,04	-0,77
Totalerhebung (ohne Höchstbetragüberschreiter)	-0,96	-1,20
Sämtliche 5.989.385 Beobachtungen	-1,08	-0,81
<b>Durchschnitt der Einkommenselastizitäten</b>		
Höchstbetragüberschreiter	0,33	0,14
vervielfältigte Stichprobe (ohne Höchstbetragüberschreiter)	0,52	0,52
Totalerhebung (ohne Höchstbetragüberschreiter)	0,62	0,52
sämtliche 5.989.385 Beobachtungen	0,53	0,40
<b>mit den individuellen Spendenanteilen</b>		
gewichtete Preiselastizität (Optimalitätsbedingung)	-2,40071	-0,9995
Spendenaufkommen	1,55 Mrd. €	2,64 Mrd. €
fiskalischer Gesamteffekt	1,09 Mrd. €	1,43 Mrd. €

*Tabelle J.8: Kennzahlenüberblick (Additionsbetrag 10 €)*

## Literaturverzeichnis

**Andreoni, J. (1988)**, *Privately Provided Public Goods in a Large Economy: The Limits of Altruism*, *Journal of Public Economics* 35, S. 57-73.

**Andreoni, J. (1989)**, *Giving with Impure Altruism: Applications to Charity and Ricardian Equivalence*, *Journal of Political Economy* 97, S. 1.447-1.458.

**Andreoni, J. (1998)**, *Toward a Theory of Charitable Fund-Raising*, *Journal of Political Economy* 106, S. 1.186-1.213.

**Andreoni, J. (2001)**, *The Economics of Philanthropy*, in N. Smeltser, P. Baltes (Hrsg.), *International Encyclopedia of Social and Behavioral Sciences*, Oxford: Elsevier, S. 11.369-11.376.

**Andreoni, J. (2006)**, *Philanthropy*, in S.-C. Kolm, J. Mercier Ythier (Hrsg.), *Handbook of Giving, Reciprocity and Altruism*, Amsterdam: North Holland, S. 1.201-1.269.

**Andreoni, J., W. Gale, J. K. Scholz (1996)**, *Charitable Contributions of Time and Money*, University of Wisconsin-Madison, Mimeo.

**Andreoni, J., A. A. Payne (2003)**, *Do Government Grants to Private Charities Crowd Out Giving or Fund-Raising?*, *American Economic Review* 93, S. 792-812.

**Andreoni, J., J. K. Scholz (1998)**, *An Econometric Analysis of Charitable Giving with Interdependent Preferences*, *Economic Inquiry* 36, S. 410-428.

**Apinunmahakul, A., R. A. Devlin (2004)**, *Charitable Giving and Charitable Gambling: An Empirical Investigation*, *National Tax Journal* 57 No. 1, S. 67-88.

**Auer, L. von (2005a)**, *Philanthropie in der ökonomischen Theorie*, in W. R. Walz, H. Kötz, P. Rawert, K. Schmidt (Hrsg.), *Non Profit Law Yearbook 2004*, Köln: Carl Heymanns, S. 207-222.

**Auer, L. von (2005b)**, *Ökonometrie: Eine Einführung*, Berlin: Springer.

**Auer, L. von (2005c)**, *Ökonomische Theorieansätze des Gebens*, in K. J. Hopt, T. v. Hippel, W. R. Walz (Hrsg.), *Nonprofit-Organisationen in Recht, Wirtschaft und Gesellschaft*, Tübingen: Mohr-Siebeck, S. 159-166.

**Auer, L. von, A. Kalusche (2006)**, *Spendenaufkommen, Steueraufkommen und Staatsausgaben: Eine empirische Analyse*, in L. von Auer, J. P. Reemtsma, W. R. Walz (Hrsg.), *Dotations- und Spendenrecht in Europa*, Tübingen: Mohr-Siebeck (erscheint in Kürze)

**Auten, G. E., C. T. Clotfelter, R. L. Schmalbeck (2000)**, *Taxes and Philanthropy among the Wealthy*, in J. Slemrod (Hrsg.) *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, Cambridge: University Press, S. 392-424.

**Auten, G. E., H. Sieg, C. T. Clotfelter (2002)**, *Charitable Giving, Income, and Taxes: An Analysis of Panel Data*, *American Economic Review* 92 No. 1, S. 371-382.

**Bach, S., B. Bartholmai (2000)**, *Möglichkeiten zur Modellierung hoher Einkommen auf Grundlage der Einkommensteuerstatistik*, DIW-Diskussionspapier Nr. 212, Berlin.

**Barrett, K. S. (1991)**, *Panel-Data Estimates of Charitable Giving: A Synthesis of Techniques*, *National Tax Journal* 44 No. 3, S. 365-381.

**Barrett, K. S., A. M. McGuirk, R. Steinberg (1997)**, *Further Evidence on the Dynamic Impact of Taxes on Charitable Giving*, *National Tax Journal* 50 No. 2, S. 312-334.

**Beeck, V. (1999)**, *Grundlagen der Steuerlehre: Prüfungsrelevantes Wissen zum Steuerrecht verständlich und praxisgerecht*, Wiesbaden: Gabler.

**Bergstrom, T., L. Blume, H. Varian (1986)**, *On the Private Provision of Public Goods*, *Journal of Public Economics* 29, S. 25-49.

**Boskin, M. J., M. S. Feldstein (1977)**, *Effects of the Charitable Deduction on Contributions by Low Income and Middle Income Households: Evidence from the National Survey of Philanthropy*, *Review of Economics and Statistics* 59, S. 351-354.

**Bradley, R., S. Holden, R. McClelland (2000)**, *A Robust Estimation of the Effects of Taxation on Charitable Contributions*, Bureau of Labor Statistics, Mimeo.

**Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (Hrsg.) (2004)**, *Gesetzliche Krankenversicherung – Allgemeine Beitragssätze 1991 – 2003, Januar 2004 – November 2004*, Bonn.

**Buschle, N. (2006)**, *Spenden in Deutschland – Ergebnisse der Einkommensteuerstatistik 2001*, *Wirtschaft und Statistik* 2, S. 151-159.

**Choe, Y. S., J. Jeong (1993)**, *Charitable Contributions by Low- and Middle-Income Taxpayers: Further Evidence with a New Method*, *National Tax Journal* 46 No. 3, S. 33-39.

**Clotfelter, C. T. (1980)**, *Tax Incentives and Charitable Giving: Evidence from a Panel of Taxpayers*, *Journal of Public Economics* 13, S. 319-340.

**Clotfelter, C. T. (1985)**, *Federal Tax Policy and Charitable Giving*, Chicago: University of Chicago Press.

**Clotfelter, C. T. (1990)**, *The Impact of Tax Reform on Charitable Giving: A 1989 Perspective* in Joel Slemrod (Hrsg.), *Do Taxes Matter? The Impact of the Tax Reform Act of 1986*, Cambridge: MIT-Press, S. 203-225.

**Clotfelter, C. T., C. E. Steuerle (1981)**, *Charitable Contributions*, in H. J. Aaron, J. A. Pechman (Hrsg.): *How Taxes Affect Economic Behavior*, Washington, DC: Brookings Institution, S. 403-437.

**Cordes, J., J. O'Hare, E. Steuerle (2000)**, *Extending the Charitable Deduction to Nonitemizers: Policy Issues and Options*, *Charting Civil Society* No. 7, S. 1-7.

**Duquette, C. (1999)**, *Is Charitable Giving by Nonitemizers Responsive to Tax Incentives? New Evidence*, National Tax Journal 52 No. 2, S. 195-206.

**Feldstein, M. S. (1975)**, *The Income Tax and Charitable Contributions, Part I: Aggregate and Distributional Effects*, National Tax Journal 28 No. 1, S. 81-100.

**Feldstein, M. S. (1980)**, *A Contribution to the Theory of Tax Expenditures: The Case of Charitable Giving*, in H. J. Aaron, M. Boskin (Hrsg.) *The Economics of Taxation*, Washington, DC: Brookings Institution.

**Feldstein, M. S., C. T. Clotfelter (1976)**, *Tax Incentives and Charitable Contributions in the United States: A Microeconomic Analysis*, Journal of Public Economics 5, S. 1-26.

**Feldstein, M. S., A. Taylor (1976)**, *The Income Tax and Charitable Contributions*, Econometrica 44 No. 6, S. 1.201-1.222.

**Frank, R. H. (2000)**, *Microeconomics and Behavior*, Boston: McGraw-Hill.

**Grabka, M., J. Frick, V. Meinhardt, J. Schupp (2003)**, *Ältere Menschen in Deutschland: Einkommenssituation und ihr möglicher Beitrag zur Finanzierung der gesetzlichen Rentenversicherung*, Wochenbericht des DIW 12/03, Berlin.

**Greene, P., R. McClelland (2001)**, *Taxes and Charitable Giving*, National Tax Journal 54 No. 3, S. 433-454.

**Greene, W. H. (2003)**, *Econometric Analysis*, New Jersey: Prentice-Hall.

**Gujarati, D. (1995)**, *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill.

**Halvorsen, R., R. Palmquist (1980)**, *The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations*, American Economic Review 70 No. 3, S. 474-475.

**Hicks, J. R. (1946)**, *Value and Capital, Second Edition*, Oxford: Clarendon Press.

**Houthakker, H. S. (1958)**, *The Permanent Income Hypothesis*, American Economic Review 48, S. 396-404.

**Joulfaian, D., M. Rider (2004)**, *Errors-In-Variables and Estimated Income and Price Elasticities of Charitable Giving*, National Tax Journal 57 No. 1, S. 25-43.

**Kennedy, P. (1998)**, *A Guide to Econometrics*, Cambridge: MIT-Press.

**Kingma, B. R. (1989)**, *An Accurate Measurement of the Crowd-Out Effect, Income Effect, and Price Effect for Charitable Contributions*, Journal of Political Economy 97, S. 1.197-1.207.

**Kohler, U., F. Kreuter (2001)**, *Datenanalyse mit Stata: Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung*, München: Oldenbourg.

**Maddala, G. S. (1992)**, *Introduction to Econometrics*, New Jersey: Prentice Hall.

**Maddala, G. S. (1999)**, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: University Press.

**McDonald, J., R. Moffitt (1979)**, *The Uses of Tobit Analysis*, The Review of Economics and Statistics 62, S. 318-321.

**Merz, J. (2001)**, *Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung, Lebenslagen in Deutschland – Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*, Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung, Bonn 2001.

**Merz, J. (2002)**, *Reichtum in Deutschland: Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung – Eine Mikroanalyse mit der Einkommensteuerstatistik für Selbständige und abhängig Beschäftigte*, FFB-Diskussionspapier Nr. 36, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg.

**Merz, J., D. Vorgrimler, M. Zwick (2004)**, *Faktisch anonymisiertes Mikrodatenfile der Lohn- und Einkommensteuerstatistik 1998*, Wirtschaft und Statistik 10, S. 1.079-1.091.

**Merz, J., M. Zwick (2001),** *Über die Analyse hoher Einkommen mit der Einkommensteuerstatistik – Eine methodische Erläuterung zum Gutachten „Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung“ zum ersten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*, *Wirtschaft und Statistik* 7, S. 513-523.

**Murray, M. P. (2006),** *Econometrics: A Modern Introduction*, Boston: Addison-Wesley.

**o.V. (2006),** *Why is the Pseudo-R<sup>2</sup> for Tobit Negative or Greater than One?*,  
<http://www.stata.com/support/faqs/stat/pseudor2.html> (Abruf am 11. Juli 2006).

**Paqué, K.-H. (1986),** *Philanthropie und Steuerpolitik – Eine ökonomische Analyse der Förderung privater Wohltätigkeit*, Tübingen: Mohr-Siebeck.

**Paqué, K.-H. (1999),** *Gemeinnützigkeit und Spenden im deutschen Steuerrecht: Einige grundsätzliche Gedanken*, Mimeo, Gütersloh/Magdeburg.

**Paqué, K.-H. (2001),** *Spendenförderung, Steueraufkommen und Staatsausgaben: Eine empirische Analyse (Projektentwurf, Fassung August 2001)*, Magdeburg.

**Randolph, W. C. (1995),** *Dynamic Income, Progressive Taxes, and the Timing of Charitable Contributions*, *Journal of Political Economy* 103 No. 4, S. 709-738.

**Reece, W. S. (1979),** *Charitable Contributions: New Evidence on Household Behavior*, *American Economic Review* 69 No. 1, S. 142-151.

**Reece, W. S., K. D. Zieschang (1985),** *Consistent Estimation of the Impact of Tax Deductibility on the Level of Charitable Contributions*, *Econometrica* 53 No. 2, S. 271-293.

**Reding, K., W. Müller (1999),** *Einführung in die Allgemeine Steuerlehre*, München: Vahlen.

**Ronning, G. (1998),** *Mikroökonomie*, Berlin: Springer.

- Schira, J. (2003)**, *Statistische Methoden der VWL und BWL*, München: Pearson.
- Schmidt, L. (1998)**, *Einkommensteuergesetz, Kommentar*, 17. Auflage, München: Beck.
- Schwartz, R. (1970)**, *Personal Philanthropic Contributions*, *Journal of Political Economy* 78, S. 1.264-1.291.
- Shishko, R., B. Rostker (1976)**, *The Economics of Multiple Job Holding*, *American Economic Review* 66 No. 3, S. 298-308.
- Slemrod, J. (1989)**, *Are Estimated Tax Elasticities Really Just Tax Evasion Elasticities? The Case of Charitable Contributions*, *Review of Economics and Statistics* 71, S. 517-522.
- Sugden, R. (1982)**, *On the Economics of Philanthropy*, *Economic Journal* 92, S. 341-350.
- Sugden, R. (1983)**, *Who Cares? An Economic and Ethical Analysis of Private Charity and the Welfare State*, Occasional Paper 67, London: The Institute of Economic Affairs.
- Taussig, M. K. (1967)**, *Economic Aspects of the Personal Income Tax Treatment of Charitable Contributions*, *National Tax Journal* 20 No. 1, S. 1-19.
- Tobin, J. (1958)**, *Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables*, *Econometrica* 26, S. 24-36.
- Varian, H. R. (2004)**, *Grundzüge der Mikroökonomik*, München: Oldenbourg.
- Verbeek, M. (2000)**, *A Guide to Modern Econometrics*, Chichester: Wiley.
- Yates, F. (1933)**, *The Analysis of Replicated Experiments when the Field Results are Incomplete*, *Empire Journal of Experimental Agriculture* 1, S. 129-142.
- Yetman, M., R. Yetman (2003)**, *The Effect of Nonprofits' Taxable Activities on the Supply of Private Donations*, *National Tax Journal* 56 No. 1, S. 243-258.



## Symbolverzeichnis

$a$	Steuerabschlagssatz
$A_h$	abzugsfähiger Teil einer Spende $S_h$
$B$	öffentlicher Finanzierungssaldo
$BG$	Bemessungsgrundlage für die Ermittlung des Solidaritätszuschlags
$\beta_i$	zu schätzender Koeffizient der stetigen Variable $i$
$C_h$	Nettokosten einer Spende für den Haushalt $h$
$\gamma_k$	zu schätzender Koeffizient der Dummy-Variable $z_{kh}$
$d_{jh}$	individuelle Dummy-Variable zur Kennzeichnung des Extrempenders $j$
$EB$	Entlastungsbetrag
$\varepsilon_h$	Preiselastizität der Spendennachfrage des Haushaltes $h$
$F$	Kinderfreibetrag
$K$	Wert eines gespendeten Gegenstandes
$L_0$	Maximalwert der Log-Likelihood-Funktion des restringierten Modells
$L_1$	Maximalwert der Log-Likelihood-Funktion des unrestringierten Modells
$m_h$	Grenzsteuersatz eines Haushaltes $h$
$m_s$	Grenzsteuersatz eines Haushaltes $h$ bezüglich des Solidaritätszuschlags $Soli$
$m_T$	Grenzsteuersatz eines Haushaltes $h$ bezüglich des Steuertarifs $T$
$N_h$	nicht abzugsfähiger Teil einer Spende $S_h$
$p_h^*$	modifizierter Spendenpreis $p_h$ eines Haushaltes $h$ , der für die Höchstbetrag- überschreiter auf Basis von Durchschnittswerten ermittelt wurde
$p_h$	modifizierter Spendenpreis $P_h$ eines Haushaltes $h$ , der Höchstbetragüber- schreitern den korrekten Preis zuweist

$P_h$	Spendenpreis eines Haushaltes $h$
$R$	Nettoeinnahmen des Staates
$\bar{R}^2$	bereinigtes Bestimmtheitsmaß
$s_h^*$	logarithmierter Spendenwunsch eines Haushaltes $h$
$S_h^*$	Spendenwunsch eines Haushaltes $h$
$S_h$	Spende eines Haushaltes $h$
$S_h^5$	an „5%-Zwecke“ gerichteter Teil einer Spende
$S_h^{10}$	an „10%-Zwecke“ gerichteter Teil einer Spende
$Soli$	Solidaritatzuschlag
$t$	Durchschnittssteuersatz
$T$	Einkommensteuertarif, der die Steuerschuld des Haushaltes $h$ bestimmt
$T$	Steuereinnahmen des Staates
$X$	Kosten offentlicher Guter
$\hat{\Psi}_h$	Einkommens-Semi-Elastizitat der Spendennachfrage eines Haushaltes $h$
$Y1$	Gesamtbetrag der Einkunfte abzuglich der hypothetischen Steuerschuld
$Y2$	hypothetisches zu versteuerndes Einkommen abzuglich der hypothetischen Steuerschuld
$Y_{ao}$	auerordentliche Einkunfte im Sinne des § 34 Abs. 2 EStG
$Y_{ao3}$	auerordentliche Einkunfte im Sinne des § 34 Abs. 3 EStG
$Y_h$	verfugbares Einkommen eines Haushaltes $h$
$Y_p$	unter Progressionsvorbehalt fallende Einkunfte
$Y_{ZVE}$	zu versteuerndes Einkommen
$Y_{ZVER}$	verbleibendes zu versteuerndes Einkommen nach Abzug von $Y_{ao}$
$Y_{ZVER3}$	verbleibendes zu versteuerndes Einkommen nach Abzug von $Y_{ao}$ und $Y_{ao3}$
$v_h$	Einkommenselastizitat der Spendennachfrage des Haushaltes $h$

$z_{kh}$	Dummy-Variable zur Beschreibung des sozioökonomischen Merkmals $k$ eines Haushaltes $h$
$Z_h^5$	Prozentualer Anteil von $S_h^5$ am GBE eines Haushaltes $h$
$Z_h^{10}$	Prozentualer Anteil von $S_h^{10}$ am GBE eines Haushaltes $h$