

Aus dem Moore, Nils et al.

## Research Report

Untersuchung des deutschen Steuersystems auf Überwälzungsvorgänge und ihre Wirkungen: Forschungsprojekt für das Bundesministerium der Finanzen. Endbericht

RWI Projektberichte

## Provided in Cooperation with:

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

*Suggested Citation:* Aus dem Moore, Nils et al. (2009) : Untersuchung des deutschen Steuersystems auf Überwälzungsvorgänge und ihre Wirkungen: Forschungsprojekt für das Bundesministerium der Finanzen. Endbericht, RWI Projektberichte, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI), Essen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/236519>

### Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

### Terms of use:

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

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

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



Projektbericht

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung und  
Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut an der Universität zu Köln

## Untersuchung des deutschen Steuersystems auf Überwälzungsvorgänge und ihre Wirkungen

Forschungsprojekt für das Bundesministerium der Finanzen

Endbericht



# Impressum

## Vorstand:

Prof. Dr. Christoph M. Schmidt (Präsident)

Prof. Dr. Thomas K. Bauer (Vizepräsident)

Prof. Dr. Wim Kösters

## Verwaltungsrat:

Dr. Eberhard Heinke (Vorsitzender);

Dr. Henning Osthues-Albrecht; Dr. Rolf Pohlig; Reinhold Schulte  
(stellv. Vorsitzende);

Manfred Breuer; Oliver Burkhard; Dr. Hans Georg Fabritius;  
Hans Jürgen Kerkhoff; Dr. Thomas Köster; Dr. Wilhelm Koll;  
Prof. Dr. Walter Krämer; Dr. Thomas A. Lange; Tillmann Neinhaus;  
Hermann Rappen; Dr.-Ing. Sandra Scheermesser

## Forschungsbeirat:

Prof. Michael C. Burda, Ph.D.; Prof. David Card, Ph.D.; Prof. Dr. Clemens Fuest;

Prof. Dr. Justus Haucap; Prof. Dr. Walter Krämer; Prof. Dr. Michael Lechner;

Prof. Dr. Till Requate; Prof. Nina Smith, Ph.D.

## Ehrenmitglieder des RWI

Heinrich Frommknecht, Prof. Dr. Paul Klemmer †, Dr. Dietmar Kuhnt

## RWI Projektberichte

Herausgeber:

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Hohenzollernstraße 1-3, 45128 Essen

Tel. 02 01-8149-0, Fax 02 01-8149-200, e-mail: rwi@rwi-essen.de

Alle Rechte vorbehalten. Essen 2009

Schriftleitung: Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D.

Untersuchung des deutschen Steuersystems auf Überwälzungsvorgänge und ihre  
Wirkungen

Forschungsprojekt für das Bundesministerium der Finanzen

Endbericht – August 2009

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung und  
Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut an der Universität zu Köln

## Untersuchung des deutschen Steuersystems auf Überwälzungsvorgänge und ihre Wirkungen

Forschungsprojekt für das Bundesministerium der Finanzen  
Endbericht – August 2009



# Projektbericht

## Projektteam Endbericht:

**RWI:** Nils aus dem Moore, Dr. Rainer Kambeck (Projektleiter), Dr. Tanja Kasten, Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D., Dr. Torsten Schmidt und Dr. Lars-H.R. Siemers;  
Prof. Dr. Dirk Engel (seit September 2008 Fachhochschule Stralsund)

**FiFo Köln:** Christian Bergs, Mathias Dolls, Sven Heilmann, Daniel Newen, Andreas Peichl, Thilo Schäfer und Dr. Michael Thöne (Projektleiter)

Das Projektteam dankt Karl-Heinz Herlitschke, Claudia Schmiedchen, Daniela Schwindt, Joel Stiebale und Christoph Strupat für die Unterstützung bei der Durchführung des Projekts.

## **Inhalt**

Verzeichnis der Schaubilder.....	6
Verzeichnis der Tabellen.....	9
Abkürzungsverzeichnis.....	13
Symbolverzeichnis.....	14
<b>1 Einleitung.....</b>	<b>15</b>
<b>2 Steuerrechtsänderungen in den Jahren 1998 bis 2008.....</b>	<b>23</b>
<b>3. Daten.....</b>	<b>27</b>
3.1 Die Unternehmensdatenbank Dafne für Deutschland und Österreich.....	27
3.2 Die europäische Unternehmensdatenbank Amadeus.....	28
3.3 Die makroökonomische Messung der effektiven Steuerbelastung ...	29
3.4 Die effektive Steuerlast auf Kreisebene.....	32
<b>4. Deskriptive Analyse der Unternehmenssteuerlast.....</b>	<b>34</b>
4.1 Die Unternehmenssteuerlast insgesamt.....	34
4.2 Die Steuerlast auf Kreisebene.....	36
4.2.1 Deskriptive Hebesatzanalyse.....	36
4.2.2 Deskriptive Analyse der effektiven Steuerlast auf Kreisebene.....	40
<b>5 Unternehmenssteuerinzidenz und Investitionen.....</b>	<b>43</b>
5.1 Motivation und Hintergrund.....	43
5.2 Der Zusammenhang zwischen Steuerbelastung und Investitionen: Eine Mikrodatenanalyse auf Unternehmensebene.....	46
5.2.1 Empirische Literatur.....	46
5.2.2 Ökonometrisches Modell.....	47
5.2.3 Ergebnisse.....	48
5.2.3.1 Steuereffekte durch eine Veränderung des Cashflows.....	51

5.2.3.2	Steuereffekte durch eine Veränderung des Gewerbesteuerhebesatzes.....	53
5.2.3.3	Steuereffekte durch eine Veränderung des Verschuldungsgrades ..	53
5.2.3.4	Steuereffekte durch eine Veränderung der effektiven Steuerlast ..	54
5.2.3.5.	Robustheitsprüfungen.....	57
5.3	Exkurs: Zur Überwälzung der Grundsteuer .....	60
5.4	Fazit .....	63
<b>6</b>	<b>Unternehmenssteuerinzidenz und Löhne .....</b>	<b>66</b>
6.1	Motivation und Hintergrund.....	67
6.2	Stand der empirischen Forschung .....	69
6.3	Forschungsdesign .....	72
6.3.1	Die direkte Inzidenz der Körperschaftsteuer .....	73
6.3.2	Die Steuerreform 2000 als Quasi-Experiment .....	76
6.4	Drei-Länder-Inzidenzanalyse .....	82
6.4.1	Datenbasis und Stichprobenselektion.....	82
6.4.2	Ökonometrisches Modell .....	84
6.4.3	Ergebnisse der empirischen Analyse .....	88
6.4.3.1	Lohneffekte der Körperschaftsbesteuerung.....	88
6.4.3.2	Beschäftigungseffekte der Körperschaftsbesteuerung.....	93
6.5	Inzidenzanalyse der Steuerreform 2000.....	97
6.5.1	Daten .....	97
6.5.2	Ökonometrisches Modell .....	97
6.5.3	Ergebnisse der Differenz-in-Differenzen-Analysen .....	98
6.5.3.1	Vergleichsgruppe: Großbritannien.....	98
6.5.3.2	Vergleichsgruppe: Frankreich.....	101
6.6	Fazit .....	104
<b>7</b>	<b>Die Überwälzung der Umsatzsteuer .....</b>	<b>108</b>
7.1	Motivation und Hintergrund.....	108
7.2	Stand der Forschung zur Umsatzsteuerüberwälzung.....	111

7.2.1	Studien zur Überwälzung der Umsatzsteuer in anderen Ländern ..	112
7.2.2	Studien zur Überwälzung der Umsatzsteuer in Deutschland .....	116
7.3	Empirische Evidenz der Umsatzsteuerüberwälzung in Deutschland .....	118
7.3.1	Einflussfaktoren der Preisentwicklung .....	118
7.3.2	Entwicklung der Verbraucherpreise .....	121
7.3.3	Entwicklung der Verbraucherpreise für ausgewählte Produkte und Dienstleistungen .....	124
7.4	Regressionsanalyse zur Umsatzsteuerüberwälzung in Deutschland	126
7.4.1	Datenbasis.....	127
7.4.2	Ergebnisse der Regressionsanalyse.....	128
7.5	Fazit .....	130
<b>8</b>	<b>Die effektive Steuerinzidenz der „Steuerreform 2000“ – Eine Analyse auf Basis von Makrodaten .....</b>	<b>132</b>
8.1	Die „Steuerreform 2000“ .....	133
8.2	Deskriptive Analyse der Entwicklung wesentlicher gesamtwirtschaftlicher Größen.....	134
8.2.1	Reale Größen .....	135
8.2.2	Preise .....	136
8.2.3	Arbeitsmarkt.....	138
8.3	Ökonometrische Analyse der gesamtwirtschaftlichen Effekte.....	140
8.3.1	Effekte auf reale Größen .....	143
8.3.2	Effekte auf Preise.....	145
8.3.3	Effekte auf dem Arbeitsmarkt.....	147
8.4	Fazit .....	149
<b>9</b>	<b>Steuerinzidenzanalyse mit dem CGE-Modell FiFoSim.....</b>	<b>152</b>
9.1	Simulationsergebnisse.....	154
9.1.1	Inzidenz im Grundmodell .....	154
9.1.2	Einfluss der Modellerweiterungen .....	157
9.1.2.1	Internationale Kapitalmobilität .....	157

9.1.2.2	Finanzierungsentscheidungen der Unternehmen .....	159
9.1.2.3	Unterschiedliche Haushaltstypen .....	161
9.1.2.4	Partielle Faktorbesteuerung .....	163
9.1.3	Wirken sich Steuererhöhung und Steuersenkung symmetrisch aus? .....	164
9.1.4	Gibt es sektorspezifische Unterschiede bei der Steuerinzidenz? ....	165
9.2	Unternehmensteuerreform 2008 in Deutschland .....	166
9.2.1	Die wesentlichen Steuerrechtsänderungen .....	166
9.2.2	Auswirkungen der Reform .....	167
9.3	Diskussion der Ergebnisse .....	172
9.4	Fazit .....	174
<b>10</b>	<b>Zusammenfassung und Fazit.....</b>	<b>176</b>
	Literatur .....	184
	Anhang .....	198

### **Verzeichnis der Schaubilder**

Schaubild 4.1	Nominale Steuersatzentwicklung und effektive Steuermaße für Deutschland .....	34
Schaubild 4.2	Gewichteter durchschnittlicher Hebesatz in Deutschland	37
Schaubild 4.3	Gewichtete durchschnittliche Hebesätze in den westdeutschen Flächenländern .....	37
Schaubild 4.4	Gewichtete durchschnittliche Hebesätze in den ostdeutschen Flächenländern.....	38
Schaubild 4.5	Hebesätze in den deutschen Stadtstaaten .....	39
Schaubild 4.6	Entwicklung der zukunftsorientierten effektiven Steuerlastmaße auf Kreisebene .....	41
Schaubild 6.1	Direkte und indirekte Lohninzidenz der Körperschaftsteuer.....	75

Schaubild 6.2	Der Differenz-in-Differenzen-Ansatz.....	78
Schaubild 6.3	Nominale Ertragssteuersätze (STR).....	79
Schaubild 6.4	Effektive Grenzsteuersätze.....	81
Schaubild 7.1	Entwicklung ausgewählter Einflussfaktoren der Produktionskosten .....	119
Schaubild 7.2	Entwicklung der Verbraucherpreise in Deutschland und der EU .....	122
Schaubild 7.3	Veränderung der Verbraucherpreisentwicklung zum Vorjahr in Prozent.....	123
Schaubild 8.1	Entwicklung des realen Bruttoinlandproduktes (BIP) ....	135
Schaubild 8.2	Entwicklung der realen privaten Bruttoanlageinvestitionen .....	135
Schaubild 8.3	Entwicklung der realen privaten Konsumausgaben.....	136
Schaubild 8.4	Entwicklung des Investitions-Deflators.....	137
Schaubild 8.5	Entwicklung des Verbraucherpreisindexes .....	137
Schaubild 8.6	Entwicklung der Beschäftigung .....	138
Schaubild 8.7	Entwicklung der Nominallöhne.....	139
Schaubild 8.8	Entwicklung der Lohnstückkosten.....	140
Schaubild 8.9	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des realen BIP .....	143
Schaubild 8.10	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der realen privaten Bruttoanlage- investitionen.....	144
Schaubild 8.11	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des realen privaten Konsums.....	144
Schaubild 8.12	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des Investitions-Deflators.....	146
Schaubild 8.13	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des Verbraucherpreisindexes.....	146

Schaubild 8.14	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der Beschäftigung.....	147
Schaubild 8.15	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der Nominallöhne.....	147
Schaubild 8.16	Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der Lohnstückkosten.....	148
Schaubild A7.1	Entwicklung der Verbraucherpreise für eine große Inspektion PKW .....	208
Schaubild A7.2	Entwicklung der Verbraucherpreise für Fahrschulunterricht.....	208
Schaubild A7.3	Entwicklung der Verbraucherpreise für Autobatterien ..	209
Schaubild A7.4	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Verbrauchsgüter .....	209
Schaubild A7.5	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Bekleidung und Schuhe .....	210
Schaubild A7.6	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Verkehr	210
Schaubild A7.7	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Heizöl und Kraftstoffe .....	211
Schaubild A7.8	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Haushaltsenergie .....	211
Schaubild A7.9	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Waren..	212
Schaubild A7.10	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich KFZ-Index .....	212
Schaubild A7.11	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Freizeit, Unterhaltung und Kultur.....	213
Schaubild A7.12	Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich „Dienstleistungen“ .....	213
Schaubild A7.13	Verbraucherpreise im Bereich „Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen“ .....	214
Schaubild A7.14	Verbraucherpreise im Bereich „Andere Waren und Dienstleistungen“ .....	214

Schaubild A7.15 Verbraucherpreise im Bereich „Gebrauchsgüter mit mittlerer Lebensdauer“ .....	215
Schaubild A7.16 Verbraucherpreise im Bereich „Langlebige Gebrauchsgüter“ .....	215
Schaubild A7.17 Verbraucherpreise im Bereich „Nachrichtenübermittlung“ .....	216
Schaubild A7.18 Verbraucherpreise „Einrichtungsgegenstände für den Haushalt“ .....	216
Schaubild A9.1 Vorgehensweise CGE-Simulation.....	218
Schaubild A9.2 Haushaltsentscheidung .....	223
Schaubild A9.3 Produktionsstruktur .....	225
Schaubild A9.4 Produktionsstruktur mit Finanzierungsentscheidung und Kapitalmobilität.....	238
Schaubild A9.5 Grundstruktur einer Social Accounting Matrix.....	244

### **Verzeichnis der Tabellen**

Tabelle 3.1 Dafne-Bilanzdatensatz für Deutschland.....	28
Tabelle 3.2 Effektive Grenzsteuerrate (EMTR) und Durchschnittssteuerrate (EATR) .....	31
Tabelle 4.1 Nominaler Steuersatz und Effektivsteuersätze für Deutschland .....	35
Tabelle 4.2 Durchschnittliche Hebesätze der deutschen Bundesländer und des Bundes.....	36
Tabelle 4.3 Kreise und kreisfreie Städte mit großen Hebesatzveränderungen.....	40
Tabelle 5.1 Anzahl an Beobachtungen nach Jahren .....	49
Tabelle 5.2 Deskriptive Statistiken zu den verwendeten Variablen der mit Kommunaldaten ergänzten Dafne-Daten .....	50

Tabelle 5.3	Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für den Hebesatz der Gewerbesteuer.....	52
Tabelle 5.4	Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die nominelle Steuerlast .....	55
Tabelle 5.5	Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die EMTR, Innenfinanzierung.....	56
Tabelle 5.6	Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die EATR, Innenfinanzierung .....	57
Tabelle 5.7	Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die EATR, Fremdfinanzierung .....	58
Tabelle 5.8	Robustheitsprüfung der Difference GMM-Ergebnisse .....	59
Tabelle 6.1	Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe.....	84
Tabelle 6.2	Zusammensetzung des KOF-Indizes .....	86
Tabelle 6.3	Lohninzidenz der Körperschaftsbesteuerung I.....	89
Tabelle 6.4	Lohninzidenz der Körperschaftsbesteuerung II .....	91
Tabelle 6.5	Beschäftigungsinzidenz der Körperschaftsbesteuerung I.....	94
Tabelle 6.6	Beschäftigungsinzidenz der Körperschaftsbesteuerung II ...	95
Tabelle 6.7	Allgemeine Differenz-in-Differenzen-Analyse I.....	99
Tabelle 6.8	Jahresgenaue Differenz-in-Differenzen-Analyse I .....	100
Tabelle 6.9	Allgemeine Differenz-in-Differenzen-Analyse II.....	102
Tabelle 6.10	Jahresgenaue Differenz-in-Differenzen-Analyse II.....	103
Tabelle 7.1	Produkte mit Steuerbefreiung oder mit ermäßigtem MwSt-Satz .....	123
Tabelle 7.2	Regressionsergebnisse zur Überwälzung der Umsatzsteuer	129
Tabelle 8.1	Effekte der „Steuerreform 2000“ auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen .....	149
Tabelle 9.1	Inzidenz im Grundmodell .....	156
Tabelle 9.2	Inzidenz bei internationaler Kapitalmobilität.....	158

Tabelle 9.3	Inzidenz bei Finanzierungsentscheidung.....	160
Tabelle 9.4	Inzidenzverteilung bei unterschiedlichen Haushalten .....	161
Tabelle 9.5	Inzidenzverteilung bei partieller Faktorbesteuerung.....	164
Tabelle 9.6	Gesetzliche Steuersätze (in %).....	169
Tabelle 9.7	Auswirkungen der Unternehmenssteuerreform 2008.....	170
Tabelle 9.8	Inzidenz bei alternativem Reformszenario .....	171
Tabelle A3.1	Nominale Ertragssteuersätze .....	198
Tabelle A3.2	Effektive Grenzsteuersätze.....	199
Tabelle A3.3	Effektive Durchschnittsteuersätze .....	200
Tabelle A5.1	Effekte des Hebesatzes der Gewerbesteuer .....	201
Tabelle A5.2	Effekte der effektiven Steuerlastmaße auf die Investitionen .....	202
Tabelle A6.1	Deskriptive Statistiken ausgewählter Variablen .....	206
Tabelle A6.2	Kurzfristige steuerinduzierte Lohneffekte .....	206
Tabelle A6.3	Langfristige steuerinduzierte Lohneffekte.....	206
Tabelle A9.1	Übersicht über die Sektoren .....	224
Tabelle A9.2	Sektorspezifische Eigenkapitalquoten.....	237
Tabelle A9.3	Einkommens- und Vermögensverteilung (in %) .....	239
Tabelle A9.4	Anteile am Gesamtkonsum (in %).....	240
Tabelle A9.5	Anteile der Haushalte am privaten Konsum je Sektor (in %).....	241
Tabelle A9.6	Produktionssektoren nach Harberger (1995) .....	242
Tabelle A9.7	Im FiFoSim verwendete sektorspezifische Armington- Elastizitäten .....	246
Tabelle A9.8	Elastizitäten im CGE-Modell .....	248



**Abkürzungsverzeichnis**

AIC	Akaike Informationskriterium
ASR	Adjusted Statutory Rate
BIP	Bruttoinlandsprodukt
EATR	Effective Average Tax Rate (Effektiver Durchschnittssteuersatz)
EMTR	Effective Marginal Tax Rate (Effektiver Grenzsteuersatz)
ESt	Einkommensteuer
EStG	Einkommensteuergesetz
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
GewSt	Gewerbsteuer
GMM	„General Methods of Moment“-Schätzverfahren (Schätzmethode der verallgemeinerten Momente)
HQ	Hannan-Quinn Informationskriterium
IFS	Institute for Fiscal Studies (London)
KMU	kleine und mittlere Unternehmen
KSt	Körperschaftsteuer
MwSt	Mehrwertsteuer
Soli	Solidaritätszuschlag
SR	Statutory Rate
StaBu	Statistisches Bundesamt
STR	Statutory Tax Rate (Nominaler bzw. nomineller Steuersatz)
USt	Umsatzsteuer
VAR	vektorautoregressives Modell
VARX	vektorautoregressives Modell mit exogener Variable
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen

## Symbolverzeichnis

### zu Kapitel 3

$p$	Ertrag eines Investitionsprojekts vor Steuern
$r$	Realzins des Finanzmarktes
$\tilde{p}$	Ertrag der Grenzinvestition vor Steuern
$s$	Ertrag der Grenzinvestition nach Steuern
$R^*$	Gewinn (einer Investition) vor Steuern
$R$	Gewinn (einer Investition) nach Steuern

### zu Kapitel 5

$q$	Marktwert eines Kapitalguts (Tobin's $q$ )
$\pi$	Ertrag
$K$	Kapitalstock
$c$	Kapitalkosten
$\delta$	ökonomische Abnutzungs- bzw. Abschreibungsrate
$\Gamma$	Gegenwartswert der Steuerersparnisse durch steuerliche Abschreibungsmöglichkeiten und Investitionsanreize
$\gamma$	Wachstumsrate
$I$	Investitionsvolumen
$C$	Cashflow
$Z$	sonstige Einflussgrößen
$D$	firmenspezifische Effekte
$\varepsilon$	Störterm

### zu Kapitel 6

$\alpha$	Konstante
$\beta$	Regressionskoeffizient
$i$	Laufindex für die Unternehmen mit $i=1, \dots, N$
$t$	zeitlicher Laufindex mit $t=1, \dots, T$ Perioden
$w$	Pro-Kopf-Lohnsumme
$\tau$	Pro-Kopf-Steuerschuld
$x$	Pro-Kopf-Umsatz oder Pro-Kopf-Gewinn
$year$	Jahresdummies

$\mu$	firmenspezifischer Effekt
$\varepsilon$	unerklärter Rest
$alo$	länderspezifische Arbeitslosenquote
$kof$	KOF-Index, Globalisierungsindex der Konjunkturforschungsstelle (KOF) an der Eidgenössischen Technischen Hochschule Zürich (ETH Zürich)
$did$	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, falls ein deutsches Unternehmen nach der Steuersatzänderung beobachtet wird, und den Wert „0“ sonst
$treat$	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, falls es sich um ein deutsches Unternehmen handelt, und den Wert „0“ sonst
$b$	Beschäftigtenzahl

### zu Kapitel 7

$\pi$	Preisänderung eines spezifischen Produktes
$\pi_{US}$	Inflationsrate (USA)
$\theta$	produktspezifischer Steuersatz
$\alpha$	Konstante bzw. Regressionsparameter
$\Phi$ und $\beta$	Regressionsparameter
$\varepsilon$	Störterm
$PC$	Verbraucherpreise
$PP$	Energiepreise
$PM$	Importpreise
$TAX$	Steuersatz
$t$	Zeittrend
$u$ und $e$	Störterme
$\Delta \log PC^e$	Inflationserwartung
$j$	Zeithorizont
$GAP$	Output Gap
$b$ und $c$	Regressionsparameter
$\nu$	Störterm

### zu Kapitel 9

$\epsilon$	Substitutionselastizität bei der Finanzierungsentscheidung
$\sigma$	Substitutionselastizität allgemein und in Bezug auf internationale Kapitalmobilität



*The world never gives us a “clean” incidence scenario in which  
we can trace out the consequences of a tax change  
by simply following the data.  
I believe incidence exercises will always be “in our heads”  
as we insert tax changes into models that we think adequately  
represent the real world in its main relevant aspects.*

Arnold C. Harberger (2006)

## 1 Einleitung

Unternehmenssteuern sind nicht nur eine wichtige staatliche Einnahmequelle, sondern führen auch bei einer Vielzahl von Akteuren zu Belastungen und Verhaltensanpassungen. An welchen Stellen des Wirtschaftssystems es zu diesen Konsequenzen kommt, ist jedoch keineswegs offensichtlich. Das Ziel dieses Forschungsprojektes besteht daher darin, die Bedeutung der Steuerüberwälzung im Rahmen der Unternehmensbesteuerung sowie die daraus folgenden Belastungswirkungen auf die einzelnen wirtschaftlichen Akteure zu untersuchen. Gerade bei Unternehmenssteuern sind Kenntnisse über die Belastungsfolgen der Besteuerung von hoher Bedeutung, einerseits wegen der mit ihnen verbundenen Beeinträchtigung eines effizienten Ressourceneinsatzes, andererseits aber auch, weil häufig – vermutlich in einer gewissen Unkenntnis der tatsächlichen Wirkungszusammenhänge – die Forderung zu vernehmen ist, dass die steuerliche Belastung von Unternehmen aus Gerechtigkeitsgründen notwendig sei, um auch mit Hilfe der Unternehmensbesteuerung bestimmte, gesellschaftlich gewünschte Umverteilungsziele zu erreichen.

Aus ökonomischer Sicht wird aber letztlich jegliche Last von Unternehmenssteuern von natürlichen Personen und nicht von einem Unternehmen – getragen. Schließlich sind Unternehmen nichts anderes als ein Bündel von Verträgen zwischen natürlichen Personen<sup>1</sup>. Steuern implizieren daher letztlich immer einen Rückgang persönlicher Konsummöglichkeiten. Unter Steuerinzidenz können deshalb die aus den verminderten Konsummöglichkeiten folgenden Wohlfahrtsminderungen bei den Bürgern eines Landes verstanden werden, die sich *nach Abschluss aller Überwälzungsvorgänge* ergeben. Unternehmenssteuern belasten keineswegs nur die (Anteils-) Eigentümer der besteuerten Unternehmen. Vielmehr hängt es wesentlich davon ab, wie Unternehmen auf die Besteuerung reagieren (können), welche Perso-

---

<sup>1</sup> Diese Interpretation bringt Fama auf den Punkt: „The firm is just the set of contracts covering the way inputs are joined to create outputs.“ (Fama 1980: 290)

nen – Unternehmer, Anteilseigner, Arbeitnehmer oder Konsumenten – aufgrund von Unternehmenssteuern ihren Konsum einschränken müssen.

Je nachdem wie stark die Reaktion in Form von Preiserhöhungen, geänderten Lohnzahlungen, verminderten Investitionen oder veränderter Produktion ausfällt, wird die Last der Steuer auf die unterschiedlichen Personengruppen abgewälzt. Dabei können einzelne Bürger durchaus sowohl als Anteilseigner als auch als Konsument von Überwälzungsvorgängen betroffen sein. Wer letztlich die Last der Steuer trägt, hängt demnach auch entscheidend von der Marktposition der Akteure und damit von den Angebots- und Nachfrageelastizitäten ab. Dabei liegt der Schluss nahe, dass die Marktseite, die weniger elastisch auf eine Preisveränderung reagieren kann, den höheren Anteil der Steuerlast zu tragen hat. Diese Schlussfolgerung wird im Verlauf der vorliegenden Forschungsarbeit mit empirischem Gehalt versehen.

Die konkreten Reaktionsmöglichkeiten von Marktakteuren und die dadurch induzierten Überwälzungsvorgänge hängen von einer Reihe von Faktoren ab, insbesondere natürlich auch vom betrachteten Zeitraum. Je länger dieser gewählt wird, desto umfangreicher wird in der Tendenz die Überwälzung der Belastung auf private Haushalte sein – ob über höhere Preise für besteuerte oder unbesteuerte Güter, über eine Anpassung von Löhnen und Gehältern oder über die Anpassung der Beschäftigung. Bei längeren Zeiträumen wird es andererseits aber auch immer schwerer, in der empirischen Arbeit die Besteuerungseffekte von anderen Vorgängen zu isolieren, die gleichzeitig das Verhalten der Menschen beeinflussen.

In dieser Studie verstehen wir unter „Unternehmenssteuern“ alle Steuern, die nach der Vorstellung des Gesetzgebers entweder von einem Unternehmen selbst oder von den hinter dem Unternehmen stehenden Unternehmern oder Anteilseignern gezahlt werden sollen (vgl. z.B. Homburg 2004: 320), die somit vermutlich die Last der Besteuerung zu tragen hätten.<sup>2</sup> Untersucht werden damit in erster Linie die Steuern, die den Gewinn von Unternehmen belasten, wie die Körperschaftsteuer (KSt), die Einkommensteuer (ESt) und die Gewerbesteuer (GewSt).

Folgt man dieser Definition, ist die Umsatzsteuer im engeren Sinne keine Unternehmenssteuer, weil die Steuerlast in diesem Fall nach der Vorstellung des Gesetzgebers von den Konsumenten getragen werden soll, der

---

<sup>2</sup> Der vom Gesetzgeber vorgesehene Steuerträger wird auch als *Steuerdestinatar* bezeichnet. Oftmals stimmt dieser aber aufgrund der Überwälzungsvorgänge nicht mit dem *Steuerträger* als jene Person überein, auf der die ökonomische Steuerlast schließlich tatsächlich ruht. Für die ökonomische Analyse ist der Steuerträger die wichtigste Figur, „denn er wird durch die Steuer belastet und er sinnt auf Ausweichmöglichkeiten.“ (Homburg 2000: 11)

Gesetzgeber also implizit davon ausgeht, dass die Unternehmen die Belastung an die Verbraucher weiterreichen können. Weil im Forschungsauftrag aber auch die Überwälzung der Umsatzsteuer thematisiert ist, und die Umsatzsteuer zumindest auch eine temporäre Belastung für Unternehmen darstellen kann, wird auch eine Inzidenzanalyse der Mehrwertsteuer vorgenommen. Dabei sollen Erkenntnisse darüber gewonnen werden, in welchem Ausmaß die Umsatzsteuer auf die Verbraucher überwältzt wird und wie schnell dies geschieht. Darüber hinaus soll untersucht werden, inwieweit hinsichtlich der Geschwindigkeit von Überwälzungsvorgängen Unterschiede zwischen verschiedenen Gütern und Branchen bestehen.

Es gibt bisher nur wenige Studien, die versuchen, die in der Theorie teilweise schon seit Jahrzehnten etablierte Vorstellung von sehr deutlichen Überwälzungsvorgängen empirisch zu unterfüttern. Die meisten Studien wurden in und für die USA angefertigt, weil dort einerseits in den vergangenen dreißig Jahren tiefgreifende Reformen der Unternehmensbesteuerung durchgeführt wurden – nur aus fühlbarer Variation lässt sich überhaupt empirische Evidenz gewinnen – und andererseits dort bis zum heutigen Tag eine deutlich bessere Datenbasis vorliegt. Somit betritt diese Studie für Deutschland weitgehend Neuland.

Zur erfolgreichen Abschätzung von „effektiven“ Steuerbelastungen ist es notwendig, die Reaktionen der besteuerten Unternehmen zu berücksichtigen. Zu diesen zählen einerseits solche der Steuervermeidung (z.B. Verlagerung der Produktionsstätte), andererseits aber eben auch solche, mit denen zumindest versucht wird, die Belastung weiterzureichen (z.B. Preiserhöhungen und Lohnsenkungen). Aber Steuerbelastungen von Unternehmen erzeugen auch ohne eine *explizite* Reaktion der Besteuerten Inzidenzeffekte, weil sich durch die Besteuerung Knappheitsverhältnisse und damit Grenzerträge und in der Konsequenz auch ökonomische Verhaltensanreize ändern. Die Möglichkeiten der Steuerüberwälzung variieren deutlich von Standort zu Standort. Liegen zum Beispiel staatlich regulierte Preise vor oder grenzen Mindestlöhne den Spielraum zur Rücküberwälzung in Form verminderter Lohnzahlungen an die Beschäftigten ein, dürfte die Belastung zumindest über einen längeren Zeitraum bei den Unternehmern liegen. Allerdings liegt es dann nahe, dass die Steuerlast durch eine geringere Beschäftigung – also mittels Mengeneffekten – auf die Erwerbspersonen überwältzt wird. Daher ist immer zu beachten, dass die Überwälzung mittels Preise nur dann möglich ist, wenn die Preise auch flexibel sind: Unternehmen können auch weniger Arbeitnehmer einstellen oder einen Teil ihrer Arbeitnehmer entlassen, bei gegebenen Preisen weniger produzieren und/oder investieren. Daher müssen sowohl Preis- als auch Mengeneffekte beachtet werden.

In der finanzwissenschaftlichen Literatur hat sich eine Spezialisierung der Forschungsarbeiten in Richtung Belastungs- und Überwälzungseffekte ein-

zelter Steuern etabliert. Es gilt also, konkrete Steuern und Steuerreformen Schritt für Schritt zu analysieren und anschließend einzelne Erkenntnisse zu einem aggregierten Wirkungsbild des gesamten Steuersystems zusammenzufügen. Allerdings sind Gesamtbewertungen mit größter Vorsicht vorzunehmen, denn für die einzelnen Steuern geht es in erster Linie darum, für *ganz konkrete* Steueränderungen in *konkreten Situationen* die wirksamen Überwälzungsvorgänge herauszufinden. Damit sollen sowohl sich im Zeitablauf verändernde Steuerlastverteilungen beschrieben werden als auch die Unterschiede bei der Steuerüberwälzung im Rahmen eines Ländervergleichs.

Arnold Harberger, einer der Pioniere auf dem Gebiet der Steuerüberwälzungsforschung, hat in einer aktuellen Veröffentlichung eine „Reflektion“ zu diesem Forschungsweig vorgelegt (Harberger 2006), in der er das Wissen über die Inzidenz bei der Unternehmensbesteuerung in die Kategorien „known“, „unknown“ and „unknowable“ einordnet. Wir orientieren uns in unserer Arbeit eng an dieser Kategorisierung: Erstens geben wir einen Überblick über das gesicherte Wissen zur Inzidenz von Unternehmenssteuern, zweitens forschen wir zu Fragen, die man im Prinzip beantworten kann, aber auf die bis heute keine zufriedenstellenden Antworten – zumindest speziell für Deutschland – gefunden wurden und wir verdeutlichen drittens, wo derzeit die Grenzen der Forschungsmöglichkeiten erreicht werden.

Unser Erkenntnisziel ist es, die ursächliche Wirkung unterschiedlicher Elemente der Unternehmensbesteuerung auf zentrale ökonomische Ergebnisgrößen wie Preise, Löhne, Investitionen, Beschäftigung etc. herauszuarbeiten. Dies ist insoweit grundsätzlich möglich, wie zwei Grundvoraussetzungen erfüllt sind. Zum einen lassen sich empirische Belege zur Ursache und Wirkung nur im Kontrast ermitteln. Dort, wo es keine hinreichende Variation – zwischen Zeitpunkten der Beobachtung oder zwischen Beobachtungseinheiten (insbesondere Unternehmen) – gibt, kann dieser Kontrast auch nicht gesucht werden. Ähnliches gilt für die Frage nach den Detailwirkungen einzelner Weichenstellungen. Meist unterscheiden sich Steuersysteme an mehreren Stellen gleichzeitig voneinander, sodass bestenfalls ein Kontrast ganzer Systeme, nicht jedoch einzelner Besteuerungselemente gesucht werden kann.

Unter bestimmten, in den folgenden Kapiteln jeweils tiefer zu diskutierenden Bedingungen können Änderungen des Steuerrechts diese aus analytischer Sicht erwünschte Variation herstellen. Die entscheidende Frage wird dabei immer sein, ob diese Variation tatsächlich so verwendet werden kann, als ob sie aus einem Labor stamme und quasi zum Erkenntnisgewinn hergestellt wurde. Das kann so sein, ist aber immer dann eher nicht der Fall, wenn die Änderung der Regelwerke eine Reaktion auf vermeintliche Fehlent-

wicklungen bei denjenigen Ergebnisgrößen darstellt, bei denen die Wirkung der Besteuerung erfasst werden soll (*Endogenität*). Eng mit diesem Problem verwandt ist das Problem der unbeobachteten *Heterogenität*: Will man im Kontrast unterschiedlicher Beobachtungseinheiten die Wirkung einer bestimmten Weichenstellung herausarbeiten, dann ist es unabdingbar, ansonsten – bis auf die zu untersuchende Weichenstellung – identische Einheiten zu kontrastieren. („Vergleiche das Vergleichbare!“). Das ist im Prinzip immer dann möglich, wenn eine Fülle von Informationen über die betrachteten Unternehmen vorliegt (also viele relevante Aspekte der Heterogenität erfasst werden), lässt sich aber selbst dann nicht garantieren. Schafft man es nicht, das Problem der Vergleichbarkeit zu lösen, dann kann man nicht wissen, ob Unterschiede in den Ergebnisgrößen tatsächlich auf die unterschiedliche Weichenstellung zurückzuführen sind. Mit der Ausnahme von kontrollierten Zufallsexperimenten im Labor ist dieses Problem in der empirischen Kausalanalyse immer eine große Gefahr für deren Aussagekraft. Hier stoßen oft auch anspruchsvollste (mikro-) ökonomische Methoden an ihre Grenzen.

Die Verfügbarkeit hinreichend informativen Datenmaterials ist die zweite, recht offensichtliche Grundvoraussetzung für den gesuchten Erkenntnisgewinn. Insbesondere begrenzt in der Steuerinzidenzanalyse die eingeschränkte Verfügbarkeit von Unternehmensdaten die Anwendung jener modernen Methoden der empirischen Forschung, die in anderen Bereichen, etwa bei Arbeitsmarktanalysen, seit geraumer Zeit erfolgreich eingesetzt werden können. Aus diesem Grund müssen zum gegenwärtigen Zeitpunkt bestimmte Fragen und Aspekte offen bleiben. Wenn die Variation der Rahmenbedingungen einzelner Unternehmen den Kontrast darstellen, der in der empirischen Analyse zur Identifikation der Wirkungen genutzt werden soll, dann lässt sich eine mangelnde Beobachtung von Unternehmensdaten leider nicht durch Datenmaterial auf einer höheren Aggregationsebene ersetzen - und auch nicht durch Simulationsmodelle.

Dort, wo die empirische Analyse aus verschiedenen Gründen an ihre Grenzen stößt, kann der Einsatz von Simulationsmodellen dennoch eine sehr wichtige Funktion erfüllen. Simulationsmodelle weisen den Vorteil auf, umfangreiche Wechselwirkungen zwischen verschiedenen Akteuren und Märkten zu berücksichtigen und daher die Bewegung von einem allgemeinen Gleichgewicht zu einem neuen Gleichgewicht abbilden zu können. Darüber hinaus kann in einem Simulationsmodell auch die Verwendungsseite der Steuern abgebildet werden. Es kann zum Beispiel ein so genannter *Lump-sum-Transfer* des Staates an die Bürger in eine Steuerwirkungsanalyse einbezogen werden, um Effekte der Ausgabenseite zumindest ansatzweise zu modellieren.

Schließlich ist unter bestimmten Bedingungen auch die Analyse zeitgleicher Variation von verschiedenen Steuern im Rahmen eines Simulationsmodells möglich. Der Einsatz des am FiFo Köln entwickelten Mikrosimulationsmodells FiFoSim liefert deshalb im Rahmen der Forschungsarbeit weitere wichtige Erkenntnisse zur Steuerinzidenz, die mit Hilfe der herkömmlichen ökonomischen Verfahren so nicht gewonnen werden können. Vor allem hat ein Simulationsmodell den Vorteil, dass Steuerrechtsänderungen und ihre Auswirkungen untersucht werden können, bevor die Änderungen in Kraft getreten sind.

Um diese Probleme so gut es geht zu adressieren, kommt im Rahmen des vorliegenden Projekts insbesondere das Forschungsdesign des so genannten Quasi-Experiments zur Anwendung. Von einem *Quasi-Experiment* spricht die empirische Wirtschaftsforschung immer dann, wenn sich Änderungen der Rahmenbedingungen, etwa durch eine Steuerreform, aus Sicht von Unternehmen und anderen Wirtschaftssubjekten als eine *von ihnen selbst nicht beeinflussbare* Veränderung ihrer Umwelt darstellen. Die Ermittlung der resultierenden Verhaltensanpassung, etwa in Form von Preis- und Lohnänderungen, kann dann Aufschluss über die Auswirkungen der untersuchten Politikmaßnahme geben. Im Idealfall hat sich im Rahmen dieses Quasi-Experiments nur ein Parameter geändert, so dass ein Ursache-Wirkung-Zusammenhang eindeutig etabliert und seine Stärke zuverlässig gemessen werden kann. Die Logik dieses Forschungsansatzes besteht darin, für den Zeitpunkt vor und den Zeitpunkt nach der Reform zwei sich in allen relevanten Aspekten möglichst ähnliche Gruppen miteinander zu vergleichen, von denen die eine durch die Maßnahme betroffen wird, die andere aber nicht. Dies ist in der Realität leider relativ selten gegeben, so dass sich die Suche nach einer geeigneten Vergleichsgruppe häufig als sehr schwierige Aufgabe darstellt. Dennoch wird in Kapitel 8 die Steuerreform 2000 in Form eines *Quasi-Experiments* analysiert. Und auch die Lohnüberwälzungsanalyse in Kapitel 6 folgt dieser Idee, wobei hier die Technik der *Differenz-in-Differenzen-Analyse* zur Anwendung gebracht wurde.

Insgesamt ist die vorliegende Untersuchung in drei substantiven Teilen (Übersicht 1) wie folgt aufgebaut: In einem ersten Teil wird die Basis für die eigentliche Analyse gelegt. So werden in **Kapitel 2** die Steuerrechtsänderungen seit 1998 beschrieben, um darauf in den nachfolgenden Kapiteln immer wieder Bezug nehmen zu können. Das gleiche gilt für die Vorstellung der Datenbasis in **Kapitel 3**. In **Kapitel 4** erfolgt eine erste deskriptive Analyse von Unternehmenssteuerbelastungen. Die sich anschließenden Kapitel sind der eigentlichen empirischen Untersuchung gewidmet: Ein zweiter Teil der Arbeit berichtet über die Auswertung von Mikrodaten. So werden für Deutschland in **Kapitel 5** die Effekte der Besteuerung auf das Investitionsverhalten der Unternehmen und in **Kapitel 6** auf die Arbeits-

löhne und die Beschäftigung untersucht. Ein dritter Teil gibt die Ergebnisse der Auswertung von Makrodaten wieder. Die Überwälzung der Mehrwertsteuer wird in **Kapitel 7** analysiert, wobei auch auf die Effekte der jüngsten Anhebung des Regelsatzes eingegangen wird. In **Kapitel 8** wird mit Hilfe einer Zeitreihenanalyse untersucht, welche positiven Wirkungen sich aus der „Steuerreform 2000“ feststellen lassen. In **Kapitel 9** wird schließlich das CGE-Modell FiFoSim eingesetzt, um die Überwälzungsvorgänge von Unternehmenssteuern zu quantifizieren. Zudem wird durch die Weiterentwicklung des Modellrahmens die Möglichkeit geschaffen, die Überwälzungseffekte der Unternehmenssteuerreform 2008 zu beschreiben. Der Ausbau des FiFoSim-Modells und dessen Erweiterung zur Analyse der Unternehmenssteuerinzidenz werden im Detail im Anhang zu Kapitel 9 beschrieben. Abschließend werden in **Kapitel 10** die zentralen Ergebnisse noch einmal zusammengefasst und deren Relevanz für eine evidenzbasierte Politikberatung diskutiert.

Übersicht 1  
Aufbau des Forschungsberichts



## 2 Steuerrechtsänderungen in den Jahren 1998 bis 2008

Eine zentrale Aufgabe der Studie besteht darin, die Effekte bestimmter Steuern, Steuerrechtsänderungen oder Steuerreformen von anderen Einflüssen zu isolieren, um kausale Zusammenhänge zwischen Steuern, deren Überwälzung und den daraus entstehenden Belastungen aufzuzeigen. Nachfolgend geben wir zunächst einen kurzen Überblick über die wesentlichen Steuerrechtsänderungen in den Jahren von 1998 bis 2008,<sup>3</sup> die im oben angesprochenen Sinne einer Variation der Rahmenbedingungen als Basis für unsere empirischen Analysen dienen.

Zu Beginn des Jahres 1998 wurde nicht nur der Solidaritätszuschlag von 7,5 auf 5,5% gesenkt und damit die Einkommensteuerbelastung reduziert, sondern auch die Gewerkekapitalsteuer abgeschafft. Dadurch ist sowohl die Belastung von Kapital- als auch von Personenunternehmen gesunken. Letztere haben darüber hinaus von einer Anhebung des Grundfreibetrages bei der Einkommensteuer (ESt) profitiert.

Ab April 1998 wurde der Regelsatz der Mehrwertsteuer von 15 auf 16% erhöht. In der ersten Stufe des Steuerentlastungsgesetzes 1999/2000/2002 wurde ab dem 1. Januar 1999 der Eingangssteuersatz der ESt nochmals von 25,9 auf 23,9% reduziert und der Grundfreibetrag von 12 365 DM auf 13 067 DM angehoben; ein Höchststeuersatz für Gewerbliche Einkünfte wurde auf 45% festgesetzt (statt des Spitzensteuersatzes von 53%). Des Weiteren ist der Körperschaftsteuersatz auf thesaurierte Gewinne von 45 auf 40% gefallen. Im Jahr 2000 ist der Spitzensteuersatz bei der ESt von 53 auf 51% und der Eingangssteuersatz weiter von 23,9 auf 22,9% gesunken; der Grundfreibetrag wurde auf 13 499 DM angehoben.

Die „Steuerreform 2000“, die am 1.1.2001 in Kraft getreten ist, umfasst sowohl eine weitere Reform der Unternehmensbesteuerung bei Körperschaften bzw. Kapitalgesellschaften als auch eine Reform der Einkommensteuer (ESt), die die Personenunternehmen betrifft. Im Rahmen der mehrstufigen Einkommensteuerreform wurden die tariflichen Grenzsteuersätze bis 2005 weiter schrittweise gesenkt – der Eingangssteuersatz auf 15% (2001 auf 19,9 und 2004 wiederum auf 15%) und der Spitzensteuersatz von 51 auf 42% (2001 auf 48,5 und 2004 auf 42%). Im Jahr 2007 wurde der Spitzensteuersatz

---

<sup>3</sup> Die Ausführungen in diesem Abschnitt basieren auf Gebhardt et al. (2003), Gebhardt (2007) und den Finanzberichten des Bundesministeriums der Finanzen für die Jahre 2001 und 2004 (BMF 2001, 2004a).

wieder auf 45% erhöht (Einführung der „Reichensteuer“), allerdings greift diese Änderung erst ab einem zu versteuernden Jahreseinkommen von über 250 000 €. Parallel zur mehrmaligen Reduzierung des Spitzensteuersatzes wurde im Zeitraum von 2000 bis 2004 auch das steuerfreie Existenzminimum weiter auf 7 664 € angehoben.

Neben diesen allgemeinen Tarifentlastungen wurden die einkommensteuerpflichtigen Personenunternehmen dadurch entlastet, dass sie ab 2001 die auf unternehmerischen Gewinnen lastende kommunale Gewerbesteuer in Höhe des 1,8-fachen des Gewerbesteuermessbetrags pauschal mit ihrer Einkommensteuer verrechnen können. Allerdings wurde ab dem Jahr 2001 die erst im Jahr 1999 eingeführte Tarifbegrenzung für gewerbliche Einkünfte wieder abgeschafft.

Kernpunkt der Unternehmenssteuerreform 2000 ist die Einführung eines einheitlichen Körperschaftsteuersatzes von 25% im Jahre 2001. Bis dato galten für einbehaltene Gewinne ein Steuersatz von 40 und für ausgeschüttete Gewinne von 30%. Gleichzeitig wurde das Vollenrechnungsverfahren bei ausgeschütteten Gewinnen durch eine Definitivbesteuerung auf Unternehmensebene in Verbindung mit dem Halbeinkünfteverfahren ersetzt. Obwohl diese Steuerrechtsänderung keinen direkten Bezug zu den Unternehmenssteuern hat, wurden dadurch direkte Effekte auf die Unternehmensentscheidungen induziert, zum Beispiel bezüglich der Investitionen, weil eine erhöhte Dividendenbesteuerung deren Kapitalkosten erhöht. Die Kapitaleinkommensbesteuerung ist deshalb für eine Untersuchung der effektiven Inzidenz von Unternehmenssteuern relevant.

Darüber hinaus kam es ab 2001 u. a. zu einer Neuregelung der Besteuerung von Organschaften und der Steuerbefreiung von Gewinnen aus der Veräußerung von Anteilen an inländischen Kapitalgesellschaften ab dem Veranlagungszeitraum 2002. Die Regelung für den Übergang bei Altkapital vom bisherigen Vollenrechnungsverfahren zur Definitivbelastung führte zu einem massiven Rückgang der KSt-Einnahmen in den Jahren 2001 bis 2004. Als Maßnahmen zur Finanzierung der Mindereinnahmen aufgrund der Steuersatzsenkung wurden bei den degressiven Abschreibungen für bewegliche Wirtschaftsgüter des Anlagevermögens der Höchstsatz von 30 auf 20%, der Satz der linearen Abschreibungen für Gebäude im Betriebsvermögen von 4 auf 3% und der Satz der Ansparabschreibung von 50% der voraussichtlichen Anschaffungskosten auf 40% gesenkt.

Die nominelle Steuerbelastung der Gewinne von Kapitalgesellschaften durch Ertragsteuern lag nach dieser Reform auf Ebene der Unternehmen, d.h. ohne Beachtung der Belastungen auf Ebene der Eigner, bei knapp

39%.<sup>4</sup> Sie setzt sich zusammen aus der Belastung aus Gewerbesteuer (GewSt), Körperschaftsteuer (KSt) und Solidaritätszuschlag (Soli). Während KSt und Soli für alle Unternehmen in Deutschland gleich hoch sind, ist die GewSt von der spezifischen Höhe des Hebesatzes einer Kommune abhängig. Bei Kapitalgesellschaften haben sich die nominellen Sätze von KSt und Soli im Zeitraum von 2001 bis 2007 nicht verändert. (Lediglich der Körperschaftsteuersatz wurde im Jahr 2003 einmalig auf 26,5% angehoben, um einen Solidarbeitrag zur Finanzierung der großen Schäden der Flut aus dem Vorjahr zu erbringen.) Bei den Hebesätzen der GewSt gab es hingegen in den Jahren von 1998 bis 2005 mehrere Veränderungen.

Die wichtigsten Steueränderungen der seit 2005 regierenden „Großen Koalition“ sind die Erhöhung des Regelsatzes der Mehrwertsteuer ab 2007 von 16 auf 19% und die am 1. Januar 2008 in Kraft getretene Unternehmenssteuerreform.<sup>5</sup> Der Kernpunkt der Unternehmenssteuerreform besteht in einer allgemeinen Senkung der Grenzsteuerlast bei gleichzeitiger Verbreiterung der Bemessungsgrundlage. Der Körperschaftsteuersatz wurde von 25 auf 15% und die Gewerbesteuermesszahl von 5 auf 3,5% reduziert. Neben den nominellen Steuersätzen ist die Steuerlast eines Unternehmens aber auch maßgeblich von den spezifischen Möglichkeiten eines Unternehmens abhängig, Betriebskosten im weitesten Sinne von der jeweiligen Bemessungsgrundlage abzuziehen. Erst die Einbeziehung dieser Bemessungsgrundlageneffekte erlaubt eine korrekte Bestimmung der effektiven Ertragsteuerlast eines Unternehmens.

Mehr als drei Viertel der Unternehmen in Deutschland sind als Einzelunternehmen oder Personengesellschaft organisiert; der deutlich überwiegende Teil davon (über 99%) sind kleine oder mittlere Unternehmen (KMU), wenn man diese nach den üblichen Umsatzgrößenklassen abgrenzt (StaBu 2006b). Die Steuerlast der Personenunternehmen ist aufgrund der Freibeträge und des progressiven Tarifs der Einkommensteuer nicht für alle Personenunternehmen gleich, sondern variiert je nach Ertragslage des Unternehmens. Personenunternehmen weisen im Durchschnitt in Deutschland eine geringere (durchschnittliche) Steuerbelastung auf als Kapitalgesellschaften. So tragen immerhin 97% der deutschen Personengesellschaften eine Steuerlast, die unter 38,65%, d.h. unterhalb der nominellen steuerlichen Gesamtbelastung der Kapitalgesellschaften liegt; über 90% der Personengesellschaften haben eine Steuerlast von weniger als 30%. Eine durchschnittliche Einkommensteuerlast von 38,65% erreichen ledige Unterneh-

---

<sup>4</sup> Beachtet man zusätzlich, dass die so versteuerten Gewinne auf Anteilseignerebene noch einmal besteuert werden, so kommt man bei Körperschaften noch zu deutlich höheren Lasten.

<sup>5</sup> Für eine ausführliche Beschreibung der Unternehmenssteuerreform 2008 vgl. Abschnitt 9.2.1 der vorliegenden Untersuchung.

mer erst bei einem zu versteuernden Gewinn von 128 000 € und verheiratete Unternehmer bei rund 245 000 €. Dies ist bei den meisten mittelständischen Personenunternehmen nicht der Fall; nur rund 5% erzielen betriebliche Einkünfte in dieser Größenordnung (BMF 2004b). Deshalb muss in der nachstehenden Analyse zwischen körperschaftsteuerpflichtigen Kapitalgesellschaften und einkommensteuerpflichtigen Personenunternehmen unterschieden werden.

### 3. Daten

#### 3.1 Die Unternehmensdatenbank Dafne für Deutschland und Österreich

Eine zentrale Datengrundlage für die Analyse der Steuerüberwälzung auf die interessierenden Indikatoren der Unternehmensaktivität sind die am RWI vorhandenen Daten der Dafne Bilanzdatenbank. Mit Stand vom Januar 2008 liegen am RWI vier Updates vom Juni 2004, Juni 2005, Oktober 2006 und Juni 2007 vor. Diese kommerzielle Datenbank enthält umfassende Jahresabschlussinformationen (Bilanz- und GuV-Daten) von etwa 105 000 deutschen und 5 000 österreichischen Unternehmen (Angaben zur Rechtsform, zu den Ertragssteuern und sonstigen Steuern, zu Anlage- und Umlaufvermögen, zu Abschreibungen etc.), die in der Unternehmensbilanz und der GuV angegeben werden. Die Mikrodaten werden vom Verein Creditreform e.V. und vom Bureau Van Dijk vertrieben. Der Verein sammelt in Deutschland die Daten und wertet hierfür neben den Eintragungen im Handels-, Gewerbe- und Vereinsregister auch die Veröffentlichungen im Bundesanzeiger und in anderen öffentlichen Quellen aus; das Gros der Daten (etwa 80%) wird durch Anfragen des Vereins bei Unternehmen erworben (Engel und Middendorf 2007: 12).

Auf Basis der Updates wird vom RWI ein Paneldatensatz generiert, so dass für die erfassten Unternehmen für verschiedene Jahre Angaben zur Bilanz, Gewinn- und Verlustrechnung sowie ausgewählten Unternehmenscharakteristika vorliegen. Bei einer idealtypischen Panelstruktur stehen für jedes Jahr und für jede Beobachtungseinheit Informationen in identischem Umfang zur Verfügung (*balanced panel*). Die Datenstruktur der Dafne-Bilanzdatenbank weicht von dieser üblichen Panelstruktur ab. Die Zahl erfasster Unternehmen nimmt über die Zeit spürbar zu – von anfangs 22 000 im Update vom Juni 2004 auf 108 000 im Update vom Juni 2007. Nicht für alle „Neuzugänge“ liegen dabei hinreichende Angaben für historische Jahresabschlüsse vor. Hinzu kommt, dass die Besetzung der Variablen umso dünner wird, je detaillierter die Bilanzposition wird. Zentrale Variablen wie Bilanzsumme, Cashflow, materielles Anlagevermögen, Umlaufvermögen sowie Eigenkapital und Fremdkapital weisen naturgemäß die höchste Belegung auf. Mit etwas Abstand folgen Angaben zu Steuerzahlungen, Lohn- und Materialkosten.

Durch das Zusammenspielen der insgesamt vier Updates kann ein Paneldatensatz generiert werden, der die Analyse zeitlicher Veränderungen im Zeitraum von 1996 bis 2005 ermöglicht. In Tabelle 3.1 sind einige wichtige Eckdaten des Paneldatensatzes angegeben.

Tabelle 3.1

**Dafne-Bilanzdatensatz für Deutschland**

1995 bis 2005; Anzahl der Beobachtungen

Jahr	Beobachtungen
1995	2 889
1996	4 276
1997	5 162
1998	7 053
1999	10 385
2000	11 352
2001	15 232
2002	27 695
2003	44 838
2004	55 501
2005	39 112
insgesamt	223 495

Quelle: Unternehmensdatenbank Dafne.

Die Dafne-Mikrodaten weisen eine deutliche Überrepräsentation von Kapitalgesellschaften auf. Zudem sind in der Datenbank Kleinunternehmen fast gar nicht repräsentiert. Die Mikrodaten enthalten die Angaben zu den Ertragssteuern und sonstigen Steuern, die von den einzelnen Unternehmen in der GuV ausgewiesen wurden. Die Ertragsteuerangaben werden nach den Ergebnissen der individuellen Steuerbilanzen wiedergegeben und stellen somit die (voraussichtliche) tatsächliche Unternehmenssteuerschuld dar. Das heißt, die Steuerschuld gibt nicht die Steuervorauszahlungen minus Rückerstattungen an, sondern annähernd periodengerecht die gemäß Steuerrecht geschuldete Steuerzahlung des betreffenden Jahres. Um die tatsächliche Steuerlast pro Euro steuerlichen Gewinns bestimmen zu können, müssten auch Informationen über die steuerlichen Bemessungsgrundlagen vorliegen. Diese werden aber in den veröffentlichten Rechnungslegungsdokumenten der Unternehmen und somit nicht im Rahmen des Dafne-Datensatzes zur Verfügung gestellt. Auf Basis der vorhandenen Bilanz- und GuV-Daten lassen sich die steuerlichen Bemessungsgrundlagen letztlich auch nicht herleiten.

### 3.2 Die europäische Unternehmensdatenbank Amadeus

Zusätzlich zur Dafne-Bilanzdatenbank wird auch die Amadeus-Datenbank verwendet.<sup>6</sup> Zunächst werden die Amadeus-Daten genutzt, um Lücken in der Zahl der Beschäftigten der in der Dafne-Datenbank erfassten Unter-

<sup>6</sup> Amadeus weist als Abkürzung auf das Konstruktionsprinzip dieser Meta-Datenbank (Analyze MAjor Databases from EUropean Sources) hin.

nehmen aufzufüllen. Ähnlich wie bei der Dafne-Bilanzdatenbank handelt es sich auch bei Amadeus um eine kommerzielle Finanzdatenbank. Mit Stand vom September 2008 sind Informationen von über 11 Millionen privaten und öffentlichen Unternehmen aus 41 europäischen Ländern enthalten. Gesammelt werden die Daten ebenfalls vom Bureau Van Dijk (BvD), das zur Informationsbeschaffung mit dreißig Datenanbietern aus verschiedenen Ländern zusammenarbeitet. Mit einer Gesamtzahl von über 1 Million Unternehmen mit Sitz in Deutschland sind etwa ein Viertel aller deutschen Unternehmen in der Datenbank erfasst. Der Fokus liegt auf Unternehmen, deren Wirtschaftsaktivitäten zur Erfassung und regelmäßigen Aktualisierung im Datenbestand von Creditreform geführt werden. Als „wirtschaftsaktiv“ gilt ein Unternehmen, wenn eine Wirtschaftsauskunft – beispielsweise von einem Finanzinstitut oder einem Lieferanten – eingeholt wurde, ein Eintrag im Handelsregister vorliegt oder wenn durch das Unternehmen Arbeitsplätze geschaffen wurden. Kleinstgewerbetreibende, Freiberufler, landwirtschaftliche Unternehmen sowie Ich-AGs sind in der Datenbank dementsprechend untererfasst.

Amadeus beinhaltet Längsschnittinformationen zu Beschäftigung, Umsatz, 23 verschiedenen Bilanzpositionen und 25 Variablen aus der Gewinn und Verlustrechnung für einen Zeitraum von bis zu zehn Jahren. Zusätzlich werden Geschäftsinformationen (zum Beispiel Eigentümer, Manager und Tochtergesellschaften), Tätigkeitsbeschreibungen und die Branchenzugehörigkeit sowie allgemeine Finanzmarktdaten laufend aktualisiert. Die Analyse der zeitlichen Veränderung von Beteiligungsstrukturen ist ebenfalls möglich, sofern Updates zu verschiedenen Zeitpunkten verwendet werden. Am RWI liegen derzeit insgesamt sechs Updates für die Geschäftsjahre 1998, 2000, 2002, 2004, 2005 und 2007 vor.

### **3.3 Die makroökonomische Messung der effektiven Steuerbelastung**

Um die effektive steuerliche Belastung eines Landes auf der makroökonomischen Ebene zu messen, werden in der Literatur zwei Typen von Maßen verwendet, die so genannten vergangenheitsorientierten (backward-looking) und die zukunftsorientierten (forward-looking) effektiven Steuermaße (Sørensen 2004).

Vergangenheitsbezogene Maße werden auf Basis von vorliegenden Ist-Daten berechnet. So wird etwa auf Basis von VGR-Daten die zu beobachtende Steuerzahlung ins Verhältnis zum geschätzten Vor-Steuer-Einkommen beziehungsweise zum geschätzten Gewinn gesetzt. Diese Ergebnisse sind allerdings mit Vorsicht zu bewerten, da sie die Steuerlast nur hochaggregiert und damit unscharf messen (Carey und Rabesona 2004).

Neben diesem Makrodaten-Ansatz kann diese Methode auch auf Basis der Mikrodaten einzelner Unternehmen oder Privatpersonen umgesetzt werden. Dabei werden beispielsweise die in der Rechnungslegung von Unternehmen ausgewiesenen Steuerzahlungen ins Verhältnis zum geschätzten Vor-Steuer-Gewinn gesetzt.

Die zukunftsorientierten Maße sind die „*effective marginal tax rate*“ (EMTR) und „*effective average tax rate*“ (EATR), die die Steuerlast auf Basis von fiktiven zukünftigen Investitionsprojekten ermitteln. Das Maß EMTR wurde vor allem von Auerbach (1979), King und Fullerton (1984), Alworth (1988), OECD (1991) und Keen (1991) entwickelt und präzisiert. Das Maß der EATR wurde von Devereux und Griffith (1998a) vorgeschlagen und weiter entwickelt (Devereux und Griffith 2002, 2003). Während die effektive marginale Steuerrate (EMTR) vor allem auf die Grenzbelastung einer Investition abzielt, liegt der Fokus bei der effektiven durchschnittlichen Steuerrate (EATR) auf der durchschnittlichen Steuerlast, die ein Steuersystem Investitionen auferlegt.

Die Maße betrachten den Netto-Gegenwartswert einer Investition und der Investitionskosten. Eine Grenzinvestition liegt dann vor, wenn beide Größen sich genau entsprechen, der Gegenwartskapitalwert der Investition also Null ist. Wird nun für die Grenzinvestition der Grenzertrag ( $\tilde{p}$ ) bestimmt und dann der Grenzertrag nach Steuern ( $s$ ) ergibt sich:

$$(3.1) \quad EMTR = \frac{\tilde{p} - s}{\tilde{p}}.$$

Die EMTR misst somit die Veränderungsrate des Grenzertrags der Grenzinvestition, die durch das Steuersystem bedingt ist. Im Vergleich hierzu entspricht die effektive durchschnittliche Steuerrate (EATR) der Veränderungsrate des Gewinns aus einem bestimmten Investitionsprojekt, die durch das Steuersystem bedingt wird. Es wird also die Differenz aus dem Gewinn vor Steuern ( $R^*$ ) und dem Gewinn nach Steuern ( $R$ ) durch den Gewinn vor Steuern geteilt:

$$(3.2) \quad EATR = \frac{R^* - R}{R^*}.$$

Das betrachtete Investitionsprojekt erzielt vor Steuern einen Ertrag von  $p$ . Der Finanzmarkt bestimmt dagegen einen alternativen Realzins von  $r$ , weshalb der Investor einen Ertrag von  $1+r$  erzielen könnte. Der Gegenwartswert des Ertrags ist somit  $p/(1+r)$ . Da der Term in Gleichung (3.1)

für die Grenzinvestition ( $R^* = 0$ ) nicht definiert ist, wird alternativ folgende Formel verwendet:

$$(3.1^*) \quad EATR = \frac{R^* - R}{\frac{P}{1+r}}$$

Bei der Berechnung der Gegenwartswerte werden nicht nur die nominellen Steuersätze eines Steuersystems beachtet, sondern auch Bemessungsgrundlageneffekte, die etwa durch die steuerlichen Abschreibungsregeln hervorgerufen werden. Die effektiven Maße bilden deshalb die Steuerlasten genauer ab als die nominellen Steuersätze.

Für unsere Untersuchung verwenden wir die Daten, die vom *Institute for Fiscal Studies* (IFS) in London zur Verfügung gestellt werden (Klemm 2005).<sup>7</sup> Das IFS hat die EMTR und die EATR auf Basis unterschiedlicher Annahmen für 19 Länder für die Jahre 1979 bis 2005 kalkuliert. Für das Grundzenario (*base case*) werden für Deutschland folgende Angaben gemacht:

Tabelle 3.2

**Effektive Grenzsteuerrate (EMTR) und Durchschnittssteuerrate (EATR)**

1995 bis 2005; Daten für Deutschland

Jahr	EMTR	EATR
1995	37 %	41 %
1996	37 %	41 %
1997	37 %	41 %
1998	36 %	41 %
1999	32 %	37 %
2000	32 %	37 %
2001	29 %	32 %
2002	29 %	32 %
2003	30 %	33 %
2004	29 %	32 %
2005	29 %	32 %

Quelle: Eigene Darstellung nach Klemm (2005).

Beide Maße sinken in den Jahren 1999 und 2001. Die Senkung im Jahr 1999 ist Folge der ersten Stufe des Steuerentlastungsgesetzes 1999/2000/2002 und die niedrigeren Werte im Jahr 2001 repräsentieren die Unternehmenssteuerreform und die erste Stufe der Steuerreform 2000; der leichte Anstieg im Jahr 2003 erklärt sich durch die einmalige Erhöhung des KSt-Satzes (auf 26,5%) zur Finanzierung der Flutkatastrophe im Jahr 2002. Die leichte Minderung der EMTR im Jahr 1998 ist durch die Senkung des Solidaritätszuschlags und den Wegfall der Gewerbesteuer bedingt.

<sup>7</sup> Internetquelle: <http://www.ifs.org.uk/> [Zugriffsdatum: 21.10.2008].

In der nachfolgenden Studie werden sowohl zukunfts- als auch vergangenheitsorientierte Maße verwendet, wobei wir die jeweiligen Vorzüge nutzen: Da Investitionen meist gegenwärtige *und* zukünftige Zahlungen umfassen, verwenden wir die Maße EMTR und EATR. Weil in der Praxis aber häufig Änderungen des Steuerrechts vorgenommen werden, berücksichtigen wir auch die vergangenheitsbezogenen Maße, die solche Änderungen erfassen können. Des Weiteren können vergangenheitsorientierte Maße genauer erfassen, in welchem Ausmaß vorhandene Gestaltungsmöglichkeiten genutzt wurden; sie bilden insofern unter Umständen eine *effektive* Steuerlast besser ab als ein alleiniger Einsatz von zukunftsgerichteten Maßen.

### 3.4 Die effektive Steuerlast auf Kreisebene

Da eine ökonometrische Untersuchung u.a. von der Variation in den Daten abhängt, ist eine Inzidenzanalyse mit in ganz Deutschland gleichen effektiven Steuerlastdaten nur begrenzt möglich; sie würde sich auf eine Zeitreihenanalyse beschränken, die aufgrund der geringen zeitlichen Variation nicht sehr vielversprechend wäre. Deshalb wird in der Studie zusätzlich die Variation der Steuerlast genutzt, die durch die unterschiedlichen regionalen Hebesätze bei der Gewerbesteuer verursacht wird.

Für die Analyse der Hebesätze der Kommunen verwenden wir die Daten des Realsteuervergleichs des Statistischen Bundesamtes für die Jahre von 1995 bis 2005 (StaBu 1996-2006a). Die Daten enthalten die gewichteten durchschnittlichen Hebesätze der Gewerbesteuer und der beiden Grundsteuern A und B für die einzelnen Kreise, für die Regierungsbezirke bzw. der entsprechenden statistischen Bereiche (oft ehemalige Regierungsbezirke), für die Bundesländer und für den Bund. Des Weiteren liefern die Daten u. a. Informationen über die Ist-Einnahmen der Steuerarten, die Anzahl der Einwohner, die Anteile der Gemeinden an der Umsatzsteuer (USt) und der ESt und die Höhe der Gewerbesteuerumlage.

Für weitere empirische Untersuchungen der effektiven Inzidenz der Gewerbesteuer bzw. der Hebesätze der Gewerbesteuer haben wir die gesammelten Kommunaldaten weiter aufbereitet und mit den Unternehmensdaten der Dafne-Datenbank zusammengefügt. Letztlich gelang es bei fast allen unternehmensspezifischen Beobachtungen, den entsprechenden Hebesatz der Gewerbesteuer zuzuspielen.

Darüber hinaus haben wir als ganz wesentlichen Schritt die EMTR- und EATR-Maße auf Kreisebene in Deutschland berechnet, indem wir die Maße für unterschiedliche Hebesätze der Gewerbesteuer umgeformt und kreis-spezifisch berechnet haben. Damit kann die Variation der Hebesätze und

der effektiven Steuerlastmaße über die Kreise in Deutschland für ökonomische Analysen genutzt werden. Das Vorgehen ermöglicht es uns zudem, eine Reihe verschiedener Steuerlastmaße bei der Inzidenzanalyse zu vergleichen. Zum einen werden die EMTR- und EATR-Maße unter verschiedenen Annahmen berechnet (Klemm 2005), zum Beispiel wird die Steuerbelastung von Investitionen in Maschinen oder alternativ in Gebäude berechnet. Dabei werden unterschiedliche Finanzierungsmöglichkeiten (z.B. Eigen- vs. Fremdfinanzierung) berücksichtigt, wodurch sich die Auswirkungen verschiedener Aspekte der Steuergesetzgebung beschreiben lassen.

#### 4. Deskriptive Analyse der Unternehmenssteuerlast

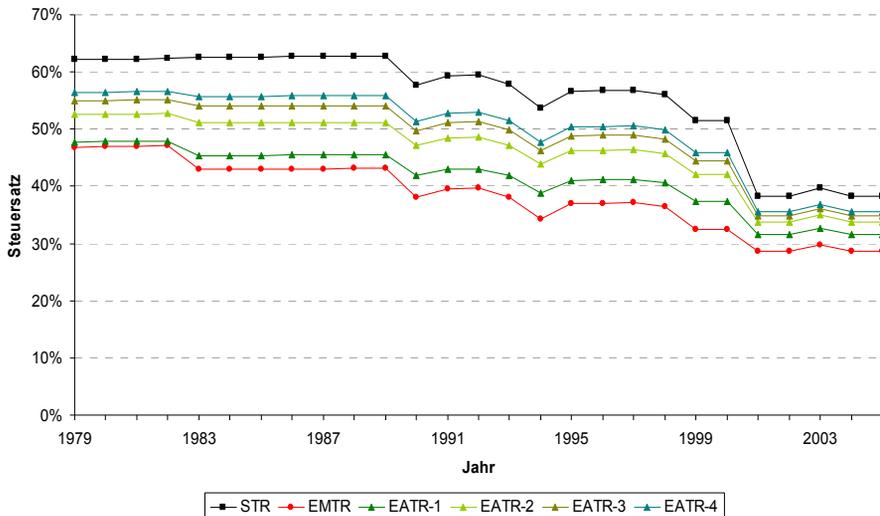
Im nachfolgenden Abschnitt 4.1 wird gezeigt, wie sich die beschriebenen Steuerrechtsänderungen in den makroökonomischen Steuerlastmaßen EATR und EMTR niedergeschlagen haben. In Abschnitt 4.2 beschreiben wir, wie sich die Unternehmenssteuerlast auf kommunaler Ebene in den Jahren seit 1995 verändert hat.

##### 4.1 Die Unternehmenssteuerlast insgesamt

Schaubild 4.1 zeigt den Verlauf des Nominalsteuersatzes (statutory tax rate, STR), des effektiven Grenzsteuersatzes (effective marginal tax rate, EMTR) und vier alternative Verläufe des effektiven Durchschnittsteuersatzes (effective average tax rate, EATR) für Deutschland.

Schaubild 4.1

**Nominale Steuersatzentwicklung und effektive Steuermaße für Deutschland**  
1979 bis 2005; STR, EMTR, EATR<sup>1</sup>



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von Klemm 2005 — <sup>1</sup>Die verschiedenen Effektivsteuermaße EATR geben die durchschnittliche Steuerbelastung unterschiedlich profitabler Investitionsprojekte an. EATR-1 bezieht sich auf Investitionsprojekte mit einer Rendite von 10%, EATR-2 auf Projekte mit einer Rendite von 20%, EATR-3 auf Projekte mit einer Rendite von 30% und EATR-4 auf Projekte mit einer hypothetischen Vor-Steuer-Verzinsung von 40 %.

Weil die effektive Durchschnittsbesteuerung eines hypothetischen Investitionsprojektes von seiner angenommenen Profitabilität abhängt – und hier mit Renditen vor Steuern in Höhe von 10, 20, 30 und 40% vier Niveaus berücksichtigt wurden –, werden im Schaubild vier Kurvenverläufe für die EATR vorgestellt. Je höher die Profitabilität eines Projektes, desto größer ist seine durchschnittliche effektive Besteuerung, was sich durch eine Annäherung der entsprechenden EATR-Kurve an den Verlauf des nominalen Steuersatzes (STR, statutory tax rate, schwarze Kurve) zeigt. Umgekehrt gilt: Je geringer die Profitabilität, desto mehr nähert sich die entsprechende Kurve dem Verlauf der roten EMTR-Kurve an, die sich auf das marginale, also das gerade noch profitable, Projekt bezieht. Tabelle 4.1 zeigt die in Schaubild 4.1 dargestellten Werte.

Tabelle 4.1

**Nominaler Steuersatz und Effektivsteuersätze für Deutschland**1995 bis 2005; EMTR, EATR 1 bis 4<sup>1</sup>

Jahr	STR	EMTR	EATR-1	EATR-2	EATR-3	EATR-4
			in %			
1995	57	37	41	46	49	50
1996	57	37	41	46	49	50
1997	57	37	41	46	49	51
1998	56	36	41	46	48	50
1999	52	32	37	42	44	46
2000	52	32	37	42	44	46
2001	38	29	32	34	35	36
2002	38	29	32	34	35	36
2003	40	30	33	35	36	37
2004	38	29	32	34	35	36
2005	38	29	32	34	35	36

Quelle: Datenreihen zusammengestellt auf Basis von Klemm 2005. — <sup>1</sup>Die effektiven Durchschnittssteuersätze (Effective Average Tax Rates, EATR) wurden von Klemm (2005) wie bei Devereux und Griffith (2003) berechnet. Zu Grunde gelegt wird ein hypothetisches Investitionsprojekt (Errichtungs- bzw. Ausrüstungsinvestitionen), finanziert durch neues Eigenkapital oder thesaurierte Gewinne. EATR-1 (-2,-3,-4) liegt eine angenommene Profitabilität des Projektes von 10% (20%, 30%, 40%) zu Grunde.

Sowohl die EMTR als auch die verschiedenen EATR-Maße sinken im Jahr 1999 und im Jahr 2001. Die Senkung im Jahr 1999 ist eine Folge der ersten Stufe des Steuerentlastungsgesetzes 1999/2000/2002.<sup>8</sup> Die niedrigeren Werte im Jahr 2001 repräsentieren die Unternehmensteuerreform und die erste Stufe der Steuerreform 2000; der leichte Anstieg im Jahr 2003 erklärt sich durch die einmalige Erhöhung des KSt-Satzes auf 26,5%. Die leichte Minderung der EMTR im Jahr 1998 ist durch die Senkung des Solidaritätszuschlages und den Wegfall der Gewerbesteuer bedingt.

<sup>8</sup> Vgl hierzu auch die Ausführungen in Abschnitt 3.3, S. 33.

## 4.2 Die Steuerlast auf Kreisebene

Die effektive Steuerlast eines Unternehmens in einem bestimmten Kreis in Deutschland hängt maßgeblich von dem entsprechenden Hebesatz vor Ort ab. Dieser variiert sowohl zwischen den Kreisen als auch innerhalb vieler Kreise über die Zeit hinweg erheblich.

### 4.2.1 Deskriptive Hebesatzanalyse

Tabelle 4.2 zeigt, dass die Hebesätze der GewSt in den Jahren von 1995 bis 2005 zum Teil eine erhebliche Variation aufweisen. Im Durchschnitt sind die gewichteten Hebesätze der GewSt in Deutschland von 376 auf 389% gestiegen (siehe Schaubild 4.2). Im Jahr 1998 wurde ein Wert von 390% erreicht. Danach fiel der Satz bis 2001 auf 385 und stieg bis 2005 wieder auf 389%.

Tabelle 4.2

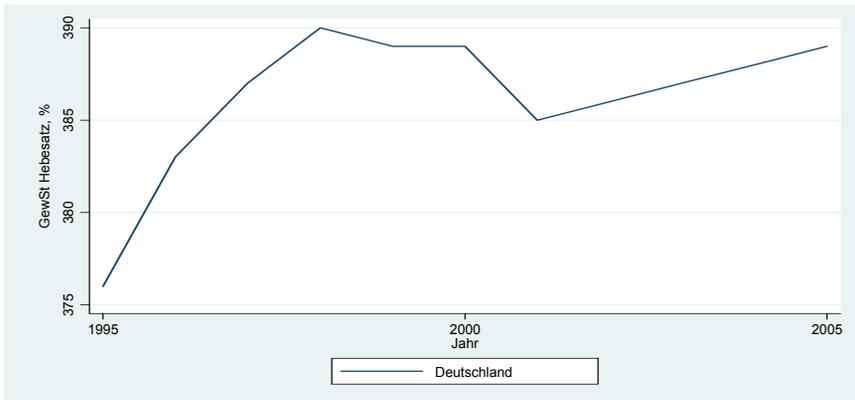
**Durchschnittliche Hebesätze der deutschen Bundesländer und des Bundes**  
1995 bis 2005

Jahr	Schl.-H.	HH	NS	HB	NRW	Hess	Rh-Pf.	BW	Bay	Saar	B	Bra	M.-Vor.	Sach	S.-An	Thü	Dt.
1995	331	450	355	415	409	395	363	355	367	422	300	302	320	394	336	339	376
1996	337	470	360	415	414	401	370	360	368	425	340	304	331	398	340	336	383
1997	340	470	364	415	419	403	370	361	369	425	390	302	322	398	346	340	387
1998	343	470	370	416	423	414	372	360	379	425	390	293	324	403	346	343	390
1999	337	470	370	415	423	406	369	358	375	426	410	310	321	404	345	337	389
2000	333	470	368	415	424	408	374	359	373	425	410	286	336	407	349	337	389
2001	338	470	366	415	424	388	371	354	371	402	410	286	324	405	346	336	385
2002	341	470	368	415	426	387	369	355	370	403	410	323	314	408	346	335	386
2003	342	470	366	416	432	393	367	357	369	397	410	310	303	411	343	336	387
2004	333	470	371	437	432	400	370	361	370	400	410	315	307	410	338	338	388
2005	337	470	375	436	434	398	369	357	372	416	410	306	307	414	315	342	389

Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von StaBu (1996-2006a).

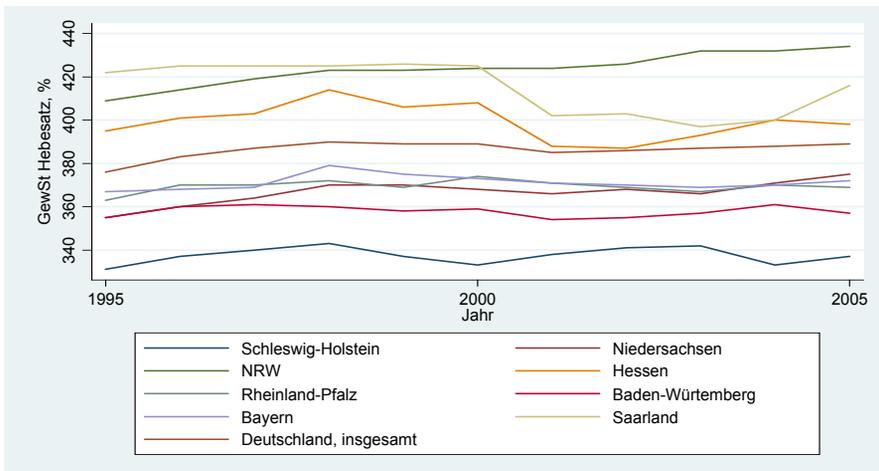
Schaubild 4.3 bildet die Entwicklung der Hebesätze in den westdeutschen Flächenländern ab. Während die gewichteten durchschnittlichen Hebesätze in den Ländern Nordrhein-Westfalen und Niedersachsen in nennenswertem Ausmaß stiegen und in den Ländern Bayern, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein in der Tendenz nur sehr leicht erhöht wurden, sind die Hebesätze im Saarland und in Hessen in der Tendenz deutlich gesunken und auch in Baden-Württemberg leicht reduziert worden.

Schaubild 4.2  
**Gewichteter durchschnittlicher Hebesatz in Deutschland**  
 1995 bis 2005



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von StaBu (1996-2006a).

Schaubild 4.3  
**Gewichtete durchschnittliche Hebesätze in den westdeutschen Flächenländern**  
 1995 bis 2005



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von StaBu (1996-2006a).

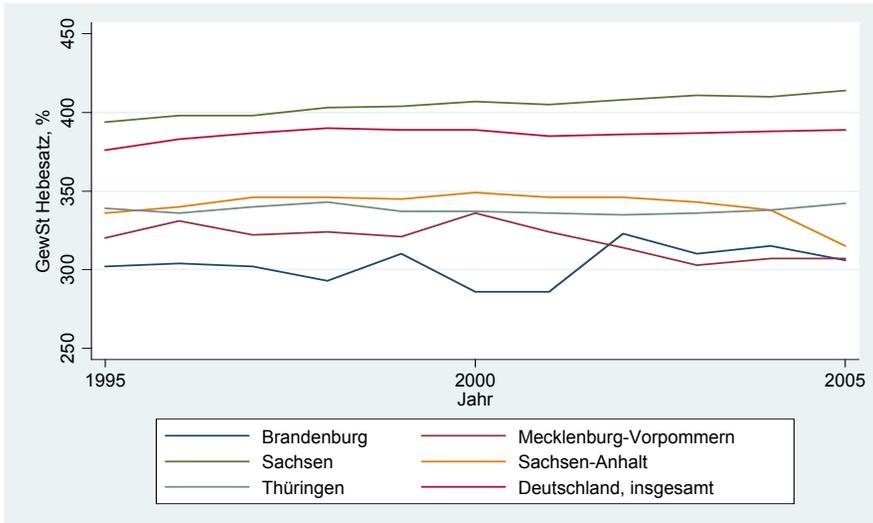
In den ostdeutschen Flächenländern ergibt sich ein ähnliches Bild (siehe Schaubild 4.4). Während sächsische und brandenburgische Kommunen ihre Hebesätze in der Tendenz erhöhten, haben die Kommunen in den anderen drei ostdeutschen Flächenländern die Sätze eher gesenkt. In Thüringen ist

der Hebesatz allerdings von seinem Tiefstwert für den betrachteten Zeitraum von 335 % im Jahr 2002 auf seinen Höchstwert von 342 % gestiegen.

Schaubild 4.4

**Gewichtete durchschnittliche Hebesätze in den ostdeutschen Flächenländern**

1995 bis 2005



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von StaBu (1996-2006a).

In den drei Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg wurden die Hebesätze dagegen stets erhöht oder unverändert belassen (siehe Schaubild 4.5). Während Bremen und Hamburg die Sätze lediglich vergleichsweise mäßig anhoben – Hamburg 1996 von 450 % auf 470 % und Bremen im Wesentlichen 2004 von 416 % auf 437 %, ist der Hebesatz in Berlin von 300 % im Jahre 1995 drastisch auf 410 % im Jahr 1999 erhöht worden.

Vergleicht man die Höhe der gewichteten Durchschnittsätze der Bundesländer mit der des Bundes, so zeigt sich, dass Bremen, Hamburg, Hessen, Nordrhein-Westfalen, das Saarland und Sachsen stets Hebesätze ausweisen, die über dem Bundesdurchschnitt liegen; seit 1999 zählt auch Berlin zu dieser Gruppe (siehe Schaubild 4.5). Alle anderen Länder weisen eine Hebesatzhöhe unterhalb des Bundesdurchschnitts aus.

Für die empirische Untersuchung der effektiven Inzidenz der Gewerbesteuer (GewSt) beziehungsweise der Hebesätze der GewSt mussten die gesammelten Kommunaldaten zunächst aufbereitet werden.<sup>9</sup> In Tabelle 4.3 sind

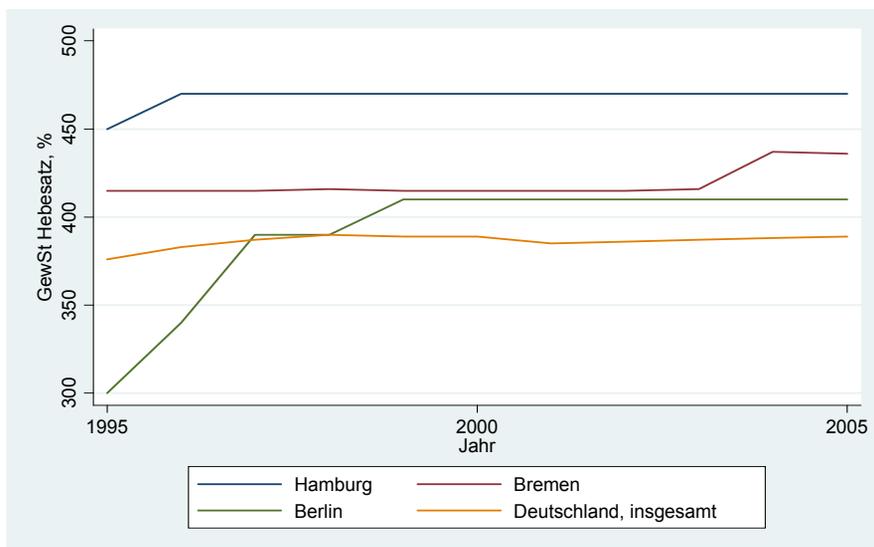
<sup>9</sup> Dabei ergaben sich Probleme durch fehlende Angaben aufgrund von Gebietsreformen. Da z.B. Eisenach in Thüringen 1998 kreisfreie Stadt wurde und davor im Wartburgkreis erfasst

alle 25 Fälle aufgeführt, in denen sich der durchschnittliche Hebesatz eines Kreises oder einer kreisfreien Stadt in einem Jahr um mindestens 15% erhöht hat oder gesunken ist. Bis auf drei Fälle aus Schleswig-Holstein und Bayern sind alle betreffenden Kreise oder kreisfreien Städte in ostdeutschen Ländern angesiedelt. In 17 Fällen kam es zu Veränderungen des Hebesatzes um mindestens 20%.<sup>10</sup> In vier Fällen veränderte sich der durchschnittliche Hebesatz des Kreises um (fast) oder mehr als 100%-Punkte. Dies ist ein wichtiges Ergebnis für die sich anschließende ökonomische Analyse: die Hebesätze weisen eine für eine Steuerinzidenzanalyse ausreichende Variation auf.

Schaubild 4.5

**Hebesätze in den deutschen Stadtstaaten**

1995 bis 2005



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von StaBu (1996-2006a).

war, haben wir für Eisenach in den Jahren von 1995 bis 1997 die Angaben des Wartburgkreises zugespielt. Die Gemeindegebietsreform in Brandenburg von 2003 führte zu Eingliederungen und Zusammenschlüssen innerhalb von Gemeinden und kreisfreien Städten. Daher wurden für Brandenburg an der Havel, Cottbus und Potsdam in einigen Jahren keine Angaben gemacht. Diese wurden durch Telefonabfragen ermittelt und zugespielt.

<sup>10</sup> Der Grund für die deutlichen Hebesatzerhöhungen ist in vielen Fällen, dass die jeweiligen Kommunen ihre Entscheidungshoheit über die Höhe des Hebesatzes aufgrund von Nothaushalten verloren haben und um eine weitere Verschuldung zu vermeiden, diese per Dekret von höherer Stelle (z.B. vom Innenministerium des Landes) ihre Hebesätze erhöhen mussten.

Tabelle 4.3

**Kreise und kreisfreie Städte mit großen Hebesatzveränderungen**

1995 bis 2005; Veränderung des durchschnittlichen Hebesatzes von 15% und mehr

Bundesland	Kreisname	Hebesatz (%)	Veränderung		Jahr
			in %- Punkten	in %	
Brandenburg	Teltow-Fläming, Landkreis	304	123	68,0%	2002
Mecklenburg-Vorp.	Parchim, Kreis	309	107	53,0%	2003
Mecklenburg-Vorp.	Ostvorpommern, Kreis	289	83	40,3%	1996
Brandenburg	Märkisch-Oderland, Landkreis	312	73	30,5%	2004
Brandenburg	Dahme-Spreewald, Landkreis	315	63	25,0%	2003
Mecklenburg-Vorp.	Neubrandenburg, Kreisfreie Stadt	375	75	25,0%	2000
Sachsen	Hoyerswerda, Kreisfreie Stadt	388	70	22,0%	1999
Sachsen	Hoyerswerda, Kreisfreie Stadt	318	57	21,8%	1998
Schleswig-Holstein	Dithmarschen, Landkreis	375	59	18,7%	2003
Mecklenburg-Vorp.	Ostvorpommern, Kreis	227	35	18,2%	2000
Sachsen-Anhalt	Quedlinburg, Kreis	358	49	15,9%	1997
Sachsen-Anhalt	Bitterfeld, Kreis	324	44	15,7%	2003
Mecklenburg-Vorp.	Ostvorpommern, Kreis	182	-33	-15,3%	1998
Brandenburg	Teltow-Fläming, Landkreis	256	-48	-15,8%	2003
Bayern	Coburg, Kreisfreie Stadt	300	-60	-16,7%	2002
Sachsen	Hoyerswerda, Kreisfreie Stadt	261	-58	-18,2%	1997
Mecklenburg-Vorp.	Demmin, Kreis	217	-57	-20,8%	2003
Brandenburg	Oberhavel, Landkreis	250	-66	-20,9%	2005
Brandenburg	Teltow-Fläming, Landkreis	183	-49	-21,1%	2000
Schleswig-Holstein	Nordfriesland, Landkreis	254	-71	-21,8%	2004
Brandenburg	Märkisch-Oderland, Landkreis	239	-78	-24,6%	2003
Mecklenburg-Vorp.	Ostvorpommern, Kreis	215	-74	-25,6%	1997
Sachsen-Anhalt	Merseburg-Querfurt, Kreis	229	-83	-26,6%	2005
Sachsen-Anhalt	Weißenfels, Kreis	230	-99	-30,1%	2004
Mecklenburg-Vorp.	Parchim, Kreis	202	-105	-34,2%	2002

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von StaBu (1996-2006a).

## 4.2.2 Deskriptive Analyse der effektiven Steuerlast auf Kreisebene

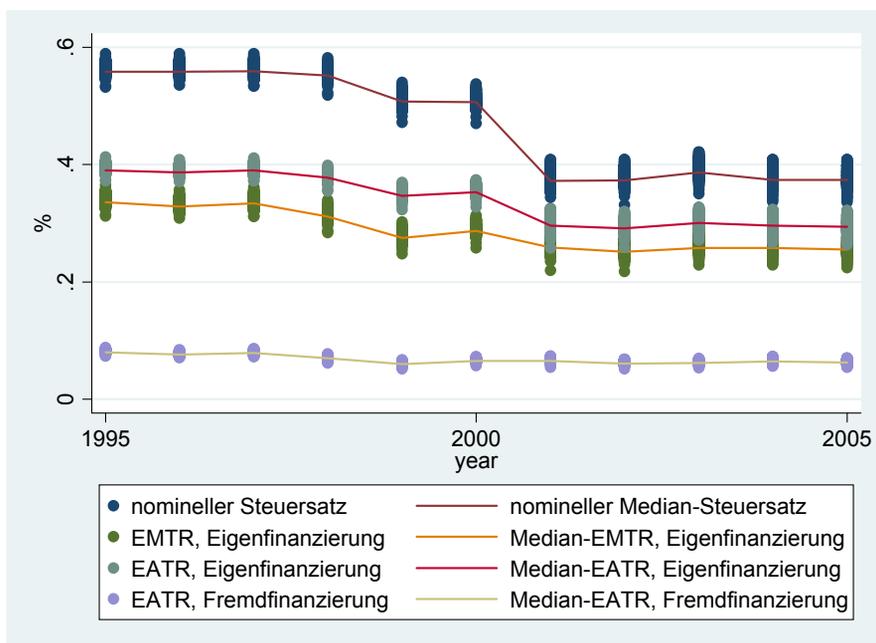
Die beschriebene Hebesatzvariation wird bei der Betrachtung der EMTR- und EATR-Maße mit der (geringeren) Variation der restlichen Unternehmenssteueraspekte (Körperschaftsteuer, Solidaritätszuschlag usw.) kombiniert. Dies ergibt ein vollständiges Maß der Unternehmenssteuerlast, da auch Bemessungsgrundlageneffekte berücksichtigt werden. Dabei ist es für

ein Unternehmen erst einmal unerheblich, ob das Gesamtmaß wegen der Gewerbesteuer oder der Körperschaftsteuer variiert.

Die verschiedenen zukunftsorientierten effektiven Steuerlasten sind in Schaubild 4.6 dargestellt. Aufgrund des internationalen Steuerwettbewerbs hat die nominelle Belastung seit Mitte der 1990er Jahre deutlich abgenommen. Da diese Steuersenkungen mit Verbreiterungen der Bemessungsgrundlagen einhergingen, fallen bei der Eigenfinanzierung von Investitionen sowohl die EATR als auch die EMTR weniger stark als der nominelle Steuersatz.

Schaubild 4.6

**Entwicklung der zukunftsorientierten effektiven Steuerlastmaße auf Kreisebene**  
1995 bis 2005



Quelle: RWI-Berechnungen auf Basis von StaBu (1996-2006a).

Werden Investitionen fremdfinanziert, ist die effektive Steuerlast deutlich niedriger. Die effektive Steuerlast fremdfinanzierter Investitionsprojekte ist seit Mitte der 1990er Jahre nur leicht gefallen und bleibt auf einem niedrigen Niveau. Die Differenz der effektiven Steuerlast zwischen eigen- und fremdfinanzierten Investitionsprojekten bleibt nach wie vor hoch. Das Steuersystem verzerrt die Finanzierung in Deutschland zugunsten der Fremdfinanzierung. Bei der Analyse der steuerlichen Auswirkungen auf Investitionen (siehe Kapitel 5) muss deshalb auch berücksichtigt werden, ob Investi-

tionen innen- oder fremdfinanziert werden. Gleichzeitig zeigen die durchgezogenen Linien in Schaubild 4.6, dass in unseren Daten genügend Variationen der Steuerlast über die Zeit vorliegen. Aus der vertikalen Streuung der Steuerlast in den einzelnen Jahren (die Punkte in Schaubild 4.6) folgt, dass auch die Steuerlasten zwischen den Kommunen in einzelnen Jahren – mit gewisser Einschränkung bei der Steuerlast fremdfinanzierter Investitionen – ausreichend variieren, um eine ökonometrische Analyse durchführen zu können. In Kapitel 5 beginnen wir diese mit einer Analyse der Steuerinzidenz bezüglich der Investitionsentscheidungen von Unternehmen.

## 5 Unternehmenssteuerinzidenz und Investitionen

### 5.1 Motivation und Hintergrund

Interessiert man sich nicht nur für die Überwälzung der durch Unternehmenssteuern verursachten Zahllasten, sondern auch für *effektive* Lasten, die durch Verhaltensänderungen und in deren Folge durch Ertragsveränderungen entstehen, ist eine Inzidenzanalyse auf Investitionen von besonderer Bedeutung. In diesem Kapitel wird deshalb untersucht, welche Lasten durch Unternehmenssteuern entstehen können, wenn Unternehmen auf Grund einer Steuererhebung oder einer Steueränderung ihre Investitionsentscheidungen verändern. Auch hier geht es letztlich darum, die Last einzelner Bürger zu identifizieren, die diese als Verbraucher, Mitarbeiter, Unternehmer oder Anteilseigner aufgrund veränderter Investitionsentscheidungen zu tragen haben.

In der Literatur werden die komplexen Effekte von Unternehmenssteuern auf Investitionen spätestens seit der wegweisenden Arbeit von Harberger (1962) ausführlich diskutiert. Dabei werden die Besteuerungseffekte vor allem im internationalen Zusammenhang analysiert. Ist die Besteuerung im Vergleich zum Ausland hoch, wird im Inland weniger investiert und umgekehrt. Die empirischen Belege für einen internationalen Unternehmenssteuerwettbewerb werden immer wieder kontrovers diskutiert. Unterschiedliche Ergebnisse liegen in der Literatur vor allem zur Frage vor, ob der Steuerwettbewerb ein „Race-to-the-Bottom“ sei (Baldwin und Krugman 2004; Mendoza und Tesar 2005; Sinn 2004; Weichenrieder und Busch 2005), nach dessen Abschluss wegen Kapitalflucht und Standortverlagerungen ins Ausland die heimische Wirtschaft unter hoher Arbeitslosigkeit leidet und die Gefahr besteht, dass der Staat wegen fehlender Einnahmen nur noch beschränkt handlungsfähig ist. Als Folge dieser Argumentation wurden so genannte duale Steuersysteme entwickelt, die die eher mobilen Kapitaleinkommen und Unternehmensgewinne geringer belasten als die eher immobilen Lohneinkommen (Sørensen 1994; Sachverständigenrat 2006a). Dabei wird dem EATR-Satz<sup>11</sup> und der nominellen Gesamtlast jeweils eine hohe Bedeutung für Auslandsinvestitionen (Foreign Direct Investment, FDI) zugesprochen (z.B. Stöwhase 2005; Devereux und Griffith 1998b).

---

<sup>11</sup> **Effective Average Tax Rate** (ausführlich in Kapitel 4 erläutert).

Weniger intensiv als die Folgen eines Steuerwettbewerbs wurde in der Literatur die Frage diskutiert, wie sich die Besteuerung direkt auf die Investitionsstätigkeit auswirkt. Der grundlegende methodische Ansatz hierzu wurde von Tobin entwickelt (Tobin 1969; Hayashi 1982). Dabei wird der Frage nachgegangen, wie Steuern den Marktwert eines Kapitalgutes, das das Resultat von Investitionen darstellt, verändern. Dieser Marktwert von Kapitalgütern, das so genannte Tobin's  $q$ , bestimmt sich aus dem Gegenwartswert der von einem Kapitalgut zu erwartenden Nettogewinne (Romer 2001: 375):

$$(5.1) \quad q_t = \sum_{k=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r_k} \right)^{k-t} \cdot \pi_k(K_k),$$

wobei  $\pi_k(K_k)$  den Ertrag pro Kapitalguteinheit des Kapitalstocks  $K_k$  bezeichnet und  $r_k$  das reale Zinsniveau im Jahr  $k$ . Wenn eine Firma also investiert und ihren Kapitalstock um eine weitere Einheit erhöht, dann wird der Gegenwartswert der zukünftigen Gewinne – also der Firmenwert – um  $q$  Einheiten steigen. Ist dieser Wert nun größer als die Investitionskosten, lohnt es sich für das Unternehmen, die Investition durchzuführen. Abel und Blanchard (1986) zeigen, dass der Gegenwartswert von Kapitalgütern eher von Variationen der Kapitalkosten (*user cost of capital*) als von Variationen der Grenzerträge der Kapitalgüter abhängt. Demnach werden Investitionsentscheidungen eher durch die u.a. direkt von der Steuerbelastung bestimmten Kapitalkosten beeinflusst.<sup>12</sup>

Die Kapitalkosten entsprechen bei Fremdfinanzierung den Kreditzinsen, bei Eigenfinanzierung der Mindestrendite, die ein Unternehmen einem Anteilseigner bieten muss, damit dieser bereit ist, in das Unternehmen zu investieren. Da Geldgeber immer auch die Alternativenanlage des Kapitalmarktes besitzen, repräsentiert deren Rendite nach Steuern (also nach Kapitalertrag- bzw. Zinssteuern) das Minimum der Kapitalkosten. Im Gleichgewicht müssen sich die Kapitalkosten bei Fremd- und Eigenfinanzierung entsprechen (Sinn 1987; Wiswesser 1997). Kapitalkosten beschreiben also die erforderliche Mindestverzinsung eines Investitionsprojektes vor Steuern, die erforderlich ist, wenn das Projekt für einen Investor noch attraktiv sein soll (Bond und Chennells 2000: 7). Erhöht eine Steuerrechtsänderung die Kapitalkosten zum Beispiel von 8% auf 10%, so werden alle Investitionsprojekte mit einer Mindestverzinsung zwischen (inklusive) 8% und (exklu-

---

<sup>12</sup> Zur Modellierung im Rahmen eines neoklassischen Investitionsmodells siehe z.B. Cummins, Hassett and Hubbard (1994).

sive) 10% durch die Steuererhöhung nicht mehr getätigt – und die Investitionen sinken.

Die Kapitalkosten  $c$  berechnen sich folgendermaßen (z.B. Cummins und Hassett 1992):

$$(5.2) \quad c = \frac{q(1-\Gamma) \left[ r + \delta - \gamma_{q(1-\Gamma)} \right]}{1-\tau},$$

wobei  $q$  der Preis (bzw. Marktwert) der Kapitalgüter ist,  $r$  der Realzins,  $\delta$  die (ökonomische) Abnutzungs- bzw. Abschreibungsrate,  $\tau$  die Unternehmenssteuerlast (in Deutschland die Summe aus Körperschaftsteuersatz oder Einkommensteuer, Soli und Gewerbesteuer, möglicherweise erhöht um die Reichensteuer bei einkommensteuerpflichtigen Unternehmen) und  $\Gamma$  der Gegenwartswert der Steuerersparnisse durch steuerliche Abschreibungsmöglichkeiten und sonstige Investitionsanreize;  $\gamma_{q(1-\Gamma)}$  repräsentiert die Wachstumsrate einer um den Wert der Abschreibungsmöglichkeiten korrigierten Kapitalgütereinheit. Da man bei Abschreibungsmöglichkeiten pro Kapitalgut nicht  $q$ , sondern aufgrund der De-facto-Beteiligung des Staates nur  $(1-\Gamma)q$  pro Kapitalgut zahlen muss, entsprechen die Kapitalkosten der Realverzinsung plus den Abnutzungskosten, verringert um die Preiserhöhung von Kapitalgütern.<sup>13</sup> Da diese Kosten *nach* Steuern zu erwirtschaften sind, müssen sie noch durch den Steuerfaktor  $1-\tau$  geteilt werden; die Kapitalkosten steigen also mit der nominellen Steuersatzlast.

Die steuermodifizierten Kapitalkosten und die EMTR-Maße sind dabei eng verwoben und können ineinander überführt werden. Da in Gleichung (3.1) Variable  $\tilde{p}$  den Ertrag der Grenzinvestition vor Steuern darstellt, beschreibt sie zugleich die Kapitalkosten:

$$(5.3) \quad c = \frac{s}{1-EMTR}.$$

Werden die Kapitalkosten nun auf Basis fixierter Mindestrenditen nach Steuern von zum Beispiel 10% geschätzt (gemäß King und Fullerton, 1984, und OECD, 1991), können diese durch  $c = 0,1/(1-EMTR)$  beschrieben werden. Kontrolliert man in der Analyse für die Effekte der effektiven Steuer-

---

<sup>13</sup> Steigt der Preis der Kapitalgüter, sind diese nach einem Jahr mehr Wert, wodurch die Kapitalkosten sinken.

maße, kontrolliert man damit indirekt auch für die Effekte der Kapitalkosten (Bond und Channells 2000: 9-10).

Die Steuerbelastung kann aber auch als Finanzierungsrestriktion wirken, wenn sie den Spielraum der Innenfinanzierung einschränkt. Ein Teil der geplanten Investitionsvorhaben kann dann nicht umgesetzt werden, wenn zur Finanzierung von Investitionsvorhaben die Eigen- nicht durch Fremdmittel ersetzt werden können. Wesentliche Gründe hierfür sind das Bestehen von Insolvenzkosten und die Existenz von Informations- und Transaktionskosten. Zum Beispiel kann es für einen Darlehensgeber nicht möglich sein, das tatsächliche Kreditausfallrisiko einzuschätzen. Solche Informationsprobleme können nicht durch die Forderung eines höheren Zinssatzes gelöst werden, da so unter Umständen nur Unternehmen schlechter Bonität attrahiert werden, so genannte „gute Risiken“ aber keine Kredite mehr nachfragen.<sup>14</sup> Darlehensgeber reagieren daher häufig mit dem Angebot eines niedrigeren Zinssatzes, der auch für Unternehmen mit geringerem Risiko attraktiv ist. Allerdings beschränken sie zu diesem Zinssatz das Kapitalangebot (vgl. Stiglitz und Weiß 1981, Bester 1985). In diesem Fall spricht man von „Kreditrationierung“.

## **5.2 Der Zusammenhang zwischen Steuerbelastung und Investitionen: Eine Mikrodatenanalyse auf Unternehmensebene**

### 5.2.1 Empirische Literatur

In den 1990er Jahren haben sich eine Reihe von Autoren mit der Frage beschäftigt, wie sich Steuerreformen auf Kapitalkosten und folglich auf die Höhe von Investitionen ausgewirkt. Cummins et al. (1996) kamen etwa in einem internationalen Vergleich zu dem Befund, dass die Elastizität zwischen dem steuerbereinigten Marktwert-Buchwert-Verhältnis und den Investitionen zwischen 0,5 und 1 liegt. Für Deutschland wird für die 1980er Jahre ein Wert von 0,784 ermittelt. Da in dieses Verhältnis die Steuerbelastung im Nenner explizit eingeht, lässt sich der Schluss ziehen, dass die Erhöhung bzw. Senkung der Unternehmenssteuern eine weniger als proportionale Änderung der Investitionen nach sich zieht. Nimmt die Steuerlast um 1% zu, so würden sich in Deutschland die Investitionen nach den Schätzwerten von Cummins et al. (1996) um ca. 0,8% verringern.

Zahlreiche empirische Studien geben aber auch Hinweise auf Kapitalmarktunvollkommenheiten, so dass zu beachten ist, wie Steuern den Spiel-

---

<sup>14</sup> In der Literatur ist dieses Phänomen als „adverse Selektion“ bekannt (Akerlof 1970).

raum für eine Innenfinanzierung von Investitionsprojekten verändern. In ihrem wegweisenden Beitrag unterscheiden Fazzari et al. (1988) zwischen Unternehmen mit unterschiedlichen Ausprägungen von Informationsasymmetrien.<sup>15</sup> Ihre empirische Studie ergibt, dass die Investitionstätigkeit von Unternehmen mit höheren Informationsasymmetrien stärker von der Innenfinanzierung – gemessen durch den Cashflow – abhängt. Daraus lässt sich ableiten: Je sensitiver die Investitionstätigkeit auf Änderungen des Cashflows reagiert, umso höher sind die Marktunvollkommenheiten.<sup>16</sup> Harhoff (1998) findet Evidenz dafür, dass diese Cashflow-Reagibilität in Deutschland bei der gewerblichen Industrie vor allem bei kleinen und mittleren Unternehmen (KMU), nicht aber bei den großen Firmen nachzuweisen ist.

### 5.2.2 Ökonometrisches Modell

Unsere Analyse konzentriert sich deshalb in diesem Abschnitt auf die steuerbedingte Begrenzung der Innenfinanzierung und auf die Effekte der verschiedenen Steuerlastmaße. Hierbei orientieren wir uns an den üblicherweise verwendeten Modellen und erweitern diese lediglich um zusätzliche Variablen der Besteuerung. Ausgangspunkt ist die empirische Investitionsgleichung von Bond et al. (2003). Hier wird das Investitionsvolumen auf den Cashflow, die Größe zur Messung der Selbstfinanzierungskraft der Unternehmen, und andere Kontrollvariablen regressiert.

Zur Schätzung des Modells wird auf den *General Method of Moment* (GMM)-Schätzer von Arrelano und Bond (1991), Arellano und Bover (1995), Blundell und Bond (1998) und Bond (2002) zurückgegriffen.<sup>17</sup> Bond (2002) kontrolliert sowohl für unbeobachtbare über die Zeit konstante als auch für unbeobachtbare über die Zeit veränderliche Effekte, so dass konsistente Schätzparameter ermittelt werden können. Ein Vorteil des GMM-Schätzers ist, dass sowohl Pfadabhängigkeiten der endogenen Variable als auch Endogenitäten der erklärenden Variablen berücksichtigt werden können. Im Kontext der Investitionsentscheidung ist vor allem auf die Pfadabhängigkeit der Investitionen mit der Folge von Ersatzinvestitionen und auf

---

<sup>15</sup> Fazzari et al. (1988) verwenden zu diesem Zweck den Anteil der Dividendenzahlungen am Gewinn. Denn umso höher die Informationsasymmetrien, desto mehr sind Unternehmen auf die Innenfinanzierung angewiesen. Und umso mehr Investitionen innenfinanziert werden, desto höher ist der Anteil der Dividendenzahlungen am Gewinn.

<sup>16</sup> Einen ausführlichen Literaturüberblick geben u.a. Schiantarelli (1996) und Hubbard (1998). Von den Arbeiten, die Deutschland betreffen, sind insbesondere die Studien von Janz (1997); Harhoff (1998); Bond et al. (1999, 2003); Haid und Weigand (2001); Audretsch und Elston (2002), Czarnitzki (2002) und Engel und Middendorf (2007) hervorzuheben.

<sup>17</sup> Die Methode wird z.B. in Roodman (2006) beschrieben.

die Endogenität der Cashflow-Variable hinzuweisen. Für die Cashflow-Variable wird nämlich vermutet, dass diese auch die zukünftige Profitabilität eines Investitionsprojektes misst. Üblich ist es, die Veränderung des Cashflows in der Periode  $t$  gegenüber  $t-1$  mit der absoluten Höhe des Cashflows aus den Jahren  $t-2$  und früher zu „instrumentieren“, d.h. es wird ein Regressionsmodell vorgeschaltet, das die Veränderung des Cashflows mit den Niveaugrößen aus  $t-2$  und früher sowie den Variablen des Modells erklärt. Ziel dieses Vorgehens ist eine unverzerrte Schätzung der Cashflow-Variable (vgl. Hubbard 1998, Bond et al. 2003).

Das empirische Modell ergibt sich dann in der Basisspezifizierung wie folgt:

$$(5.4) \quad \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = \chi \frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \lambda \frac{C_{it}}{K_{i,t-1}} + \mu \frac{C_{i,t-1}}{K_{i,t-2}} + \nu Z_{i,t-1} + D_i + \varepsilon_{it}.$$

$I_{it}$  bezeichnet das Investitionsvolumen des Unternehmens  $i$  in Periode  $t$ ,  $K_{it}$  den Kapitalstock,  $C_{it}$  den Cashflow als Maß für die Innenfinanzierung,  $Z_{it}$  übrige erklärende Größen (z.B. die Umsatzentwicklung, die Verbindlichkeitenquote und Steuerlastmaße) und  $D_i$  die firmenspezifischen Effekte<sup>18</sup>;  $\varepsilon_{it}$  umfasst den unerklärten Rest. Die hier verwendete Modellspezifikation mit ersten Differenzen (*Two-Step Difference GMM*) untersucht, welcher Einfluss von Veränderungen bei den erklärenden Größen gegenüber dem Vorjahr auf die Veränderung des Investitionsvolumens gegenüber dem Vorjahr ausgeht.

### 5.2.3 Ergebnisse

Unsere empirische Analyse fußt auf dem aus der Dafne-Bilanzdatenbank generierten Datensatz. Insgesamt können 2 242 Beobachtungen für 552 Unternehmen verwendet werden. Die deutliche Reduktion der Zahl der Beobachtungen gegenüber dem Ausgangsdatsatz in Höhe von 246 Tsd. Beobachtungen folgt vornehmlich aus der Bedingung, dass für jedes Unternehmen mindestens in fünf aufeinanderfolgenden Jahren Angaben zu allen verwendeten Variablen vorliegen müssen. Für die überwiegende Mehrzahl der Unternehmen sind in der Dafne-Bilanzdatenbank aber lediglich Angaben für zwei aufeinanderfolgende Bilanzjahre enthalten. Des Weiteren sinkt die Zahl der Beobachtungen, weil Extremwerte aus dem Datensatz eliminiert wurden. Hierbei handelt es sich um Beobachtungen mit negativen Werten im Anlagevermögen und in Umsätzen, Beobachtungen mit einer

---

<sup>18</sup> Firmenspezifische Effekte sind z.B. das spezifische Vertrauensverhältnis zwischen Geschäftsführung und den Banken oder die besondere Zusammensetzung der Geschäftspartner.

Umsatzwachstumsrate von im Betrag größer drei und Beobachtungen mit Relationen „Investitionen zu materiellem Anlagevermögen“ sowie „Cash-flow zu materiellem Anlagevermögen“ von größer drei. Schließlich wurden alle Beobachtungen eliminiert, deren Veränderungen in den genannten Variablen innerhalb eines Jahres außerhalb des 5. und 95. Perzentils der jeweiligen Verteilung liegen.

Die Beobachtungen sind recht gleichmäßig über den Betrachtungszeitraum 1997 bis 2004 verteilt (vgl. Tabelle 5.1). Aufgrund der gewählten Schätzmethode werden die Angaben der Jahre 1995 und 1996 für die Bildung von Instrumentenvariablen verwendet.

Tabelle 5.1

**Anzahl an Beobachtungen nach Jahren**

Jahr	Anzahl an Beobachtungen	in % von gesamt
1997	231	10,3
1998	241	10,8
1999	285	12,7
2000	263	11,7
2001	269	12,0
2002	360	16,1
2003	317	14,1
2004	276	12,3
Summe	2 242	100,0

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen.

Tabelle 5.2 enthält deskriptive Statistiken zu den verwendeten Variablen. Alle Variablen wurden um Preiseffekte auf der Grundlage der Angaben der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung bereinigt. Die Unternehmen haben im Durchschnitt einen Jahresumsatz von 403 Mill. € und sind im Schnitt 45 Jahre am Markt aktiv. Ungeachtet des recht hohen durchschnittlichen Umsatzes gehen mehr als die Hälfte der Beobachtungen auf kleine und mittlere Unternehmen mit weniger als 50 Mill. € Jahresumsatz zurück.

Um die für eine ökonometrische Analyse notwendige Variation bei der Steuerlast zu erzielen, nutzen wir die erhebliche regionale Variation der Hebesätze der Gewerbesteuer aus.<sup>19</sup> Daher kontrollieren wir für die Effekte der Besteuerung in einem ersten Schritt direkt für die Höhe des Hebesatzes der Gewerbesteuer. Ferner kontrollieren wir für die Steuerlast alternativ durch den Einbezug der nominellen Steuerlast, der effektiv geleisteten Steuerzahlungen oder der durch zukunftsgerichtete effektive Steuerlastmaße gemessenen Steuerlast.

<sup>19</sup> Buettner (2001) findet auf nationaler Ebene Belege für einen Wettbewerb zwischen den Kommunen bei der Setzung des Gewerbesteuerhebesatzes. Ziel der konkurrierenden Kommunen ist es, höhere Investitionen in die eigene Kommune zu lenken.

Die Steuerbelastung kann aber auch indirekt gemessen werden, wenn beispielsweise der Gewinn nach Steuern und die Finanzierungsstruktur der Unternehmen berücksichtigt werden. Bezüglich letztgenanntem wird gemeinhin ein positiver Effekt der Besteuerung auf die Höhe des Verschuldungsgrades vermutet – und zum Teil auch nachgewiesen (vgl. Fama und French 2002, Frank und Goyal 2003). Dies gilt allerdings nur dann, wenn Unternehmen ihren Verschuldungsgrad frei wählen können, d.h. die Insolvenzkosten und die damit verbundenen Risikoaufschläge sehr unelastisch auf den Verschuldungsgrad reagieren; dies dürfte am ehesten bei sehr großen Unternehmen und Konzernen der Fall sein.

Tabelle 5.2

**Deskriptive Statistiken zu den verwendeten Variablen der mit Kommunaldaten ergänzten Dafne-Daten**

Dafne-Bilanzdatenbank 1997 - 2004, 2 242 Beobachtungen für 552 Unternehmen

Variable	Mittelwert	Standardabweichung
Investitionen/AV <sup>1</sup>	0,198	0,267
Umsatzwachstum	0,023	0,157
<b>Cashflow/AV<sup>2</sup></b>	0,357	0,424
<b>Vbl./Eigenkapital</b>	8,090	72,801
<b>kfr. Vbl. /Vbl. Gesamt</b>	0,591	0,386
Gewerbesteuerhebesatz	401,620	54,922
Steuerzahlungen/AV	0,190	0,465
Umsatz in Mill. €	402,710	235,729
Alter der Unternehmen	45,498	42,378
Unternehmen mit $\leq 50$ Mill. € Jahresumsatz (%)	51,204	49,997

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. <sup>1</sup>Abkürzungen: AV = Anlagevermögen, Vbl. = Verbindlichkeiten. <sup>2</sup>Die fett markierten Variablen sind jene, die durch steuerliche Änderungen direkt (Cashflow) bzw. indirekt (Verbindlichkeiten/Eigenkapital und kfr. Vbl. /Vbl. Gesamt) beeinflusst werden.

In einem ersten Schritt unserer Analyse prüfen wir die Zeitreiheneigenschaften der wichtigsten erklärenden Variablen, namentlich des Kapitalstocks und des Umsatzes. Dies insbesondere deshalb, um auszuschließen, dass diese Variablen einem “random walk“ folgen, d.h. es keinen Zusammenhang zwischen aktuellem und vergangenem Wert gibt. Sofern dies zu bejahen wäre, würde daraus ein Identifikationsproblem des GMM-Schätzers resultieren. Die Prüfung der Zeitreiheneigenschaften erfolgt mittels eines so genannten AR(1) Modells.<sup>20</sup> Ergebnis der Prüfung ist, dass für jede der genannten Variablen ein sehr enger Zusammenhang zwischen dem Wert der Vorperiode und dem aktuellen Wert besteht. Ein zweiter Test prüft, ob die verwendeten Instrumente im Modell erster Differenzen eine

<sup>20</sup> Im technischen Sinne gesprochen wurde die „Unit-Root Hypothese“ getestet, d.h. es gilt  $y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$  mit  $\alpha = 1$ .

hinreichende Güte haben, d.h., ob die verwendeten Instrumente das Problem der Pfadabhängigkeit und der Endogenität ausreichend adressieren. Hierzu schlagen u.a. Bond et al. (2003) vor, zusätzliche Schätzungen eines linearen Regressionsmodells und eines so genannten Fixed-Effects Modells durchzuführen. Bei hinreichender Güte der Instrumente sollten die mittels GMM geschätzten Koeffizienten der oben erwähnten AR(1) Modelle zwischen den Werten des linearen Regressionsmodells und des Fixed-Effects Modells liegen. Auch dies kann bejaht werden (für nähere Ausführungen vgl. Engel und Middendorf 2007).<sup>21</sup>

Im Folgenden werden nun verschiedene Modellspezifikationen geschätzt, um sich der direkten und indirekten Wirkung der Steuerbelastung zu nähern. In Tabelle 5.3 sind die Schätzergebnisse für eine erste Spezifikation für alle Unternehmen einerseits (Modell (3)) und für KMU (kleine und mittlere Unternehmen mit weniger als 50 Mill. € Jahresumsatz) andererseits (Modell (4)) angegeben. Zum Vergleich haben wir auch die Ergebnisse einer OLS-Schätzung mit robusten Standardfehlern (Modell (1)) und die entsprechende Fixed-Effects-Schätzung (Modell (2)) ausgewiesen, die aufgrund der Pfadabhängigkeit der Investitionen und vorhandener Endogenitätsprobleme aber mit hoher Wahrscheinlichkeit inkonsistente Schätzergebnisse produzieren.<sup>22</sup>

### 5.2.3.1 Steuereffekte durch eine Veränderung des Cashflows

Das zentrale Augenmerk in unserem Investitionsmodell gilt dem *Cashflow* (Gewinn nach Steuern plus Abschreibungen). In jeder Spezifikation zeigt sich ein positiver, hoch signifikanter Koeffizient. Der Koeffizient gibt – bei Annahme der korrekten Spezifikation des Modells (vgl. Bond et al. 2003, Engel und Middendorf 2007) – Hinweise auf die Existenz von Unvollkommenheiten auf dem Kapitalmarkt. Mit Werten zwischen 0,18 (Unternehmen insgesamt) und 0,22 (nur KMU) erreicht die Investitions-Cashflow-Sensitivität einen sehr ähnlichen Wert wie beispielsweise bei Bond et al. (2003) für Deutschland. Eine 1%-Punkt-Erhöhung der Cashflowquote würde sich in einem Zuwachs der Investitionsquote in Höhe von rund 0,2%-Punkten niederschlagen.<sup>23</sup> Die Elastizität liegt damit deutlich unter dem Wert von 0,46, den Hall (1992) für die USA ermittelt; Himmelberg und Petersen (1994) finden sogar einen Wert von 0,83. Diese Ergebnisse zeigen, dass die Innenfinanzierung in den USA eine höhere Bedeutung hat als in

---

<sup>21</sup> Wäre dies nicht der Fall, müsste ein so genanntes System-GMM Modell geschätzt werden, welches zusätzliche Instrumente in der Schätzgleichung beinhaltet.

<sup>22</sup> Wir sehen, dass der OLS-Schätzer die Effekte überschätzt, während der Fixed-Effect-Schätzer die Effekte unterschätzt.

<sup>23</sup> Die durchschnittliche Investitionsquote liegt in unserer Stichprobe bei 19,8 %.

Deutschland bzw., dass dort höhere Marktunvollkommenheiten vorherrschen. Da die Steuerbelastung der Unternehmen unmittelbar den Gewinn mindert – und damit den Cashflow senkt –, würde eine Steuerentlastung eine Zunahme der Investitionen implizieren.

Tabelle 5.3

**Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für den Hebesatz der Gewerbesteuer**

	(1) OLS robust	(2) Fixed Effects robust	(3) 2-Step Diff. GMM	(4) 2-Step Diff. GMM, nur KMU
Investit./AV (Vorjahr)	0.30723*** (0.03316)	-0.07237** (0.03031)	0.05033 (0.03624)	-0.01122 (0.04079)
Umsatzwachst. (aktuell)	0.12227*** (0.03882)	0.07485** (0.03634)	0.01404 (0.04174)	-0.02428 (0.05283)
Umsatzwachst. (Vorjahr)	0.09456*** (0.03143)	0.03921 (0.03045)	0.01536 (0.03687)	0.03418 (0.05274)
Cashflow/AV (aktuell)	0.21252*** (0.04213)	0.18264*** (0.05075)	<b>0.18310***</b> (0.06857)	<b>0.21749**</b> (0.09647)
Cashflow/AV (Vorjahr)	-0.03599 (0.04420)	0.07760* (0.04609)	0.01822 (0.05335)	0.05195 (0.08179)
Vbl./Eigenkap. (Vorjahr)	0.00010* (0.00006)	-0.00035* (0.00020)	<b>-0.00097**</b> (0.00045)	<b>-0.00683***</b> (0.00240)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	0.01274 (0.01371)	-0.00592 (0.01969)	-0.02460 (0.01703)	-0.03134 (0.03078)
Hebesatz (Vorjahr)	-0.00018** (0.00008)	-0.00082* (0.00044)	-0.00057 (0.00039)	-0.00027 (0.00079)
Beobacht. (Untern.)	2915	2915 (552)	2244 (552)	1148 (296)
AR(1) – p-Wert			0.000	0.000
AR(2) – p-Wert			0.574	0.416
Hansen-Test – p-Wert			0.422	0.362
Zahl der Instrumente			263	263

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Robuste Standardfehler in Klammern. – Lesehilfe: Ein Wahrscheinlichkeitswert (p-Wert) < 0,01 des Arellano-Bond Tests für den autoregressiven Prozess erster Ordnung (AR(1)) sowie ein p-Wert > 0,10 für den Test auf den autoregressiven Prozess zweiter Ordnung AR(2) spricht für die Korrektheit der Spezifikation. M.a.W., es ist erforderlich, den Wert der endogenen Variablen im Vorjahr als erklärende Größe der aktuellen Investitionen in das Modell aufzunehmen. Ein p-Wert > 0,10 für den Hansen Test spricht im Regelfall<sup>24</sup> ebenso für die Güte des Modells. Die „Zahl der Instrumente“ gibt an, wie viele Variablen verwendet wurden, um das angesprochene Problem endogener bzw. vorherbestimmter Variablen schätztechnisch zu lösen. – Die fett hinterlegten Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden. Signifikanzniveaus: \*\*\* p < 0,01, \*\* p < 0,05, \* p < 0,1.

<sup>24</sup> Bezüglich der Ausnahmen vgl. u.a. Roodman (2007).

### 5.2.3.2 Steuereffekte durch eine Veränderung des Gewerbesteuerhebesatzes

Eine zweite zentrale Variable bilden die **Gewerbesteuerhebesätze**, die auf Ebene der deutschen Stadt- und Landkreise ermittelt und den Unternehmensdaten „zugespielt“ wurden. Der Befund für die Wirkung der Gewerbesteuerhebesätze ist ebenso eindeutig. Die in der OLS- und Fixed-Effects-Schätzung signifikanten Koeffizienten bestätigen sich bei Beachtung der Endogenitätsprobleme mittels des GMM-Schätzers nicht. Die erwartete signifikant negative Wirkung des Gewerbesteuerhebesatzes ist nicht mehr zu beobachten. Ein möglicher Grund liegt in den Endogenitätsproblemen: so ist etwa der Hebesatz einer Periode oft eine Antwort auf die Investitionen der Vorperioden. Hebesätze werden gesenkt, wenn die Investitionen niedrig sind, damit mehr investiert wird. Für diesen Effekt kontrollieren weder der OLS- noch der Fixed-Effects-Schätzer. Um dieses Problem zu beheben, verwenden wir die GMM-Methode. In beiden GMM-Varianten zeigen die Koeffizienten zwar die erwartete negative Wirkungsrichtung an, in keinem der gezeigten Differenzen-GMM-Schätzungen zeigt sich jedoch ein signifikanter Koeffizient. Dieses Ergebnis erweist sich als robust, wenn wir die Zahl der aufeinanderfolgenden Jahre, für welche Informationen zu den Unternehmen vorliegen, variieren.

### 5.2.3.3 Steuereffekte durch eine Veränderung des Verschuldungsgrades

Die Variablen, die indirekt von den steuerlichen Rahmenbedingungen beeinflusst werden, zeigen in der Regel das erwartete negative Vorzeichen. Ein hoher **Verschuldungsgrad** wirkt grundsätzlich limitierend für die Durchführung von Investitionen. Dies lässt vermuten, dass die Finanzierungskosten mit zunehmender Verschuldung infolge zusätzlicher Risikoprämien steigen oder entsprechende Unternehmen weniger Kredite erhalten (Kreditrationierung). In Bezug auf die ökonomische Relevanz ist der Effekt allerdings sehr klein und praktisch bedeutungslos. Selbst wenn ein positiver Zusammenhang zwischen Besteuerung und Finanzierungsstruktur besteht – etwa durch eine Verzerrung der Finanzierungsentscheidung zugunsten der Fremdfinanzierung –, können wir über diesen Wirkungszusammenhang nur einen sehr geringen ökonomischen Effekt auf die Investitionstätigkeit nachweisen.

Wir konnten somit **keinen direkten** Besteuerungseffekt des Hebesatzes der Gewerbesteuer auf die Investitionen nachweisen. Die Hebesätze sind in einzelnen Kommunen allerdings sehr volatil. In diesem Fall ist es für Unternehmen nicht klar, wie lange Hebesatzänderungen Bestand haben; in solchen Kommunen ist dann auch nicht sicher, ob Hebesatzänderungen überhaupt eine wichtige Entscheidungsgrundlage bei Investitionen darstellen. Unsere Ergebnisse können aber von dem Problem überlagert sein, dass der

Hebesatz allein die Steuerlast eines Unternehmens nur sehr unvollständig misst.

#### 5.2.3.4 Steuereffekte durch eine Veränderung der effektiven Steuerlast

In einem zweiten Schritt haben wir deshalb die zukunftsgerichteten effektiven Steuerlastmaße EMTR und EATR für eigenfinanzierte Investitionsprojekte in Maschinen und Produktionsanlagen, die EATR für fremdfinanzierte Investitionen in Maschinen und Produktionsanlagen sowie die nominelle Gesamtsteuerlast der Unternehmen auf Kreisebene mit den Dafne-Unternehmensdaten untersucht. Diese Maße einer effektiven Steuerlast messen zusätzlich auch Effekte von Bemessungsgrundlageneffekten, etwa die der Abschreibungsmodalitäten. Die entsprechenden Ergebnisse sind in den Tabellen 5.4 bis 5.7 wiedergegeben.

Wir finden für alle vier Steuerlastmaße (mit zwei Ausnahmen bei den KMU) negative Vorzeichen. Allerdings sind die ausgewiesenen Koeffizienten bei den KMU vom Betrag her geringer. Die Ergebnisse für die KMU sind deshalb instabil und mit Vorsicht zu bewerten. Lediglich bei den OLS-Schätzungen ergeben sich signifikante Effekte. Auf Basis der Differenzen-GMM-Schätzungen können wir jedoch keinen signifikanten negativen Effekt nachweisen.

Unsere indirekten Besteuerungseffekte erweisen sich allerdings als sehr robust: Der positive Effekt des Cashflows auf die Investitionen schwankt nur leicht um einen Wert von etwa 0,18. Wir finden damit klare Hinweise dafür, dass die Innenfinanzierungsmöglichkeiten – gemessen am Cashflow – bei deutschen Unternehmen für die Investitionsentscheidungen ein entscheidender Faktor sind: in Deutschland spielen also Kapitalmarktunvollkommenheiten eine Rolle. Diese Innenfinanzierungsmöglichkeiten werden von den zu zahlenden Steuern eingeschränkt, so dass von diesen ein negativer Effekt auf die Investitionen ausgeht. Dieser Effekt ist bei kleinen und mittleren Unternehmen stärker ausgeprägt. Während eine Steuersenkung, die die Cashflowquote deutscher Unternehmen im Durchschnitt um 1%-Punkt erhöht, über alle Unternehmen betrachtet eine Erhöhung der Investitionsquote um 0,18%-Punkte bewirkt, steigt diese bei den KMU bei gleicher Erhöhung der Cashflowquote um 0,22%-Punkte. Auch der Effekt der Verschuldungsquote erweist sich als sehr robust, ist aber aufgrund des niedrigen Effektes als ökonomisch weniger relevant einzustufen.

Tabelle 5.4

**Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die nominelle Steuerlast**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Fixed Effects	2-Step Diff.	2-Step Diff.
	robust	robust	GMM	GMM, nur KMU
Investit./AV (Vorjahr)	0.30755*** (0.03314)	-0.07208** (0.03034)	0.04909 (0.03550)	-0.01147 (0.04069)
Umsatzwachst. (aktuell)	0.12204*** (0.03883)	0.07490** (0.03640)	0.00859 (0.04230)	-0.02299 (0.05104)
Umsatzwachst. (Vorjahr)	0.09427*** (0.03141)	0.03870 (0.03044)	0.01870 (0.03760)	0.03342 (0.05204)
Cashflow/AV (aktuell)	0.21256*** (0.04214)	0.18332*** (0.05093)	<b>0.18130***</b> (0.06880)	<b>0.21854**</b> (0.09519)
Cashflow/AV (Vorjahr)	-0.03602 (0.04421)	0.07868* (0.04608)	0.01786 (0.04943)	0.05363 (0.08220)
Vbl./Eigenkap. (Vorjahr)	0.00010* (0.00006)	-0.00035* (0.00020)	<b>-0.00096**</b> (0.00045)	<b>-0.00678***</b> (0.00241)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	0.01268 (0.01370)	-0.00627 (0.01972)	-0.02541 (0.01739)	-0.03325 (0.03039)
nom. Steuerlast (Vorjahr)	-0.79827** (0.39557)	-0.80029 (2.02011)	-2.27472 (1.92298)	-1.42604 (3.47145)
Beobacht. (Untern.)	2915	2915 (552)	2244 (552)	1148 (296)
AR(1) – p-Wert			0.000	0.000
AR(2) – p-Wert			0.565	0.420
Hansen-Test – p-Wert			0.293	0.321
Zahl der Instrumente			263	263

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Robuste Standardfehler in Klammern. – Lesehilfe: Ein Wahrscheinlichkeitswert (p-Wert)<0,01 des Arellano-Bond Tests für den autoregressiven Prozess erster Ordnung (AR(1)) sowie ein p-Wert>0,10 für den Test auf den autoregressiven Prozess zweiter Ordnung AR(2) spricht für die Korrektheit der Spezifikation. M.a.W., es ist erforderlich, den Wert der endogenen Variablen im Vorjahr als erklärende Größe der aktuellen Investitionen in das Modell aufzunehmen. Ein p-Wert>0,10 für den Hansen Test spricht im Regelfall<sup>25</sup> ebenso für die Güte des Modells. Die „Zahl der Instrumente“ gibt an, wie viele Variablen verwendet wurden, um das angesprochene Problem endogener bzw. vorherbestimmter Variablen schätztechnisch zu lösen. – Die fett hinterlegten Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden. Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

<sup>25</sup> Bezüglich der Ausnahmen vgl. u.a. Roodman (2007).

Tabelle 5.5

**Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die EMTR, Innenfinanzierung**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Fixed Effects	2-Step Diff.	2-Step Diff.
	robust	robust	GMM	GMM , nur KMU
Investit./AV (Vorjahr)	0.30740*** (0.03315)	-0.07184** (0.03028)	0.04588 (0.03581)	-0.01163 (0.04039)
Umsatzwachst. (aktuell)	0.12230*** (0.03884)	0.07515** (0.03640)	0.00968 (0.04286)	-0.02311 (0.05043)
Umsatzwachst. (Vorjahr)	0.09450*** (0.03144)	0.03906 (0.03051)	0.01630 (0.03743)	0.03339 (0.05230)
Cashflow/AV (aktuell)	0.21243*** (0.04213)	0.18299*** (0.05087)	<b>0.17879***</b> (0.06730)	<b>0.21800**</b> (0.09617)
Cashflow/AV (Vorjahr)	-0.03597 (0.04419)	0.07860* (0.04609)	0.01785 (0.05137)	0.05293 (0.08210)
Vbl./Eigenkap. (Vorjahr)	0.00010* (0.00006)	-0.00035* (0.00020)	<b>-0.00095**</b> (0.00045)	<b>-0.00679***</b> (0.00241)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	0.01246 (0.01372)	-0.00649 (0.01974)	-0.02591 (0.01710)	-0.03223 (0.03070)
EMTR (Vorjahr)	-1.03205** (0.45587)	-2.01480 (1.54662)	-2.09016 (1.48196)	0.56240 (2.87285)
Beobacht. (Untern.)	2915	2915 (552)	2244 (552)	1148 (296)
AR(1) – p-Wert			0.000	0.000
AR(2) – p-Wert			0.547	0.415
Hansen-Test – p-Wert			0.281	0.336
Zahl der Instrumente			263	263

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Robuste Standardfehler in Klammern. – Lesehilfe: Siehe Anm. zu Tab. 5.4.

Neben den Wirkungen der aufgeführten Variablen haben wir den Effekt der tatsächlichen Steuerzahlungen der Unternehmen auf die Investitionen gemessen. Ziel war es dabei, auch vergangenheitsbezogene effektive Steuerlastmaße zu nutzen. Die tatsächlichen Steuerzahlungen weisen allerdings mit einem Koeffizienten von 0,87 eine hohe Korrelation mit dem „Ergebnis aus der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit“ auf, das zugleich wesentlicher Bestandteil des Cashflows ist. Von daher haben wir ein Multikollinearitätsproblem, das unsere Ergebnisse verzerren würde. Der zusätzliche Erkenntnisgewinn, den die explizite Aufnahme der Steuerzahlungen implizieren würde, ist daher gering. Deshalb ist es plausibel, dass der Koeffizient der Variablen „Steuerzahlungen“ in den Modellen stets insigni-

Tabelle 5.6

**Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die EATR, Innenfinanzierung**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Fixed Effects	2-Step Diff.	2-Step Diff.
	robust	robust	GMM	GMM, nur KMU
Investit./AV (Vorjahr)	0.30764*** (0.03314)	-0.07199** (0.03037)	0.04690 (0.03533)	-0.01117 (0.04095)
Umsatzwachst. (aktuell)	0.12207*** (0.03884)	0.07498** (0.03642)	0.00891 (0.04263)	-0.02437 (0.05190)
Umsatzwachst. (Vorjahr)	0.09425*** (0.03141)	0.03875 (0.03046)	0.01803 (0.03766)	0.03295 (0.05156)
Cashflow/AV (aktuell)	0.21250*** (0.04214)	0.18331*** (0.05093)	<b>0.18023***</b> (0.06798)	<b>0.22231**</b> (0.09525)
Cashflow/AV (Vorjahr)	-0.03599 (0.04421)	0.07877* (0.04604)	0.01840 (0.04915)	0.05534 (0.08200)
Vbl./Eigenkap. (Vorjahr)	0.00010* (0.00006)	-0.00035* (0.00020)	<b>-0.00095**</b> (0.00045)	<b>-0.00680***</b> (0.00240)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	0.01255 (0.01371)	-0.00638 (0.01972)	-0.02610 (0.01720)	-0.03142 (0.03032)
EATR (Vorjahr)	-1.10733** (0.52717)	-1.00363 (2.20438)	-2.48903 (2.01875)	-0.47735 (4.01612)
Beobacht. (Untern.)	2915	2915 (552)	2244 (552)	1148 (296)
AR(1) – p-Wert			0.000	0.000
AR(2) – p-Wert			0.555	0.425
Hansen-Test – p-Wert			0.277	0.419
Zahl der Instrumente			263	263

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Robuste Standardfehler in Klammern. – Lesehilfe: Siehe Anm. zu Tab. 5.4.

fikant ist.<sup>26</sup> Dies zeigt aber auch, dass es schwer ist, einen Steuereffekt von dem Cashflow-effekt zu trennen.

### 5.2.3.5 Robustheitsüberprüfungen

Als weitere Robustheitsüberprüfung wurde die Basisspezifikation mittels Differenzen-GMM unter Einbeziehung des EMTR-Maßes auch mit dem alternativen Verfahren einer kollabierenden Gewichtungsmatrix geschätzt, um ein mögliches Problem aufgrund zu vieler Instrumente zu adressieren (Roodman 2007). Darüber hinaus haben wir alternativ das GMM-Verfahren mit „*forward orthogonal deviations*“-Transformation (Arellano und Bover 1995) anstatt der üblichen „*first differencing*“ Methode geschätzt, um das Problem zu behandeln, dass Datenlücken in den Zeitreihen innerhalb der

<sup>26</sup> Auf eine explizite Darstellung der Ergebnisse dieser Spezifikation wird verzichtet.

Panelstruktur bei der üblichen Methode einen zu großen Wert erhalten (Arellano und Bover 1995). Aufgrund vorhandener Lücken in unseren Daten könnte dies ein kritisches Problem darstellen. Ergänzend haben wir auch das *1-Step-* anstatt des *2-Step-Verfahrens* des GMM-Schätzers verwendet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5.8 zusammengefasst.

Tabelle 5.7

**Schätzergebnisse der Unternehmensdatenanalyse für die EATR, Fremdfinanzierung**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Fixed Effects	2-Step Diff.	2-Step Diff.
	robust	robust	GMM	GMM , nur KMU
Investit./AV (Vorjahr)	0.30739*** (0.03316)	-0.07194** (0.03028)	0.04566 (0.03612)	-0.01123 (0.04022)
Umsatzwachst. (aktuell)	0.12236*** (0.03884)	0.07509** (0.03641)	0.01132 (0.04300)	-0.02317 (0.05052)
Umsatzwachst. (Vorjahr)	0.09454*** (0.03145)	0.03891 (0.03052)	0.01702 (0.03761)	0.03344 (0.05199)
Cashflow/AV (aktuell)	0.21232*** (0.04214)	0.18280*** (0.05088)	<b>0.17622***</b> (0.06700)	<b>0.21770**</b> (0.09587)
Cashflow/AV (Vorjahr)	-0.03592 (0.04419)	0.07857* (0.04614)	0.01739 (0.05179)	0.05267 (0.08199)
Vbl./Eigenkap. (Vorjahr)	0.00010* (0.00006)	-0.00035* (0.00020)	<b>-0.00095**</b> (0.00045)	<b>-0.00679***</b> (0.00241)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	0.01242 (0.01372)	-0.00634 (0.01975)	-0.02583 (0.01714)	-0.03156 (0.03072)
EATR, FK (Vorjahr)	-3.83373** (1.61384)	-4.95949 (3.41635)	-3.77075 (3.65086)	2.96443 (6.23559)
Beobacht. (Untern.)	2915	2915 (552)	2244 (552)	1148 (296)
AR(1) – p-Wert			0.000	0.000
AR(2) – p-Wert			0.545	0.415
Hansen-Test – p-Wert			0.255	0.352
Zahl der Instrumente			263	263

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Robuste Standardfehler in Klammern. – Lesehilfe: Siehe Anm. zu Tab. 5.4.

Der p-Wert nahe 1 des AR(2)-Arellano-Bond-Tests bei der Alternative mit kollabierender Gewichtungsmatrix deutet eindeutig auf ein Spezifikationsproblem hin, so dass diese Ergebnisse vernachlässigbar sind (Roodman 2006: 43). Es liegt also kein Problem mit der Anzahl der Instrumente vor. Die Ergebnisse der beiden anderen Methoden zeigen, dass der Cashfloweffekt robust gegenüber den verschiedenen Difference GMM-

Tabelle 5.8

**Robustheitsprüfung der Difference GMM-Ergebnisse**

Schätzergebnisse für alternative Difference GMM-Schätzmethoden

	2-Step Diff. GMM kollabierend	2-Step Diff. GMM orthogonal	1-Step Diff. GMM Basis
Investitionen/AV (Vorjahr)	<b>0,111***</b> (0,042)	0,050 (0,035)	0,047 (0,036)
Umsatzwachstum (aktuell)	0,076 (0,050)	0,023 (0,043)	0,038 (0,045)
Umsatzwachstum (Vorjahr)	0,064 (0,04283)	0,019 (0,034)	0,031 (0,036)
Cashflow/AV (aktuell)	<b>0,213***</b> (0,080)	<b>0,151**</b> (0,063)	<b>0,148**</b> (0,062)
Cashflow/AV (Vorjahr)	-0,028 (0,087)	0,00459 (0,04929)	0,00363 (0,04888)
Vbl./Eigenkapital (Vorjahr)	-0,00120 (0,00079)	<b>-0,00038*</b> (0,00021)	<b>-0,00038*</b> (0,00020)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	-0,020 (0,024)	-0,013 (0,019)	-0,01565 (0,02016)
GewSt-Hebesatz (Vorjahr)	-0,00057 (0,00055)	<b>-0,00079*</b> (0,00042)	-0,00056 (0,00051)
Beobachtungen	2242 (552)	2360 (552)	2360 (552)
AR(1) – p-Wert	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert	0,997	0,557	0,505
Hansen chi2-Test – p-Wert	0,283	0,272	0,272
Zahl der Instrumente	60	263	263

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Robuste Standardfehler in Klammern. – Lesehilfe: Siehe Anm. zu Tab. 5.4.

Schätzmethoden ist.<sup>27</sup> Der Effekt fällt allerdings bei den beiden Methoden auf etwa 0,15. Auch der negative Effekt des Verschuldungsgrades bestätigt sich in beiden alternativen Schätzmethoden als signifikant, bleibt aber ökonomisch bedeutungslos.

In der Alternative, in der die „*forward orthogonal deviations*“-Transformation benutzt wird, erhalten wir nun einen schwach signifikanten (bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10%) negativen Effekt des Hebesatzes auf die Investitionen: Steigt der Hebesatz um 100%-Punkte, so fällt die Investitionsquote um 0,079 bzw. um 7,9%-Punkte.<sup>28</sup> Die Testergebnisse

<sup>27</sup> Beide alternativen Schätzmethoden bestehen den Arellano-Bond-Test und den Hansen Test.

<sup>28</sup> Der ausgewiesene Koeffizient muss mal Hundert genommen werden, da wir eine Veränderung des Hebesatzes um 100 Punkte betrachten. Da die Investitionsquote als Dezimalzahl in

belegen, dass die Alternative mit forward orthogonal deviations gut spezifiziert ist, also vertrauenswürdige Ergebnisse liefert. Der signifikante Hebesatzeffekt gilt demnach als erster empirischer Beleg für eine negative Wirkung des Hebesatzes auf die Investitionstätigkeit deutscher Unternehmen.<sup>29</sup>

Zusammenfassend finden wir damit

- keine empirische Evidenz für einen **direkten** signifikanten negativen Effekt der zukunftsgerichteten effektiven Steuerlastmaße EMTR und EATR sowie der nominellen Steuerlast auf die Investitionen in Deutschland;
- eine lediglich schwache empirische Evidenz für einen **direkten** Effekt des Gewerbesteuerhebesatzes auf die Investitionen in Deutschland;
- eine **positive Investitions-Cashflow-Sensitivität** (die sich bereits in anderen Studien des RWI Essen zeigte; Engel und Middendorf, 2007). Hier hat die Besteuerung einen negativen Effekt, da der Cashflow durch Unternehmenssteuerzahlungen gesenkt wird und somit die innenfinanzierten Investitionen tendenziell sinken.

### 5.3 Exkurs: Zur Überwälzung der Grundsteuer

Die Betrachtung der Inzidenz der Grundsteuer als Unternehmensteuer verlangt nach mehreren Perspektiven. Unternehmen sind in sehr unterschiedlichen Formen und Intensitäten von der Grundsteuer betroffen. In unserem Untersuchungskontext sind vorrangig drei Gruppen zu unterscheiden:

(1) Die meisten Unternehmen in Produktion oder Dienstleistung nutzen Grund und Boden im wörtlichen Sinn als Standort ihrer Aktivitäten. Grundstücke und/oder Immobilien dienen als einer von mehreren Produktionsfaktoren der wirtschaftlichen Tätigkeit des Unternehmens, wobei immobiles Kapital gegenüber Arbeit und mobilen Kapitalgütern bzw. Finanzkapital eine untergeordnete Rolle spielt. Hinsichtlich der Grundsteuerüberwälzung ist die Eigentumsform der betroffenen Immobilien wichtig: Die Unternehmen nutzen Grund und Boden entweder als *Eigentümer* oder als *Mieter*.

---

unseren Daten ausgewiesen ist, stellt eine Veränderung der Quote von z.B. 0,1 eine Änderung der Quote um 10 %-Punkte dar.

<sup>29</sup> Wir haben die Schätzungen auch für die anderen Steuerlastmaße mittels der „forward orthogonal deviations“-Transformation durchgeführt, aber wieder keine signifikanten Effekte nachweisen können.

(2) Unternehmen in der Immobilienwirtschaft und gewerbliche Immobilieninvestoren (z.B. Versicherungen) stehen in einem anderen Verhältnis zur Grundsteuer und ihrer Überwälzung. Hier sind immobile Kapitalgüter der zentrale Produktionsfaktor, dessen Steuerbelastung eine entsprechend größere Rolle spielt.

(3) Unternehmen in Land- und Forstwirtschaft nutzen Grund und Boden ebenfalls als primären Produktionsfaktor. Hinsichtlich der Mechanismen der Steuerbetroffenheit und -überwälzung unterscheiden sie sich nicht von der vorgenannten Gruppe. Ihre marktlichen und steuerlichen Rahmenbedingungen unterscheiden sie aber deutlich von der Immobilienwirtschaft. Vor allem kommt hier die Grundsteuer A zur Anwendung. Sie ist erheblich niedriger als die reguläre Grundsteuer B, faktisch so niedrig, dass Vorschläge zu ihrer ersatzlosen Streichung schon damit begründet worden sind, dass der ersparte Verwaltungsaufwand die Aufkommenseinbußen nahezu ausgleiche. Wegen der nachgeordneten Rolle der Grundsteuer A konzentrieren wir uns hier auf die Überwälzung der Grundsteuer B.

Die beiden verbleibenden Gruppen können zwei unterschiedlichen Überwälzungsfragen zugeordnet werden, welche wiederum in einem (wichtigen) Fall nacheinander beantwortet werden müssen. Für die „Immobiliennutzer“ (Gruppe 1), die zugleich schon Eigentümer ihrer Immobilien sind, stellt sich die Frage, wie die Last einer Kostensteuer auf die Nettoerträge der Faktoren Arbeit und Kapital weitergewälzt wird bzw. ob ein Anteil der Steuerlast über die Preise auf die Nachfragemärkte weitergewälzt werden kann. Für die in der Immobilienwirtschaft tätigen Unternehmen (Gruppe 2) stellt sich dagegen die Frage, wie die Grundsteuer auf den Immobilienmarkt selbst wirkt. In welchem Ausmaß wird die Grundsteuer in den Immobilienpreisen weitergewälzt, wie viel der Belastung bleibt beim Verkäufer? Dies ist die zentrale Frage in der traditionellen Betrachtung der Grundsteuerüberwälzung in der Finanzwissenschaft. Sie kann analog für das Verhältnis von Mieter und Vermieter formuliert werden.

Ein großer und wachsender Anteil der Unternehmen in Deutschland ist von beiden Fragenstellungen betroffen. Es sind diejenigen Immobiliennutzer in der Gruppe (1), die Grund und Boden sowie ihre Betriebsgebäude mieten bzw. pachten. Die Zahllast der Grundsteuer fällt auf ihre Vermieter. Hier muss zunächst gefragt werden, welcher Anteil der Grundsteuer vom Vermieter auf den Mieter gewälzt werden kann und welche Fristen dafür benötigt werden. Erst danach wird die Frage gestellt werden, wie der ggf. auf die Immobiliennutzer überwälzte Grundsteueranteil von diesen wiederum weitergegeben wird über die von ihnen kalkulierten Produktpreise oder über die Erträge der eingesetzten Produktionsfaktoren.

Nicht nur hinsichtlich der Unternehmen bietet sich in der Frage der Grundsteuerinzidenz ein sehr heterogenes Bild. Heterogen sind die Immobilienmärkte vor allem auch in regionaler Hinsicht, sowohl bei den Preisniveaus und Lagewerten als auch in der jeweiligen Marktlänge (Stichwort: Käufer- und Verkäufermärkte) und bei den Preisänderungsraten. Heterogen schließlich ist der Markt auch in den Hebesätzen der Grundsteuer B. Dieser Punkt jedoch ist als einziger *keine* Belastung für eine empirische Analyse der Überwälzung der Grundsteuer, er würde sie sogar eher erleichtern.

Gleichwohl können hier keine belastbaren empirischen Ergebnisse zur Überwälzung der Grundsteuer als Unternehmensteuer vorgelegt werden. Ähnlich wie bei der Gewerbesteuer bietet die Hebesatzfreiheit der Gemeinden *prinzipiell* eine sehr gute Grundlage, hinreichend große Datensätze mit zahlreichen natürlichen Experimenten zu Steuersatzänderungen zu gewinnen. Doch schon bei der Gewerbesteuer ist die Variation der Hebesätze und damit die Belastung bzw. Entlastung bei den Unternehmen zu gering, um stabile Elastizitäten ableiten zu können. Was für die Gewerbesteuer nicht nachgewiesen werden konnte, kann a priori noch weniger für die deutlich niedrigere Grundsteuer gelingen.

Entsprechend beschränken wir uns auf wenige grundsätzliche Überlegungen zur Überwälzung der Grundsteuer auf den Immobilienmärkten. Diese werden, da sie im Wesentlichen finanzwissenschaftliches Lehrwissen widerspiegeln, knapp gehalten.<sup>30</sup>

Die deutsche Grundsteuer B ist eine kombinierte Steuer auf Grundstücke und Gebäude. Ihrem Anspruch als klassische Soll-Ertragsteuer nach ist die Grundsteuer in beiden Bereichen eine Wertsteuer. In der durch das Bewertungsgesetz geprägten Praxis ist die Anbindung an die aktuelle Wertentwicklung jedoch sehr schwach, so dass eher von einem Hybrid aus Wert- und Mengenbesteuerung gesprochen werden kann. Die Bewertung der Steuerinzidenz der Grundsteuer hängt jedoch nicht wesentlich von dieser Frage ab. Da die beiden Seiten der Grundsteuer – Bodensteuer und Gebäudesteuer – im Inzidenztest sehr unterschiedlich reagieren, werden sie getrennt betrachtet.

Die Bodensteuer ist ein klassischer Fall für unelastische Angebote. Boden ist kein vermehrbares Gut. In einem funktionierenden Markt trägt die unelastischere Seite immer das Gros der Steuerlast nach Überwälzung, so auch hier. Der Einführung oder Erhöhung einer Bodensteuer kann ein Eigentümer nicht entgehen, auch nicht durch Verkauf des Grundstücks. Denn eine antizipierte Grundsteuer wird als zukünftiger Zahlungsstrom unmittel-

---

<sup>30</sup> Stellvertretend für viele sei auf Homburg (2007) verwiesen.

bar kapitalisiert, d.h. von den erwartbaren Reinerträgen abgezogen. Da die Eigentümer nicht mit Mengenanpassungen reagieren können, schlägt sich diese Minderung ungedämpft in den erzielbaren Nettoerlösen nieder. Dies gilt analog auch für Mieten/Pachten von Grundstücken am idealen (= nicht-administrierten und transaktionskostenfreien) Markt.

Anders bei Gebäudesteuern. Hier kann bei gewerblichen Immobilienanbieter (bzw. -vermietern) unterstellt werden, dass Sie von der Immobilienanlage eine bestimmte Mindestrendite erwarten. Deren Höhe hängt - mit Zuschlägen für Risiko und Hafens-Transaktionen - vom Weltmarktniveau ab. Wird zwischen Immobilienanlagen und alternativen Anlageformen entschieden, kommt es auf marginale Differenzen an. Offerieren Gebäuden nicht mehr die erforderliche Rendite, wird anderswo angelegt. Um dies zu vermeiden, ist der Markt hier sehr elastisch. Entsprechend werden Steuern eher vollständig überwältigt.

Im Ergebnis wird die Grundsteuer partiell überwältigt. Der auf den Boden entfallende Teil verbleibt tendenziell beim Eigentümer, der auf Gebäude entfallende Teil hingegen wird auf Käufer bzw. Mieter überwältigt.

#### 5.4 Fazit

Die empirischen Analysen liefern einige Belege für die Unternehmenssteuerinzidenz im Bereich der Investitionen. Wir finden empirische Evidenz für eine Steuerüberwälzung mittels verringerter unternehmerischer Investitionen über den *indirekten* Kanal, dass Steuerzahlungen die Innenfinanzierungskraft der Unternehmen vermindern. Da das Steuersystem aufgrund der fehlenden Finanzierungsneutralität die Finanzierungsentscheidung zu Ungunsten der Eigenfinanzierung verzerrt, ist die Größe des Effektes in Deutschland etwas niedriger als in einem entscheidungsneutralen System. Bei Unvollkommenheiten auf dem Kapitalmarkt gewinnt dieses Liquiditätsmotiv an Bedeutung. Da aufgrund von Kapitalmarktrestriktionen vor allem kleine und mittlere Unternehmen auf die Eigenfinanzierung bei Investitionen angewiesen sind, dürfte die Unternehmensbesteuerung über diesen Wirkungskanal vor allem diesen „mittelständischen“ Unternehmen schaden. Unsere Analyse gibt eindeutige Befunde dafür, dass ein positiver Zusammenhang zwischen Cashflow und Investitionen besteht, und dass dieser Effekt bei kleinen und mittleren Unternehmen größer ist. Würden also nach Steuern mehr Gewinne in den Unternehmen verbleiben (also deren Cashflow steigen), würden in Deutschland vor allem die mittelständischen Unternehmen mehr investieren können. Da die Marktrestriktionen für große Unternehmen nur in sehr viel geringerem Maße relevant sind, sind für diese Unternehmen die Fremd- und die Innenfinanzierung in sehr

viel stärkerem Maße Substitute, so dass sie bei verringertem Cashflow auf die Fremdfinanzierung zurückgreifen können, ohne dass dies einen negative Einfluss auf ihre Investitionen haben muss. Nach unserer Analyse sinkt die Investitionsquote (materielle Investitionen pro materiellem Anlagevermögen) allein wegen verringerter Innenfinanzierungsmöglichkeiten um immerhin 0,2%-Punkte, wenn die Cashflowquote (Cashflow pro Einheit materiellem Anlagevermögen) aufgrund einer höheren Unternehmenssteuerlast um 1%-Punkt fällt.

Der Nachweis *direkter* Effekte der Besteuerung ist um einiges schwieriger, u.a. weil die individuelle Steuerlast in hohem Maße mit den Innenfinanzierungsmöglichkeiten korreliert ist. Eine Identifizierung der Effekte wird damit erschwert. Deshalb fokussieren wir unsere Analyse auf Einzelaspekte, wie zum Beispiel den Effekt der Hebesätze auf kommunaler Ebene. Wir fanden dabei nur für den Hebesatz der Gewerbesteuer schwache empirische Evidenz für einen sowohl ökonomisch als auch statistisch signifikanten negativen Effekt auf die Investitionen. Demzufolge steigt die Investitionsquote um 7,9%-Punkte, wenn der Hebesatz der Gewerbesteuer um 100 Punkte gesenkt wird. In Anbetracht einer durchschnittlichen Investitionsquote von 19,8% in unserer Stichprobe, ist dies durchaus ein beachtlicher Effekt. Dieser Befund ist jedoch nicht robust bezüglich Spezifikationsänderungen, so dass wir einen signifikanten Effekt nur bei einer Differenzen-GMM-Variante nachweisen konnten. Bei anderen von uns verwendeten Maßen (EATR, EMTR) zeigte sich in keiner Spezifikation ein signifikanter Effekt auf die Investitionen. Hierbei gilt es zu beachten, dass diese Maße nicht auf individueller Ebene berechnet vorliegen. Die Heterogenität der Unternehmen bezüglich durchschnittlicher und marginaler Steuerbelastungen wird somit nur unzureichend berücksichtigt. Vor diesem Hintergrund sei vor dem Rückschluss gewarnt, dass es keine direkten Effekte der Besteuerung auf Investitionen gäbe.<sup>31</sup> Diese Schlussfolgerung kann aus unseren Ergebnissen nicht gezogen werden.

Die Überwälzung der Unternehmenssteuerlast auf alle Bürger über fallende bzw. weniger schnell steigende Investitionen verläuft dabei über vielfältige Kanäle: Durch steuerbedingt sinkende Investitionen verringert sich die Wettbewerbsfähigkeit deutscher Unternehmen, da sie im Vergleich zu den Unternehmen im Ausland tendenziell an Produktivität und Innovationskraft einbüßen. Diese negativen Wirkungen könnten nur dann kompensiert

---

<sup>31</sup> Wir haben das Investitionsmodell auch mit dem System-GMM-Verfahren geschätzt. Hier erzielt man für alle Steuerlastmaße sowohl statistisch als auch ökonomisch signifikante Ergebnisse (siehe Tabellen A5.1 und A5.2 im Anhang). Die p-Werte des AR(2)-Tests nahe Eins und die relativ hohen Werte beim Hansen-Test sprechen aber für ein Spezifikationsproblem (Roodman 2006). Dies bestätigt unsere Tests am Anfang des Kapitels, dass die Annahmen des System-GMM nicht erfüllt zu sein scheinen.

werden, wenn durch die Verwendung der Unternehmenssteuereinnahmen von staatlicher Seite wiederum entsprechend positive Effekte auf die Investitionen ausgehen.

Da steuerbedingt geringere Investitionen die relative Produktivität des Faktors Kapital im Vergleich zum Faktor Arbeit steigen lassen, dürfte die relative Entlohnung des Faktors Arbeit sinken und damit ein Teil der Unternehmenssteuerlast von den Arbeitnehmern getragen werden (siehe auch Kapitel 6). Die sinkende relative Wettbewerbsfähigkeit führt mittelfristig möglicherweise aber auch zu einer geringeren Beschäftigung, zumindest aber zu einer verringerten Zunahme der Beschäftigung, so dass die Gesellschaft auch einen Teil der Last in Form von Arbeitslosigkeit zu tragen hat. Darüber hinaus ist auch auf die Effekte der Besteuerung auf Unternehmensansiedlungen zu verweisen. Nach Papke (1991) haben zum Beispiel unterschiedlich hohe Unternehmenssteuersätze zwischen den einzelnen Staaten der USA signifikante Effekte auf die Standortentscheidung von Neugründungen. Für Staaten mit hohen marginalen effektiven Steuersätzen ergab sich bei der Hälfte der in der Studie untersuchten Wirtschaftsbereiche eine signifikante Reduzierung der Neugründungen.

## 6 Unternehmenssteuerinzidenz und Löhne

Die Inzidenzanalyse der Unternehmensbesteuerung – und hier vor allem der Körperschaftsteuer – ist eines der ältesten und bis heute spannendsten Felder der modernen Finanzwissenschaft.<sup>32</sup> Die zentrale Frage besteht darin, wie sich die Belastungswirkungen der Steuer auf die beiden Inputfaktoren Arbeit und Kapital verteilen und von welchen Eigenschaften der untersuchten Volkswirtschaften und Steuersysteme diese Lastenverteilung beeinflusst wird. Aktuelle empirische Untersuchungen rücken die Inzidenz der Körperschaftsteuer auf den Lohn als Preis des Inputfaktors Arbeit in den Mittelpunkt (vgl. Gentry 2007). Beschäftigungswirkungen der Unternehmensbesteuerung können als Wirkung zweiter Ordnung begriffen werden. Sie resultieren aus Anpassungsprozessen, bei denen Löhne beschränkt sind. Zunächst gilt jedoch die Grundregel der Inzidenzanalyse: „Incidence analysis is about prices, not about quantities“ (Gruber 2007: 555f.). Ein zentrales Ziel der vorliegenden Untersuchung besteht daher in der Beantwortung der Fragen, ob – und falls ja, in welchem Umfang – in Deutschland eine Rückwälzung der Körperschaftsteuer auf die Löhne erfolgt. Wir haben dazu zwei unterschiedliche Ansätze verfolgt: Eine „Drei-Länder-Inzidenz-analyse“ und eine „Differenz-in-Differenzen-Analyse der Steuerreform 2000“. Ergänzend werden auf Basis der Drei-Länder-Stichprobe Beschäftigungsanalysen durchgeführt.<sup>33</sup>

Die folgenden Teilkapitel motivieren zunächst die Forschungsfrage (6.1) und stellen die Ergebnisse jüngerer empirischer Untersuchungen vor (6.2). Anschließend beschreiben wir unser eigenes Forschungsdesign (6.3) und stellen die beiden durchgeführten Analysen vor (6.4 und 6.5). Abschließend werden die Ergebnisse zusammengefasst und offene Fragen erörtert (6.5).

---

<sup>32</sup> Rosen und Gayer (2008: 443) stellen dazu fest: „The economic consequences of the corporation tax are among the most controversial subjects in public finance.“ Und Gruber (2007: 700) fasst sein kurzes Kapitel zur Inzidenz der Körperschaftsteuer mit folgender Erkenntnis zusammen: „The true incidence of the corporate tax remains one of the primary mysteries of public finance.“

<sup>33</sup> In der Überwälzungsanalyse geht es zunächst immer um Preiseffekte (Lohn) und nicht um Effekte auf die Einsatzmenge eines Faktors (hier: Beschäftigung). Es gibt aber zwei Gründe, warum bei der Lohninzidenz die Beschäftigung mitgedacht werden sollte. Zum einen kann es Situationen geben, in denen die Reduktion der Stundenlöhne aufgrund von tarifvertraglichen Regelungen nicht möglich ist und eine Anpassung der Lohnsumme im Unternehmen nur über die Entlassung von Mitarbeitern erreicht werden kann. Zum anderen sind in den für empirische Analysen genutzten Daten oft nur die Gesamtlohnsumme eines Unternehmens sowie die Mitarbeiterzahl angegeben. Eine Reduktion der Lohnsumme bei gleichzeitiger Reduktion der Mitarbeiterzahl weist dann daraufhin, dass die Rückwälzung der Steuerbelastung einen negativen Beschäftigungseffekt zur Folge hatte.

## 6.1 Motivation und Hintergrund

Grundlegende Gedanken zu Überwälzungsvorgängen bei der Unternehmensbesteuerung finden sich bereits bei John Stuart Mill und seiner Unterscheidung zwischen „shifted“ und „non-shifted taxes“. Seit den 1950er Jahren ist die Inzidenzanalyse der Körperschaftsteuer eine der zentralen Forschungsfragen im Bereich der Öffentlichen Finanzen (vgl. Whalley 1997). Die ersten relevanten empirischen Hinweise zur Inzidenz der Körperschaftsteuer stammen von Krzyzaniak und Musgrave (1963). Das Ziel ihrer Studie bestand darin, den Zusammenhang zwischen Marktstruktur und Unternehmensbesteuerung aufzuklären und dabei die vor dem Hintergrund der Debatte um die zunehmende Macht der Konzerne wichtige Vermutung zu überprüfen, dass Überwälzungsvorgänge als ein Hinweis auf Monopolstrukturen gewertet werden können. Krzyzaniak und Musgrave (1963) regressierten Gewinne von US-Unternehmen der Jahre 1929 bis 1957 auf die im gleichen Zeitraum jeweils gültigen Steuersätze und fanden heraus, dass Zeiten hoher Steuersätze zugleich Zeiten hoher Profite waren. Dieses Ergebnis interpretierten sie als Beleg für eine mehr als vollständige Vorwälzung der Steuerlast auf die Konsumenten und als Hinweis darauf, dass Unternehmen tatsächlich in großem Umfang über Monopolmacht verfügen müssen (vgl. Whalley 1997: 7).

Harberger (1962) stellte dieser Studie die Ergebnisse seines 1962 erstmals vorgestellten allgemeinen Gleichgewichtsmodells zur Inzidenzanalyse der Körperschaftsteuer entgegen. Darin unterscheidet er zwei Sektoren, den Corporate- und den Non-Corporate-Sektor, denen in Deutschland einerseits die körperschaftlich verfassten Kapitalgesellschaften und andererseits die der Einkommen-, nicht aber der Körperschaftsteuer unterworfenen Personengesellschaften entsprechen. Harbergers Modell nimmt im Kontext einer geschlossenen Volkswirtschaft an, dass der Kapitalstock der Volkswirtschaft konstant bleibt, das Kapital zwischen den beiden Sektoren mobil ist und vollkommener Wettbewerb herrscht. Die Wirkungskette einer Körperschaftsteuererhöhung umfasst dann die folgenden vier Schritte: Zuerst führt die Steuererhöhung im Corporate Sector dazu, dass die für Investoren maßgebliche Nach-Steuer-Rendite in diesem Sektor sinkt. Als Konsequenz fließt so lange Kapital vom Corporate in den Non-Corporate-Sektor, bis hier – aufgrund des zufließenden und damit weniger knappen Kapitalangebots – die Rendite auf das gleiche Niveau wie im Corporate-Sektor abgesunken ist. Der Kapitalfluss vom Corporate in den Non-Corporate-Sektor versiegt erst dann, wenn sich in beiden Sektoren die gleiche Nach-Steuer-Rendite eingestellt hat. Diese liegt jetzt in beiden Sektoren unterhalb des Rendite-Niveaus, das vor der Erhöhung der Körperschaftsteuer erreicht wurde (vgl. Harberger 1962). Harbergers Schlussfolgerungen aus diesem Modell waren, dass erstens der Faktor Kapital die volle Last der Körper-

schaftsteuer trägt und dass zweitens die Körperschaftsteuer deshalb einen wichtigen Beitrag zur Progressivität des Steuersystems insgesamt leistet (vgl. Whalley 1997: 8).

Mit Blick auf die Inzidenz der Körperschaftsteuer wird die für die Ergebnisse des Harberger-Modells zentrale Annahme, das Kapitalangebot sei insgesamt fix und nur seine Aufteilung zwischen den Sektoren werde durch eine Steuervariation beeinflusst, seit den späten 1970er Jahren immer stärker kritisiert. So betonen beispielsweise Feldstein, Green und Sheshinski (1979), aufbauend auf dem wegweisenden Beitrag von Diamond und Mirrlees (1971), dass das Kapitalangebot in realitätsorientierten Modellen auf die Körperschaftsteuer reagiert und daher elastisch modelliert werden muss. Sie führen dafür zwei Begründungen an: Zum einen sei die Annahme einer hermetisch abgeriegelten Volkswirtschaft ohne Kapitalzuflüsse aus dem und Kapitalabflüsse in das Ausland in Zeiten der fortschreitenden Globalisierung nicht länger angemessen. Andererseits sei selbst innerhalb einer geschlossenen Volkswirtschaft die Sparentscheidung der Haushalte endogen und die konkrete Wahl der Investitionsalternativen (zwischen Staatsanleihen, Unternehmensbeteiligungen, Anleihen etc.) davon abhängig, welche Rendite durch welche Investition innerhalb des heimischen Kapitalstocks erzielt werden kann.<sup>34</sup>

Im Kontext einer kleinen, offenen und in den Weltkapitalmarkt integrierten Volkswirtschaft verändert sich die Wirkungskette gegenüber dem Harberger-Modell daher grundlegend: Eine Steuererhöhung im Inland führt hier zunächst dazu, dass die Nach-Steuer-Rendite im Inland sinkt. Es fließt dann so lange Kapital ins Ausland ab, bis die Verknappung des Kapitals im Inland dazu führt, dass die Nach-Steuer-Rendite im Inland wieder das Niveau der weltweit einheitlichen Nach-Steuer-Rendite erreicht. Das durch die Kapitalflucht verursachte Abschmelzen des inländischen Kapitalstocks bewirkt, dass die Produktivität des Faktors Arbeit im Inland zurückgeht und infolgedessen die inländischen Löhne sinken. Feldstein et al. (1979) kommen aufgrund dieses Kapitalstockeffekts zu dem der Analyse von Harberger (1962) diametral entgegenstehenden Ergebnis, dass die Steuerlast eher

---

<sup>34</sup> Keuschnigg (2005) fasst die neuere empirische Evidenz (vorwiegend zur Ersparnisbildung in den USA) folgendermaßen zusammen: „Erstens ist die Zinselastizität der Ersparnisse im Aggregat eher gering. Zweitens streut sie recht stark zwischen verschiedenen Bevölkerungsgruppen. Ein beträchtlicher Teil der Bevölkerung mit niedrigen Lohninkommen bildet im Wesentlichen keine oder nur geringe Ersparnisse, die vorwiegend das Vorsorgemotiv widerspiegeln und weniger von der Ertragsrate bestimmt sind. In den oberen Einkommensschichten ist die Zinselastizität der Ersparnisse deutlich höher. Drittens scheint die Struktur der Ersparnisse viel elastischer auf Sparanreize zu reagieren als das Niveau der Ersparnisse. Die steuerlichen Begünstigungen einzelner Sparformen dürften die Struktur der Ersparnisse stärker als das Sparvolumen verzerren.“ (Keuschnigg 2005: 180)

auf den Faktor Arbeit als auf den Faktor Kapital fällt. Dieses zum Ende der 1970er Jahre neue theoretische Ergebnis gehört inzwischen zum Lehrbuchwissen über Überwälzungsvorgänge der Unternehmensbesteuerung.<sup>35</sup> Seine empirische Überprüfung hat aber erst in den vergangenen Jahren mit der Verfügbarkeit neuer Daten und der Entwicklung leistungsfähiger ökonomischer Verfahren sowie der dafür notwendigen Rechnerleistung eingesetzt. Die Frage, wie stark und wie schnell die Rückwälzung der Steuerlast auf den Faktor Arbeit erfolgt, lässt sich ohnehin nur empirisch beantworten.

## 6.2 Stand der empirischen Forschung

Jüngere empirische Arbeiten zur Inzidenz der Körperschaftsteuer rücken den von Feldstein et al. (1979) betonten Wirkungskanal der Rückwälzung der Steuerlast auf den Faktor Arbeit in den Mittelpunkt ihrer Analysen. In Form kombinierter Mikro-Makro-Analysen werden dabei oft firmenspezifische Daten (wie Gewinne, Steuerzahlungen, Löhne, Mitarbeiterzahl etc.) mit landesspezifischen Makrodaten (Steuersätze, Wachstum, Inflation etc.) verknüpft. Weil es in der jüngeren Vergangenheit gerade im Bereich der Unternehmensbesteuerung weltweit relativ viele Steuertarifänderungen und teilweise auch komplexere Steuerreformen gegeben hat, dürfte zumindest für international vergleichende Analysen eine hohe und für die ökonomische Analyse ausreichende Variation in den relevanten Steuerdaten vorliegen. Als Grundlage für die Entwicklung des eigenen Forschungsdesigns dienten die Studien von Hasset und Mathur (2006), Felix (2007), sowie insbesondere Arulampalam, Devereux und Maffini (2008). Diese drei Studien stellen alle die Frage nach der Lohninzidenz der Körperschaftsteuer in den Mittelpunkt, verwenden jedoch unterschiedliche Methoden und verschiedene Datensätze.

---

<sup>35</sup> „Als Beispiel für solche Überwälzungsvorgänge mag die Besteuerung der Kapitaleinkommen dienen, die in einer kleinen, offenen Volkswirtschaft hauptsächlich Kapitalflucht auslöst. Mit dem geringeren Kapitaleinsatz steigt die Bruttorendite an, bis nach Steuer im Inland wieder eine ähnlich hohe Nettorendite erzielt wird, wie sie auf dem internationalen Kapitalmarkt möglich ist. Mit dem geringeren Kapitaleinsatz fallen die Löhne, ohne dass sich irgendetwas an der Besteuerung der Arbeitseinkommen geändert hätte. Die Last der Kapitaleinkommensbesteuerung wird daher zu einem großen Teil von den Arbeitnehmern in Form von geringeren Löhnen getragen.“ (Keuschnigg 2005: 6f.) In neueren theoretischen Arbeiten (beispielsweise Randolph 2006 oder Gravelle und Smetters 2006), die das Harberger-Modell für den Kontext einer offenen Volkswirtschaft weiterentwickelt haben, wird jedoch betont, dass erhebliche Anteile der Steuerlast unter Umständen von ausländischen Investoren getragen werden. Denn falls das Inland ein – gemessen an der Größe seines Kapitalstocks relativ zum Weltkapitalstock – eher großes Land ist (wie die USA), dann führt der Kapitalabfluss vom Inland in den Rest der Welt dazu, dass auch im Ausland bzw. auf dem Weltkapitalmarkt die Rendite sinkt, einfach weil Kapital jetzt weniger knapp ist.

Hasset und Mathur (2006) untersuchen in einer breit angelegten Studie, ob es erstens signifikante Lohneffekte der Unternehmens- und Einkommensbesteuerung gibt und ob zweitens das Lohnniveau im Inland durch den Unternehmenssteuersatz und das Lohnniveau in konkurrierenden Volkswirtschaften beeinflusst wird.<sup>36</sup> Als klassische international vergleichende Analyse umfasst ihre Datenbasis keine Mikrodaten von Unternehmen, sondern setzt sich aus den auf Länderebene aggregierten Daten der Lohn- und Steuerzahlungen von Unternehmen der verarbeitenden Industrie in 72 Ländern zusammen. Diese große Stichprobe berücksichtigt Industrieländer der OECD ebenso wie weniger entwickelte Volkswirtschaften; der Zeitraum reicht von 1981 bis 2003. Die Quelle der Steuerdaten ist die International Tax Database des American Enterprise Institute. Hasset und Mathur (2006) versuchen, die in den Daten enthaltene Variation zwischen den Ländern auszunutzen, um Inzidenzwirkungen zu identifizieren und zu messen.

Für jedes Jahr und jedes Land geht hierbei nur ein Beobachtungswert, der Durchschnittslohn im verarbeitenden Gewerbe, in die Analyse ein. Hasset und Mathur (2006) regressieren diesen durchschnittlichen nominalen Stundenlohn auf den landesspezifisch höchsten Nominalsteuersatz für Industrieunternehmen, den jahresdurchschnittlichen Einkommensteuersatz, die Wertschöpfung pro Arbeitnehmer, einen Konsumpreisindex sowie die Außenhandelsquote (als Indikator für weltwirtschaftliche Integration). Sie kommen zu folgenden drei Ergebnissen: Erstens sinkt das Lohnniveau in Folge einer 1%-igen Erhöhung der Körperschaftsbesteuerung um 0,8 bis 0,95 Prozent. Zweitens führt eine Erhöhung der Einkommensteuer nicht zu einer signifikanten Reaktion des Lohnniveaus. Drittens hat das Lohnniveau eines ökonomisch konkurrierenden Landes einen signifikant positiven Einfluss auf das inländische Lohnniveau, was auf eine stark ausgeprägte internationale Lohn- und Standortkonkurrenz schließen lässt.

Felix (2007) konzentriert sich auf den Effekt der Unternehmensbesteuerung auf das Lohnniveau. Sie geht aber zusätzlich der Frage nach, ob eine steuerinduzierte Lohnsenkung verschieden gut qualifizierte Arbeitnehmer unterschiedlich oder gleichermaßen betrifft. Grundlage der empirischen Analyse ist hier ein auf Basis der Haushaltsbefragung „Luxembourg Income Study“ erstelltes Panel mit Angaben zum Jahreslohn, das in fünf Wellen für 30 Länder einen Zeitraum von 1979 bis 2002 umfasst. Pro Land und Jahr gehen

---

<sup>36</sup> Statt konkurrierender Volkswirtschaften wird oft auch von benachbarten Volkswirtschaften gesprochen. Entscheidend für die Standortkonkurrenz ist jedoch oft nicht die geographische, sondern die ökonomische Nähe zweier Volkswirtschaften: „(...) the effects are largest when ‚neighbors‘ are defined as countries within the same *income* group, rather than within the same region. This suggests that tax competition is most intense among, say, high income countries such as Canada, France and Italy, rather than between geographic neighbors.” (Hasset und Mathur 2006: 24)

bei Felix (2007) dementsprechend drei Beobachtungen – jeweils der durchschnittliche Verdienst von Arbeitnehmern aus den drei Qualifikationsgruppen – in die Analyse ein. Die Offenheit der Volkswirtschaft wird über Indikatoren wie die World Development Indicators der Weltbank abgebildet, als Basis der Steuerdaten dient die World Tax Database der Universität Michigan. Felix (2007) regressiert den Jahresbruttolohn auf den jährlichen Unternehmenssteuersatz, die Außenhandelsquote und Dummies für das Bildungsniveau der Mitarbeiter (niedrig, mittel, hoch). Sie gelangt zu den beiden jeweils signifikanten Ergebnissen, dass erstens eine Erhöhung der Unternehmensbesteuerung um ein Prozent das Lohnniveau der Mitarbeiter in den betroffenen Firmen um 0,7 Prozent senkt und dass zweitens die Mitarbeiter der drei verschiedenen Qualifikationsgruppen gleichermaßen von dieser Lohnsenkung betroffen sind.

Arulampalam, Devereux und Maffini (2008) nutzen in einer kombinierten Mikro-Makro-Analyse die Variation der Steuersätze zwischen Ländern und die Variation der effektiven Steuerzahlungen von Firmen innerhalb der einzelnen Länder ihrer Stichprobe aus. Ihre Datenbasis für Lohnzahlungen und Steuerbelastungen auf Firmenebene ist die weltweite Firmendatenbank ORBIS. Die Stichprobe umfasst 55.082 Unternehmen aus 9 Ländern über die Jahre 1996 bis 2003. Im Gegensatz zur Hasset und Mathur (2006) sowie Felix (2007) untersuchen Arulampalam et al. (2008) nur einen Teil der Lohninzidenz der Körperschaftsteuer, den sie als „direkte Inzidenz“ bezeichnen. Die Grundidee besteht darin, dass die Lohnhöhe in einem Unternehmen letztlich in Verhandlungen zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern festgelegt wird. Die Nach-Steuer-Gewinne der Unternehmen stellen in diesem Modellrahmen die zur Verfügung stehende Verhandlungsmasse dar. Die Höhe der Körperschaftsteuer hat daher einen direkten Einfluss auf die ausgehandelten Löhne: Je stärker der Staat auf die Vor-Steuer-Gewinne zugreift, umso geringer ist die verbleibende Verhandlungsmasse und das daran geknüpfte Lohnniveau.<sup>37</sup>

Arulampalam et al. (2008) finden als signifikante Ergebnisse, dass eine Erhöhung der jährlichen Steuerzahllast eines Unternehmens um \$1 den Lohn pro Kopf in diesem Unternehmen kurzfristig um durchschnittlich 96 Cents und langfristig um durchschnittlich 92 Cents senkt. Es findet also offenbar eine fast vollständige Rückwälzung der Ertragssteuerlast auf den Faktor Arbeit statt. Die Autoren betonen, dass dieser partielle Effekt der direkten Inzidenz sich additiv zum Effekt der indirekten Inzidenz verhält, welcher auch die Zusatzlasten der Ertragsbesteuerung umfasst (vgl. Arulampalam et

---

<sup>37</sup> Da die Studie von Arulampalam et al. (2008) den Ausgangspunkt unserer eigenen Analysen bildet, beschränken wir die Ausführungen an dieser Stelle auf eine knappe Skizze. Eine ausführliche Darstellung ihres Modellrahmens erfolgt in Teilkapitel 6.3.1

al. 2008: 4). Angesichts der Größe der ermittelten direkten Effekte erscheint es den Autoren sehr plausibel, dass der Gesamteffekt der Körperschaftsteuer insgesamt negativ ist, ihre ökonomischen Kosten also größer sind als die erzielten Steuereinnahmen.

Einen grundlegend anderen Ansatz verfolgen Desai, Foley und Hines (2007). Ausgangspunkt ihrer empirischen Untersuchung ist die Annahme, dass sich die Gesamtlast der Körperschaftsteuer in der Summe vollständig auf die beiden Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital verteilen muss. Desai et al. (2007) leiten daraus ein Forschungsdesign ab, in dem ein System aus zwei Regressionsgleichungen simultan geschätzt wird. Eine Gleichung bildet dabei die Lohninzidenz ab, die andere die Kapitalinzidenz der Körperschaftsteuer. Die beiden Gleichungen werden durch diese Restriktion so miteinander verknüpft, dass sich die gesamte Steuerlast in der Summe auf beide Faktoren verteilen muss.

Die Datengrundlage von Desai et al. (2007) besteht aus vier Wellen einer vom Bureau of Economic Analysis (BEA) des US-Handelsministeriums verwalteten Statistik über die Aktivitäten von mehreren tausend multinationalen US Konzernen in über 50 Ländern für den Zeitraum von 1989 bis 2004. Diese Datenquelle besitzt den Vorteil, dass Informationen zu verschiedenen Ländern nach einem einheitlichen Standard konsistent und nahezu vollständig erhoben wurden. Als Zielvariable für die Messung der Lohninzidenz dient der als Quotient aus Lohnsumme und Beschäftigtenzahl gebildete Pro-Kopf-Lohn in den Auslandsniederlassungen multinationaler US-Konzerne. Als Zielvariable zur Messung der Kapitalinzidenz verwenden die Autoren ein Maß für den effektiven Zinssatz, den die Tochterunternehmen auf die in dem jeweiligen Ausland ihres Standortes aufgenommene Verschuldung zahlen. Desai et al. (2007) kommen zu dem Ergebnis, dass der Faktor Arbeit durchschnittlich 57 Prozent der Last der Körperschaftsteuer trägt; ihre einzelnen Schätzungen schwanken zwischen 45 und 75 Prozent. Die durch steuerbedingte Ineffizienzen verursachte Zusatzlast kann aufgrund der Annahme, dass sich die Belastungen der Faktoren in der Summe exakt auf die Höhe der Steuerbelastung addieren, mit ihrem Forschungsansatz nicht erfasst werden.

### **6.3 Forschungsdesign**

Unsere Forschung zur Inzidenz der Körperschaftsteuer setzt sich aus zwei unterschiedlichen, aber eng miteinander verbundenen Analysen zusammen: In einem ersten Schritt wird eine Drei-Länder-Inzidenzanalyse (Deutschland, Großbritannien, Frankreich) durchgeführt, um Lohn- und Beschäftigungseffekte der Körperschaftbesteuerung zu untersuchen. Zwar liegt das

Interesse im Rahmen unserer Forschung insbesondere auf der Untersuchung der Lohneffekte der *deutschen* Körperschaftsbesteuerung, eine Beschränkung der Analyse auf Deutschland allein ist jedoch aus technischen Gründen nicht möglich.<sup>38</sup> Die Berücksichtigung zu vieler verschiedener Länder würde hingegen die Aussagekraft der Analyseergebnisse für Deutschland erheblich einschränken. Die Auswahl des Ländertrios Deutschland, Großbritannien und Frankreich ist insofern ein notwendiger Kompromiss. Die Ergebnisse dieser Drei-Länder-Inzidenzanalyse sind aber nur bedingt als Aussage über Überwälzungseffekte bei der deutschen Körperschaftsteuer zu werten. In einem zweiten Schritt werden deshalb so genannte Differenz-in-Differenzen-Analysen durchgeführt: Hierbei nutzen wir die deutsche Steuerreform 2000 als exogene Variation, um spezifische Ergebnisse für deutsche Unternehmen aus Vorher-Nachher-Vergleichen mit Unternehmen aus geeigneten Vergleichsländern abzuleiten.

Beide Analysen beruhen auf dem von Arulampalam, Devereux und Maffinie (2008) entwickelten Modellrahmen für die „direkte Inzidenz“ der Unternehmensbesteuerung. Das erste Teilkapitel (6.3.1) stellt dieses theoretische Modell vor. Das zweite Teilkapitel (6.3.2) erläutert zunächst, wie die Steuerreform 2000 als Quasi-Experiment interpretiert und durch die ökonomische Technik der Differenz-in-Differenzen-Analyse zur Beantwortung unserer Forschungsfrage genutzt werden kann. Anschließend werden auf der Basis von Tarifverläufen der Körperschaftsteuer in verschiedenen Ländern zwei Vergleichsländern für die empirischen Analysen ausgewählt.

### 6.3.1 Die direkte Inzidenz der Körperschaftsteuer

Die Studie von Arulampalam et al. (2008) bietet sich aus zwei Gründen als Grundlage für unsere eigenen Analysen an: Einerseits nutzt sie vor allem die Variation auf Unternehmensebene zur Identifikation der Steuerinzidenz. Dies eröffnet die Chance, mit diesem Ansatz auch Ergebnisse zu erzielen, wenn die Anzahl der Länder – weil spezifische Aussagen für ein einzelnes Land ermittelt werden sollen – sehr klein ist. Andererseits modellieren Arulampalam et al. (2008) zusätzlich zum klassischen Wirkungskanal der Unternehmensbesteuerung auf die Löhne, dem Kapitalstock- oder Produktivitätseffekt, einen neuen Wirkungskanal, über den sich die Unterneh-

---

<sup>38</sup> Bei einer Beschränkung der Analyse auf Deutschland besteht die Gefahr einer zu geringen Variation in den Daten (Gentry 2007: 4f.). Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung wurde daher zunächst empirisch überprüft, ob eine Beschränkung der Analyse auf deutsche Unternehmen sinnvoll ist. In diesem Zusammenhang wurde u.a. ein Strukturbruchtest durchgeführt. Im Ergebnis hat die deutsche Steuerreform 2000 einen Bruch in der Beziehung zwischen den Variablen „Steuerbelastung“ und „Lohnsumme“ der Unternehmen verursacht. Über diesen Test hinausgehende Analysen für Deutschland allein lässt die Datenlage aber nicht zu.

mensbesteuerung direkt auf die Löhne auswirkt. Angesichts der bereits in Kapitel 5 angesprochenen Überlagerung zahlreicher Effekte der Unternehmensbesteuerung hat dieser direkte Effekt den Vorteil, dass er eine unmittelbare Beziehung zwischen den für eine Inzidenzanalyse zentralen Variablen der Steuerzahllast einerseits und der Lohnhöhe andererseits postuliert.

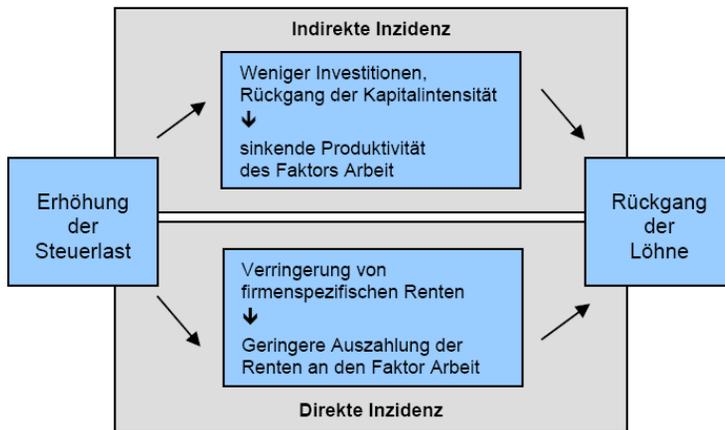
Ausgangspunkt des Modells von Arulampalam et al. (2008) ist die Annahme, dass die Lohnhöhe in einem Unternehmen zwar von betrieblichen Gegebenheiten (Größe des Unternehmens, Branche, Ertragslage, Kapitalstock, Produktivität etc.) und institutionellen Rahmenbedingungen (Tarifverträge, in einigen Ländern: Mindestlöhne, etc.) maßgeblich beeinflusst ist, letztlich aber in Verhandlungen zwischen Arbeitgebern und Arbeitnehmern, in der Regel vertreten durch eine Gewerkschaft, festgelegt wird. Zur theoretischen Herleitung der direkten Lohninzidenz greifen die Autoren auf die von McDonald und Solow (1981) begründete Theorie effizienter Lohnverhandlungen (vgl. Borjas 2005, 416ff. und Elliot 1990, 422f.) zurück. Diese Theorie postuliert, dass Firmen abweichend von der Annahme vollständiger Konkurrenz üblicherweise nicht Null-Gewinne, sondern aufgrund der Ausnutzung spezifischer Gegebenheiten (Marktmacht aufgrund von beschränktem Wettbewerb, Patente, führende Technologie, besonders qualifizierte Arbeitnehmer etc.) so genannte Renten erzielen können. Empirische Studien belegen, dass die Aufteilung dieser Renten zwischen Kapital und Arbeit einen Teil der beobachteten Lohnentwicklung und insbesondere einen Teil der Lohnunterschiede zwischen vergleichbaren Firmen erklären kann (vgl. Christofides und Oswald 1992, Van Reenen 1996, Hildreth und Oswald 1997).

Eine höhere (geringere) Belastung durch eine Erhöhung (Senkung) der Körperschaftsteuer reduziert (erhöht) in diesem Modellrahmen die in einem Unternehmen zur Aufteilung zwischen Kapital und Arbeit verfügbare Rente und kann auf diese Weise auch die ausgezahlten Löhne senken (erhöhen). Diesen Wirkungskanal der direkten Inzidenz der Körperschaftsteuer, der annahmegemäß symmetrisch wirkt, bezeichnen Arulampalam et al. (2008) als Lohnverhandlungskanal („wage bargain channel“). Ihre Analyse ist somit partieller Natur und berücksichtigt im Gegensatz zu den allgemeinen Gleichgewichtsmodellen nicht den indirekten Kapitaleffekt und auch nicht die durch steuerbedingte Ineffizienzen in der Produktion verursachte Zusatzlast.

Die im einführenden Teilkapitel beschriebenen Wirkungsketten für geschlossene und offene Volkswirtschaften bezeichnen Arulampalam et al. (2008) als indirekte Lohninzidenz der Körperschaftsteuer, weil sich die Absenkung der Löhne hier aus der reduzierten Produktivität ergibt, die ihrer-

seits – wie in Kapitel 5 ausführlich dargestellt – durch den Rückgang der Kapitalintensität aufgrund verminderter Investitionsanreize ausgelöst wird. Schaubild 6.1 illustriert den von Arulampalam et al. (2008) entwickelten Modellrahmen und die Komplementarität von direkter und indirekter Inzidenz für den Fall einer Erhöhung der Steuerlast.<sup>39</sup> Eine Erhöhung der Steuerlast führt zu weniger Investitionen und somit zu einer sinkenden Arbeitsproduktivität (Indirekte Inzidenz). Über den direkten Kanal verringern sich die firmenspezifischen Renten und damit auch der Anteil der Renten, der an den Faktor Arbeit ausgezahlt werden kann. Insgesamt folgt daraus ein Rückgang der Löhne.

Schaubild 6.1

**Direkte und indirekte Lohninzidenz der Körperschaftsteuer**

Quelle: Eigene Darstellung.

Da es sich bei dem von ADM(2008) hergeleiteten Modell um ein symmetrisches Modell handelt, wirken die beiden Überwälzungskanäle analog auch bei einer Senkung der Steuerlast, allerdings in umgekehrter Richtung: Eine Senkung der Steuerlast führt demnach zum einen zu steigenden Investitionen und damit zu einer zunehmenden Kapitalintensität, wodurch wiederum auch die Produktivität des Faktors Arbeit steigt (*Indirekte Inzidenz*). Zum andern hat eine geringere Steuerlast eine Erhöhung der firmenspezifischen Renten zur Folge, was u.a. mit einer höheren Auszahlung der Renten an den Faktor Arbeit verbunden ist (*Direkte Inzidenz*). Über diese beiden Kanäle führt eine Senkung der Steuerlast somit letztendlich zu einer Erhöhung der Löhne.

<sup>39</sup> Eine detaillierte Beschreibung des Modells der direkten Inzidenz über den Lohnverhandlungskanal findet sich im Anhang zu diesem Kapitel.

### 6.3.2 Die Steuerreform 2000 als Quasi-Experiment

Die ökonomischen Auswirkungen wirtschaftspolitischer Maßnahmen – wie der deutschen Unternehmenssteuerreform 2000 – lassen sich häufig gut im Rahmen so genannter Quasi-Experimente untersuchen. Dieses Forschungsdesign ist eng verbunden mit der ökonometrischen Methode des so genannten *Differenz-in-Differenzen-Ansatzes*. Von einem Quasi-Experiment spricht die empirische Wirtschaftsforschung, wenn sich Änderungen der Rahmenbedingungen – etwa durch eine Steuerreform – aus Sicht von Unternehmen und anderen Wirtschaftssubjekten als eine von ihnen selbst nicht beeinflussbare Veränderung ihrer Umwelt darstellen und es (mindestens) zwei von der Politikmaßnahme unterschiedlich stark betroffene Gruppen gibt.<sup>40</sup> In einer solchen Situation kann ein Forschungsdesign eingesetzt werden, das als kontrolliertes Zufallsexperiment in der medizinischen Forschung weit verbreitet ist: Um die Wirksamkeit eines neuen Medikaments zu testen, werden dabei Probanden vor Beginn der Behandlung völlig zufällig und ohne ihr Wissen in zwei Gruppen eingeteilt, in die Behandlungsgruppe (treatment group) einerseits und andererseits in die Kontrollgruppe (control group). Die Mitglieder der Behandlungsgruppe erhalten anschließend den neuen Wirkstoff, während Mitgliedern der Kontrollgruppe lediglich ein Placebo verabreicht wird. Im Zeitablauf können signifikante Unterschiede in der Gesundheitsentwicklung zwischen den beiden Gruppen dann kausal auf die Einnahme des neuen Wirkstoffs zurückgeführt werden.

Zur Evaluation und Wirkungsanalyse vieler wirtschaftspolitischer Maßnahmen versuchen empirische Wirtschaftsforscher, dieser Idealkonstellation eines echten Zufallsexperiments möglichst nahe zu kommen. Die zentrale Herausforderung besteht darin, dass in medizinischen Experimenten die Daten gezielt zu Forschungszwecken und weitgehend frei von unerwünschten Einflüssen und damit verbundenen Verzerrungen generiert werden können, die empirische Wirtschaftsforschung jedoch aus in der Realität vorhandenen Beobachtungen erst eine für die wissenschaftliche Analyse geeignete Datenbasis herauspräparieren muss.

Die Logik eines ökonometrischen Quasi-Experiments besteht darin, bei der Wirkungsanalyse einer wirtschaftspolitischen Maßnahme (meistens) zwei Gruppen zu jeweils (mindestens) zwei Zeitpunkten miteinander zu vergleichen: Die von der Maßnahme betroffene Gruppe (Treatment-Gruppe) ge-

---

<sup>40</sup> *Quasi-Experimente* (quasi-experiments) werden in der Literatur auch als *natürliche Experimente* (natural experiments) bezeichnet. Die alternativen Begriffe tragen keinen Bedeutungsunterschied (vgl. Wooldridge 2006: 458 und 868). In diesem Bericht wird ausschließlich die Bezeichnung *Quasi-Experiment* verwendet. Die Ausführungen dieses Abschnitts beruhen auf Bauer, Fertig und Schmidt (2009); Gruber (2007: 62ff.); Schmidt (2007); Wooldridge (2006: 448ff.) und Schmidt (1999).

genüber einer von der Maßnahme nicht betroffenen Vergleichsgruppe vor der Maßnahme, sowie die betroffene Gruppe gegenüber der nicht betroffenen Gruppe zu einem oder mehreren Zeitpunkten nach Abschluss der Maßnahme. Anders als in der medizinischen Forschung gilt es daher bei einer Analyse der Steuerreform 2000 in einem ersten Schritt zwei Fragen zu beantworten. Erstens: Welche Wirtschaftsakteure sind von der Reform betroffen oder nicht betroffen? Und zweitens: Was genau ist die Maßnahme, wann hat sie begonnen und gegebenenfalls geendet?<sup>41</sup>

Die zweite Frage ist meistens einfacher zu beantworten, so auch hier. Eine einschneidende Politikmaßnahme wie die Steuerreform 2000 erzeugt eine deutliche Veränderung zumindest der formalen Steuerbelastung, die auf der Zeitachse eindeutig verortet werden kann. Die Steuerreform 2000 ist am 1. Januar 2001 in Kraft getreten. Der Zeitraum bis einschließlich dem Bilanzjahr 2000 ist daher „vor der Reform“, mit dem Bilanzjahr 2001 beginnt der Zeitraum „nach der Reform“.<sup>42</sup> Schwieriger zu beantworten ist die Frage, welche Gruppen in der Analyse als Treatment- und Vergleichsgruppe gegenübergestellt und miteinander verglichen werden können. Weil die Steuerreform 2000 alle deutschen Personen- und Kapitalgesellschaften betrifft, sollen ausländische Unternehmen, die in ihrem Heimatland operieren, als Vergleichsgruppen herangezogen werden. Der Einfluss unterschiedlicher gesetzlicher Rahmenbedingungen kann in den Regressionen durch Berücksichtigung von festen Ländereffekten in gewissem Umfang aufgefangen werden.

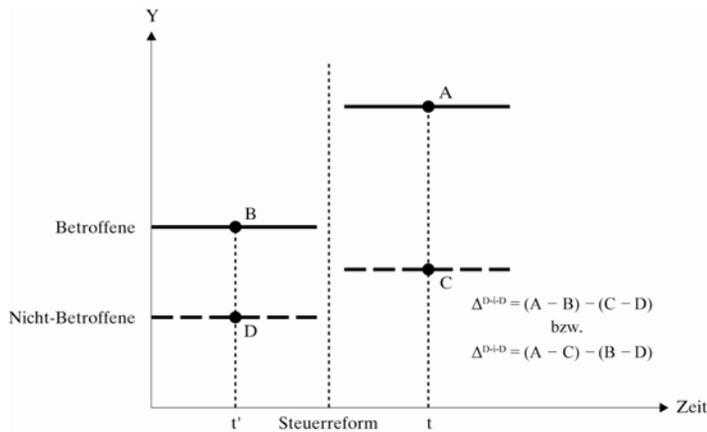
Durch die Unterscheidung von deutschen Unternehmen, die von der Steuerreform betroffen sind, und zumindest nicht direkt betroffenen ausländischen Unternehmen, sollten systematische Differenzen in Ausmaß und Richtung von Überwälzungsvorgängen der Unternehmen isoliert werden können. Der Identifikation von Treatment- und Vergleichsgruppe liegt dabei die Annahme zugrunde, dass die zeitliche Entwicklung der Ergebnisvariablen der nicht-betroffenen Unternehmen die Situation der betroffenen Unternehmen widerspiegelt, falls die Steuerreform 2000 nicht durchgeführt worden wäre. Schaubild 6.2 veranschaulicht grafisch die Logik des Ansatzes der *Differenz-in-Differenzen*.

---

<sup>41</sup> Eine Beschreibung der Vorgehensweise im Rahmen von Quasi-Experimenten findet sich beispielsweise in Bauer et al. (2009), Fertig et al. (2004) oder Schmidt (1999).

<sup>42</sup> Antizipationseffekte der am 14. Juli 2000 im Bundesrat verabschiedeten Steuerreform können bei einer Analyse auf der Basis jährlicher Bilanzdaten nicht berücksichtigt werden.

Schaubild 6.2

**Der Differenz-in-Differenzen-Ansatz**

Quelle: Modifizierte Darstellung vgl. Bauer et al. (2009): 163.

Die Differenzen zwischen Treatment- und Vergleichsgruppe sollen dabei für Zeiträume vor und nach der Steuerreform ermittelt werden. Ziel der Forschungsarbeit ist es dann, die durch die Steuerreform herbeigeführte Veränderung dieser Differenz – also die Differenz der Differenzen, in Schaubild 6.2 das  $\Delta^{D+D}$  – zu identifizieren. Damit könnten dann kausale Effekte der Steuerreform 2000 auf Richtung und Ausmaß von Überwälzungsvorgängen gemessen werden.

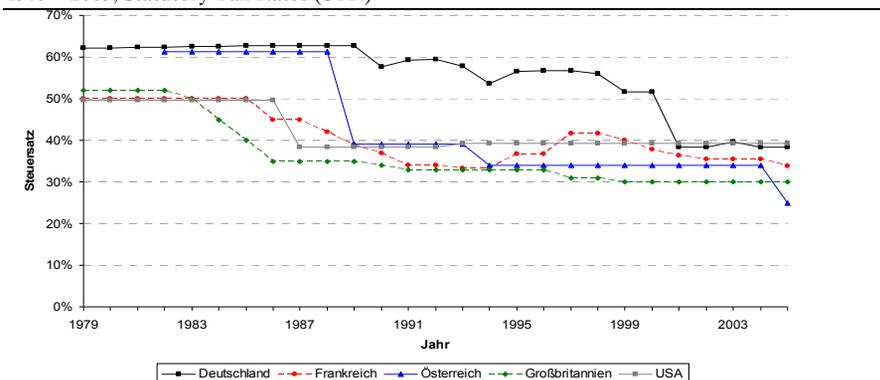
Der Vorteil dieses *Differenz-in-Differenzen*-Ansatzes gegenüber einem reinen Vorher-Nachher-Vergleich besteht darin, dass solche Veränderungen der Ergebnisgrößen im Zeitverlauf, die mit konjunkturellen oder ähnlichen gesamtwirtschaftlichen Schwankungen verknüpft sind, dann durch die Differenzenbildung eliminiert werden können, wenn die Identifikationsannahme erfüllt ist. Zudem lässt sich der Einfluss sowohl beobachtbarer als auch nicht-beobachtbarer Faktoren auf die Ergebnisvariablen durch Differenzenbildung ausschalten, wenn diese im Zeitablauf konstant sind. Der Ansatz kann hingegen nicht auffangen, wenn unterschiedliche Konjunkturverläufe das Bild prägen. Wird die Treatment-Gruppe von Tendenzen geprägt, die sich von denen der Vergleichsgruppe unterscheiden, dann bricht dieser Ansatz zusammen. Kein Problem ist es jedoch, wenn das Treatment bei der Treatment-Gruppe eine stärkere Wirkung auslöst als es bei der Vergleichsgruppe hätte auslösen können, wäre diese statt der Treatment-Gruppe durch sie betroffen.

Die Steuerreform 2000 dürfte sich aus mehreren Gründen für die Analyse mittels des Forschungsdesigns eines *Quasi-Experiments* eignen. Einerseits liegt die Reform bereits lange genug zurück, so dass unter Umständen auch zeitlich verzögert auftretende Effekte erfasst werden können. Andererseits hat sich die für wissenschaftliche Zwecke zur Verfügung stehende Datenbasis erst seit Mitte der 1990er Jahre so weit verbessert, dass inzwischen aussagekräftige Mikroanalysen mit der Verwendung von Bilanzdaten einzelner Unternehmen möglich sind. Eine wichtige Voraussetzung zur Durchführung der *Differenz-in-Differenzen-Analyse* besteht darin, geeignete Vergleichsländer zu finden, in denen die steuerliche Situation um das Jahr 2000 herum vergleichsweise stabil geblieben ist. Zur Vorbereitung der Analyse haben wir daher zunächst aus den vom „Institute for Fiscal Studies“ in London bereitgestellten Effektivsteuerdaten (Klemm 2005) die Datenreihen für drei verschiedene Steuermaße (STR, EMTR und EATR) für die fünf Länder Deutschland, Frankreich, Österreich, Großbritannien und als externer Bezugspunkt die USA extrahiert. Die Analyse der Kurvenverläufe erlaubt es, mögliche Kandidaten für die ausländische Kontrollgruppe der nicht von der deutschen Steuerreform 2000 betroffenen Unternehmen zu identifizieren. Das Ziel besteht darin, eine der deutschen Unternehmenspopulation möglichst ähnliche Gruppe ausländischer Unternehmen zu finden, die im Betrachtungszeitraum von 1996 bis 2005 weder einer Steuerreform noch sonstigen relevanten Tarifänderungen unterworfen war.

Zur ersten Orientierung zeigt Schaubild 6.3 den Verlauf der nominalen Ertragssteuersätze der fünf ausgewählten Länder zwischen 1979 und 2005.

Schaubild 6.3

**Nominale Ertragssteuersätze (STR)**  
1979 – 2005; Statutory Tax Rates (STR)<sup>1</sup>



Quelle: Eigene Darstellung auf Datenbasis von Klemm (2005) — <sup>1</sup>Die Datenreihen finden sich zusammengefasst in Tabelle A3.1 im Anhang zu Kapitel 3.

Deutlich erkennbar sind die im Rahmen verschiedener Steuerreformen vorgenommen Tarifsenkungen – in den USA mit dem „Tax Reform Act of 1986“, in Großbritannien mit der Steuerreform von 1984 und in Österreich mit den Tarifsenkungen von 1987, 1993 und 2004. Frankreich und Deutschland weisen Kurvenverläufe auf, die nicht mit einem einfachen Muster beschrieben werden können. Zwar ist ein Abwärtstrend auch hier unverkennbar, aber es gibt immer wieder Zwischenphasen mit erhöhten Nominalsteuersätzen. Für den Zeitraum von 1996 bis 2005 scheint zunächst Großbritannien mit einem fast unveränderten Nominalsteuersatz ein idealer Kandidat für die Vergleichsgruppe zu sein. Beschränkt man den Analysezeitraum auf die Jahre 1996 bis 2004, so kommt auch Österreich mit einem unveränderten Nominalsteuersatz in dieser Periode in Betracht. Frankreich, das von Größe und Struktur der Volkswirtschaft noch größere Ähnlichkeit zu Deutschland besitzt, weist in der Zeit nach der deutschen Steuerreform (2001 bis 2005) ebenfalls nur wenig Variation auf, zeigt aber in den Jahren 1998 bis 2000 einen unter Vergleichsgesichtspunkten ungünstigen Abwärtstrend.

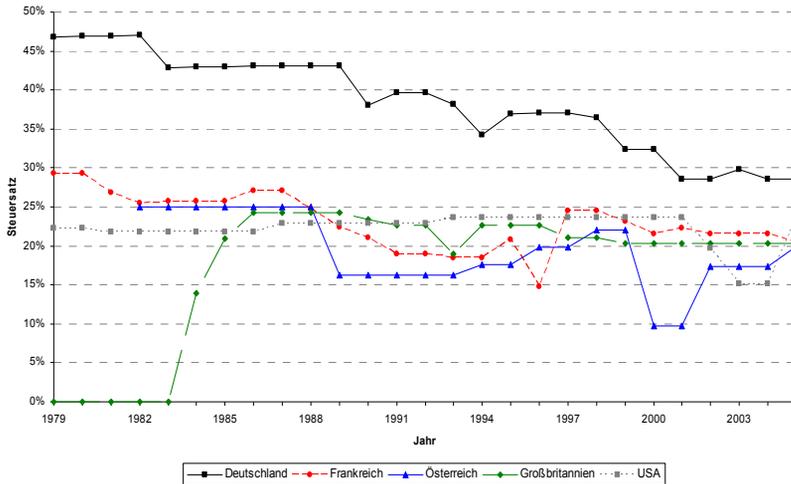
Das für die Auswahl der Vergleichsgruppen maßgebliche Steuermaß ist der effektive Grenzsteuersatz (EMTR). Die Grenzsteuerbelastung ist in bereits vorhandenen Unternehmen für *intensive* Entscheidungen über kontinuierlich wählbare Alternativen – wie das Investitionsvolumen an vorhandenen Standorten (Erweiterungsinvestitionen) – maßgeblich. Die über den effektiven Durchschnittsteuersatz (EATR) abgebildete Durchschnittsbelastung ist hingegen für *extensive* Entscheidungen relevant, in denen zwischen diskreten Alternativen (Neugründungen, Standortwahl, Rechtsformwahl etc.) gewählt werden muss (vgl. Keuschnigg 2005: 20f.). Da die Lohnentwicklung von vielen verschiedenen Unternehmensaktivitäten beeinflusst werden kann, wird nach den Grenzsteuersätzen auch der Verlauf der Durchschnittsteuersätze für die in Frage kommenden Länder dargestellt.

Gegenüber dem Verlauf der Nominalsteuersätze aus Schaubild 6.3 zeigt Österreich in Schaubild 6.4 jetzt eine starke Schwankung im relevanten Zeitraum, während Großbritannien und zum Teil auch Frankreich einen stabilen Tarifverlauf aufweisen, der sie als geeignete Quelle für die Vergleichsgruppen im Rahmen der *Differenz-in-Differenzen*-Analysen erscheinen lässt. Dieser Befund bleibt auch erhalten, wenn man statt der effektiven Grenzsteuersätze die effektiven Durchschnittsteuersätze betrachtet.

Schaubild 6.4

**Effektive Grenzsteuersätze**

1979 – 2005; Effective Marginal Tax Rates (EMTR) in %<sup>1</sup>



Quelle: Eigene Darstellung auf Datenbasis von Klemm (2005) —<sup>1</sup>Die Datenreihen finden sich zusammengefasst in Tabelle A3.2 im Anhang zu Kapitel 3.

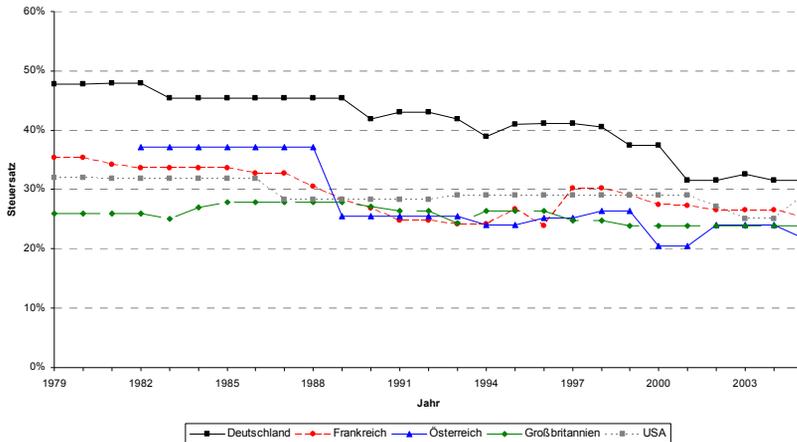
Schaubild 6.5 zeigt, dass Großbritannien nach wie vor als idealer Partner erscheint und auch Frankreich mit Blick auf einen annähernd konstanten EATR-Verlauf als geeigneter Benchmark gelten kann. Österreich hingegen weist wie beim effektiven Grenzsteuersatz EMTR auch einen unter Vergleichsgesichtspunkten ungünstigen EATR-Verlauf auf.<sup>43</sup> In der eigenen empirischen Analyse werden daher ausschließlich Großbritannien und Frankreich als Vergleichsländer herangezogen.

<sup>43</sup> In einer eingehenden Prüfung haben sich darüber hinaus auch die Bilanzinformationen der Datenbank DAFNE als ungeeignet für die Durchführung einer *Differenz-in-Differenzen*-Analyse mit Deutschland als *Treatment-Gruppe* und Österreich als *Vergleichsgruppe* erwiesen. Insbesondere in den Jahren vor der relevanten Steuerreform liegen zu wenige Informationen über österreichische Unternehmen vor.

Schaubild 6.5

**Effektive Durchschnittssteuersätze**

1979 – 2005; Effective Average Tax Rates (EATR) in %



Quelle: Eigene Darstellung auf Datenbasis von Klemm (2005) — <sup>1</sup>Die Datenreihen finden sich zusammengefasst in Tabelle A3.3 im Anhang zu Kapitel 3.

## 6.4 Drei-Länder-Inzidenzanalyse

In der folgenden empirischen Analyse sollen die Lohn- und ergänzend auch die Beschäftigungseffekte der Körperschaftsbesteuerung untersucht werden. Wie bereits erläutert liegt das Interesse zwar insbesondere auf der Untersuchung der Lohn- und Beschäftigungseffekte der *deutschen* Körperschaftsbesteuerung, bei einer Beschränkung der Analyse auf Deutschland besteht jedoch die Gefahr einer zu geringen Variation in den Daten (Gentry 2007: 4f.). Neben deutschen Unternehmen werden daher zusätzlich britische und französische Firmen in die Untersuchung einbezogen.

### 6.4.1 Datenbasis und Stichprobenselektion

Grundlage der Analysen bilden die Unternehmensdaten der Jahre 1996 bis 2005 für Deutschland, Großbritannien und Frankreich aus der europäischen Finanzdatenbank AMADEUS.<sup>44</sup> Das zentrale Ziel der Untersuchung besteht darin, einen Erklärungsbeitrag zu den Überwälzungseffekten der Körperschaftsteuer zu leisten. Die Datenbasis liefert jedoch lediglich Informati-

<sup>44</sup> Für eine kurze Beschreibung der AMADEUS-Datenbank vgl. Abschnitt 3.2 in der vorliegenden Untersuchung.

onen über die Gesamtsteuerschuld der einzelnen Unternehmen. Um den Einfluss anderer Unternehmenssteuern – insbesondere der primär von Personengesellschaften zu entrichtenden Einkommensteuer – weitestgehend zu vermeiden, beschränken sich die Analysen auf Körperschaften. Weiterhin werden konsolidierte Unternehmen von den Untersuchungen ausgeschlossen, da eine Beschränkung der Betrachtung auf Einzelabschlüsse eine klare Zuordnung der analysierten Effekte ermöglicht.

Die Höhe der Steuerbelastung kann in relevantem Umfang durch unternehmerische Entscheidungen – wie Investitionsentscheidungen oder die Wahl der Finanzierungsart – beeinflusst werden. Daraus folgt, dass Unternehmen mit Gewinnen in ähnlicher Höhe durchaus unterschiedlich stark steuerlich belastet sein können. Im Rahmen der Analyse gilt es u. a., diese Variationen in der Steuerbelastung auszunutzen. Die steuerliche Belastung von Unternehmen kann aber auch aufgrund unterschiedlicher gesetzlicher Regelungen branchenspezifisch mehr oder weniger stark variieren. Um branchenspezifische Einflüsse zu eliminieren, wird die den Untersuchungen zugrundeliegende Stichprobe auf das verarbeitende Gewerbe begrenzt.

In Anlehnung an Arulampalam et al. (2008) werden zudem so genannte Mikrounternehmen von den Untersuchungen ausgeschlossen, da Steuergesetze für kleine und Kleinstunternehmen häufig besondere Vergünstigungen – wie z.B. höhere Steuerfreibeträge oder verminderte Steuersätze – vorsehen. Nach der Definition der Europäischen Kommission (2003) werden Unternehmen, die zum einen nicht in mindestens zwei aufeinanderfolgenden Jahren ein Gesamtjahresergebnis von über 2.000 € aufweisen können und zum anderen über weniger als zwei Beschäftigte verfügen, als Mikrounternehmen deklariert. Um Ausreißer weitestgehend zu beseitigen, werden abschließend noch jeweils die Beobachtungen bis zum 5. und ab dem 95. Perzentil<sup>45</sup> der Verteilungen der wichtigsten Variablen eliminiert.<sup>46</sup>

Nach der Selektion anhand der oben beschriebenen Kriterien verbleiben insgesamt noch 48.738 Unternehmen in der Stichprobe, wovon 10.334 ihren Sitz in Deutschland, 19.518 in Großbritannien und 18.886 in Frankreich haben. Deutsche Unternehmen sind damit deutlich schwächer in der Teilstichprobe vertreten als britische und französische Firmen. Diese Struktur ist bereits im Ausgangsdatensatz zu beobachten, die zahlenmäßige Überlegenheit britischer und französischer Unternehmen wird aufgrund der hohen

---

<sup>45</sup> Im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse wurden die Untersuchungsergebnisse durch Variation der Trimming-Grenzen (1%; 2,5%) hinsichtlich ihrer Robustheit überprüft. In diesem Zusammenhang haben sich die Schätzergebnisse als relativ robust erwiesen.

<sup>46</sup> Zu den wichtigsten Variablen der Analyse gehören der Lohn, die Beschäftigtenzahl, der Vorsteuergewinn pro Kopf und die Pro-Kopf-Steuerschuld.

Anzahl von Personengesellschaften in Deutschland durch die Beschränkung der Betrachtung auf Körperschaften jedoch noch verstärkt.

Tabelle 6.1 gibt einen Überblick über die Anzahl der Beobachtungen im selektierten Datensatz. Es zeigt sich, dass die Beobachtungszahlen in allen drei Ländern über die Jahre leicht abnehmen.

Tabelle 6.1

**Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe**

1996-2005; getrennt für die einzelnen Länder

Jahr	Anzahl der Beobachtungen			Summe
	in Deutschland	in Großbritannien	in Frankreich	
1996	10.334	19.208	18.886	48.428
1997	10.331	17.704	18.886	46.921
1998	10.322	16.105	16.016	42.443
1999	10.249	16.047	15.561	41.857
2000	10.198	15.839	15.309	41.346
2001	10.008	15.564	15.159	40.731
2002	9.770	15.400	15.091	40.261
2003	9.658	15.469	14.998	40.125
2004	9.479	15.821	14.720	40.020
2005	9.015	15.681	14.603	39.299
Summe	99.364	162.838	159.229	421.431

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

#### 6.4.2 Ökonometrisches Modell

Analog zu der Untersuchung von Arulampalam et al. (2008) zielt die vorliegende Lohnanalyse auf die Erfassung des *direkten* Lohneffektes der Körperschaftsteuer ab. Mögliche steuerinduzierte Verhaltensänderungen der Wirtschaftsakteure – wie etwa Änderungen des Investitionsverhaltens oder der Finanzierungsform auf Unternehmerseite oder ein verändertes Arbeitsangebot auf Arbeitnehmerseite – und der daraus resultierende gesamtgesellschaftliche Wohlfahrtsverlust (*Deadweight Loss*) bleiben im Folgenden unberücksichtigt.

Grundlage der Lohnanalysen bildet folgende dynamische log-lineare Modellspezifikation:

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta_{01} \ln w_{i,t-1} + \beta_{02} \ln w_{i,t-2} + \beta_{10} \ln \tau_{it} + \beta_{11} \ln \tau_{i,t-1} + \beta_{12} \ln \tau_{i,t-2} \quad (6.1)$$

$$+ \beta_{20} \ln x_{it} + \beta_{21} \ln x_{i,t-1} + \beta_{22} \ln x_{i,t-2} + year_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

mit  $i = 1, \dots, N$  Unternehmen und  $t = 1, \dots, T$  Perioden.  $w_{it}$  stellt die Lohnsumme dividiert durch die Anzahl der Beschäftigten<sup>47</sup> und  $\tau_{it}$  die Pro-Kopf-Steuerschuld dar.  $x_{it}$  umfasst im Rahmen der Lohnanalyse den Pro-Kopf-Vorsteuergewinn von Unternehmen  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ .<sup>48</sup>  $year_t$  bezeichnet die Jahresdummies.  $\mu_i$  erfasst die firmenspezifischen Effekte und  $\varepsilon_{it}$  den unerklärten Rest. Zur Vermeidung inflationsbedingter Effekte werden grundsätzlich alle monetären Variablen mit den länderspezifischen Konsumentenpreisindizes der OECD (Basisjahr 2000) deflationiert.

Zur Kontrolle für weitere makroökonomische Einflüsse und um die Schätzergebnisse hinsichtlich ihrer Robustheit zu überprüfen, wird Modell (6.1) gleichzeitig um die länderspezifische Arbeitslosenquote ( $alo$ )<sup>49</sup> und um einen länderspezifischen Globalisierungsindex, den so genannten KOF-Index ( $kof$ )<sup>50</sup>, der das Ausmaß der Integration einer Volkswirtschaft in die Weltwirtschaft erfassen soll, ergänzt. Das erweiterte Modell (6.2) stellt sich somit wie folgt dar:

$$\begin{aligned} \ln w_{it} = & \alpha + \beta_{01} \ln w_{i,t-1} + \beta_{02} \ln w_{i,t-2} + \beta_{10} \ln \tau_{it} + \beta_{11} \ln \tau_{i,t-1} + \beta_{12} \ln \tau_{i,t-2} \\ & + \beta_{20} \ln x_{it} + \beta_{21} x_{i,t-1} + \beta_{22} \ln x_{i,t-2} + \beta_{30} alo_{it} + \beta_{40} kof_{it} \\ & + year_t + \mu_i + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \quad (6.2)$$

Vor dem Hintergrund des der empirischen Analyse zugrunde liegenden theoretischen Modells spiegelt die länderspezifische Arbeitslosenquote zumindest zum Teil die Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer wider. In einem Modell, in dem zwischen Arbeitgeber- und Arbeitnehmerseite über die Aufteilung der erzielten Renten verhandelt wird, schwächt eine hohe Arbeitslosenquote annahmegemäß die Durchsetzungsfähigkeit der Gewerkschaften im Lohnfindungsprozess. Der KOF-Index soll im Rahmen der empirischen Analyse für die Verhandlungsstärke der Arbeitgeber kontrollieren. Wie aus Tabelle 6.2 hervorgeht erfasst die KOF-Kennziffer im Gegensatz zu den klassischen Globalisierungsindizes nicht nur ökonomisch relevante Stromgrößen einer Volkswirtschaft, sondern zusätzlich auch Restriktionen des internationalen Handels (vgl. Tabelle 6.2):

<sup>47</sup> Die im Rahmen der vorliegenden Analyse verwendete Amadeus-Datenbank liefert keine Informationen über den Individuallohn der Beschäftigten. Als abhängige Variable wird daher die durchschnittliche Pro-Kopf-Lohnsumme der Unternehmen kalkuliert (vgl. hierzu Arulampalam et al. 2008: 20).

<sup>48</sup> Tabelle A6.1 im Anhang gibt einen Überblick über die deskriptiven Statistiken der wichtigsten Variablen.

<sup>49</sup> Quelle: EUROSTAT – EU LFS (European Union Labor Force Survey) Reihen.

<sup>50</sup> Quelle: <http://globalization.kof.ethz.ch/query> [27.08.2008].

Tabelle 6.2

**Zusammensetzung des KOF-Indizes**

<b>Indices and Variables</b>	<b>Weights</b>
<b>(i) Actual Flows</b>	<b>50%</b>
Trade (percent of GDP)	18%
Foreign Direct Investment, flows (percent of GDP)	21%
Foreign Direct Investment, stocks (percent of GDP)	22%
Portfolio Investment (percent of GDP)	19%
Income Payments to Foreign Nationals (percent of GDP)	20%
<b>(ii) Restrictions</b>	<b>50%</b>
Hidden Import Barriers	24%
Mean Tariff Rate	28%
Taxes on International Trade (percent of current revenue)	27%
Capital Account Restrictions	20%

Quelle: <http://globalization.kof.ethz.ch/>.

Allgemein gilt, dass mit dem Globalisierungsgrad der Weltwirtschaft der internationale Wettbewerbsdruck steigt. Andererseits haben Unternehmen in offeneren Volkswirtschaften bessere Möglichkeiten, ihre Produktionsprozesse in andere Länder auszulagern. Welcher Effekt letztlich im Rahmen der Lohnverhandlungen im eigenen Land überwiegt, ist nicht eindeutig vorherzusagen.

Um eine möglichst umfassende Vergleichbarkeit der Analyseergebnisse gewährleisten zu können, ähneln sich die Lohn- und Beschäftigungsmodelle im Aufbau sehr stark.<sup>51</sup> Im Unterschied zur Lohnanalyse wird im Rahmen der Beschäftigungsanalyse die logarithmierte Pro-Kopf-Lohnsumme als abhängige Variable jedoch durch die logarithmierte Anzahl der Beschäftigten ersetzt. Das Basismodell (6.3) der Beschäftigungsanalyse stellt sich demnach wie folgt dar:

$$\ln b_{it} = \alpha + \beta_{01} \ln b_{i,t-1} + \beta_{02} \ln b_{i,t-2} + \beta_{10} \ln \tau_{it} + \beta_{11} \ln \tau_{i,t-1} + \beta_{12} \ln \tau_{i,t-2} \quad (6.3) \\ + \beta_{20} \ln x_{it} + \beta_{21} x_{i,t-1} + \beta_{22} \ln x_{i,t-2} + year_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

mit  $\ln b_{it}$  als logarithmierte Mitarbeiterzahl in Unternehmen  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  und  $\ln x_{it}$  als logarithmiertem Pro-Kopf-Vorsteuergewinn von Unternehmen  $i$  in Periode  $t$ . Das Grundmodell (6.3) wird ebenfalls um die makroökonomischen Größen  $alo_{it}$  und  $kof_{it}$  erweitert (Modell (6.4)).

<sup>51</sup> Dies folgt aus der eingangs dargestellten Prämisse, dass es bei der Inzidenzanalyse primär auf Preisfekte (Lohn) und – wenn überhaupt – nur sekundär auf Mengeneffekte (Beschäftigung) ankommt. Wir begreifen die Beschäftigungsordnung daher als eine Steuerwirkung zweiter Ordnung, die sich nur bei einer Beschränkung der Preisreaktion zeigen sollte.

Eine zentrale Herausforderung im Rahmen von empirischen Analysen stellt das Problem der unbeobachtbaren Heterogenität dar. Die einer empirischen Analyse zugrunde liegende Untersuchungseinheiten – z.B. Unternehmen, Branchen, Individuen oder auch Länder – weisen in der Regel sehr heterogene Merkmale auf. Einige dieser Merkmale lassen sich nicht beobachten, so dass selbst bei sehr sorgfältiger Modellspezifikation nicht alle Determinanten des Untersuchungsgegenstandes erfasst werden können. Bei Vernachlässigung relevanter Einflussgrößen besteht jedoch die Gefahr, dass die interessierenden Modellparameter verzerrt oder unter Umständen sogar inkonsistent geschätzt werden. Mit Hilfe von speziellen ökonometrischen Verfahren – wie beispielsweise der Fixed-Effects-Methode (FE) oder der Generalized Method of Moments (GMM) – kann zumindest für einen Teil der unbeobachtbaren Heterogenität in den Daten kontrolliert und damit das Problem verzerrter und inkonsistenter Schätzungen deutlich gemildert werden.

Weiterhin ist die Frage, ob hinreichend Variation in den zentralen Variablen vorliegt – es also genug Änderungen bei Steuerzahllast und Löhnen gibt, um einen kausalen Effekt ermitteln zu können – für die ökonometrische Analyse von zentraler Bedeutung. Analysen, die sich auf ein einziges Land beschränken, kommen für Inzidenzanalysen der Unternehmensbesteuerung in der Regel nicht in Frage, denn Anzahl und Umfang der Steuersatzvariation sind für ökonometrische Analysen in diesem Fall häufig zu gering. Auch auf ein Land beschränkte Analysen auf der Mikro-Ebene einzelner Firmen können dieses Problem nicht vollständig beheben, denn die Variation von Steuer- und Lohnzahlungen auf Firmenebene speist sich aus einer Vielzahl von Quellen und weist zudem das Problem der Endogenität auf (vgl. Gentry 2007: 4f.). So kann eine Korrelation zwischen hoher Steuerzahllast und steigenden Löhnen auf Unternehmensebene sowohl durch die Entwicklung einer dritten Variablen getrieben werden, für die in Regressionsanalysen kontrolliert werden kann (wie beispielsweise die Region, die Branche, die Betriebsgröße oder unter Umständen auch Ergebnisvariablen wie der Umsatz oder der Betriebsgewinn), als auch von betrieblichen Aktivitäten verursacht sein, die nicht in der Bilanz erfasst werden und insofern für die wissenschaftliche Analyse nicht beobachtbar sind.

Insbesondere birgt auch die Aufnahme verzögerter abhängiger Variablen als Instrumente die Gefahr solcher Abhängigkeitsstrukturen in den Daten. Die gepoolte Methode der kleinsten Quadrate (OLS) sowie das Verfahren mit fixen Effekten (FE) liefern in solchen Fällen in der Regel inkonsistente Schätzergebnisse. Abhilfe oder zumindest Milderung für dieses Problem können die verallgemeinerten Momentenschätzer *Difference-* und *System-*

GMM<sup>52</sup> bieten, die sich in der Praxis aufgrund ihrer Praktikabilität großer Beliebtheit erfreuen.<sup>53</sup> Welches der beiden Verfahren zu bevorzugen ist, hängt entscheidend vom jeweiligen Untersuchungsgegenstand und der zugrunde liegenden Datenbasis ab. Im Fall von endlichen Stichproben besteht bei der Verwendung der *Difference*-GMM allgemein eine größere Gefahr, dass die Schätzer die elementaren Konsistenzigenschaften nicht erfüllen.<sup>54</sup> Im Gegensatz dazu wird im Rahmen der *System*-Schätzung eine größere Anzahl an Instrumenten berücksichtigt, was einen größeren Verlust an Freiheitsgraden zur Folge hat.

Um einerseits einen Eindruck davon zu vermitteln, wie sich die Wahl der Schätzmethode auf die Analyseergebnisse auswirken kann und andererseits eine zusätzliche Konsistenzprüfung durchzuführen, werden alle Modelle sowohl mittels OLS und FE als auch mit Hilfe von *Difference*- und *System*-GMM geschätzt.<sup>55</sup>

### 6.4.3 Ergebnisse der empirischen Analyse

Nachfolgend werden zunächst die Ergebnisse der Lohnanalyse präsentiert und ausgewertet. Im Anschluss folgt die Darstellung und Interpretation der Resultate der Beschäftigungsanalyse.

#### 6.4.3.1 Lohneffekte der Körperschaftsbesteuerung

Tabelle 6.3 gibt zunächst einen Überblick über die Schätzergebnisse der Lohnanalyse, die sich auf Grundlage von Basismodell (6.1) ergeben. Es zeigt sich, dass die Resultate sowohl hinsichtlich ihrer Wirkungsrichtung als auch in Bezug auf ihre Signifikanz in Abhängigkeit des verwendeten Schätzverfahrens variieren. Die gepoolte OLS- und die FE-Methode führen in  $t$  zu signifikant positiven, allerdings sehr kleinen, Koeffizienten. Bei den verzögerten Steuergrößen wird das Vorzeichen negativ, der Effekt bleibt aber weiterhin ökonomisch kaum relevant. Die Ergebnisse dieser beiden Schätzungen deuten somit daraufhin, dass höhere Steuerbelastungen tendenziell mit einer zeitlichen Verzögerung von ein bis zwei Perioden auf die Löhne überwältzt werden.

---

<sup>52</sup> GMM: Generalized Method of Moments.

<sup>53</sup> Für eine anwendungsorientierte Beschreibung der verallgemeinerten Momentenschätzer vgl. Roodman (2006).

<sup>54</sup> Vgl. hierzu Blundell und Bond (1998).

<sup>55</sup> Die GMM-Schätzungen werden mittels des anwenderprogrammierten STATA-Befehls *xtabond2* durchgeführt (Roodman 2006).

Tabelle 6.3

**Lohninzidenz der Körperschaftbesteuerung I**

Drei-Länder-Analyse; Basismodell (6.1); abh. Variable: Log. Pro-Kopf-Lohnsumme

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-1)	0,6723*** (0,0070)	0,0557*** (0,0106)	0,1935*** (0,0228)	0,5902*** (0,0133)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-2)	0,2349*** (0,0066)	-0,0530*** (0,0074)	0,0210** (0,0101)	0,1753*** (0,0103)
Log. Pro-Kopf-Steuerschuld	0,0150** (0,0015)	0,0137*** (0,0019)	-0,0681*** (0,0206)	-0,0994*** (0,0145)
Log. Pro-Kopf-Steuerschuld (t-1)	-0,0133*** (0,0016)	-0,0051*** (0,0018)	0,0070 (0,0067)	0,0120** (0,0056)
Log. Pro-Kopf-Steuerschuld (t-2)	-0,0043*** (0,0014)	0,0010 (0,0017)	0,0006 (0,0025)	-0,0013 (0,0027)
Log. Pro-Kopf-Gewinn	0,0076*** (0,0010)	0,0074*** (0,0012)	0,0372*** (0,0128)	0,0596*** (0,0085)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-1)	-0,0009 (0,0010)	0,0034*** (0,0012)	0,0032 (0,0028)	-0,0027 (0,0027)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-2)	0,0011 (0,0010)	0,0032*** (0,0011)	0,0028* (0,0015)	0,0036** (0,0017)
Beobachtungen	35.493	35.493	22.492	35.493
Unternehmen	12.345	12.345	8.551	12.345
Zahl der Instrumente			115	161
AR(1) – p-Wert	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,112	0,401
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,000	0,000

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

In den beiden GMM-Schätzungen zeigt sich hingegen ein signifikant negativer Effekt der Pro-Kopf-Steuerschuld auf den Lohnsatz, der ohne Verzögerung eintritt. Mittels *Difference-* bzw. *System-GMM* kommt man zu dem Ergebnis, dass eine Erhöhung der zu zahlenden Körperschaftsteuer um 1% kurzfristig zu einer Reduktion des Pro-Kopf-Lohnes um knapp 0,07% bzw. 0,1% führt.<sup>56</sup> Langfristig ergibt sich im Fall der *Difference-GMM*-Schätzung eine steuerinduzierte Lohnelastizität von -0,0770 und bei Verwendung der *System-GMM*-Technik von -0,3782. Die kurze Frist gibt hierbei den unmittelbar in der gleichen Periode *t* beobachtbaren Effekt an, die lange Frist

<sup>56</sup> Anzumerken ist allerdings, dass der Hansen-Test einen Hinweis darauf gibt, dass die in dem Modell verwendeten Instrumente sowohl in der *Difference-* als auch in der *System-GMM*-Schätzung invalide sein könnten. Im Idealfall sollte die Teststatistik einen Wert zwischen 0,1 und 0,25 annehmen (vgl. Roodman 2006: 43).

umfasst entsprechend der dynamischen Spezifizierung des Modells den kumulativen Effekt über die drei Perioden  $t$ ,  $t+1$  und  $t+2$ .<sup>57</sup>

In Hinblick auf wirtschaftspolitische Implikationen sind auch die monetären Effekte auf Firmenebene von Bedeutung.<sup>58</sup> Ausgehend von den Ergebnissen der *Difference-GMM*-Schätzung hat eine Erhöhung der Steuerschuld um 1 Euro bei Betrachtung des Medians in der kurzen Frist eine Senkung der Pro-Kopf-Lohnsumme um rund 0,80 Euro und in der langen Frist um 0,90 Euro zur Folge.<sup>59</sup> Auf der Grundlage der *System-GMM*-Methode führt eine höhere Steuerbelastung von 1 Euro pro Kopf im Median kurzfristig zu einer Lohnsenkung von 1,17 Euro und langfristig zu einer Reduktion von 4,44 Euro. Im Fall der *System-GMM*-Schätzung ergibt sich somit sowohl in der kurzen als auch in der langen Frist eine überproportionale Überwälzung der erhöhten Steuerschuld auf die betriebliche Entlohnung. Dieser Effekt erscheint vor dem Hintergrund des der Analyse zugrunde liegenden theoretischen Verhandlungsmodells sehr hoch.<sup>60</sup> Dass unsere monetären Effekte für vergleichbar große Koeffizienten deutlich höher ausfallen als bei Arulampalam et al. (2008) dürfte auch mit dem in Deutschland im Vergleich zu anderen Ländern besonders hohen Verhältnis von Kapital- zu Arbeitseinsatz zusammenhängen. Der Übersetzungsfaktor der Steuerelastizität des Lohns ist daher größer als in anderen Ländern, was bei gleich großen Elastizitäten zu größeren monetären Effekten führt.

Hinsichtlich seiner Wirkungsrichtung kann der steuerinduzierte Lohneffekt auch auf Basis des erweiterten Modells (6.2) bestätigt werden (vgl. Tabelle 6.4).<sup>61</sup> Ein Vergleich der Ergebnisse der GMM-Schätzungen aus den Tabellen 6.2 und 6.3 zeigt, dass der mittels der *Difference-GMM* geschätzte Koeffizient der Pro-Kopf-Steuerschuld im erweiterten Modell (6.2) seine Signifikanz verliert. Im Fall der *System-GMM*-Schätzung bleibt der Effekt jedoch auch bei Berücksichtigung der länderspezifischen Arbeitslosenquoten und

---

<sup>57</sup> Die langfristige Elastizität ergibt sich entsprechend der Formel: (Summe der Koeffizienten für die Steuervariable aus den Perioden  $t$ ,  $t-1$  und  $t-2$ ) / (1 - (Summe der Koeffizienten für die Lohnvariable aus den Perioden  $t-1$  und  $t-2$ )). Vgl. hierzu Tabelle A6.3 im Anhang.

<sup>58</sup> Der monetäre Effekt gibt an, wie stark die Lohnsumme eines Unternehmens (bei konstanter Beschäftigung) auf die Veränderung der Steuerschuld des Unternehmens um 1 € reagiert. Dieser Effekt wird zunächst für jedes einzelne Unternehmen berechnet, indem man die in der Regression ermittelte Steuerelastizität des Lohnes mit dem jeweils betriebspezifischen Verhältnis aus Lohnsatz und Pro-Kopf-Steuerschuld multipliziert. Als Maß für den allgemeinen monetären Effekt bieten sich aus der entstehenden Verteilung dann der Medianwert oder das arithmetische Mittel an (vgl. Arulampalam et al. 2008: 26.).

<sup>59</sup> Vgl. hierzu Tabelle A6.2 und A6.3 im Anhang.

<sup>60</sup> Vgl. hierzu auch die Kritik von Gentry (2007) an der Größenordnung der geschätzten Elastizitäten von Arulampalam et al. (2008).

<sup>61</sup> Jedoch gibt der Hansen-Test auch für diese Spezifikation einen Hinweis darauf, dass die verwendeten Instrumente invalide sein könnten.

des KOF-Indizes hochsignifikant. Zudem lässt sich erkennen, dass sich der kurzfristige Einfluss der Körperschaftsteuerzahllast auf den betrieblichen Lohnsatz im Fall der *System-GMM*-Schätzung sogar noch verstärkt, wenn man zusätzlich für die länderspezifische Arbeitslosenquote und für das Ausmaß an Globalisierung kontrolliert.

Tabelle 6.4

**Lohninzidenz der Körperschaftbesteuerung II**

Drei-Länder-Analyse; Erweitertes Modell (6.2); abh. Variable: Log. Pro-Kopf-Lohnsumme

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-1)	0,6675*** (0,0070)	0,0429*** (0,0107)	0,1560*** (0,0278)	0,5887*** (0,0137)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-2)	0,2404*** (0,0066)	-0,0468*** (0,0074)	0,0118 (0,0103)	0,1684*** (0,0105)
Log. Pro-Kopf-Steuerschuld	0,0157 *** (0,0016)	0,0145 *** (0,0019)	-0,0275 (0,0199)	-0,1223*** (0,0215)
Log. Pro-Kopf-Steuerschuld (t-1)	-0,0124*** (0,0016)	-0,0038** (0,0018)	0,0064 (0,0064)	0,0162** (0,0066)
Log. Pro-Kopf-Steuerschuld (t-2)	-0,0036** (0,0014)	0,0018 (0,0017)	0,0022 (0,94)	-0,0017 (0,0028)
Log. Pro-Kopf-Gewinn	0,0072*** (0,0010)	0,0069*** (0,0011)	0,0109 (0,0124)	0,0682*** (0,0112)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-1)	-0,0013 (0,0010)	0,0030** (0,0012)	0,0020 (0,0026)	-0,0023 (0,0029)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-2)	0,0004 (0,0010)	0,0028** (0,0011)	0,0013 (0,0014)	0,0043** (0,0018)
länderspezifische Arbeitslosenquote	0,0010** (0,0005)	0,0473*** (0,0037)	0,0403*** (0,0078)	-0,0016*** (0,0012)
länderspezifischer Globalisierungsindex	0,0034 (0,0005)	-0,0033*** (0,0007)	0,0071*** (0,0012)	-0,0030*** (0,0011)
Beobachtungen	35.493	35.493	22.492	35.493
Unternehmen	12.345	12.345	8.551	12.345
Zahl der Instrumente			115	161
AR(1) – p-Wert	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,216	0,869
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,000	0,000

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

Auf Basis der erweiterten Modellspezifikation (6.2) ergibt sich in der kurzen Frist eine Lohnelastizität von -0,0275 (*Difference-GMM*) bzw. -0,1223 (*System-GMM*) (vgl. Spalte 3 und 4 in Tabelle 6.4). Langfristig beläuft sich der Effekt auf -0,0227 (*Difference-GMM*) und -0,4438 (*System-GMM*).<sup>62</sup> Daraus

<sup>62</sup> Vgl. Tabelle A6.3 im Anhang.

ergibt sich bei Medianbetrachtung kurzfristig ein monetärer Effekt von 0,39 Euro (*Difference-GMM*) bzw. 1,44 Euro (*System-GMM*).<sup>63</sup> In der langen Frist sinkt der Lohnsatz in Folge einer Erhöhung der Pro-Kopf-Steuerschuld um 1 Euro im Median um 0,27 Euro (*Difference-GMM*) bzw. um 5,21 Euro (*System-GMM*).<sup>64</sup> Der mit Hilfe der *Difference-GMM* ermittelte Effekt scheint von seiner Größenordnung her demnach auch im erweiterten Modell plausibler zu sein, verliert durch die Berücksichtigung der ausgewählten Makrogrößen *alo* und *kof* jedoch seine statistische Signifikanz.

Aus Tabelle 6.4 geht weiterhin hervor, dass der Einfluss der ausgewählten makroökonomischen Größen auf den Lohnsatz relativ instabil ist. Zwischen der länderspezifischen Arbeitslosenquote und der betrieblichen Entlohnung scheint tendenziell ein schwacher positiver Zusammenhang zu bestehen. Eindeutige Aussagen über den kausalen Zusammenhang lassen sich anhand der Schätzergebnisse jedoch nicht treffen. Eine Erklärung für diesen positiven Zusammenhang könnte z.B. darin bestehen, dass Betriebe – insbesondere in wirtschaftlich schlechten Zeiten – eher Mitarbeiter entlassen, als Löhne zu senken.<sup>65</sup> Dies führt einerseits zu einer höheren regionalen Arbeitslosenquote; andererseits kann diese Maßnahme aber auch die Produktivität der verbleibenden Arbeitnehmer erhöhen, was unter der Annahme einer Grenzproduktentlohnung wiederum zu einem Anstieg der Pro-Kopf-Lohnsumme führen kann. Für den länderspezifischen Globalisierungsindex lässt sich ebenfalls kein eindeutiger Effekt erkennen. Während die *Difference-GMM*-Schätzung auf einen positiven Einfluss des KOF-Indikators auf die betriebliche Entlohnung hinweist, deutet der mittels *System-GMM* geschätzte Koeffizient auf einen negativen Zusammenhang hin. In beiden Fällen ist der Effekt jedoch sehr klein und damit ökonomisch kaum relevant.<sup>66</sup>

Für die zentralen Variablen unserer Forschungsfrage nach den Überwälzungseffekten der Körperschaftsteuer zeigt sich jedoch ein relativ eindeutiges Ergebnis: Es findet offenbar eine ökonomisch relevante Überwälzung der durch die Körperschaftsteuer verursachten Steuerlasten auf den Faktor Arbeit statt. Nicht eindeutig sind die Ergebnisse mit Blick auf die zeitliche

---

<sup>63</sup> Vgl. Tabelle A6.2 im Anhang.

<sup>64</sup> Vgl. Tabelle A6.3 im Anhang.

<sup>65</sup> Dabei ist zu bedenken, dass Unternehmen häufig tarifvertraglich an Mindestlöhne gebunden sind und in der Regel nicht die Möglichkeit haben, Lohnsenkungen durchzuführen.

<sup>66</sup> Dieses Ergebnis könnte damit zusammenhängen, dass unser mikro-ökometrisches Modell insbesondere die Variation zwischen einzelnen Unternehmen ausnutzt. Die aggregierten Makrovariablen sind jedoch sehr grob, weil sie pro Land für jedes Jahr nur einen einzigen Wert angeben und so der Heterogenität der Unternehmen (Branche, Größe etc.) nicht gerecht werden können.

Verzögerung und die quantitative Dimension der Überwälzung. Hier schwanken unsere auf Basis von Modell (6.1) signifikant geschätzten Koeffizienten für die kurze Frist zwischen  $-0,0681$  und  $-0,0994$  sowie für die lange Frist zwischen  $-0,0770$  und  $-0,3782$  (vgl. Tabelle A6.2 und Tabelle A6.3 im Anhang).

#### 6.4.3.2 Beschäftigungseffekte der Körperschaftbesteuerung

Die Erfassung möglicher Beschäftigungseffekte erfolgt ebenso wie die Lohnanalyse im Rahmen einer Drei-Länder-Inzidenzanalyse. Analog zur Ermittlung der direkten Lohninzidenz wird hierbei wiederum nur der direkte Wirkungskanal über die steuerliche Beeinflussung der auf Firmenebene entstehenden Renten und ihrer Verteilung zwischen den Faktoren Arbeit und Kapital erfasst. Dass die Steuerbelastung über diesen Kanal möglicherweise auch eine Beschäftigungswirkung entfaltet, kann theoretisch durch zwei zueinander komplementäre Gedankengänge motiviert werden.

Zum einen erscheinen Beschäftigungseffekte dann plausibel, wenn die Anpassung der Löhne aufgrund institutioneller Gegebenheiten beschränkt ist. Aufgrund von Tarifverträgen mit relativ langen Laufzeiten erscheinen verzögerte Reaktionen der Löhne plausibel. Dass Nominallöhne andererseits in der Regel nicht nach unten angepasst werden, ist als so genannte ‚nominal wage rigidity‘ gerade für viele europäische Volkswirtschaften ein empirisch gut belegtes Phänomen (vgl. Borjas 2008: 525).

Beschäftigungseffekte der Steuerbelastung können aber nicht nur als Ausweichreaktion bei Lohnstarrheit und in diesem Sinne als eine Inzidenzwirkung zweiter Ordnung motiviert werden. In dem der Analyse zugrunde liegenden Modell effizienter Lohnverhandlungen (‚efficient wage bargaining framework‘) verhandeln Unternehmen und Arbeitnehmer simultan über Lohnsatz und Beschäftigungsvolumen. Die durch die Steuerlast mitbestimmte Größe der firmenspezifischen Renten könnte daher einen direkten Einfluss sowohl auf die Lohnhöhe als auch auf das Beschäftigungsvolumen der einzelnen Unternehmen haben.<sup>67</sup>

In Tabelle 6.5 werden die Ergebnisse der Beschäftigungsanalyse auf Grundlage von Basismodell (6.3) dargestellt. Insgesamt zeigt sich, dass die Ergebnisse der vier Schätzungen sowohl hinsichtlich ihrer Wirkungsrichtung als auch in Bezug auf ihre Signifikanz sehr instabil sind.

---

<sup>67</sup> Insbesondere kurzfristig wäre auch noch eine Überwälzung auf die Arbeitszeit denkbar. Dieser Überwälzungskanal lässt sich mittels der verwendeten Daten jedoch nicht näher untersuchen, da der AMADEUS-Datensatz keine Informationen über die individuelle Arbeitszeit der Arbeitnehmer liefert.

Die im Fall von dynamischen Analysen aussagekräftigeren GMM-Schätzungen weisen zwar übereinstimmend auf einen positiven Zusammenhang zwischen der Anzahl der Beschäftigten und der Pro-Kopfsteuerschuld in  $t$  hin, der mittels *Difference-GMM* geschätzte Koeffizient (0,0247) ist jedoch insignifikant. Im Fall der *System-GMM* ist der geschätzte Koeffizient zwar auf einem Niveau von 5% signifikant, der Arellano-Bond-Test deutete aber auf Autokorrelation zweiter Ordnung in den Daten hin, so dass die Aussagekraft dieser Schätzung stark eingeschränkt ist. Zudem ist die Beschäftigungselastizität mit 0,0247 (*Difference-GMM*) und 0,0410 (*System-GMM*) relativ gering.

Tabelle 6.5

**Beschäftigungsinzidenz der Körperschaftsbesteuerung I**

Drei-Länder-Analyse; Basismodell (6.3); abh. Variable: Log. Mitarbeiterzahl

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Anzahl der Mitarbeiter (t-1)	1,1041*** (0,0086)	0,5198*** (0,0147)	0,7076*** (0,0538)	1,1111*** (0,0097)
Log. Anzahl der Mitarbeiter (t-2)	-0,1162*** (0,0085)	0,0313*** (0,0097)	-0,0076 (0,0115)	-0,1169*** (0,0091)
Log. Pro-Kopf- Steuerschuld	-0,0074*** (0,0018)	-0,0033 (0,0021)	0,0247 (0,0211)	0,0410** (0,0179)
Log. Pro-Kopf- Steuerschuld (t-1)	0,0125*** (0,0019)	0,0136*** (0,0021)	-0,0013 (0,0075)	-0,0055 (0,0063)
Log. Pro-Kopf- Steuerschuld (t-2)	-0,0076*** (0,0016)	0,0035 (0,0021)	-0,0026 (0,0030)	-0,0066** (0,0032)
Log. Pro-Kopf- Gewinn	-0,0008 (0,0011)	-0,0023* (0,0014)	0,0140 (0,0127)	0,0119 (0,0095)
Log. Pro-Kopf- Gewinn (t-1)	0,0087*** (0,0012)	0,0052*** (0,0013)	-0,0012 (0,0032)	0,0037 (0,0029)
Log. Pro-Kopf- Gewinn (t-2)	0,0004 (0,0010)	0,0020 (0,0014)	0,0002 (0,0019)	0,0009 (0,0020)
Beobachtungen	35.520	35.520	22.509	35.520
Unternehmen	12.355	12.355	8.558	12.355
Zahl der Instrumente			115	161
AR(1) – p-Wert	0,001	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,152	0,001
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,071	0,000

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

Die verzögerte Steuerschuld scheint hingegen tendenziell den erwarteten negativen Einfluss auf das betriebliche Beschäftigungsniveau zu haben. Aus theoretischer Sicht würde man erwarten, dass firmenspezifische Beschäftigungseffekte einer steuerbedingten Verringerung der Renten – so es diese Effekte überhaupt gibt und Veränderungen der Steuerbelastungen sich

nicht ausschließlich über den Lohnkanal auswirken – negativ ausfallen. Allerdings sind auch hier die Effekte sehr gering und größtenteils statistisch nicht signifikant.

In der erweiterten Modellspezifikation (6.4) zeigt sich ein ähnliches Bild (vgl. Tabelle 6.6): Die Ergebnisse der GMM-Schätzungen suggerieren auf Betriebsebene übereinstimmend einen positiven Zusammenhang zwischen dem Beschäftigungsniveau und der Pro-Kopf-Steuerzahlung in  $t$ , die Aussagekraft der Ergebnisse ist jedoch ebenfalls stark eingeschränkt, da der mittels *Difference-GMM* geschätzte Koeffizient insignifikant ist (vgl. Spalte (3) in Tabelle 6.6) und der Arellano-Bond-Test im Fall der *System-GMM*-Schätzung auf Autokorrelation zweiter Ordnung hinweist (vgl. Spalte (4) in Tabelle 6.6).

Tabelle 6.6

**Beschäftigungsinzidenz der Körperschaftbesteuerung II**

Drei-Länder-Analyse; Erweitertes Modell (6.4); abh. Variable: Log. Mitarbeiterzahl

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Anzahl der Mitarbeiter (t-1)	1,1031*** (0,0086)	0,5194*** (0,0147)	0,7173*** (0,0558)	1,1056*** (0,0102)
Log. Anzahl der Mitarbeiter (t-2)	-0,1156*** (0,0085)	0,0322*** (0,0098)	-0,0087 (0,0116)	-0,1182*** (0,0091)
Log. Pro-Kopf- Steuerschuld	-0,0075*** (0,0018)	-0,0034 (0,0021)	0,0233 (0,0216)	0,0416** (0,0213)
Log. Pro-Kopf- Steuerschuld (t-1)	0,0123*** (0,0019)	0,0134*** (0,0021)	-0,0008 (0,0074)	-0,0057 (0,0067)
Log. Pro-Kopf- Steuerschuld (t-2)	-0,0077*** (0,0016)	0,0033 (0,0021)	-0,0026 (0,0030)	-0,0068** (0,0032)
Log. Pro-Kopf- Gewinn	-0,0007 (0,0011)	-0,0022 (0,0014)	0,0144 (0,0131)	0,0109 (0,0103)
Log. Pro-Kopf- Gewinn (t-1)	0,0088*** (0,0012)	0,0053*** (0,0013)	-0,0010 (0,0032)	0,0039 (0,0029)
Log. Pro-Kopf- Gewinn (t-2)	0,0006 (0,0010)	0,0021 (0,0014)	0,0003 (0,0019)	0,0009 (0,0020)
länderspezifische Arbeitslosenquote	-0,0028*** (0,0006)	-0,0076** (0,0039)	0,0032 (0,0078)	-0,0033** (0,0015)
länderspezifischer Globalisierungsindex	-0,0033*** (0,0006)	-0,0000 (0,0008)	-0,0013 (0,0013)	-0,0028** (0,0012)
Beobachtungen	35.520	35.520	22.509	35.520
Unternehmen	12.355	12.355	8.558	12.355
Zahl der Instrumente			115	161
AR(1) – p-Wert	0,001	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,151	0,001
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,069	0,000

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

Aus Tabelle 6.6 wird weiterhin ersichtlich, dass die zusätzlich berücksichtigten Makrogrößen tendenziell in die erwartete Richtung wirken. Allgemein deutet höhere Arbeitslosigkeit auf ein schlechteres wirtschaftliches Umfeld und eine dadurch reduzierte Verhandlungsmacht der Gewerkschaften hin; eine stärkere weltwirtschaftliche Integration wiederum erhöht die Verhandlungsmacht der Arbeitgeber, weil ihre „outside option“ attraktiver wird.<sup>68</sup> Dementsprechend hat die länderspezifische Arbeitslosenquote tendenziell einen negativen Einfluss auf das Beschäftigungsniveau und auch die geschätzten Koeffizienten des KOF-Indizes weisen von ihrer Tendenz her in die richtige Richtung. Insgesamt scheinen die Effekte aufgrund ihrer Größenordnung ökonomisch jedoch kaum relevant zu sein.

Die Ergebnisse der Analysen zur Beschäftigungsinzidenz der Körperschaftsteuer können folgendermaßen zusammengefasst werden: Die theoretisch plausible Hypothese, dass es analog zur direkten Lohninzidenz der Körperschaftsteuer auch eine direkte Beschäftigungsinzidenz gibt, konnte mittels der durchgeführten Schätzungen nicht eindeutig bestätigt werden. Die Ergebnisse der gepoolten OLS-Regression sowie der FE-Schätzungen sprechen in der Tendenz zwar dafür, dass höhere Steuerzahllasten, kontrolliert für den Gewinn, zu negativen Beschäftigungseffekten auf der Firmenebene führen. Die GMM-Schätzungen weisen hingegen tendenziell jedoch eher auf einen positiven Zusammenhang zwischen betrieblichem Beschäftigungsniveau und Pro-Kopf-Steuerschuld hin.

Angesichts der großen Effekte, die wir für die Lohninzidenz finden, erscheint dieses Ergebnis jedoch auch plausibel: Eine Mengenreaktion sollte annahmegemäß ja nur zu beobachten sein, wenn die Preisreaktionen beschränkt sind. Da wir ökonomisch relevante Preiseffekte ermittelt haben, ist es nicht überraschend, dass keine eindeutigen Mengeneffekte gefunden wurden.

---

<sup>68</sup> Vgl. hierzu die Ausführungen zum theoretischen Modell im Anhang zu diesem Kapitel.

## 6.5 Inzidenzanalyse der Steuerreform 2000

Wie bereits erläutert, soll in einem zweiten Analyseschritt untersucht werden, wie sich die Einführung des einheitlichen Körperschaftsteuersatzes von 25% im Jahr 2001, die ein wesentliches Element der deutschen Unternehmenssteuerreform 2000 darstellt, über den Lohnverhandlungskanal auf den Lohn der Beschäftigten auswirkt. Dieser Effekt soll mit Hilfe des *Differenz-in-Differenzen* (DiD)-Ansatzes untersucht werden.

### 6.5.1 Daten

Der Untersuchung liegt dieselbe Teilstichprobe zugrunde wie der Drei-Länder-Inzidenzanalyse in Abschnitt 6.4 (vgl. Abschnitt 6.4.1). Als Kontrollgruppe werden in zwei separaten Schätzungen zum einen die selektierten britischen und zum anderen die ausgewählten französischen Unternehmen herangezogen.

### 6.5.2 Ökonometrisches Modell

Grundlage der *Differenz-in-Differenzen*-Analyse stellt folgende dynamische Modellspezifikation (6.5) dar:

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta_{01} \ln w_{i,t-1} + \beta_{02} \ln w_{i,t-2} + \beta_{20} \ln x_{it} + \beta_{21} \ln x_{i,t-1} + \beta_{22} \ln x_{i,t-2} + \beta_{30} DiD_{it} + \beta_{40} treat_i + year_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (6.5)$$

wobei *treat* in diesem Fall eine Dummyvariable bezeichnet, die auf „1“ gesetzt wird, falls es sich um ein deutsches Unternehmen handelt und andernfalls auf „0“. Der im Fokus des Interesses liegende DiD-Indikator  $DiD_{it}$  stellt eine Dummyvariable dar, die den Wert „1“ annimmt, falls Firma  $i$  ein deutsches Unternehmen ist und der Beobachtungszeitpunkt  $t$  in die *Nach-Reform-Periode* (also in ein Jahr nach die Steuerreform 2000) fällt und den Wert „0“ sonst.<sup>69</sup> Durch diese beiden Variablen wird der Effekt des jeweils nationalen Steuersystems auf die Lohnentwicklung der Unternehmen er-

---

<sup>69</sup> Bei der Modellierung des DiD-Indikators wurde als Nach-Steuerreform-Periode zunächst der Zeitraum von einschließlich 2001 bis 2005 gewählt. Aufgrund von Multikollinearitätsproblemen wurde der Beginn der Nach-Steuerreform-Periode jedoch auf das Jahr 2002 verschoben. Unter der Annahme, dass die Steuerreform nicht unmittelbar im Jahr ihres Inkrafttretens ihre volle Wirkung entfaltet, sondern zeitlich verzögert wirkt, erscheint diese Modifikation durchaus plausibel. Diese Annahme wird auch durch die Ergebnisse der jahresgenauen Differenz-in-Differenzen-Analysen unterstützt (vgl. Tabelle 6.8 und 6.10).

fasst. Im Gegenzug entfallen in Gleichung (6.5) die Variablen  $\tau_{it}$ ,  $\tau_{i,t-1}$ ,  $\tau_{i,t-2}$  welche in den Gleichungen (6.1) bis (6.4) die unmittelbare und die verzögerten Pro-Kopf-Steuerzahllasten der Unternehmen abgebildet haben. Durch diese Veränderung der Spezifikation ändert sich der analytische Charakter des Modells: Während die symmetrisch formulierten Modelle (6.1) bis (6.4) für die Drei-Länder-Inzidenzanalysen die Schwankungen der Steuerzahllast nach oben wie nach unten zur Identifikation der direkten Inzidenz ausnutzen, wird mit Hilfe des in (6.5) formulierten Modells gezielt der Effekt einer Senkung des Steuersatzes auf die Lohnentwicklung untersucht.

Diese Spezifikation schließt durch die Jahresdummies einen Vorher-Nachher-Vergleich mit ein. In einem zweiten Schritt wird der „allgemeine“ DiD-Indikator, der die gesamte Periode nach der Steuerreform identifiziert, durch jahresspezifische DiD-Dummies ersetzt, die aus dem Produkt der Treatment-Variablen *treat* mit den einzelnen Jahresdummies gebildet werden. Diese Modellspezifikation (6.6) ermöglicht es, den Effekt der Steuerreform zeitlich genauer zu erfassen.

### 6.5.3 Ergebnisse der Differenz-in-Differenzen-Analysen

Im Folgenden werden zunächst die Resultate der DiD-Analyse untersucht, in der die selektierten britischen Unternehmen als Kontrollgruppe herangezogen wurden. Im Anschluss werden die Schätzergebnisse der Analyse mit Frankreich als Vergleichsbasis diskutiert.

#### 6.5.3.1 Vergleichsgruppe: Großbritannien

In Tabelle 6.7 werden zunächst die Ergebnisse der allgemeinen DiD-Analyse dargestellt, bevor eine zeitlich genauere Untersuchung des Einflusses der deutschen Unternehmenssteuerreform 2000 erfolgt. Tabelle 6.7 lässt erkennen, dass alle vier verwendeten Schätzverfahren zu positiven DiD-Koeffizienten führen, die mit Ausnahme der *Difference*-GMM-Schätzung hochsignifikant sind. Allerdings gilt auch hier die Einschränkung, dass der Wert der Hansen-Statistik von 0,000 die Validität der verwendeten Instrumente in Frage stellt.

Dieses Ergebnis stützt die theoretische Hypothese, dass sich in Folge einer Steuersenkung die „Verhandlungsmasse“ auf Firmenebene erhöht und sich unter Annahme eines symmetrischen Modells auch in höheren Löhnen niederschlagen kann. Weiterhin zeigt sich, dass die geschätzten Koeffizienten hinsichtlich ihrer Größenordnung über die verschiedenen Schätzverfahren stark schwanken. Auf Grundlage der gepoolten OLS- und der FE-Methode ergeben sich relativ kleine Koeffizienten von 0,0514 und 0,0876.

Den stärksten Effekt weist mit 1,2094 die *System-GMM*-Schätzung aus. Dieser Wert besagt, dass der Lohnsatz in deutschen Betrieben aus dem verarbeitenden Gewerbe in der Periode nach der Unternehmenssteuerreform gegenüber dem kontrafaktischen Vergleichsszenario ohne Steuersenkung im Mittel um rund 1,21 % gestiegen ist.

Tabelle 6.7

**Allgemeine Differenz-in-Differenzen-Analyse I**Kontrollgruppe: **Großbritannien**; Modell (6.5); abh. Variable: Log. Pro-Kopf-Lohnsumme

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-1)	0,6298*** (0,0111)	0,0755*** (0,0152)	0,2236*** (0,0401)	0,5122*** (0,0195)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-2)	0,2706*** (0,0109)	0,0062 (0,0118)	0,0754** (0,0177)	0,1731*** (0,0145)
<i>Diferenz-in-Differenzen</i> (DiD)	0,0514*** (0,0109)	0,0876*** (0,0153)	0,4525 (0,2944)	1,2094*** (0,4441)
Treatment-Gruppe ( <i>treat</i> )	-0,0262*** (0,0100)			-1,1010** (0,4358)
Log. Pro-Kopf-Gewinn	0,0117*** (0,0010)	0,0112*** (0,0013)	0,0152 (0,0133)	0,0137* (0,0077)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-1)	-0,0027** (0,0011)	0,0042*** (0,0013)	-0,0029 (0,0043)	-0,0028 (0,0034)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-2)	-0,0024** (0,0010)	0,0037*** (0,0012)	0,0003 (0,0018)	-0,0014** (0,0018)
Beobachtungen	16.195	16.195	10.362	16.195
Unternehmen	5.535	5.535	3.821	5.535
Zahl der Instrumente			78	110
AR(1) – p-Wert	0,003	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,350	0,316
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,000	0,000

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

Betrachtet man die in Tabelle 6.8 ausgewiesenen Schätzergebnisse der jahresgenauen DiD-Analyse, so ergibt sich von der Tendenz her ein ähnliches Bild.<sup>70</sup> Die gepoolte OLS- und die FE-Schätzung führen im Jahr 2001 zwar zu einem hochsignifikanten negativen Effekt, im Jahr 2003 dreht sich das Vorzeichen jedoch um und gibt somit einen Hinweis auf die lohnsteigernde Wirkung der Steuerreform.

<sup>70</sup> Jedoch gibt der Hansen-Test auch für diese Spezifikation einen Hinweis darauf, dass die verwendeten Instrumente invalide sein könnten.

Tabelle 6.8

**Jahresgenaue Differenz-in-Differenzen-Analyse I**Kontrollgruppe: **Großbritannien**; Modell (6.6); abh. Variable: Log. Pro-Kopf-Lohnsumme

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-1)	0,6290*** (0,0111)	0,0754*** (0,0152)	0,2094*** (0,0419)	0,5142*** (0,0203)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-2)	0,2717*** (0,0109)	0,0074 (0,0118)	0,0746*** (0,0180)	0,1786*** (0,0149)
DiD_2001	-0,0894*** (0,0146)	-0,0731*** (0,0180)		
DiD_2002			0,4650 (0,2999)	1,0178** (0,4448)
DiD_2003	0,0223 (0,0140)	0,0477** (0,0213)	0,4605 (0,2995)	1,0789*** (0,4207)
DiD_2004	-0,0423*** (0,0140)	0,0160 (0,0230)	0,4040 (0,3124)	1,0680** (0,4281)
DiD_2005	-0,0612*** (0,0119)	-0,0077 (0,0230)	0,3339 (0,3118)	0,9828** (0,4273)
Treatment-Gruppe ( <i>treat</i> )	0,0632*** (0,0107)			-0,9260** (0,4145)
Log. Pro-Kopf-Gewinn	0,0117*** (0,0010)	0,0112*** (0,0013)	0,0156 (0,0139)	0,0140* (0,0076)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-1)	-0,0027** (0,0011)	0,0042*** (0,0013)	-0,0024 (0,0044)	-0,0028 (0,0034)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-2)	-0,0024** (0,0010)	0,0038*** (0,0012)	0,0006 (0,0018)	-0,0013 (0,0017)
Beobachtungen	16.195	16.195	10.362	16.195
Unternehmen	5.535	5.535	3.821	5.535
Zahl der Instrumente			78	110
AR(1) – p-Wert	0,003	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,216	0,213
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,000	0,000

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

Die Ergebnisse der GMM-Schätzungen unterstützen ebenfalls das Resultat der allgemeinen DiD-Analyse: Beide Verfahren weisen ab 2002 positive Koeffizienten aus, wobei lediglich die Ergebnisse der System-GMM-Schätzung statistisch signifikant sind. Der stärkste Effekt ist im Jahr 2003 mit einem Koeffizienten von 1,0789 zu verzeichnen (vgl. Spalte 4 in Tabelle 6.8). Insgesamt decken sich die Ergebnisse der jahresgenauen DiD-Analyse mit der Annahme, dass sich die Steuerreform nicht unmittelbar im Jahr ihres Inkrafttretens, sondern erst mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung auf die betriebliche Entlohnung auswirkt.

Insgesamt bleibt festzuhalten, dass wir im Rahmen der DiD-Analysen mit Großbritannien als Vergleichsland empirische Hinweise für einen positiven Lohneffekt der deutschen Unternehmenssteuerreform und der mit ihr einhergehenden Senkung der Körperschaftsteuer finden.<sup>71</sup> Die Resultate der Schätzungen deuten daraufhin, dass der von Arulampalam et al. (2008) postulierte steuerinduzierte Effekt über den Lohnverhandlungskanal symmetrisch in beide Richtungen wirkt: Eine Steuersenkung schlägt sich gegenüber einem Szenario ohne Steueränderungen dementsprechend in höheren Löhnen nieder.

Nachfolgend werden die Schätzergebnisse der Analysen mit den französischen Unternehmen als Kontrollgruppe betrachtet. Bedenkt man, dass ausländische Unternehmen im Rahmen einer Evaluation der deutschen Unternehmenssteuerreform nie eine perfekte Vergleichsgruppe sein können, erscheint es durchaus sinnvoll, sich bei der Durchführung der DiD-Analysen nicht nur auf ein Vergleichsland zu beschränken. Sowohl in Großbritannien als auch in Frankreich hat es während der Untersuchungsperiode kleinere Veränderungen im jeweiligen Unternehmenssteuerrecht gegeben. Großbritannien scheint für einen Vergleich mit Deutschland aufgrund der relativ stabilen Verläufe der Effektivsteuermaße dennoch gut geeignet und Frankreich zeichnet sich insbesondere durch seine volkswirtschaftliche Nähe zu Deutschland aus (vgl. Teilkapitel 6.3.2).

#### 6.5.3.2 Vergleichsgruppe: Frankreich

Tabelle 6.9 gibt zunächst einen Überblick über die Ergebnisse der allgemeinen DiD-Analyse mit Frankreich als Kontrollgruppe. Insgesamt präsentieren sich die Ergebnisse für Frankreich weniger eindeutig als die Resultate mit Großbritannien als Vergleichsland. Die GMM-Verfahren führen zwar tendenziell zu positiven DiD-Koeffizienten, die jedoch in beiden Fällen statistisch nicht signifikant sind und auch von ihrer Größenordnung her deutlich geringer als die in Tabelle 6.7 ausgewiesenen Schätzergebnisse ausfallen. Vorteilhaft im Vergleich zu der Deutsch-Britischen-Analyse ist allerdings, dass der Hansen-Test keinen Hinweis auf Invalidität der verwendeten Instrumente gibt.

---

<sup>71</sup> Wir sprechen von „empirischen Hinweisen“ statt von „empirischer Evidenz“, weil Zweifel an der Validität der ökonometrischen Modelle nicht vollständig ausgeräumt werden konnten.

Tabelle 6.9

**Allgemeine Differenz-in-Differenzen-Analyse II**Kontrollgruppe: **Frankreich**; Modell (6.5); abh. Variable: Log. Pro-Kopf-Lohnsumme

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-1)	0,6383*** (0,0094)	0,0238* (0,0127)	0,3517*** (0,0363)	0,4603*** (0,0202)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-2)	0,2823*** (0,0091)	-0,0421*** (0,0096)	0,0972*** (0,0159)	0,1294*** (0,0140)
<i>Diferenz-in-Differenzen</i> (DiD)	-0,0031 (0,0105)	0,0250* (0,0149)	0,0168 (0,0213)	0,0552 (0,0632)
Treatment-Gruppe ( <i>treat</i> )	0,0210** (0,0097)			0,0392 (0,0634)
Log. Pro-Kopf-Gewinn	0,0125*** (0,0007)	0,0119*** (0,0009)	-0,0115 (0,0133)	-0,0020 (0,0064)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-1)	-0,0058*** (0,0008)	0,0001 (0,0009)	0,0034 (0,0040)	0,0031 (0,0029)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-2)	-0,0026*** (0,0007)	0,0017* (0,0009)	0,0009 (0,0013)	0,0018 (0,0013)
Beobachtungen	25.107	25.107	16.080	25.107
Unternehmen	8.562	8.562	6.045	8.562
Zahl der Instrumente			48	71
AR(1) – p-Wert	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,135	0,269
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,243	0,201

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

Tabelle 6.10 zeigt die Ergebnisse der zeitgenaueren Variante der DiD-Analyse. Auch hier setzt sich das Bild von den im Vergleich zu der Deutsch-Britischen-Analyse instabileren Ergebnisse fort. Ab 2003 deuten die Resultate der GMM-Schätzungen aber ebenfalls auf einen positiven Lohneffekt der Steuerreform hin, wobei allerdings lediglich der mittels der *Difference-GMM* geschätzte DiD-Indikator aus dem Jahr 2004 auf einem Niveau von 5% signifikant ist (vgl. Spalte 3 in Tabelle 6.10). Insgesamt bleibt also festzuhalten, dass die Deutsch-Französische-Untersuchung zwar zu deutlich instabileren Ergebnissen geführt hat, die Resultate der DiD-Analyse mit Großbritannien als Vergleichsland jedoch im Wesentlichen bestätigt werden konnten.

Tabelle 6.10

**Jahresgenaue Differenz-in-Differenzen-Analyse II**Kontrollgruppe: **Frankreich**; Modell (6.6); abh. Variable: Log. Pro-Kopf-Lohnsumme

Erklärende Variablen	OLS (robust) (1)	Fixed Effects (robust) (2)	Difference- GMM (3)	System- GMM (4)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-1)	0,6382*** (0,0094)	0,0239** (0,0127)	0,3590*** (0,0405)	0,4600*** (0,0201)
Log. Pro-Kopf-Lohnsumme (t-2)	0,2823*** (0,0091)	-0,0421*** (0,0096)	0,0995*** (0,0167)	0,1298*** (0,0139)
DiD_2001	-0,0058 (0,0142)	-0,0212 (0,0178)	-0,0622 (0,1808)	0,2091 (0,3697)
DiD_2002			-0,0520 (0,1808)	
DiD_2003	0,0002 (0,0136)	0,0126 (0,0207)	0,0067 (0,0558)	0,1036 (0,2169)
DiD_2004	-0,0044 (0,0136)	0,0085 (0,0223)	0,0176** (0,0083)	0,0560 (0,2160)
DiD_2005	-0,0160 (0,0114)	-0,0049 (0,0224)		0,0471 (0,2000)
Treatment-Gruppe ( <i>treat</i> )	0,0268*** (0,0103)			0,0317 (0,1972)
Log. Pro-Kopf-Gewinn	0,0125*** (0,0007)	0,0119*** (0,0009)	-0,0111 (0,0133)	-0,0016 (0,0064)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-1)	-0,0058*** (0,0008)	0,0001 (0,0009)	0,0033 (0,0041)	0,0030 (0,0029)
Log. Pro-Kopf-Gewinn (t-2)	-0,0026*** (0,0007)	0,0017* (0,0009)	0,0010 (0,0013)	0,0018 (0,0013)
Beobachtungen	25.107	25.107	16.080	25.107
Unternehmen	8.562	8.562	6.045	8.562
Zahl der Instrumente			48	71
AR(1) – p-Wert	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert			0,137	0,243
Hansen chi2-Test – p-Wert			0,384	0,244

Anmerkung: (i) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau. (ii) Standardfehler in Klammern. (iii) Jahresdummies werden berücksichtigt. (iv) In den Spalten (3) und (4) werden die marginalen Steuermaße *eatr* und *emtr* und der gesetzliche Steuersatz *str* als Instrumente berücksichtigt (Devereux und Griffith 2003).

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

## 6.6 Fazit

Ausgangspunkt unserer Analysen zu Überwälzungseffekten der Unternehmensbesteuerung auf den Faktor Lohn waren in erster Linie drei aktuelle empirische Studien zur Lohninzidenz der Körperschaftsteuer (Arulampalam et al. 2008, Hasset und Mathur 2006 sowie Felix 2007). In jeweils international vergleichenden Analysen finden diese Studien eine hohe und mitunter vollständige Rückwälzung der Steuerlast auf den Faktor Lohn. Dass die drei Studien mit unterschiedlichen Identifikationsstrategien verschiedene Ländergruppen und Branchen mit Hilfe unterschiedlicher Datengrundlagen für verschiedene Zeiträume erforschen, verleiht dem übereinstimmend gefundenen Ergebnis einer hohen Rückwälzung eine gewisse Robustheit und wirtschaftspolitische Relevanz (vgl. Gentry 2007: 13ff.).

Dieses Ergebnis steht im Einklang mit den Vorhersagen aus theoretischen Modellen für den Kontext so genannter kleiner offener Volkswirtschaften. Auch die Aussage dieser Autoren, dass die steuerinduzierten Verhaltensverzerrungen und die dadurch entstehende Zusatzlast möglicherweise zu einem negativen Gesamteffekt der Körperschaftsteuererhebung führen, die ökonomischen Kosten dieser Steuer also unter Umständen größer als das erhobene Steuervolumen sind, steht nicht unbedingt im Widerspruch zu kalibrierten Theoriemodellen. Gentry (2007: 15) weist jedoch darauf hin, dass – gemessen an der bisherigen Literatur – die von Arulampalam et al. (2008), Hasset und Mathur (2006) sowie Felix (2007) gefundenen Koeffizienten sehr groß und in einigen Fällen sogar unplausibel groß erscheinen.

*A priori* spricht viel dafür, in empirischen Analysen für Deutschland eine Bestätigung der oben genannten Ergebnisse zu erwarten. Die Annahmen des Modellrahmens kleiner offener Volkswirtschaften, also einer durch internationalen Handel, transnationale Kapitalflüsse und die Präsenz multinationaler Konzerne geprägten Volkswirtschaft, sind für die Bundesrepublik Deutschland in hohem Maße erfüllt, insbesondere bei einer Konzentration der empirischen Forschung auf den durch Handel, ausländische Investitionen und das Agieren multinationaler Unternehmen relativ stark globalisierten Sektor des Verarbeitenden Gewerbes.

Wir haben uns der Frage nach Überwälzungseffekten der Körperschaftsteuer in Deutschland mit einem zweigeteilten Forschungsdesign genähert, das auf dem von Arulampalam et al. (2008) entwickelten Modell der direkten Lohninzidenz aufbaut: In einer *Drei-Länder-Inzidenzanalyse* für Deutschland, Frankreich und Großbritannien ging es zunächst darum, dieses Modell

auf seine Verwendbarkeit in einer Stichprobe zu überprüfen, die auf Daten aus nur drei Ländern (Deutschland, England und Frankreich) beruht. Zwar machen Beobachtungen aus Deutschland aufgrund der im internationalen Vergleich sehr hohen Zahl von Personenunternehmen in der auf Körperschaften beschränkten Teilstichprobe nur einen Anteil von knapp 25 Prozent aus (vgl. Tabelle 6.1), dieses Gewicht ist jedoch deutlich größer als es in den üblicherweise auf möglichst viele Länder ausgelegten Cross-Country-Studien der Fall ist.<sup>72</sup> Die gewonnenen Erkenntnisse zur Lohninzidenz der Körperschaftsteuer sollten insofern auch eine gewisse Gültigkeit für Deutschland beanspruchen können. Um Inzidenzeffekte zweiter Ordnung zu erfassen, wurden auch mögliche Beschäftigungseffekte analysiert.

Noch spezifischere Aussagen zur Überwälzung der Körperschaftsteuer in Deutschland sollten im zweiten Teil unseres Forschungsdesigns aus zwei *Differenz-in-Differenzen*-Analysen abgeleitet werden. Hierbei wurde die Senkung der Körperschaftsteuersätze auf den einheitlichen Satz von 25% im Rahmen der Steuerreform 2000 als ökonomisches Quasi-Experiment interpretiert. In zwei voneinander unabhängigen Vorher-Nachher-Vergleichen wurden Unternehmen aus Großbritannien beziehungsweise aus Frankreich zur Konstruktion von kontrafaktischen Szenarien genutzt, um den theoretisch abgeleiteten Effekt, dass eine Tarifsenkung der deutschen Körperschaftsteuer zu höheren Löhnen führt, empirisch zu überprüfen. Dabei wurden pro Vergleichsland jeweils zwei verschiedene Spezifikationen verwendet: In einer allgemeinen DiD-Analyse wurde der Effekt in der Nach-Reform-Periode gegenüber der Vor-Reform-Periode ermittelt. Angesichts der in unserem dynamischen Modell angelegten Überlagerungseffekte wurden zusätzlich jahresgenaue DiD-Analysen durchgeführt, um den Effekt der Steuerreform zeitlich genauer zu erfassen.

Alle Modelle wurden jeweils mit vier ökonomischen Verfahren geschätzt: OLS, Fixed Effects, *Difference*-GMM und *System*-GMM. Bei der Auswertung standen die GMM-Verfahren im Vordergrund, da diese Technik den ökonomischen Herausforderungen des Forschungsgegenstandes am ehesten gerecht werden kann. Die wesentlichen Ergebnisse unserer Analysen können folgendermaßen zusammengefasst werden:

Die ***Drei-Länder-Analysen der Lohninzidenz*** bestätigen tendenziell die Ergebnisse der drei empirischen Studien von Aralampulam et al. (2008), Hasset und Mathur (2006) sowie Felix (2007). Wir finden empirische Hinweise für eine ökonomisch relevante Überwälzung der durch die Körperschaftsteuer verursachten Steuerlasten auf den Faktor Arbeit. Wir sprechen

---

<sup>72</sup> Zum Vergleich: Die Anzahl der Länder der in Teilkapitel 6.2 referierten Studien beträgt 9 bei Aralampulam et al. (2008), 72 bei Hasset und Mathur (2006) und 30 bei Felix (2007).

hier von „empirischen Hinweisen“ statt von „empirischer Evidenz“, weil die durch die Werte der Hansen-Statistik nahe gelegten Zweifel an der Validität der verwendeten ökonometrischen Modelle nicht ausgeräumt werden konnten. Hinsichtlich der zeitlichen Verzögerung der ermittelten Effekte und ihrer quantitativen Dimension schwanken unsere Schätzergebnisse. Das Spektrum der auf Basis von Modell (6.1) geschätzten Koeffizienten reicht für die kurze Frist von -0,0681 bis -0,0994 und für die lange Frist von -0,0770 und -0,3782. Unsere Ergebnisse liegen damit im Bereich von Arulampalam et al. (2008), die in ihrer bevorzugten Schätzung für die kurze Frist einen Koeffizienten von -0,119 und für die lange Frist einen Koeffizienten von -0,114 berechnen. Das Spektrum der monetären Effekte reicht in der kurzen Frist von -0,80 Euro bis -1,17 Euro und in der langen Frist von -0,90 Euro bis -4,44 Euro.<sup>73</sup>

Die *Drei-Länder-Analyse der Beschäftigungsinzidenz* konnte keine empirische Evidenz für Beschäftigungseffekte der Körperschaftsteuer finden. Angesichts der großen Effekte, die wir für die Lohninzidenz finden, erscheint dieses Ergebnis jedoch auch plausibel: Eine Mengenreaktion der Beschäftigung sollte annahmegemäß nur zu beobachten sein, wenn die Preisreaktionen der Löhne beschränkt sind. Da wir ökonomisch relevante Preiseffekte ermittelt haben, ist es nicht überraschend, dass keine eindeutigen Mengeneffekte gefunden wurden.

Die *Inzidenzanalyse der Steuerreform 2000* konnte insbesondere in den DiD-Analysen mit Großbritannien als Vergleichsland empirische Hinweise für einen positiven Lohneffekt finden. Sowohl die allgemeine, als auch die jahresgenaue DiD-Analyse deuten daraufhin, dass die Senkung der Körperschaftsteuer im Rahmen der Steuerreform 2000 zu einem Lohnzuwachs gegenüber einem Szenario geführt hat, in dem diese Tarifsenkung nicht erfolgt. Den stärksten Effekt in der allgemeinen Analyse weist mit 1,2094 die System-GMM-Schätzung aus. Dieser Wert besagt, dass der Lohnsatz in deutschen Betrieben aus dem verarbeitenden Gewerbe in der Periode nach der Unternehmenssteuerreform gegenüber dem kontrafaktischen Vergleichsszenario ohne Steuersenkung im Mittel um rund 1,21% gestiegen ist. In der jahresgenauen Analyse zeigt sich der größte Effekt im Jahr 2003 mit einem Koeffizienten von 1,0789. Insgesamt decken sich die Ergebnisse der jahresgenauen DiD-Analyse mit der Annahme, dass sich die Steuerreform nicht unmittelbar im Jahr ihres Inkrafttretens, sondern erst mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung auf die betriebliche Entlohnung auswirkt.

---

<sup>73</sup> Die Werte für die kurze Frist haben dabei eine höhere Aussagekraft als die Werte für die lange Frist, in deren Berechnung mitunter auch nicht-signifikant geschätzte Koeffizienten einfließen.

Die deutsch-französischen DiD-Analyse hat zu deutlich instabileren Ergebnissen geführt als das Szenario mit Großbritannien als Vergleichsland. Die wesentlichen Resultate konnten jedoch auch im Rahmen dieser Analyse tendenziell bestätigt werden.

Insgesamt deuten die dargestellten Ergebnisse unserer Inzidenzanalysen darauf hin, dass der von Arulampalam et al. (2008) postulierte Effekt über den Lohnverhandlungskanal symmetrisch in beide Richtungen wirkt: Eine Senkung der Steuerbelastung schlägt sich in höheren Löhnen nieder. Wir können insofern tendenziell die inzwischen weit verbreitete Einschätzung bestätigen, dass der Faktor Arbeit in kleinen offenen Volkswirtschaften einen erheblichen Anteil der von der Körperschaftsbesteuerung erzeugten Steuerlast trägt. Die von uns ermittelten auf Unternehmensebene steuerinduzierten Lohnelastizitäten stimmen hinsichtlich der Größenordnung mit den Ergebnissen der jüngeren empirischen Literatur überein. Die Ergebnisse der Drei-Länder-Inzidenzanalyse deuten daraufhin, dass die durch die Körperschaftsteuer verursachte tatsächliche Steuerbelastung der Unternehmen aufgrund der Überwälzungsmöglichkeiten auf die Löhne geringer sein könnte als es in der öffentlichen Debatte dargestellt wird.

Allerdings weist der Hansen-Test in fast allen Spezifikationen auf ökonomische Unsicherheiten hin, die mit den zur Verfügung stehenden Daten nicht vollständig ausgeräumt werden konnten. Daher sollten aus unseren Schätzergebnissen keine starken wirtschaftspolitischen Implikationen abgeleitet werden. Zudem wird im Rahmen der Differenz-und-Differenzen-Analyse unterstellt, dass sich Deutschland und die beiden Vergleichsländer in der Untersuchungsperiode lediglich in Bezug auf die Steuergesetzgebung unterscheiden, d.h. von arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen oder sonstigen wirtschaftspolitischen Veränderungen, die den Lohnfindungsprozess beeinflussen könnten, wird innerhalb des Beobachtungszeitraumes abstrahiert.

## 7 Die Überwälzung der Umsatzsteuer

### 7.1 Motivation und Hintergrund

Während es sich sowohl bei gewinnabhängigen Steuern, wie Körperschaft-, Einkommen- oder Gewerbesteuer, aber auch gewinnunabhängigen Steuern wie die Grundsteuer um an das Unternehmen gerichtete Steuern handelt, ist der Ansatzpunkt bei der Umsatzsteuer ein anderer: Im Falle der Umsatzsteuer unterliegen die Unternehmen zwar der Zahllast, Ziel des Umsatzsteuergesetzes (UStG) ist es jedoch, die Endverbraucher, also die Konsumenten, mit der Steuer zu belasten.<sup>74</sup> Steuerzahler sind nach dem UStG lediglich aus administrativen Gründen die Unternehmen. Die Umsatzsteuer beziehungsweise Mehrwertsteuer zählt damit zu den indirekten Steuern. Grundsätzlich unterliegt der Mehrwertsteuer als allgemeiner Verbrauchsteuer die gesamte Inanspruchnahme privater und öffentlicher Güter und Dienstleistungen. Zum 1. Januar 2007 wurde in Deutschland der Regelsteuersatz von 16 auf 19% erhöht, während der ermäßigte Steuersatz von 7% unverändert blieb. Der ermäßigte Steuersatz gilt vor allem für Lebensmittel (mit Ausnahme von Gaststättenumsätzen), den Personennahverkehr und Bücher sowie Zeitschriften. Daneben gibt es Verbrauchsgruppen, wie beispielsweise Mieten (ohne Mietnebenkosten), die vollständig von der Steuer ausgenommen sind. Nach Schätzungen des Statistischen Bundesamtes unterliegen rund 53% der Verbrauchsausgaben der privaten Haushalte in Deutschland dem vollen Mehrwertsteuersatz und sind damit prinzipiell auch von der Erhöhung der Mehrwertsteuer betroffen.

Die Frage der Überwälzung der Umsatzsteuer wird in der Theorie eindeutig beantwortet: Die Marktseite, die weniger elastisch reagieren kann, trägt auch die höhere Belastung. Je nach Elastizität auf Angebots- und Nachfrage Seite gelingt den Unternehmen die Vorwärtsüberwälzung der Steuerlast auf die Konsumenten. Dort, wo eine Überwälzung nur bedingt möglich ist, ist auf lange Sicht eine „Rücküberwälzung“ auf die Faktoren Arbeit und Kapital wahrscheinlich, oder bei Mehrproduktunternehmen auch eine

---

<sup>74</sup> Grundlage der Umsatzsteuer ist das Umsatzsteuergesetz (UStG) in der Fassung der Bekanntmachung vom 21. Februar 2005, zuletzt geändert durch Artikel 7 des Gesetzes vom 10. Oktober 2007 sowie Artikel 8 des Gesetzes vom 20.12.2007. Die Begriffe Umsatz- und Mehrwertsteuer werden in Deutschland synonym verwendet, da es sich bei der Umsatzsteuer um eine Allphasen-Netto-Umsatzsteuer mit Vorsteuerabzug handelt und damit die Wertschöpfung, also der Mehrwert, besteuert wird.

Querüberwälzung auf Produkte mit einer kleineren Preiselastizität der Nachfrage.

Ziel dieses Kapitels ist es, mittels einer empirischen Analyse festzustellen,

- in welchem Ausmaß die vom Gesetzgeber erwünschte Weitergabe der Steuerbelastung in der Realität stattfindet,
- ob die Theorie hinsichtlich der Ausweichmöglichkeiten bestätigt werden kann und
- ob bei unterschiedlichen Gütern beziehungsweise unterschiedlichen Märkten unterschiedliche Zeiträume in der Überwälzung von Steuerlasten existieren.

In der nachstehenden Untersuchung nutzen wir analog zur vorherrschenden Literatur die zum 1. Januar 2007 erfolgte Erhöhung des Mehrwertsteuerregelsatzes von 16% auf 19% als „natürliches Experiment“. Die Effekte der Steuererhöhung werden dabei mittels einer ökonometrischen Zeitreihenanalyse geschätzt.

Nach einer Schätzung des Statistischen Bundesamtes führt die Erhöhung des Regelsteuersatzes um 3%-Punkte zum 1. Januar 2007 zu einem allgemeinen Preisanstieg von maximal 1,4% – falls eine vollständige Überwälzung der Steuerlast auf die Konsumenten stattfindet.<sup>75</sup> Die Entwicklung der Verbraucherpreise in Deutschland deutet allerdings darauf hin, dass keine vollständige Überwälzung auf die Konsumentenpreise stattgefunden hat, denn der Preisanstieg der allgemeinen Verbraucherpreise zum Januar 2007 lag bei nur knapp einem Prozentpunkt. Entscheidend bei der Analyse der Umsatzsteuerüberwälzung ist, welchen *Zeitraum* man betrachtet. Aus der heutigen Perspektive ist natürlich lediglich die Analyse eines kurzen Zeitraumes nach der Steuererhöhung möglich – aber genau darauf soll ja hier der Fokus gelegt werden. Nicht analysiert werden kann dagegen, auf welche Faktoren sich in und außerhalb des Unternehmens die verbleibende nicht-überwälzte Steuerlast aufteilt.<sup>76</sup> Denn während hinsichtlich der Verbraucherpreisentwicklung umfangreiche, monatsgenaue Daten zur Verfügung stehen, gibt es hinsichtlich einer Verknüpfung dieser Daten mit unternehmensinternen Daten (den Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital) noch einen erheblichen Forschungsbedarf. Insbesondere die Zuordnung von Produktgruppen zu den entsprechenden Unternehmen ist nicht ohne weiteres möglich.

---

<sup>75</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2006a): Wirtschaft und Statistik, August 2006, S. 861.

<sup>76</sup> Vgl. hierzu z.B. Schneider (2005).

Die Mehrwertsteuererhöhung aus dem Jahr 2007 eignet sich für eine empirische Analyse im besonderen Maße, weil die Erhöhung des Regelsteuersatzes deutlich ausfiel und der verminderte Steuersatz nicht verändert wurde. Somit ist ein Vergleich von Produkten und Produktgruppen mit und ohne Steuererhöhung möglich.

Bei der Inzidenzanalyse der Umsatzsteuer ist ferner zu berücksichtigen, dass Unternehmen und Verbraucher auch schon vor In-Kraft-Treten der Steuererhöhungen (Ankündigungseffekte) oder aber erst verzögert lange nach In-Kraft-Treten auf diese reagieren. So kam es zu einer Antizipation der Steuererhöhung zum 1. Januar 2007 schon im Verlauf des Jahres 2006, aber auch zu nachträglichen Anpassungen in den Monaten nach der Steuererhöhung. Darüber hinaus gilt es zu hinterfragen, inwieweit es zwischen einzelnen Produktgruppen zu systematischen Unterschieden in der Überwälzung, beispielsweise durch Querüberwälzungen, kommt. Hierbei sind auch etwaige Zweitrundeneffekte zu berücksichtigen, weil durch Verhaltensanpassungen der relevanten Akteure auch Produkte erfassen können, die zunächst nicht unmittelbar von einer Steuererhöhung betroffen sind. Denn wenn das nominelle Einkommen der Verbraucher nicht steigt, führt auch eine auf ausgewählte Produkte beschränkte Umsatzsteuererhöhung zu einer Verringerung von Konsummöglichkeiten. Dieser Einkommenseffekt reduziert also die Nachfrage nach Produkten, die eigentlich nicht Gegenstand der Steuererhöhung sind. Gleiches gilt, wenn man die Auswirkungen der Umsatzsteueränderung auf Vorprodukte berücksichtigt. Preiserhöhungen bei Vorprodukten können auch die Preisentwicklung der von der Steuer befreiten Endprodukte beeinflussen, sofern der Vorsteuerabzug ausgeschlossen ist. Ein Beispiel für diese Art der faktisch nur partiellen Steuerbefreiung des Endprodukts sind Mieten, die zwar von der Umsatzsteuer befreit sind, für deren Vorprodukte (Bau- und Unterhaltsleistungen) jedoch eine nicht abzugsfähige Steuererhöhung besteht.<sup>77</sup> Die Untersuchung der Steuerinzidenz muss somit nicht nur die auf den jeweiligen Märkten herrschenden makroökonomischen Wettbewerbsbedingungen berücksichtigen, sondern auch die Ausweichmöglichkeiten, die sich allen beteiligten Akteuren auf der Mikroebene bieten.<sup>78</sup>

In Verbindung mit der Marktform lässt sich zeigen, dass bei vollkommener Konkurrenz die Steuer vollständig von der Nachfrageseite getragen wird – sofern diese nicht auch vollkommen elastisch ist. Denn die Anbieter können die Steuer wegen des Verkaufs der Produkte zu Grenzkosten nicht tragen. Im Gegensatz dazu findet im Monopolfall keine volle Überwälzung statt, da der Monopolist die Menge bereits verknappt hat und es für ihn gewinnma-

---

<sup>77</sup> Vgl. hierzu auch Deutsche Bundesbank (2008a: 33).

<sup>78</sup> Homburg (2005).

ximal ist, die Steuer zum Teil selbst zu tragen. Im theoretischen Extrem eines preisdiskriminierenden Monopolisten, der die Zahlungsbereitschaft jedes einzelnen Nachfragers voll ausschöpft, trägt der Monopolist sogar die volle Steuerlast.

Nachfolgend werden die Überwälzungsvorgänge zwischen Unternehmen und Konsumenten im Rahmen einer *partiellen* Gleichgewichtsanalyse untersucht. Zunächst geben wir einen kurzen Überblick zum Stand der internationalen Forschung aus theoretischer und empirischer Perspektive. Es folgt eine ökonometrische Analyse der Entwicklung der Verbraucherpreise unterschiedlicher Produktgruppen über einen Zeitraum von mehreren Jahren (bis Anfang 2008) für Deutschland an.

Zur Erforschung der Steuerüberwälzung werten wir die Entwicklung der Verbraucherpreise aus. Die Variationen des Preisniveaus lassen einen Rückschluss auf die Verteilung der Steuererhöhung zwischen Unternehmen und Konsumenten zu. Hierzu nutzen wir die Verbraucherpreisstatistik des Statistischen Bundesamtes. Dabei standen uns die Verbraucherpreisdaten hinsichtlich der Produktkategorien in tiefer Gliederung zur Verfügung, die für empirische Analysen wünschenswerte Datentiefe in räumlicher Hinsicht war jedoch nicht verfügbar. Aber auch der räumlich aggregierte Datensatz erlaubt eine aussagekräftige Analyse auf bundesweiter Ebene.<sup>79</sup>

## 7.2 Stand der Forschung zur Umsatzsteuerüberwälzung

Für Deutschland ist die Überwälzung der Mehrwertsteuer bislang empirisch nur vereinzelt erforscht worden (siehe Abschnitt 7.2.1). Auch im internationalen Kontext existieren relativ wenige empirische Untersuchungen zur Überwälzung der Umsatz- bzw. Mehrwertsteuer, die als Grundlage der Analyse der deutschen Umsatzsteuer herangezogen werden können.<sup>80</sup> Das Ziel aller empirischen Studien besteht darin, das Ausmaß oder die Geschwindigkeit der Überwälzung mit Hilfe regressionsanalytischer Verfahren zu ermitteln. Dabei gehen die Studien unterschiedlich vor, insbesondere was den Umfang der einbezogenen Produkte und den Zeitpunkt der Analyse relativ zum In-Kraft-Treten einer Änderung des Steuersatzes betrifft. So

---

<sup>79</sup> Eine Analyse auf Basis regional differenzierter Datenpunkte für einzelne Produkte konnte von der Deutschen Bundesbank (2008a) durch Bereitstellung der Daten durch das Statistische Bundesamt durchgeführt werden. Auch eine Analyse der ungarischen MNB (Magyar Nemzeti Bank) konnte auf eine vergleichbare Datengrundlage für Ungarn zurückgreifen (vgl. Gábel und Reiff, 2006).

<sup>80</sup> Es finden sich hauptsächlich Studien zu der in den USA eingesetzten Umsatzsteuer. Eine Untersuchung der Mehrwertsteuer nimmt Carbonnier (2006) vor.

reichen die Studien von der Analyse der Überwälzung für einzelne Produkte beziehungsweise Produktkategorien bis zur Untersuchung der Gesamtüberwälzung über alle Produkte der Produktpreisindizes. Generell ist die Untersuchung der Inzidenz der Mehrwertsteuer jedoch mit einer Reihe von Schwierigkeiten behaftet. Die Schlüsselfrage ist in diesem Zusammenhang, wie der Einfluss der Steueränderung von anderen Einflussfaktoren isoliert werden kann. Die Regressionsgleichung muss folglich Variablen enthalten, die die sonstigen Einflüsse möglichst breit abdecken, damit der Steuerkoeffizient statistisch signifikant ist. Eng verwandt mit den Inzidenzanalysen von Umsatz- und Mehrwertsteuer sind empirische Untersuchungen von speziellen Verbrauchssteuern. Hier spielen vor allem Studien zu Lenkungssteuern<sup>81</sup> sowie Energie- und Umweltsteuern<sup>82</sup> eine Rolle. Da die Fragestellung bei speziellen Verbrauchsteuern jedoch etwas anders gelagert ist, orientieren wir uns für die Analyse der Umsatzsteuer an den Untersuchungen zu allgemeinen Verbrauchssteuern.

### 7.2.1 Studien zur Überwälzung der Umsatzsteuer in anderen Ländern

Poterba (1996) untersucht in einer Panel-Analyse die Überwälzung der Umsatzsteuer in den USA. Die Studie beschränkt sich auf die Preise für Bekleidung. Er verwendet zwei Datensätze für unterschiedliche Zeiträume, die in räumlich disaggregierter Form zur Verfügung stehen. Der erste Datensatz beinhaltet Preisinformationen für acht amerikanische Städte im Zeitraum 1947-77, während der zweite Datensatz den Zeitraum 1925-39 umfasst. Die Datensätze basieren auf für einzelne Städte gesondert erhobenen Verbraucherpreisindizes des *Bureau of Labor Statistics*. Es wurden dabei Städte ausgewählt, die erstens in den entsprechenden Zeiträumen eine oder mehrere Änderungen in der Umsatzsteuer erfahren haben und die zweitens – um verzerrende Preisreaktionen auszuschließen – nicht an einer Staatsgrenze liegen. Da nicht alle im Verbraucherpreisindex enthaltenen Produkte notwendigerweise steuerpflichtig sind, verwendet Poterba disaggregierte Daten, also Preisdaten für spezifische Produkte, die über einen längeren Zeitraum verfügbar sind. Poterba schätzt die Änderung des Produktpreises mit folgendem ökonomischen Ansatz:

$$\pi_{it} = \alpha_{0i} + \phi_{1i} * \pi_{US,t} + \phi_{2i} * \pi_{US,t-1} + \beta_{1i} * \Delta\theta_{it} + \beta_{2i} * \Delta\theta_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

Die Preisänderung eines spezifischen Produktes  $i$  in Periode  $t$  ( $\pi_{it}$ ) wird erklärt durch Änderungen der als unabhängig angenommenen nationalen

<sup>81</sup> Vgl. u.a. Delipala und O'Donnell (2001) und Young und Bielinska-Kwapsisz (2002).

<sup>82</sup> Vgl. u.a. Bull et al. (1994) und Metcalf (1999).

Inflationsrate  $\pi_{US}$  und des produktspezifischen Steuersatzes  $\theta_i$ , jeweils in der laufenden Periode und in der Vorperiode. Da Poterba keine Daten zu den Erzeugerpreisen vorliegen, verwendet er die Veränderung des nationalen Preisniveaus als Proxy für die Änderung der Erzeugerpreise. Weil Daten für verschiedene Städte benutzt werden, könnten die Fehlerterme für verschiedene Städte in einer gegebenen Periode korreliert sein. Unter Ausnutzung der Panelstruktur der Daten verwendet Poterba daher den Ansatz scheinbar unverbundener Regressionen („seemingly unrelated regressions“),<sup>83</sup> um stadtspezifische Schätzungen vorzunehmen. Die Nullhypothese lautet, dass die Umsatzsteuer (sales tax) vollständig auf die Konsumentenpreise überwältzt wird (dass also  $\beta_{1i} + \beta_{2i} = 1$  gilt). Um mögliche saisonale Trends der Inflationsrate zu berücksichtigen, integriert Poterba Indikatorvariablen für die Quartale in die Schätzung. Darüber hinaus wird die zeitliche Anpassungsdauer der Umsatzsteuerüberwälzung durch die Integration von  $\theta_{i,t-1}$  berücksichtigt. Mögliche Vorzieheffekte konnten so allerdings nur eingeschränkt erfasst werden.

Poterba kommt zu dem Ergebnis, dass zumindest für den ersten verwendeten Datensatz (für den Zeitraum 1947 bis 1977) eine vollständige Überwälzung der Umsatzsteuer stattgefunden hat. Zwar ist die Summe der beiden Schätzkoeffizienten in zwei von drei Gütergruppen größer als 1 (1,33 bei der Herrenbekleidung und 1,17 bei den Körperpflegeprodukten), die Nullhypothese der 1:1-Überwälzung kann aber nicht abgelehnt werden.<sup>84</sup> Für den zweiten Datensatz (für den Zeitraum 1925 bis 1939) ermittelt Poterba eine Überwälzung von etwa 67%.

In einer methodisch ähnlichen Studie untersuchen Besley und Rosen (1999) die Umsatzsteuerüberwälzung. Auch sie beschränken sich in ihrer Analyse auf einzelne Produkte – insgesamt zwölf – und nutzen disaggregierte Zeitreihendaten für verschiedene amerikanische Städte. Die Daten liegen quartalsweise vor. Wie Poterba verwenden auch Besley und Rosen die Panelstruktur der Daten und schätzen ein Panelmodell mit fixen Effekten. Um für stadtspezifische Einflussfaktoren der Preisentwicklung durch unterschiedliche Entwicklungen der Kostenstruktur zu kontrollieren, integrieren sie mehrere Kontrollvariablen: Mietpreise eines typischen Zwei-Zimmer-Apartments, stadtspezifische Lohnkosten eines Handwerkers und Preisdaten von unverbleitem Benzin als Proxy für Energiepreise. Besley und Rosen kommen zu dem Ergebnis, dass, wie dies die theoretische Literatur vorher-

---

<sup>83</sup> Vgl. Wooldridge (2002: 144).

<sup>84</sup> Dies gilt unter der restriktiven Annahme, dass der Einfluss der Umsatzsteuer auf die Verbraucherpreise in allen Städten gleich ist. Ansonsten kann die Nullhypothese lediglich für drei von 24 Städten abgelehnt werden.

sagt, je nach untersuchtem Produkt unterschiedliche Überwälzungsraten vorherrschen: Für einzelne Produkte wurde eine vollständige Überwälzung nachgewiesen, für andere Produkte ein *Overshifting*, also eine mehr als vollständige Überwälzung und für wieder andere Produkte eine Überwälzungsrate von weniger als 100%.<sup>85</sup>

Valadkhani (2005) analysiert die australische Reform der „goods and services tax (GST)“ auf der Basis von Quartalsdaten für ausgewählte Produktgruppen. Im Fokus seiner Analyse stehen die zeitlichen Wirkungen der Steuererhöhung. Zu diesem Zweck werden Dummy-Variablen für die vier Quartale vor und nach der Reform geschätzt. Die ökonometrische Modellierung erfolgt in ersten Differenzen, um das Problem der Nichtstationarität von Zeitreihen zu umgehen. Valadkhani kommt zu dem Ergebnis, dass mit Ausnahme von einer der elf untersuchten Gütergruppen keine signifikanten Vorzieheffekte festgestellt werden können. Auch zeitlich nachgelagerte Preiseffekte im Anschluss an die Steuerreform sind nicht signifikant. Für das Quartal, in dem die Reform stattgefunden hat, werden hingegen für sieben von elf Untergruppen des Preisindex signifikante Effekte beobachtet.

Eine aktuelle Studie von Carbonnier (2007) untersucht zwei Mehrwertsteuerreformen in Frankreich aus den Jahren 1987 und 1999. Bei beiden Reformen handelt es sich um *Senkungen* des Mehrwertsteuersatzes für je ein Produkt beziehungsweise eine Dienstleistung. Im September 1987 wurde die Mehrwertsteuer auf Autoverkäufe vom Luxussatz 33,33% auf den vollen Satz 18,6% gesenkt, im September 1999 der Satz auf häusliche Reparaturleistungen vom vollen Satz 20,6% auf den reduzierten Satz 5,5%. Als Kontrollvariablen verwendet Carbonnier (2007) – wie Poterba – den allgemeinen Preisindex und Indizes für Mieten und Energiepreise. Als Ergebnis der ökonometrischen Analyse zeigt sich, dass die Preise bei beiden Reformen lediglich unterproportional gesunken sind. Beim Neuwagenverkauf fallen die Preise zu einem Anteil von 57% der Mehrwertsteuersenkung, bei den häuslichen Reparaturdienstleistungen sind es immerhin rund 77%. Es findet somit keine vollständige Überwälzung statt. Der Preisdruck ist demzufolge bei den häuslichen Reparaturdienstleistungen (ein Markt mit nahezu vollständigem Wettbewerb) signifikant höher als bei den Neuwagen (Oligopol). Ferner kommt Carbonnier zu dem Ergebnis, dass die Steuerüberwälzung sehr schnell stattgefunden hat. Nahezu sämtliche Preisreaktionen, die auf die MwSt-Reformen zurückzuführen sind, fanden innerhalb von zwei Monaten nach den Reformen statt.

---

<sup>85</sup> Die unterschiedlichen Ergebnissen zwischen Poterba (1996) und Besley und Rosen (1999) können nach Fullerton und Metcalf (2002: 34) mit der unterschiedlichen Disaggregation der Daten erklärt werden.

Viren (2007) analysiert Mehrwertsteueränderungen in den EU15-Ländern im Zeitraum von 1970 bis 2004. Des Weiteren betrachtet er spezielle Verbrauchssteuern in Finnland (u.a. Benzin, Strom, Autos) seit 2000. In seinem ökonomischen Ansatz werden die Verbraucherpreise (PC) durch die Erzeugerpreise (PP), die Importpreise (PM), den Steuersatz (TAX) und einen Zeittrend (t) erklärt:

$$\log(PC_{it}) = a_0 + a_1 \log(PP_{it}) + (1 - a_1) \log(PM_{it}) + a_2 TAX_{it} + a_3 t + u_{it}$$

Der Effekt einer Steuersatzänderung wird anhand der Phillips-Kurve analysiert:

$$\Delta \log(PC_{it}) = b_1 \Delta \log(PC_{it-1}) + b_2 \Delta \log(PC_{it+j}^e) + b_3 \Delta TAX_{it} + b_4 GAP_{it} + e_{it}$$

wobei  $\Delta \log(PC^e)$  die Inflationserwartung ausdrückt,  $j$  den Zeithorizont der Inflationserwartung und  $GAP$  den Output Gap.<sup>86</sup> Eine dritte Regressionsgleichung beschreibt den Einfluss der Mehrwertsteuer auf die unerwartete Inflation:

$$\Delta \log(PC_{it}) - \Delta \log(PC_{it+j}^e) = c_1 \Delta TAX_{it} + c_2 GAP_{it} + v_{it}$$

Auch Viren findet, dass die Umsatzsteuer einen Einfluss auf die Preise hat und in Teilen weitergegeben wird. Die Koeffizienten für die Auswirkungen der Steuersenkungen in den untersuchten europäischen Staaten liegen bei Viren jeweils zwischen 0,4 und 0,8. Die Überwälzungsraten bei den speziellen Verbrauchssteuern schwanken in Finnland zwischen 40 und 100%; als repräsentativ bezeichnet Viren eine Überwälzungsraten von 80%.

In ihrer Untersuchung von zwei kürzlich erfolgten Mehrwertsteuerreformen in Ungarn kommen Gabriel und Reiff (2006) zu dem Ergebnis, dass eine direkte und vollständige Preisanpassung in Höhe der Steuersatzänderung nicht erfolgt ist. Bei der im Jahr 2006 in Ungarn erfolgten *Senkung* der Mehrwertsteuer betrug der Preisrückgang lediglich ein Viertel dessen, was bei vollständiger Überwälzung zu erwarten gewesen wäre. Als wesentliches Ergebnis stellen die Autoren fest, dass sich die Auswirkungen von Steuererhöhungen und -senkungen insbesondere hinsichtlich der Geschwindigkeit der Preisüberwälzung unterscheiden. MwSt-Erhöhungen führen demnach zu schnellen Preisanpassungen innerhalb von ein bis zwei Monaten nach der Reform. Darüber hinaus werden Preiserhöhungen, die für einen späteren

---

<sup>86</sup> Eine einführende Lehrbuchdarstellung der makroökonomischen Konzepte Phillips-Kurve und Output Gap findet sich bei Burda und Wyplosz (2005: 281ff).

Zeitpunkt geplant gewesen sind, teilweise vorgezogen.<sup>87</sup> Schließlich beobachten die Autoren auch Preisreaktionen bei Gütern, die nicht von der Reform betroffen sind.

### 7.2.2 Studien zur Überwälzung der Umsatzsteuer in Deutschland

Für Deutschland existieren nach Kenntnis des Forschungsteams derzeit drei Studien der kürzlich erfolgten Mehrwertsteuererhöhung, die über rein deskriptive Analysen hinausgehen. Um die Effekte der Mehrwertsteuerreform auf die Preisentwicklung zu ermitteln, schätzt der Sachverständigenrat (2007) die Entwicklung der Verbraucherpreise, wie sie sich ohne die Erhöhung der Mehrwertsteuer ergeben hätte. Hierzu wird als Preisaggregat ein neuer Preisindex gebildet, aus dem die nicht von der Steuererhöhung betroffenen Komponenten wie Mieten und Nahrungsmittel ausgeschlossen sind. Darüber hinaus bleiben die Energiekosten unberücksichtigt, um Einflüsse des Ölpreises zu isolieren. Im Gegensatz zur Mehrzahl der bisher vorgestellten Studien werden also nicht einzelne Produktgruppen betrachtet, sondern ein aggregierter Preisindex. Im Ergebnis schätzt der Sachverständigenrat die Erhöhung des Verbraucherpreisindex durch die Mehrwertsteuerreform bis Februar 2007 auf 0,7 bis 1,0 Prozent. Ohne die Mehrwertsteuererhöhung wäre das Preisniveau bis Februar 2007 um diesen Prozentsatz geringer gewesen. Eine Vollüberwälzung der Mehrwertsteuer hat damit bis Februar 2007 nicht stattgefunden, sie hätte zu einer Erhöhung der Verbraucherpreise um rund 1,4 Prozent führen müssen. Der Sachverständigenrat schätzt, dass ein Drittel der Überwälzung auf bereits im Jahr 2006 vorgenommene Preiserhöhungen zurückzuführen ist.

Auch die Analyse der Deutschen Bundesbank (2008a) kommt zu dem Schluss, dass ein Vorzieheffekt der Mehrwertsteuererhöhung stattgefunden hat. So verteilen sich die durch die Mehrwertsteuererhöhung verursachten Preissteigerungen zu je einem Drittel auf das Jahr 2006, auf das Jahr 2007 sowie auf den Zeitpunkt der Steuererhöhung. Um den durch die MwSt verursachten Preiseffekt zu isolieren, schätzt die Deutsche Bundesbank – ähnlich wie Valadkhani (2005) – ein multivariates Zeitreihenmodell, bei dem für zeitliche Vorzieh- oder Nachholeffekte der Preisüberwälzung durch Dummy-Variablen kontrolliert wird. Die Analyse kommt zu dem Ergebnis, dass eine vollständige Überwälzung der Mehrwertsteuererhöhung auf die Produktpreise erfolgt ist. Allerdings sind die Ergebnisse nicht für alle Produktgruppen statistisch signifikant. Ergänzend wurden in der Analyse auch

---

<sup>87</sup> Dieses Phänomen konnte bei der Mehrwertsteuererhöhung nicht beobachtet werden. Bei der Senkung des Mehrwertsteuersatzes wurden Preissenkungen – beispielsweise bei Gebrauchsgütern – bereits vor Eintritt der Reform durchgeführt.

die Häufigkeit und die mittlere Preisänderung für die einzelnen im Zuge der Preisstatistik meldenden Geschäfte berücksichtigt. Hierzu wurden für ausgewählte Produkte Daten vom Statistischen Bundesamt zur Verfügung gestellt. Bei der Analyse zeigt sich, dass auch im zeitlichen Umfeld der MwSt-Reform in den verschiedenen Geschäften für die gleiche Produktgruppe sowohl Preisanhebungen als auch -senkungen stattfanden.

In einer aktuellen Analyse des Einflusses von Preisschocks auf die Preisentwicklung durch das RWI Essen werden die drei deutschen Mehrwertsteuererhöhungen 1993, 1998 und 2007 mittels eines Vektorautoregressiven Modells (VAR-Modell) geschätzt. Zur Herstellung von Stationarität der Zeitreihendaten wird auch hier auf die ersten Differenzen der Daten zurückgegriffen.<sup>88</sup> Die Ergebnisse für die einzelnen Reformen sind inhomogen. Für die 2007er Reform zeigt sich wie erwartet ein durchschnittlicher Anstieg der Verbraucherpreise, der jedoch statistisch nicht signifikant ist. Die Auswirkungen auf das BIP sind dagegen leicht positiv, was auf außerhalb der Mehrwertsteuerreform liegende Faktoren zurückgeführt wird. Der Konsum sinkt wie erwartet. Die Analyse der Effekte für ausgewählte Branchen zeigt im Vergleich zu den vorangegangenen Reformen bei der 2007er Reform in mehreren Branchen signifikant positive Verbraucherpreiseffekte. Sowohl im Bereich der handelbaren Güter (z.B. Fahrzeuge) als auch im Bereich der nicht-handelbaren Güter (Dienstleistungen) zeigen sich signifikant positive Effekte. Allerdings findet sich kein Zusammenhang zwischen der Wettbewerbsintensität einer Branche und der Überwälzungsstärke.

Unser Literaturüberblick zeigt, dass in den meisten Studien keine umfassende Untersuchung der Überwälzung vorgenommen wird. Vielmehr werden oft nur die Preisentwicklungen von ausgewählten Produkten oder Produktgruppen berücksichtigt, so dass Verallgemeinerungen nicht ohne weiteres möglich sind. Diese Vorgehensweise ist aber nicht unbegründet: Die Studien des RWI Essen (2008) und der Deutschen Bundesbank (2008a) belegen, wie unterschiedlich einzelne Produktgruppen auf die Mehrwertsteuererhöhung reagieren und dass es deshalb zu sich überlagernden Effekten auf der aggregierten Preisebene kommt. Will man die disaggregierte Vorgehensweise auf die deutsche Mehrwertsteuererhöhung 2007 übertragen, so ergeben sich jedoch einige Schwierigkeiten. Die amerikanischen Studien von Poterba sowie Besley und Rosen haben den Vorteil, dass in den USA regional unterschiedliche Umsatzsteuersätze vorliegen. Dadurch gibt es sehr viele einzelne Steueränderungen, die in eine Regression einfließen können. Carbonnier wiederum untersucht sehr starke Steueränderungen, die noch über das Ausmaß der drei Prozentpunkte der deutschen Mehr-

---

<sup>88</sup> Vgl. RWI Essen (2008).

wertsteuererhöhung hinausgehen, wodurch sich ein Überwälzungseffekt besser identifizieren lässt. Schließlich können die genannten Studien auf regional disaggregierte Preisdaten zurückgreifen. Die Preise werden dabei in jeder Produktgruppe in unterschiedlichen Städten erfasst. Dadurch kann die Inzidenz für einzelne Branchen und Produktgruppen analysiert werden. In der hier vorliegenden Studie konnte lediglich auf den nationalen Preisindex zurückgegriffen werden; eine Untersuchung einzelner Produktgruppen war deshalb nicht möglich. In einer stark aggregierten Regression besteht aber die Gefahr, dass die Überwälzungseffekte aus einzelnen Branchen in der Gesamtheit untergehen.<sup>89</sup> Aus diesem Grund wird in der Analyse neben dem Gesamtindex auch auf einzelne Produktkategorien zurückgegriffen.

### 7.3 Empirische Evidenz der Umsatzsteuerüberwälzung in Deutschland

Im Folgenden wird die Preisentwicklung für verschiedene Produktkategorien auf unterschiedlichen Aggregationsebenen analysiert. Hierdurch werden erste Hinweise auf mögliche Überwälzungsvorgänge zwischen Unternehmen und Konsumenten gegeben. Zur Entwicklung der Verbraucherpreise in Deutschland liegen ausführliche Daten des Statistischen Bundesamtes vor. Es soll festgestellt werden, ob und inwieweit es zwischen verschiedenen Produktgruppen zu systematischen Unterschieden in der Preisentwicklung kommt. Um auch Hinweise auf den Überwälzungszeitpunkt und die Überwälzungsgeschwindigkeit zu erhalten, wird – in Anlehnung an Arulampalam et al. (2007) – ein Analysezeitraum von mehreren Jahren gewählt. Die Daten ermöglichen es, jeweils auf Zeitreihen von Anfang 2003 bis Anfang 2008 Bezug zu nehmen. Die Analyse dient auch dazu, mögliche Einflussfaktoren zu identifizieren, die in die daran anschließende Regressionsanalyse eingespeist werden können.

#### 7.3.1 Einflussfaktoren der Preisentwicklung

Eine wichtige Aufgabe der hier durchzuführenden Regressionsanalysen ist es, die Steuereffekte von anderen Einflüssen zu isolieren. Für die nicht-steuerlichen Effekte werden entsprechende Kontrollvariablen berücksichtigt, wie beispielsweise die Erzeugerpreisentwicklung. Insbesondere müssen auch andere Reformen berücksichtigt werden, die zeitnah zur Mehrwertsteuererhöhung umgesetzt wurden und die Auswirkungen auf die Preisentwicklung gehabt haben könnten. Bei der Mehrwertsteuererhöhung zum 1. Janu-

---

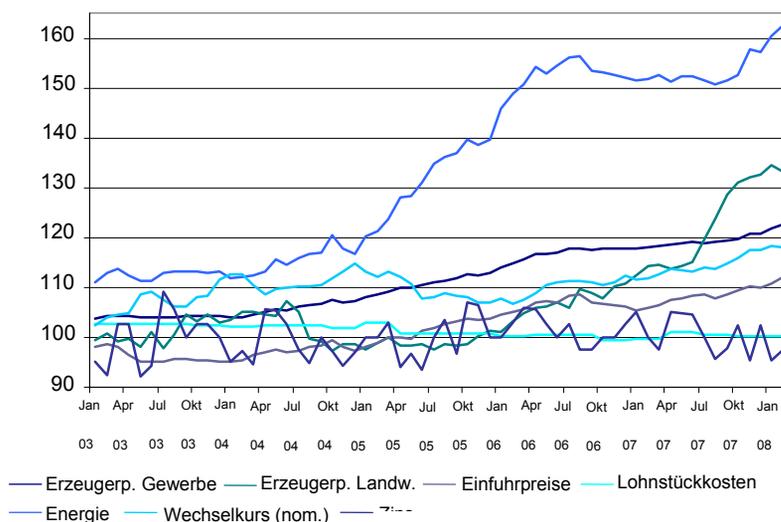
<sup>89</sup> Hierauf deutet auch die Studie der Deutschen Bundesbank (2008a) hin. Ihre Analyse der Einzelpreisdaten ausgewählter Produkte zeigt, dass es je nach Strategie der Anbieter zu simultanen Erhöhungen und Senkungen von Preisen eines Produktes kommen kann.

ar 2007 ist daher zu berücksichtigen, dass es sich um ein „Reformpaket“ gehandelt hat. Während der allgemeine Mehrwertsteuersatz von 16 auf 19 Prozent erhöht wurde, wurden gleichzeitig die Lohnnebenkosten durch die Senkung des Arbeitgeberbeitrags zur Arbeitslosenversicherung von 6,5 auf 4,2 Prozent verringert. Gerade in arbeitsintensiven Branchen ist daher bei der Untersuchung der Weitergabe der Mehrwertsteuer von flankierenden preisdämpfenden Effekten auszugehen, da diese Unternehmen von den gesunkenen Lohnnebenkosten profitierten und sich eine unvollständige Weitergabe der Mehrwertsteuererhöhung eher „erlauben“ konnten. Aber auch eine möglicherweise vorliegende vollständige Überwälzung der Mehrwertsteuererhöhung wird in der Verbraucherpreisstatistik nicht zwangsläufig komplett abgebildet. Denn je nach Lohnintensität der Produktion überlagern sich der preismindernde Effekt der Senkung der Lohnnebenkosten und der preissteigernde Effekt der Mehrwertsteuererhöhung.

Schaubild 7.1

**Entwicklung ausgewählter Einflussfaktoren der Produktionskosten**

Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Neben Lohn- und Lohnnebenkosten existieren weitere Faktoren, die Einfluss auf die Höhe der Produktionskosten und damit auf die Preise der Endprodukte haben. In Schaubild 7.1 ist die Entwicklung ausgewählter Einflussfaktoren von Anfang 2003 bis Anfang 2008 dargestellt. Einen bedeutenden Einfluss auf die Produktionskosten haben die Energiekosten. Der Preis für Rohöl ist in der zweiten Jahreshälfte 2006 bis Anfang 2007 –

also im Zeitraum der Mehrwertsteuererhöhung – von ca. 75 Dollar auf knapp 50 Dollar gefallen. Dies spiegelt sich auch in den Preisen für Energie wider. Vom Frühjahr 2006 bis zum Sommer 2007 sind diese gefallen. Erst im Anschluss begann eine merkliche Verteuerung der Energieträger.

Auch die Einfuhrpreise weisen für den Zeitpunkt der Mehrwertsteuererhöhung einen fallenden Trend auf. Sie sind seit Mitte 2006 gesunken, so dass sie dem Effekt einer potentiellen Umsatzsteuerüberwälzung auf die Verbraucherpreise entgegenlaufen. Gleiches gilt in abgeschwächter Form auch für die Lohnstückkosten. Dagegen haben sich die Erzeugerpreise in der Landwirtschaft zum Januar 2007 deutlich erhöht; seit Sommer 2007 sind sie sprunghaft angestiegen. Die gewerblichen Erzeugerpreise verlaufen dagegen vergleichsweise konstant mit steigendem Trend. Für die Zinsentwicklung zeigt sich ein volatiler Verlauf. Während der Zins zum Januar 2007 stark ansteigt, liegt er in den Monaten vorher und kurzzeitig auch danach auf niedrigerem Niveau.

Neben diesen Einflussfaktoren ist die Preispolitik der Unternehmen von entscheidender Bedeutung für die Entwicklung der Verbraucherpreise.<sup>90</sup> In einer Befragung, die ein Forschungsteam der europäischen Notenbanken durchgeführt hat, haben 54 Prozent der Unternehmen die kostenbasierte Preissetzung als wichtigste Strategie ihrer Preispolitik genannt. Die Mehrwertsteuer kann in diesem Zusammenhang als Kostenfaktor interpretiert werden. Die Preissetzungsschemata unterscheiden sich sehr stark nach Produktgruppen. Bei Produkten mit hohem Rohstoffanteil ist der Preis volatiler als bei arbeitsintensiven Produkten wie Dienstleistungen. Interessant ist vor allem der Blick auf die einzelnen Preisänderungen. Sie betragen im Durchschnitt 8 bis 10 Prozent und liegen damit weit höher, als die aus der Mehrwertsteuererhöhung alleine resultierende Preiserhöhung. Eine stetige Preisanpassung an die Produktionskosten findet somit nicht statt. Wenn die Unternehmen dieses Vorgehen bei der Einpreisung der Mehrwertsteuer verfolgen, kommt es zu einer Mischkalkulation, in der ein Teil der Produkte teurer wird, ein anderer aber nicht. Dies „verwischt“ den Mehrwertsteuereffekt und erschwert die empirische Analyse.

Gleiches gilt für die von der Deutschen Bundesbank (2008a) ermittelten Ergebnisse zum Preissetzungsverhalten von Unternehmen: Das Preissetzungsverhalten von Unternehmen beziehungsweise Geschäften unterscheiden sich bei ein und demselben Produkt je nach Zeitpunkt erheblich voneinander<sup>91</sup> So stehen gegebenenfalls Preiserhöhungen für ein Produkt in einem Geschäft gleichzeitig Preissenkungen für das gleiche Produkt in einem

---

<sup>90</sup> Vgl. zu diesem Absatz: Statistisches Bundesamt (2006b: 50 f.).

<sup>91</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (2008a).

anderen Geschäft gegenüber. Dies bedeutet aber nichts anderes, als dass in den vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Verbraucherpreisdaten diese Preiserhöhungen- und -senkungen zu *einem* Produktpreis pro Berichtsmonat zusammengefasst werden. Als Konsequenz können sich Preiserhöhungen und -senkungen in den Daten zumindest teilweise ausgleichen. Der Mehrwertsteuereffekt würde aber dann nicht vollständig durch die Daten abgebildet.

### 7.3.2 Entwicklung der Verbraucherpreise

Eine erste grobe Annäherung an die Frage der Überwälzung liefert der Vergleich der Entwicklung der Verbraucherpreise in Deutschland und Europa. Hierzu werden die Daten der deutschen Verbraucherpreisstatistik dem harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) der europäischen Kommission gegenübergestellt. Schaubild 7.2 zeigt, dass die beiden Zeitreihen für die Preise in Deutschland und der Eurozone einen ähnlichen Verlauf aufweisen, wobei in dem dargestellten Zeitraum (Januar 2003 bis Dezember 2007) die Preisentwicklung in Deutschland insgesamt etwas moderater war als in der Eurozone.

An dieser Stelle sei kurz auf die Interpretation der Daten hingewiesen. Die Mehrwertsteuer wurde zum 1. Januar 2007 um drei Prozentpunkte erhöht. Eine vollständige Überwälzung auf die Konsumenten würde den Verbraucherpreisindex aber nur um 2,59 Prozentpunkte erhöhen.<sup>92</sup> Allgemein zeigt sich, dass die Preisentwicklung neben einem Anstieg im Trend auch zyklischen Schwankungen unterliegt. Jeweils zum Ende des Jahres hin zeigt sich ein sinkender oder schwächer ansteigender Preis, wobei regelmäßig zum Januar des nächsten Jahres ein Preissprung stattfindet. Wie in den Jahren zuvor, so ist auch im Dezember 2006 ein Preissprung des aggregierten Verbraucherpreisindex für Deutschland zu beobachten.

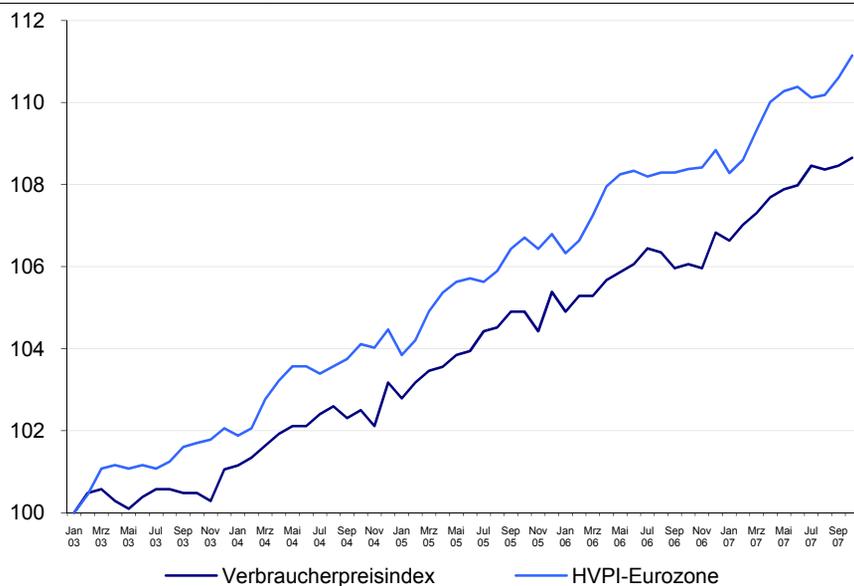
---

<sup>92</sup> Die Erhöhung der Steuer um 3 Prozentpunkte erhöht den Endproduktpreis um das Verhältnis von neuem Steuersatz  $t_1$  zu altem Steuersatz  $t_0$ , also  $t_1/t_0 = 0,19/0,16 = 2,59\%$ .

Schaubild 7.2

**Entwicklung der Verbraucherpreise in Deutschland und der EU**

Januar 2003 bis Oktober 2007, Basis: Januar 2003 (100%)



Quelle: Statistisches Bundesamt, Eurostat.

Im Gegensatz zum HVPI fällt der Rückgang der Preise zum Januar 2007 in Deutschland etwas schwächer aus. Allerdings ist dieser Unterschied äußerst gering. Während der HVPI um rund 0,6%-Punkte sinkt, sind es beim deutschen Verbraucherpreisindex nur rund 0,2%-Punkte. Somit ergibt sich eine Differenz von nur 0,4%-Punkten, die auf die Mehrwertsteuererhöhung in Deutschland zurückgeführt werden könnte. Aufgrund der hohen Aggregationsebene sind damit auf den ersten Blick nur geringe aus der Umsatzsteuer resultierende Überwälzungseffekte auszumachen. Dies bedeutet jedoch nicht, dass keine Überwälzung stattgefunden hat. Vielmehr zeigt dieses Zwischenergebnis die Notwendigkeit weiterer Analysen auf. Es lassen sich zwei wesentliche Ursachen ausmachen, aufgrund derer keine systematischen Unterschiede zwischen dem europäischen und dem deutschen Verbraucherpreisindex festzustellen sind. Erstens sind beide Indizes miteinander korreliert, da Deutschland als ein Mitgliedsstaat mit großer Einwohnerzahl erheblichen Einfluss auf die europäische Preisentwicklung hat. Zweitens enthält der deutsche Verbraucherpreisindex auch Produktgruppen, die von der Mehrwertsteuer befreit sind (z.B. Mieten) oder dem reduzierten Steuersatz und damit keiner Steuererhöhung unterliegen. Der Preiseffekt in Deutschland wird daher auf aggregierter Ebene nur abgeschwächt abgebildet und es wird deutlich, dass eine zusätzliche Analyse auf disaggregierter Ebene notwendig ist.

Ein Teil der Produkte und Dienstleistungen in Deutschland profitiert von ermäßigten Mehrwertsteuersätzen oder ist gar nicht steuerpflichtig (vgl. Tabelle 7.1). Beide Produktgruppen wurden von der Mehrwertsteuererhöhung zum 1. Januar 2007 nicht erfasst. Denn während der reguläre Steuersatz von 16 auf 19% angehoben wurde, blieb der ermäßigte Steuersatz bei 7%.

Tabelle 7.1

**Produkte mit Steuerbefreiung oder mit ermäßigtem MwSt-Satz**

Klassifikation*	Produkt	Gewicht**
CC011	Nahrungsmittel	8,99
CC0121	Kaffee, Tee, Kakao	0,4
CC0411	Wohnungsmieten (einschl. Mietwert v. Eigentümerw.)	20,33
CC0622	Zahnärztliche Dienstleistungen	0,56
CC0731	Personenbeförderung im Schienenverkehr	0,55
CC0732	Personenbeförderung im Straßenverkehr	0,12
CC0942	Kulturdienstleistungen	1,58
CC0951	Bücher	0,63
CC0952	Zeitungen und Zeitschriften	0,77
CC0953	Andere Druckerzeugnisse	0,09
Gesamt:		34,02

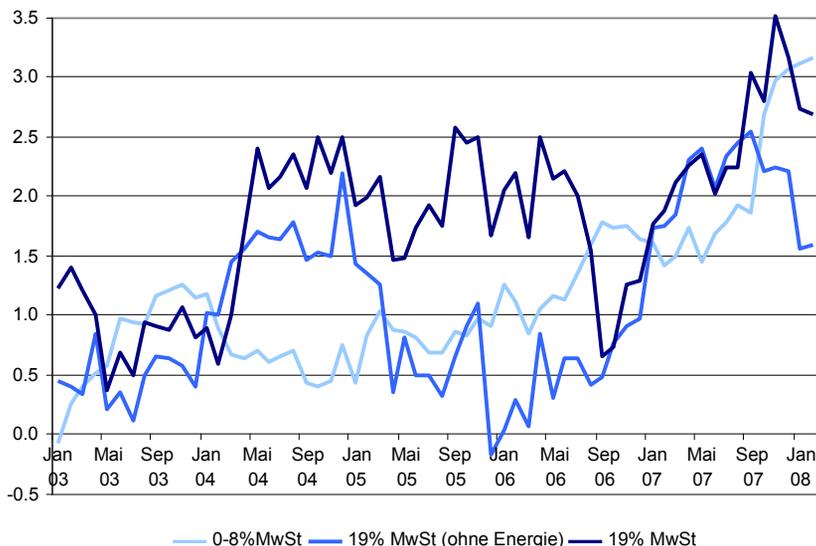
\* Klassifikation der Verwendungszwecke des Individualkonsums (COICOP 2-4-Steller Hierarchie)

\*\* Anteil am gesamten Verbraucherpreisindex in %

Schaubild 7.3

**Veränderung der Verbraucherpreisentwicklung zum Vorjahr in Prozent**

Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Auch wenn eine Querüberwälzung der Mehrwertsteuererhöhung auf nicht direkt von der Steuersatzerhöhung betroffene Produkte nicht auszuschließen ist, so ist a priori doch ein stärkerer Effekt auf diejenigen Produkte zu erwarten, die direkt von der Steuersatzänderung auf 19% betroffen sind. Diese Vermutung lässt sich jedoch bei einem näheren Vergleich der beiden Gütergruppen nicht bestätigen. In Schaubild 7.3 wird die gewichtete Preisentwicklung für Güter mit regulärem Mehrwertsteuersatz der Entwicklung für Produkte und Dienstleistungen ohne Mehrwertsteuererhöhung gegenüber gestellt. Wegen der besonderen Entwicklung bei den Energiepreisen ist außerdem die Preisentwicklung für Produkte und Dienstleistungen mit regulärem Mehrwertsteuersatz ohne Energieerzeugnisse (einschließlich Kraftstoffen) dargestellt.

Die nicht von der Mehrwertsteuererhöhung betroffenen Verbraucherpreise weisen keinen sprunghaften Anstieg zum Zeitpunkt der Erhöhung der MwSt auf. Der starke Anstieg zum Ende der Reihe hin lässt sich vor allem durch die starke Preiserhöhung bei Obst und Gemüse erklären, während die Wohnungsmieten einen dämpfenden Effekt auslösen. Eine Querwälzung der MwSt lässt sich somit bei der deskriptiven Analyse nicht erkennen – jedoch auch nicht vollständig ausschließen. Bei den von der Mehrwertsteuererhöhung erfassten Produktgruppen zeigen sich klare Unterschiede für die Fälle mit und ohne Berücksichtigung von Energieprodukten. Beide Gruppen weisen in den Monaten vor der Steuererhöhung ein deutliches Absinken des Preisanstiegs auf, dem zum 1. Januar 2007 hin ein klarer Wiederanstieg folgt. Allerdings ist diese Entwicklung bei den Verbraucherpreisen ohne Energie deutlicher, weil diese im Vergleich zu den Verbraucherpreisen mit Energie in den eineinhalb Jahren vor der Mehrwertsteuererhöhung niedriger sind. Die Daten lassen somit den Schluss zu, dass mit Einführung der Mehrwertsteuererhöhung eine Preisüberwälzung der Steuer für die Produkte mit regulärem Mehrwertsteuersatz, aber ohne Energieverwendung, stattgefunden hat. Allerdings ist die Überwälzung nicht auf den Zeitpunkt Januar 2007 beschränkt. Vielmehr zeigt sich eine Preiserhöhung auch schon in den Monaten vor, vor allem aber in den Monaten nach der Steuererhöhung.

### 7.3.3 Entwicklung der Verbraucherpreise für ausgewählte Produkte und Dienstleistungen

Im Folgenden untersuchen wir die Verbraucherpreisentwicklung exemplarisch für ausgewählte Produktgruppen und Dienstleistungen. Zuerst erfolgt eine Analyse auf Ebene der Sonderpositionen der COICOP-Klassifikation,

anschließend auf Ebene der COICOP-10-Steller, graphische Darstellungen finden sich jeweils im Anhang.<sup>93</sup>

Sowohl bei den Dienstleistungen als auch den Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen sind klare saisonale Trends zu beobachten, die jeweils im Dezember sowie in den Sommermonaten Juli und August zu Preisausschlägen nach oben führen. Bei beiden Produktgruppen zeigt sich unter Berücksichtigung eines positiven linearen Trends der Preisentwicklung ab Anfang 2007 ein leicht höheres Preisniveau im Vergleich zu den Vorjahren. Auch bei der Produktgruppe „Andere Waren und Dienstleistungen“ ist jeweils zu Jahresbeginn ein Preissprung zu beobachten, der im Vergleich zu den Vorjahren Anfang 2007 deutlich stärker ausfällt. Dies ist potenziell auf den Einfluss der Mehrwertsteuererhöhung zurückzuführen.

In der Gruppe der Gebrauchsgüter zeigen sich deutliche Unterschiede in der Preisentwicklung zwischen „Gebrauchsgütern mit mittlerer Lebensdauer“ und „Langlebigen Gebrauchsgütern“; die Preisentwicklung bei ersteren ist volatil und unterliegt klaren Zyklen, bei letzteren ist für den Zeitraum von Januar 2003 bis Ende 2006 dagegen ein deutlicher Preisrückgang zu beobachten. Dieser wurde Anfang 2007 gestoppt und durch einen signifikanten Preissprung von rund 1,5% im Januar 2007 zum Teil wieder ausgeglichen. Wie bei der Gruppe „Andere Waren und Dienstleistungen“ kann dies als Hinweis auf die Überwälzung der Mehrwertsteuererhöhung gedeutet werden.

Auch in der Produktgruppe „Einrichtungsgegenstände für den Haushalt“ zeigt sich ein klarer Preisanstieg zum Jahr 2007 hin, allerdings schon deutlich vor Januar 2007 beginnend, was auf die Antizipation der Steuererhöhung und einen Vorzieheffekt bei der unternehmerischen Preisgestaltung hindeutet.

Auch in der Kategorie „Nachrichtenübermittlung“ ist ein Preisanstieg zu Beginn des Jahres 2007 zu beobachten, ein Zusammenhang mit der Mehrwertsteuererhöhung ist auch hier nicht auszuschließen. Allerdings fallen die Verbraucherpreiskategorien wie Rundfunk- und Fernsehgebühren oder Post- und Fernsprechgebühren in den Bereich der so genannten administrierten oder teiladministrierten Preise und unterliegen damit nicht vollständig dem Marktprozess; diese Preise werden direkt oder indirekt durch die öffentliche Hand reguliert. Insbesondere zum Jahresbeginn folgen Preisanhebungen, weil Steuer- und Gebührenerhöhungen häufig zum Janu-

---

<sup>93</sup> Durch die von den meisten Statistischen Ämtern in Europa verwendete COICOP-Einteilung (Classification of Individual Consumption by Purpose) werden Produkte und Dienstleistungen klassifiziert. Bei den hier verwendeten Sonderpositionen werden insgesamt 41 Produktgruppen unterschieden, auf Ebene der 10-Steller sind es mehr als 100.

ar wirksam werden (Statistische Bundesamt 2003). Bei dieser Art von administrierten Preisen ist folglich eine Überwälzung der Umsatzsteuer wahrscheinlich.

Auch auf der Ebene der COICOP-10-Steller wird deutlich, dass sich für einige Produkte starke Preissprünge zu Jahresbeginn 2007 identifizieren lassen, die auf die Mehrwertsteuererhöhung zurückgeführt werden könnten. Gleichzeitig wird aber auch deutlich, dass innerhalb der Güterklassen eine große Heterogenität herrscht<sup>94</sup>. Es zeigt sich, dass einzelne Produkte einen deutlichen Preissprung zum Januar 2007 hin vollziehen. Dies trifft z.B. auf Fahrschulunterricht, große Inspektionen von PKWs oder Autobatterien zu. Auch Hinweise auf Vorzieheffekte sind zu erkennen, da bei einzelnen Verbrauchsgütern schon Ende 2006 eine Preiserhöhung zu beobachten ist. Für Haushaltsenergie ist zum Januar 2007 zwar auch ein Preisanstieg zu erkennen, allerdings verläuft hier die Entwicklung keineswegs so eindeutig, was mit der starken Abhängigkeit von den Erzeugerpreisen im Bereich Energie zu tun haben könnte.

Insgesamt führt die deskriptive Analyse zu dem Ergebnis, dass für einzelne Produktgruppen zumindest eine teilweise Überwälzung der Mehrwertsteuererhöhung zum 1. Januar 2007 erfolgt ist. Auch zeitliche Vorzieh- bzw. Nachholeffekte sind vereinzelt wahrscheinlich. Insgesamt wird aber auch deutlich, dass der Verlauf der Preisentwicklung und der darin enthaltenen Überwälzungseffekte stark durch die spezifischen Eigenschaften und Rahmenbedingungen der jeweiligen Produkte und Produktgruppen geprägt ist.

#### **7.4 Regressionsanalyse zur Umsatzsteuerüberwälzung in Deutschland**

Auch wenn eine rein deskriptive Analyse wertvolle Hinweise auf mögliche Überwälzungsvorgänge geben kann, so hat sie doch den entscheidenden Nachteil, dass sich der Umsatzsteuereffekt nicht von anderen möglichen Einflussfaktoren isolieren lässt. Damit besteht potenziell die Gefahr, dass außerhalb der Umsatzsteuererhöhung liegende Faktoren, die ursächlich für Preisveränderungen sind, nicht berücksichtigt werden. Deshalb wird zusätzlich eine ökonometrische Analyse durchgeführt, um das Ausmaß und die Geschwindigkeit der Umsatzsteuerüberwälzung auf die Verbraucherpreise zu ermitteln.<sup>95</sup> Die ökonometrische Analyse der Zeitreihendaten hat also den Vorteil, die unterschiedlichen auf den Verbraucherpreis wirkenden Einflussfaktoren zu isolieren und so die Stärke des durch die Mehrwertsteu-

---

<sup>94</sup> Siehe die entsprechenden Abbildungen im Anhang zu diesem Kapitel.

<sup>95</sup> Vgl. für einen guten Überblick z.B. Baum (2006) oder Greene (2003).

er verursachten Einflusses und dessen *statistische Signifikanz* messen zu können.

#### 7.4.1 Datenbasis

In einem ersten Schritt wurde von uns eine Datenbank mit der bundesweit aggregierten Preisentwicklung von unterschiedlichen Produktgruppen erstellt. Grundlage für diese Datenbank sind – wie bei der deskriptiven Analyse – die Verbraucherpreisstatistik des Statistischen Bundesamtes, Verbraucherpreisdaten der Europäischen Union und Daten zur Zinsentwicklung der Deutschen Bundesbank; dabei stehen uns nicht nur Quartals- sondern auch Monatsdaten zur Verfügung. Die im Literaturüberblick vorgestellten Studien zur Mehrwertsteuererhebung geben Hinweise darauf, welche weiteren Einflussfaktoren in der Schätzung berücksichtigt werden müssen. Auf dieser Basis haben wir unsere Datenbank um mögliche Einflussvariablen auf die Preisentwicklung ergänzt. Wie bei Poterba (1996) gehört hierzu die Preisentwicklung in der Eurozone (Harmonisierter Verbraucherpreisindex der Eurozone), die allerdings stark mit der Preisentwicklung in Deutschland korreliert ist. Während Poterba (1996) jedoch keine Daten zu den Produktionskosten zur Verfügung stehen, können wir auf Daten der Preisentwicklung der Erzeugerkosten im produzierenden Gewerbe und der Landwirtschaft zurückgreifen. Darüber hinaus fließen das Zinsniveau sowie die Energiepreise mit in die Schätzung ein.

Wir folgen in unserem ökonometrischen Vorgehen der in Teilkapitel 7.2 kurz vorgestellten Analyse zur Mehrwertsteuerüberwälzung von Viren (2007), indem wir unser Modell in ersten Differenzen der logarithmierten Preisveränderungen schätzen. Die Mehrwertsteuereinführung wird dabei als Dummy-Variable in das Modell integriert, wobei für Zeiteffekte kontrolliert wird.<sup>96</sup>

Eine notwendige Voraussetzung für aussagekräftige Resultate bei Regressionen ist die korrekte Berücksichtigung der Stationaritätseigenschaften der zu untersuchenden Zeitreihen. Denn nur bei Vorliegen von stationären oder schwach abhängigen Prozessen ist die Anwendung der herkömmlichen Methode der kleinsten Quadrate ein effizientes Schätzverfahren. Liegen dagegen stark abhängige Prozesse vor, sind Verzerrungen der Schätzer und fehlerhafte Aussagen zur Signifikanz der Ergebnisse die Folge. Zur Kontrolle der Stationarität der Datenreihen und zur Ermittlung der gegebenenfalls notwendigen Differenzenbildung greifen wir auf den „Augmented Di-

---

<sup>96</sup> Vgl. hierzu Viren (2007) aber auch Valadkhani (2005), Box und Tiao (1975) oder Deutsche Bundesbank (2008a).

ckey-Fuller Test“ zurück. Denn in den uns vorliegenden Daten ist aufgrund der Eigenschaften der Preisdaten von einer starken Autokorrelation auszugehen. Wie zu erwarten war, muss die Nullhypothese, dass die zu untersuchenden Datenreihen stationär sind, abgelehnt werden (Augmented Dickey-Fuller Test). Aus diesem Grund schätzen wir unser Modell in ersten Differenzen, da die Differenzbildung die ursprünglichen Datenreihen in stationäre Datenreihen transformiert. In unserem Fall reichen hierfür die ersten Differenzen aus, da, angewendet auf die differenzierten Daten, der Augmented Dickey-Fuller-Test die Stationarität des Differenzenmodells bestätigt.

Neben dem Problem der stark abhängigen Prozesse, das bei uns durch die Differenzbildung behoben werden konnte, kann die Effizienz der Schätzung und die Größe der Standardfehler auch durch das Vorliegen von autokorrelierten Fehlertermen sowie Heteroskedastizität eingeschränkt sein. Ein Testverfahren hierzu liegt von Breusch und Godfrey vor.<sup>97</sup> Allerdings muss in diesen Fällen das Kleinste-Quadrate-Schätzverfahren nicht abgelehnt werden. Eine Schätzung sollte jedoch – wie von uns in den Schätzungen vorgenommen – mit robusten Standardfehlern erfolgen.<sup>98</sup>

#### 7.4.2 Ergebnisse der Regressionsanalyse

In einem ersten Schritt wird durch die Integration der Mehrwertsteuer als Dummy-Variable geschätzt, welchen Effekt die Einführung des höheren Regelsatzes unmittelbar zum 1. Januar 2007 hatte. In Tabelle 7.2 sind die Ergebnisse für verschiedene Produktkategorien dargestellt (COICOP-2- und COICOP-4-Steller-Ebene). Hierbei wurde auch die Entwicklung für die von der Mehrwertsteuererhöhung erfassten Produkte und die Entwicklung der keiner Steuererhöhung unterliegenden Produkte unterschieden. Um Aussagen über den zeitlichen Ablauf der Überwälzung zu erhalten, haben wir in einem zweiten Schritt unser Modell um zusätzliche Dummy-Variablen erweitert, die den Einfluss der Mehrwertsteuererhöhung in den Monaten vor und nach der Reform kontrollieren. Wir folgen hierbei dem Vorgehen von Valadkhani (2005) und der Deutschen Bundesbank (2008a). Wie bei Valadkhani zeigt sich auch in unserer Analyse, dass die erzielten Ergebnisse zu einem großen Teil nicht signifikant sind. Dies ist vor dem Hintergrund der nivellierenden Effekte des unterschiedlichen Preissetzungsverhaltens der Unternehmen nicht verwunderlich und wurde bereits in der deskriptiven Analyse deutlich. Somit lässt sich für das zeitliche Muster der Überwälzung keine eindeutige Aussage treffen. Die von der Deutschen

---

<sup>97</sup> Vgl. Baum (2006), S. 156.

<sup>98</sup> Vgl. hierzu Baum (2006) und Wooldridge (2006).

Bundesbank (2008a) vorgeschlagene Dreiteilung des Überwälzungsvolumens von jeweils einem Drittel in 2006, einem Drittel zum Zeitpunkt der Einführung im Januar 2007 und einem Drittel im weiteren Verlauf des Jahres 2007 kann durch unsere Analyse nicht bestätigt werden.<sup>99</sup>

Insgesamt zeigt sich bei der Analyse ohne Berücksichtigung vorgezogener oder nachholender Überwälzungsvorgänge jedoch deutlich, dass im Januar 2007 – wie zu erwarten – eine Überwälzung der Mehrwertsteueranhebung auf den Verbraucherpreisindex insgesamt statt gefunden hat. Dieses Ergebnis ist statistisch hoch signifikant ( $p < 0,001$ ). Der Wert des Überwälzungsparmeters zeigt jedoch in Übereinstimmung mit bisherigen Studien, dass die Mehrwertsteuer in Deutschland zum Zeitpunkt ihrer Einführung nur teilweise weitergegeben wird. Der Koeffizient liegt mit 0,61 deutlich unter dem Wert von 1,4, der bei einer sofortigen Vollüberwälzung der Mehrwertsteueranhebung eintreten würde. Unsere Schätzung kommt damit zu einem nur leicht höheren Ergebnis als die Deutsche Bundesbank (2008a), die von einer Überwälzung zum Januar 2007 von rund einem Drittel ausgeht und damit innerhalb des 95%-Konfidenzintervalls unserer Schätzung bleibt.

Tabelle 7.2

**Regressionsergebnisse zur Überwälzung der Umsatzsteuer**

Produktgruppe - COICOP-2/4Steller	$\beta_0$	95%-Konfidenzintervall
<b>CC99 Verbraucherpreisindex insgesamt</b>	<b>0,61***</b>	<b>0,3 - 0,92</b>
<b>Ohne/ermäßigter MwStatz</b>	<b>(-0,02)</b>	<b>(-0,15 - 0,18)</b>
<b>Regulärer MwStatz (ohne Energie)</b>	<b>0,66***</b>	<b>0,24 - 1,08</b>
<b>Regulärer MwStatz</b>	<b>1,00***</b>	<b>0,64 - 1,36</b>
CC01 Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	(-0,15)	(-0,38 - 0,67)
CC02 Alkoholische Getränke, Tabakwaren	0,88*	-0,75 - 1,84
CC03 Bekleidung und Schuhe	(-0,61)	(-1,63 - 0,40)
CC04 Wohnungsmiete, Wasser, Strom, Gas u.a. Brennstoffe	0,37***	0,23 - 0,51
CC05 Einrichtungsgegenstände für den Haushalt	0,24*	0,11 - 0,48
CC06 Gesundheitspflege	(-4,4)	-10,01 - 1,24
CC07 Verkehr	2,46***	1,78 - 3,13
CC08 Nachrichtenübermittlung	1,47***	0,95 - 2,00
CC09 Freizeit, Unterhaltung und Kultur	1,48*	-0,18 - 3,15
CC10 Bildungswesen	(-0,39)	(-2,65 - 1,81)
CC11 Beherbergungs- und Gaststätdienstleistungen	0,28***	0,07 - 0,49
CC12 Andere Waren und Dienstleistungen	0,32**	0,11 - 0,52

\*\*\* Signifikanz  $p < 0,001$ ; \*\* Signifikanz  $p < 0,01$ ; \* Signifikanz  $p < 0,05$ ;

Die ökonometrische Schätzung bestätigt die bereits in der deskriptiven Analyse aufgezeigte Heterogenität der Steuerüberwälzung zwischen den einzelnen Produktgruppen. Gerade im Bereich „Verkehr“ zeigt sich eine fast vollständige Überwälzung zum Stichtag der Einführung der Steuerer-

<sup>99</sup> Nur auf Basis der uns leider nicht vorliegenden disaggregierten Daten wäre eine Überprüfung der Robustheit unseres Ergebnisses möglich (wie sie zum Beispiel von Gábel und Reiff (2006) für Ungarn vorgenommen wurde).

höhung, während „Einrichtungsgegenstände für den Haushalt“ sowie der Bereich „Andere Waren und Dienstleistungen“ einen weitaus geringeren Wert ausweisen. Die für einzelne Produktgruppen in Tabelle 7.2 ausgewiesenen negativen Werte, die auf Preissenkungen durch die Steuererhöhung hinweisen würden, sind allesamt nicht signifikant und besitzen daher auch keine wirtschaftspolitische Relevanz.

Wie zu erwarten war, liegt der Parameterwert der Steuerüberwälzung für die von der Mehrwertsteuererhöhung direkt betroffenen Produkte deutlich über dem entsprechenden Wert für die Produkte ohne oder mit ermäßigter Steuerpflicht. In unserer Schätzung zeigt sich sogar, dass bei letzterer Produktgruppe kein Einfluss der Mehrwertsteuererhöhung auf den Produktpreis festzustellen ist. Dies deutet darauf hin, dass offensichtlich keine Querwälzung der Steuererhöhung von direkt betroffenen Produkten auf nicht direkt betroffene Produkte erfolgt ist. Dieses Ergebnis ist jedoch statistisch nicht signifikant.

## 7.5 Fazit

Unsere Untersuchung zur Überwälzung der Umsatzsteuer folgte der Methodik von Viren (2007). Der Einfluss der Mehrwertsteuer wurde durch die Integration einer Dummy-Variablen für die Mehrwertsteuer in ein so genanntes „First-Difference-Modell“ mit robusten Standardfehlern geschätzt. Zur Berücksichtigung des zeitlichen Einflusses wurden analog zu Valadkhani (2005) und der Deutschen Bundesbank (2008a) zusätzlich Dummy-Variablen für die Monate vor und nach Einführung der Mehrwertsteuererhöhung in unsere Schätzung eingebunden. Während sowohl in den amerikanischen Studien von Poterba (1996) sowie Besley und Rosen (1999) als auch in der Analyse der Deutschen Bundesbank (2008a) regional disaggregierte Preisdaten genutzt werden konnten, standen uns zur Auswertung lediglich bundeseinheitliche Indexwerte zur Verfügung. Wegen der stark aggregierten Regression konnten wir keine eindeutige Aussage zum zeitlichen Muster der Überwälzung herleiten. Allerdings bestätigt unsere Analyse der unmittelbaren Überwälzungseffekte zum Januar 2007 in Übereinstimmung mit den für Deutschland vorliegenden Studien die These, dass die Mehrwertsteuer nur teilweise zum Zeitpunkt ihrer Einführung weitergegeben wird. Schließlich liegt der Koeffizient mit 0,61 deutlich unter dem Wert von 1,4, der bei einer Vollüberwälzung der Mehrwertsteueranhebung eintreten würde.

Unsere ökonometrische Schätzung zeigt zudem eine starke Heterogenität der Steuerüberwälzung zwischen den einzelnen Produktgruppen. Während wir für die Verbraucherpreisgruppe „Verkehr“ eine fast vollständige Über-

wälzung zum 1. Januar 2007 ermitteln, ist z.B. die Überwälzungsrate für „Einrichtungsgegenstände für den Haushalt“ sowie „Andere Waren und Dienstleistungen“ weitaus niedriger. Wie zu erwarten, liegt der Parameterwert für das Ausmaß der Steuerüberwälzung bei den von der Mehrwertsteuererhöhung direkt betroffenen Produkten deutlich über dem Wert für die Produkte der Vergleichsgruppe, die gar nicht oder nur mit dem ermäßigten Steuersatz besteuert werden. In unserer Schätzung konnte für die Produktgruppen mit ermäßigtem Mehrwertsteuersatz kein signifikanter Einfluss der Mehrwertsteuererhöhung auf den Produktpreis festgestellt werden. Für die ursprünglich angenommene Querüberwälzung der Steuererhöhung von Produkten, die von der Steuererhöhung betroffen sind, hin zu Produkten, bei denen dies nicht der Fall ist, finden wir keine Evidenz.

Die beiden zentralen Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Die Unternehmen konnten die Belastung durch die Mehrwertsteuererhöhung zum 1. Januar 2007 in vielen Produktgruppen offenbar erst mit mehrmonatiger Verzögerung weitergeben.
- Für eine Querwälzung von Lasten auf nicht direkt von der Mehrwertsteuererhöhung betroffene Produktgruppen fanden wir keine Belege.

Somit lassen sich zwei Schlussfolgerungen formulieren:

- Einige Unternehmen tragen zumindest in der kurzen Frist einen erheblichen Teil der Last einer höheren Mehrwertsteuer und werden vermutlich versuchen, diese auf die Input-Faktoren Arbeit oder Kapital weiterzugeben.
- In der kurzen Frist sind die Reaktionsmöglichkeiten der Unternehmen geringer und folglich deren Belastungen höher als in der Literatur zur Steuerüberwälzung oftmals angenommen wird.

## **8 Die effektive Steuerinzidenz der „Steuerreform 2000“ – Eine Analyse auf Basis von Makrodaten**

In den vergangenen Jahren wurde versucht, empirische Evidenz zu den gesamtwirtschaftlichen Effekten fiskalischer Maßnahmen zu finden. Dabei standen die Effekte einer Steuersenkung oder einer Staatsausgabenerhöhung auf das Bruttoinlandsprodukt (BIP) im Vordergrund. Eine Reihe empirischer Studien kamen zu dem Ergebnis, dass von Einnahmenerhöhungen negative und von Ausgabenerhöhungen positive Effekte auf das Bruttoinlandsprodukt ausgehen (vgl. Gebhardt und Siemers 2008: 387f). Ausgangspunkt dieser wieder intensivierten Forschung war eine Arbeit von Blanchard und Perotti (2002), die ein strukturelles vektorautoregressives Modell (VAR) für ihre empirische Analyse verwendet haben. Für Deutschland haben Bode et al. (2006) diesen Ansatz übernommen. Dabei werden aber nicht einzelne finanzpolitische Maßnahmen untersucht, sondern generell die Effekte von Einnahmen- und Ausgabenänderungen der öffentlichen Haushalte auf das Bruttoinlandsprodukt.<sup>100</sup>

Neben der Untersuchung der Einnahmen und Ausgaben der öffentlichen Haushalte hat sich inzwischen ein nicht unbedeutender Teil der empirischen Studien darauf konzentriert, einzelne wirtschaftspolitische Maßnahmen, wie die Erhöhung der Verteidigungsausgaben oder Steuererhöhungen, genauer zu untersuchen (z.B. Romer und Romer 2007). Damit wird die Hoffnung verbunden, dass man die Effekte finanzpolitischer Maßnahmen eindeutiger identifizieren kann, wenn sie als exogen zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung angesehen werden können.

In diesem Kapitel untersuchen wir die Effekte der „Steuerreform 2000“ auf wesentliche gesamtwirtschaftliche Variablen wie das Bruttoinlandsprodukt (BIP), die private Investition, den privaten Konsum, verschiedene Preisindizes und Arbeitsmarktkennzahlen (wie beispielsweise die Lohnstückkosten, das Lohnniveau und die Beschäftigung). Zu diesem Zweck werten wir Makrodaten (vor allem der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) und verschiedener Preisstatistiken) in dem Zeitraum vom 1. Quartal 1991 bis zum 4. Quartal 2007 erst deskriptiv und dann mittels eines vektorautoregressiven Modells (VAR) aus. Das Verfahren erlaubt uns, sowohl die Überwälzungseffekte der Besteuerung auf die Preise inklusive den Löhnen

---

<sup>100</sup> Mit diesem Ansatz wurden kürzlich auch die Effekte von Ölpreis- und Wechselkurschocks, die Effekte der Globalisierung und die Effekte von Mehrwertsteuererhöhungen in Deutschland untersucht (vgl. RWI Essen 2008).

(Preisüberwälzung) als auch auf Investitionen und andere wesentliche gesamtwirtschaftliche Kennzahlen zu untersuchen.

### 8.1 Die „Steuerreform 2000“

Die „Steuerreform 2000“ trat am 1. Januar 2001 in Kraft. Sie umfasste eine Reihe steuerpolitischer Maßnahmen und repräsentiert sowohl eine Unternehmenssteuerreform für Kapitalgesellschaften als auch eine Reform der Einkommensteuer, die neben den Privatpersonen auch die vielen Personenn Unternehmen betraf (vgl. Kapitel 2). Aufgrund der fiskalischen Größenordnung eignet sich die Steuerreform gut zur exemplarischen Analyse der gesamtwirtschaftlichen Effekte steuerlicher Maßnahmen.

Bei der *Einkommensteuer (ESt)* wurden 2001 der Eingangsteuersatz von 22,9 % auf 19,9 % und der Spitzensteuersatz von 51 % auf 48,5 % gesenkt. Der Grundfreibetrag wurde von 6 902 € auf 7 206 € erhöht. Für Personenn Unternehmen besonders wichtig war die Einführung einer pauschalen Verrechnung der Gewerbesteuer (GewSt) innerhalb der Einkommensteuer in Höhe des 1,8-fachen des Gewerbesteuer-Meßbetrages, die zu Entlastungen führte. Allerdings wurde 2001 innerhalb der ESt auch die Vollarbeitung der auf Unternehmensebene bezahlten Steuern durch das Halbeinkünfteverfahren ersetzt, wodurch die Steuerzahler belastet wurden.

Innerhalb der *Körperschaftsteuer (KSt)* wurde der bis dahin übliche gesplattene Satz auf thesaurierte und ausgeschüttete Gewinne durch einen einheitlichen KSt-Satz von 25 % ersetzt, was einer deutlichen Steuersatzsenkung entsprach.<sup>101</sup> Im Gegenzug wurden 2001 aber auch die Abschreibungsmöglichkeiten eingeschränkt.

Neben diesen Steuerrechtsänderungen trat gleichzeitig zum 1. Januar 2001 die dritte Stufe der ökologischen Steuerreform in Kraft. Die Regelung zur Abzugsfähigkeit von Fahrtkosten für Arbeitswege wurde geändert und die Kraftfahrzeugsteuer für Fahrzeuge mit relativ hohem Schadstoffausstoß wurde erhöht. Darüber hinaus wurde der Beitragssatz in der gesetzlichen Rentenversicherung um 0,2 auf 19,1 Prozentpunkte gesenkt. Im Arbeitsrecht trat das Teilzeit- und Befristungsgesetz in Kraft, wonach in Betrieben mit mehr als 15 Beschäftigten ein Anspruch auf Teilzeitarbeit besteht (Gebhardt et al. 2003). Diese zusätzlichen Rechtsänderungen, die die Steuerreform in der zu untersuchenden Zeitspanne flankierten, müssen innerhalb unserer Untersuchung ebenfalls beachtet werden, da die im Folgenden

---

<sup>101</sup> Durch die Übergangsregeln bezüglich des bisher höher als 25 % steuerlich belasteten thesaurierten Altkapitals kam es zu massiven Mindereinnahmen bei der KSt.

gefundenen Effekte grundsätzlich auch durch diese Änderungen begründet sein könnten.

## **8.2 Deskriptive Analyse der Entwicklung wesentlicher gesamtwirtschaftlicher Größen**

Im ersten Schritt werten wir die Daten deskriptiv aus. Hierzu bilden wir für die Zeitspanne vom 1. Quartal 2000 bis zum 4. Quartal 2001 – also in der Zeitspanne, in der Effekte der Steuerreform vor allem zu beobachten sein sollten – die Ist-Zahlen verschiedener gesamtwirtschaftlicher realer Größen (z.B. BIP und private Investitionen), verschiedener Preisindizes und verschiedener Kennzahlen des Arbeitsmarktes ab. Darüber hinaus zeigen wir die trendmäßige Entwicklung der Größen in diesem Zeitraum als Vergleichsgröße. Effekte der Steuerreform sollten dann als merkliche Abweichung vom Trend im 1. Quartal 2001 zu erkennen sein. Dabei ist zu beachten, dass die Steuerrechtsänderungen sowohl auf den Gütermärkten als auch auf dem Arbeitsmarkt zu Mengen- und Preiseffekten führen können. So könnte die Reform die Verbraucherpreise senken, gleichzeitig aber auch zu einer höheren gesamtwirtschaftlichen Produktion führen. Sie könnte die Löhne steigern und/oder die Beschäftigung erhöhen.

Das reale Bruttoinlandsprodukt, die Bruttoanlageinvestitionen, der private Konsum, der Investitions-Deflator, die Zahl der Beschäftigten und die Bruttolöhne und -gehälter sind den Daten der VGR entnommen (Statistisches Bundesamt 2008a). Zusätzlich wird auf den Verbraucherpreisindex des Statistischen Bundesamtes zurückgegriffen (Statistisches Bundesamt 2008b).

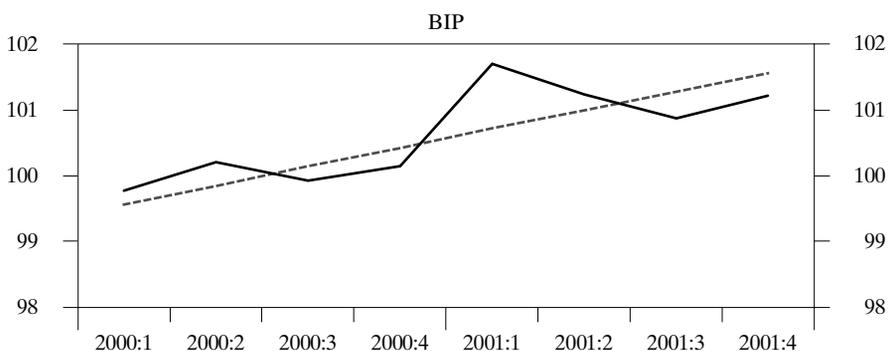
### 8.2.1 Reale Größen

Bei den realen Größen betrachten wir den Verlauf des realen BIP, der realen privaten Bruttoanlageinvestitionen und des realen privaten Konsums. Die Verläufe sind in den Schaubildern 8.1 bis 8.3 abgetragen. Dabei ist die gestrichelte Linie immer die trendmäßige Entwicklung und die nichtgestrichelte Kurve der tatsächliche Verlauf über die acht Quartale der Jahre 2000 und 2001.

Schaubild 8.1

#### Entwicklung des realen Bruttoinlandproduktes (BIP)

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001 (Jahr 2000 = 100)

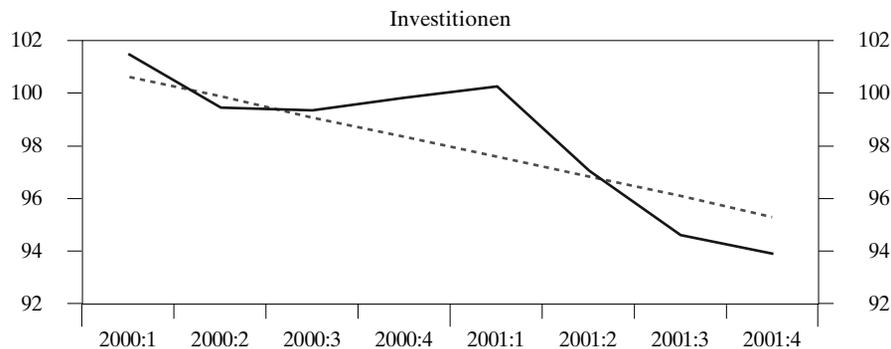


Quelle: Statistisches Bundesamt (2008a), RWI-Berechnungen.

Schaubild 8.2

#### Entwicklung der realen privaten Bruttoanlageinvestitionen

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001 (Jahr 2000 = 100)

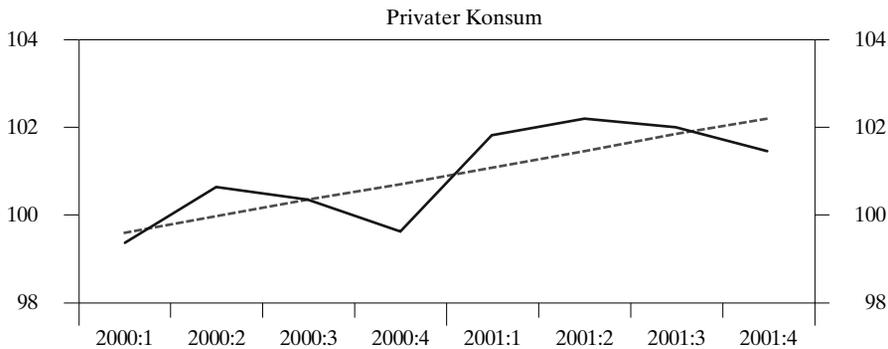


Quelle: Statistisches Bundesamt (2008a), RWI-Berechnungen.

Schaubild 8.3

**Entwicklung der realen privaten Konsumausgaben**

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001 (Jahr 2000 = 100)



Quelle: Statistisches Bundesamt (2008a), RWI-Berechnungen.

Betrachtet man die realwirtschaftliche Entwicklung unmittelbar vor und nach dem In-Kraft-Treten der Maßnahmen, zeigt sich ein vorübergehender Anstieg des BIP, der auf einen positiven Effekt der Steuerreform schließen lassen könnte. Auch der trendmäßige Rückgang der privaten Investitionen kehrte sich vorübergehend in einen Anstieg um, was auf einen positiven Effekt der Steuerreform auf die privaten Investitionen hindeuten könnte. Darüber hinaus stieg der private Konsum in den ersten beiden Quartalen 2001 stärker als in den Quartalen vorher und nachher, so dass die Steuerreform auch den privaten Konsum belebt haben könnte.

Unsere deskriptive Analyse gibt somit Hinweise auf einen positiven Effekt der Steuerreform 2000 auf die wesentlichen realwirtschaftlichen Kennzahlen. Da wir reale Größen betrachten, handelt es sich um Mengeneffekte, die nicht mit bloßen Preiseffekten zu erklären sind. Bei Überwälzungsvorgängen steht oft aber die Überwälzung von Steuern auf Preise im Zentrum des Interesses (Preisüberwälzung). Neben den realen Effekten, die Steuerrechtsänderungen verursachen, sind deshalb vor allem auch die Preiseffekte relevant.

### 8.2.2 Preise

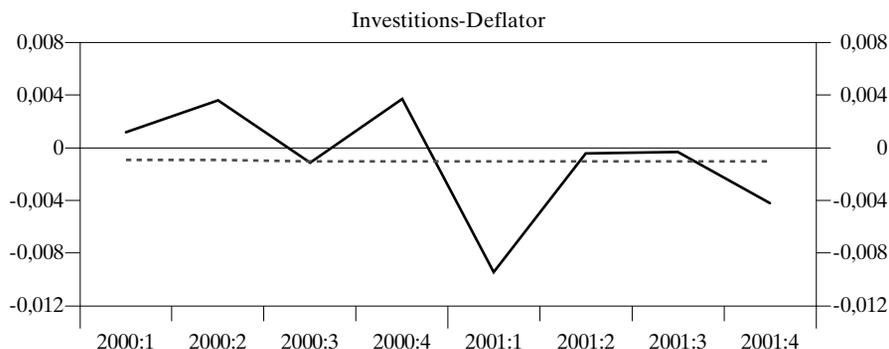
In unserer Studie haben wir uns deshalb die Entwicklung des Deflators der privaten Bruttoanlageinvestitionen und des Verbraucherpreisindex näher betrachtet; der Investitionsdeflator ist als ein Maß für das Preisniveau von Investitionsgütern zu sehen. Diese zeigen, wie (i) Unternehmen innerhalb der Produktionskette mittels höherer Preise für Investitionsgüter die Steuerlast aufeinander überwälzen und (ii) mittels höherer Endverbraucherprei-

se die Steuerlast auf den Verbraucher überwälzen. Die Entwicklung der beiden Preisindizes ist in den Schaubildern 8.4 und 8.5 aufgezeigt.

Schaubild 8.4

**Entwicklung des Investitions-Deflators**

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001, Veränderungsrate zum Vorquartal



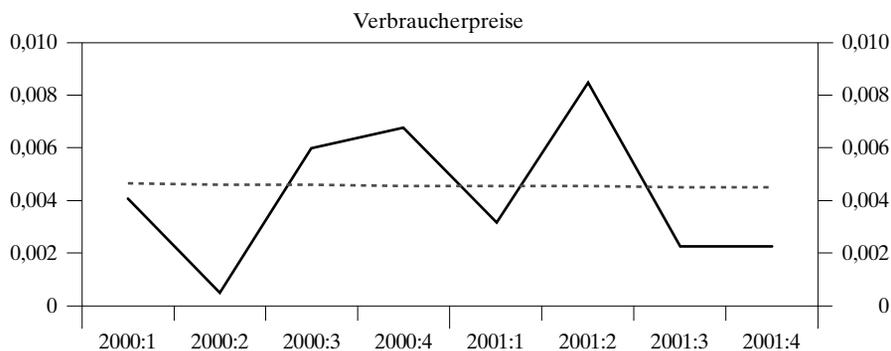
Quelle: Statistisches Bundesamt (2008a), RWI-Berechnungen.

Wir sehen, dass im 1. Quartal im Jahr 2001 der Anstieg der Preise für Bruttoanlageinvestitionsgüter merklich zurückgegangen ist, was darauf hindeuten könnte, dass Unternehmen ihre Steuerentlastung auch zum Anlass nahmen, die Preise für Investitionsgüter weniger stark zu erhöhen oder gar zu senken. Dies wäre ein Indiz für eine Überwälzung der Steuerlast im Investitionsgüterbereich.

Schaubild 8.5

**Entwicklung des Verbraucherpreisindex**

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001, Veränderungsrate zum Vorquartal



Quelle: Statistisches Bundesamt (2008b), RWI-Berechnungen.

Bei den Verbraucherpreisen ist der Befund jedoch nicht eindeutig. Zwar kam es hier im Quartal der Steuerreform Einführung zu einem Abfall der Preissteigerungen im Vergleich zu den zwei Vorquartalen. Im darauf folgenden Quartal sind die Verbraucherpreise dann aber wieder stark angestiegen, so dass der Preissteigerungsrückgang überkompensiert wurde. Hieraus lässt sich kein Hinweis auf einen dämpfenden Effekt der Steuerreform bezüglich der Verbraucherpreise ableiten.

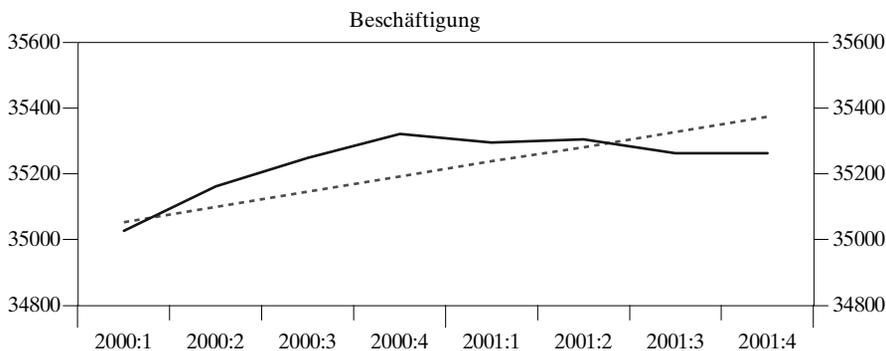
### 8.2.3 Arbeitsmarkt

Ein interessantes Thema ist auch die Überwälzung von Steuerlasten auf die Nominallöhne (vgl. Kapitel 6). Bei relativ starren Nominallöhnen könnte ein analoger Effekt aber auch über die Beschäftigung laufen, wenn Steuerlasten nicht über sinkende Löhne überwältigt werden können. Daher haben wir uns die Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt mittels der Entwicklung der Beschäftigung, der Nominallöhne<sup>102</sup> und der Lohnstückkosten betrachtet. Die Verläufe dieser Kennzahlen sind in den Schaubildern 8.6 bis 8.8 zu sehen.

Schaubild 8.6

#### Entwicklung der Beschäftigung

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001, in Tsd.



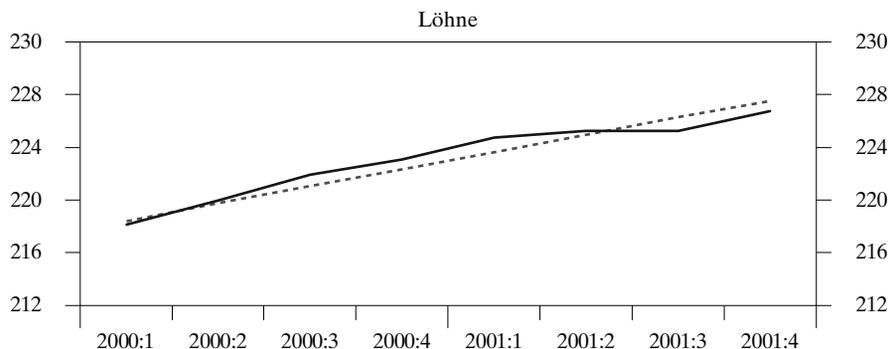
Quelle: Statistisches Bundesamt (2008a), RWI-Berechnungen.

<sup>102</sup> Als Maß für die Nominallöhne haben wir die so genannten Arbeitnehmerentgelte verwendet. Diese sind die Summe aus der gesamtwirtschaftlichen Bruttolohn- und Gehaltssumme und der Summe der Sozialbeiträge der Arbeitgeber.

Schaubild 8.7

**Entwicklung der Nominallöhne**

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001, in Mrd. €



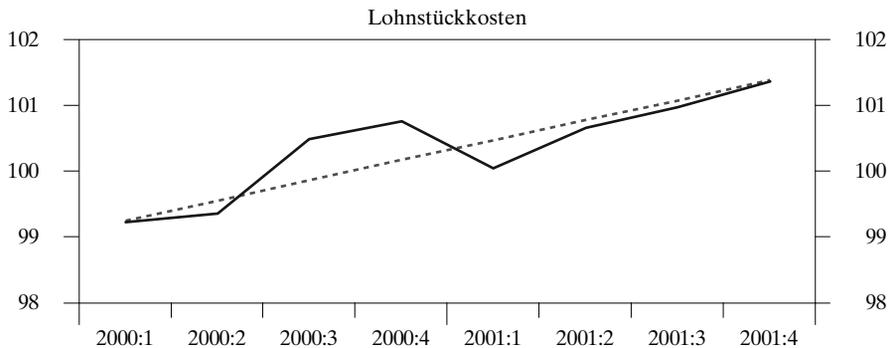
Quelle: Statistisches Bundesamt (2008a), RWI-Berechnungen.

Wir sehen, dass bei den drei Kenngrößen um den Zeitpunkt des In-Kraft-Tretens der Steuerreform keine nennenswerten Veränderungen zu beobachten sind. Weder die Löhne noch die Beschäftigung zeigen eine unmittelbare Veränderung. Allerdings ist eine ganz leichte Verzögerung des Abfalls der Beschäftigung und des Nominallohns zu beobachten. So fällt die Beschäftigung im 1. Quartal 2001 etwas weniger stark als in den Vorquartalen. Das Steigen der Arbeitslosigkeit verstärkt sich aber schon im 2. Quartal wieder. Bei den Nominallöhnen kommt es im 1. Quartal zu einem ganz leichten Anstieg. In den Quartalen danach kommt es aber wieder zu einem viel stärkeren Sinken des Nominallohniveaus. Lediglich die Lohnstückkosten sind kurzzeitig im 1. Quartal 2001 deutlich zurückgegangen. Dies lässt sich aber auf den Anstieg des BIP zurückführen und ist ebenfalls kein deutlicher Hinweis auf positive Effekte der Steuerreform auf dem Arbeitsmarkt.

Schaubild 8.8

**Entwicklung der Lohnstückkosten**

1. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2001 (Jahr 2000 = 100)



Quelle: Statistisches Bundesamt (2008a), RWI-Berechnungen.

**8.3 Ökonometrische Analyse der gesamtwirtschaftlichen Effekte**

Ohne statistische Methoden, die es uns erlauben, Veränderungen mittels Standardfehlern in signifikante und nicht signifikante zu unterteilen, kann keine empirische Evidenz für die Steuerreformeffekte gefunden werden. Auch eine Quantifizierung der Effekte ist letztlich nicht möglich.

Um statistisch signifikante Effekte der „Steuerreform 2000“ zu identifizieren und zu quantifizieren, wird deshalb zunächst ein VAR-Modell mit einer exogenen Variablen (VARX-Modell) geschätzt. In einem VAR-Modell ist für jede Variable eine Gleichung enthalten, so dass alle Variablen modellendogen sind. Die Gleichungen sind so aufgebaut, dass alle Variablen auf die verzögerten eigenen Werte und auf die verzögerten Werte aller anderen Variablen des Systems regressiert werden. Um die Ursache-Wirkungsbeziehung zwischen den Variablen zu identifizieren, ist daher die Annahme ausreichend, dass die Ursache der Wirkung zeitlich vorhergeht. Die Gleichungen werden mit OLS geschätzt. Der Vorteil dieses Vorgehens ist, dass die Zusammenhänge der Variablen empirisch, d.h. auf Grundlage der Korrelationen in der Stichprobe, bestimmt werden. Die VAR-Modelle sind in jüngerer Zeit erweitert worden, so dass auch exogene Variablen in das Modell aufgenommen werden können (VARX). In unserem Modell ist die exogene Variable eine Variable, die die Steuerreform repräsentiert. Anschließend wird mit Hilfe der so geschätzten Koeffizienten des Gleichungssystems des VAR-Modells die Steuerreform simuliert.<sup>103</sup>

<sup>103</sup> Für eine genaue Beschreibung des Ansatzes siehe RWI (2008: 25 f.).

Der empirische Ansatz dieses Abschnitts folgt im Wesentlichen Edelberg, Eichenbaum und Fisher (1998), die ein VARX-Modell verwenden. Als endogene Variablen werden von den Autoren das Bruttoinlandsprodukt, der Dreimonatszins, ein Ölpreisindex, die Verteidigungsausgaben und jeweils eine weitere Variable, wie z.B. die Löhne, die Beschäftigung, der private Konsum und die privaten Investitionen aufgenommen. Edelberg et al. (1998) schätzen das VAR unter Verwendung von Niveauvariablen.<sup>104</sup>

In unserer Analyse wird angenommen, dass die Steuerrechtsänderungen der Steuerreform 2000 exogen in dem Sinne sind, dass sie unabhängig von der realwirtschaftlichen und preislichen Entwicklung beschlossen wurden. Um dies zu überprüfen, schlagen Romer und Romer (2007) eine Klassifikation von Steuerrechtsänderungen vor.<sup>105</sup> Demnach ist eine Steueränderung endogen, wenn sie durchgeführt wird, um auf die konjunkturelle Situation zu reagieren. Alle Änderungen, die nicht explizit mit der konjunkturellen Entwicklung begründet werden, werden als exogene Änderungen eingestuft. Die Steuerreform 2000 wurde nicht mit einem konjunkturellen Abschwung begründet, sondern sollte allgemein die Besteuerungspraxis in Deutschland modernisieren. Sie ist daher gemäß dem „Romer-Kriterium“ als exogen zu betrachten.

Wie in Edelberg et al. (1998) schätzen wir jeweils ein VAR mit vier Variablen und einer exogenen Dummyvariablen. Als Kontrollvariablen verwenden wir das Bruttoinlandsprodukt, den Dreimonatszins und den Importpreisindex für Energie. Dazu wird jeweils eine weitere Variable aufgenommen, um die Effekte der Steuerreform auf diese Variablen zu untersuchen. Die Steuerreformvariable wird so konstruiert, dass sie im ersten Quartal 2001 den Wert eins und sonst null annimmt. Sie zeigt also den Wirkungsbeginn der Änderungen durch die Steuerreform 2000 an. Im Unterschied zu der Studie von Edelberg et al. (1998) werden abgesehen vom Zinssatz alle Variablen logarithmiert und in ersten Differenzen verwendet, so dass die zu erklärenden Variablen die Veränderungsraten der betrachteten Größen sind. Es werden Quartalsdaten von 1991:1 (1. Quartal in 1991) bis 2007:4 (4. Quartal in 2007) verwendet. Die Lag-Länge wird mit Hilfe der üblichen Informationskriterien bestimmt, wobei das Akaike Informationskriterium (AIC) und das Hannan-Quinn Informationskriterium (HQ) in der Regel die gleiche Lag-Länge empfehlen. Nur bei den Investitionen deutet das AIC auf mehr Lags hin als das HQ. In diesem Fall wurde die von HQ empfohlene Lag-Länge gewählt. In den VAR's wurden nicht-saisonbereinigte Daten ver-

---

<sup>104</sup> Auch der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung hat in seinem Jahresgutachten 2006 eine empirische Analyse der Effekte einer Mehrwertsteuererhöhung mit einer ähnlichen Methode durchgeführt (Sachverständigenrat 2006b: 58 ff.).

<sup>105</sup> Vgl. auch Ramey und Shapiro (1997) oder Blanchard und Perotti (2002).

wendet, um Verzerrungen durch die Saisonbereinigung zu vermeiden. Stattdessen wurden Saisondummies aufgenommen, um für saisonale Effekte zu kontrollieren.

Zusätzlich zu den VGR-Daten und den Preisstatistiken des Statistischen Bundesamtes verwenden wir als Zinssatz den Dreimonatsgeldmarktzins der Deutschen Bundesbank (2008b). Die Energiepreise werden durch den Importpreisindex für Energie aus der Außenhandelsstatistik abgebildet (Statistisches Bundesamt 2008c).

Da es in einem VAR-Modell mit exogenen Variablen (VARX) nicht möglich ist, Impuls-Antwortfolgen für eine Veränderung der exogenen Variablen zu berechnen, werden die Effekte der Steuerreform mit Hilfe von dynamischen Multiplikatoren bestimmt. Dazu wird das geschätzte Modell einmal für den Fall mit und einmal für den Fall ohne Steuerreform simuliert. Die Effekte werden als Differenz aus den beiden simulierten Werten für die jeweilige Variable errechnet. Die dynamischen Multiplikatoren sind mit 10 %-Konfidenzintervallen dargestellt. Die dargestellten 90%-Konfidenzbänder wurden der Literatur folgend mit Hilfe eines Bootstrap-Verfahrens erzeugt (Edelberg et al. 1998). Dazu wurden aus den Residuen der geschätzten Gleichungen des VAR-Modells neue Residuenreihen durch Ziehen mit Zurücklegen erzeugt. Diese wurden zu den geschätzten Werten der endogenen Variablen des Modells addiert. Mit Hilfe dieser künstlich erzeugten Reihen für die endogenen Variablen wurde das VAR neu geschätzt. Für jedes neu geschätzte Modell wurden die Effekte der Steuerreform simuliert. Dieser Vorgang wurde 500-mal wiederholt. Für jede simulierte Periode wurden die Werte der Größe nach geordnet und der 26ste (Grenze der untersten 5 %) und der 475ste Wert (Grenze der obersten 5 %) ausgewählt.

Die Ergebnisse werden nachfolgend zusammengefasst. Empirische Evidenz für einen Effekt der Steuerreform finden wir immer dann, wenn in einem Quartal das Konfidenzband (Raum zwischen den gestrichelten Kurven) um die Impuls-Antwortfolge (mittlere, nicht-gestrichelte Kurve) komplett über oder unter der Null-Linie verläuft. Einen signifikanten Effekt hat man also immer dann, wenn entweder die Kurve der Konfidenzuntergrenze die Null-Linie überschreitet (signifikanter Anstieg der betrachteten Variablen) oder die Konfidenzobergrenze die Null-Linie unterschreitet (signifikante Senkung der betrachteten Variablen). Das so konstruierte Konfidenzband informiert somit über den Ergebnisbereich, der bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 10 % sich ergibt: liegt dieser Bereich in einem Quartal vollständig über oder unter der Nulllinie, so kann man in diesem Quartal bei einer maximalen Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % davon ausgehen, dass die Steuerreform einen (statistisch signifikant-

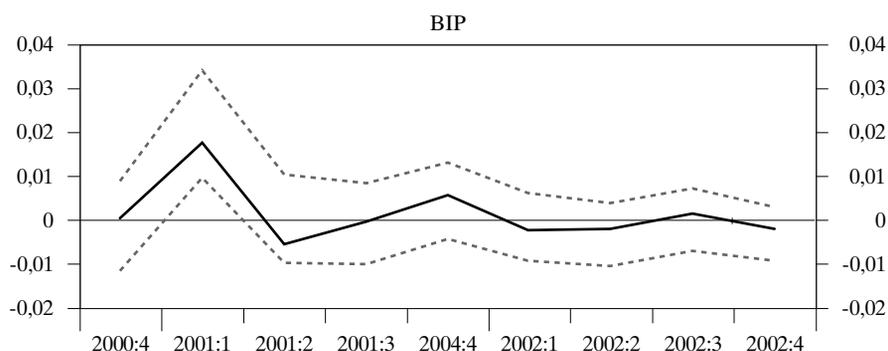
ten) Effekt auf die betrachtete Variable hatte. Dabei sind auf der Abszisse die Quartale vom 4. Quartal 2000 (2000:4) bis zum 4. Quartal des Jahres 2002 (2002:4) abgetragen und auf der Ordinate der quantitative Effekt auf die Veränderungsrate zum Vorquartal. Ist der Effekt beispielsweise 0,023 und die betrachtete Variable das BIP, so hätte sich die Wachstumsrate des BIP im betrachteten Quartal durch die Reform um 2,3 %-Punkte erhöht.

### 8.3.1 Effekte auf reale Größen

Schaubild 8.9

#### Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des realen BIP

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002



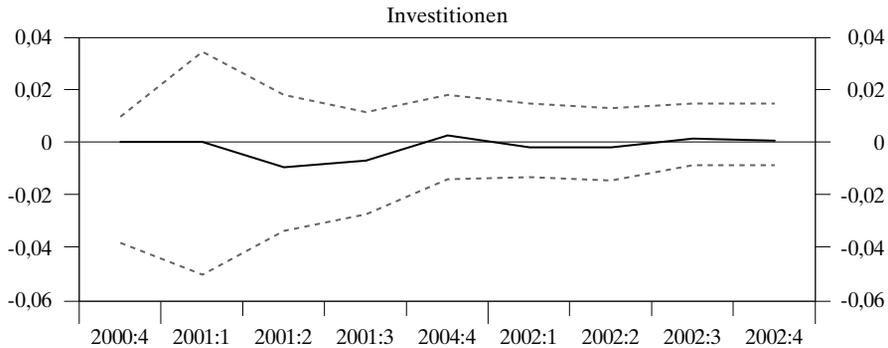
Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

Die Ergebnisse unserer Steuerreform-Simulation für die realen gesamtwirtschaftlichen Variablen finden sich in den Schaubildern 8.9 bis 8.11. Bei den realwirtschaftlichen Größen konnte ein deutlich signifikant positiver Effekt auf das BIP nachgewiesen werden (Schaubild 8.9). Da die Simulationen für das erste Quartal 2001 einen Anstieg bei den Konsumausgaben (Schaubild 8.11), aber einen relativ konstanten Verlauf bei den Investitionen ergeben (Schaubild 8.10), deutet dies zwar darauf hin, dass die wichtigsten Wachstumsimpulse der Steuerreform von steigenden Konsumausgaben ausgingen – was eine zu erwartende Reaktion auf die Steuersenkungen bei der Einkommensteuer widerspiegelt. Da sich aber auch der Effekt auf die Konsumausgaben nicht signifikant von Null unterscheidet, können wir nicht abschließend sagen, was die treibende Kraft des positiven Wachstumseffekts der Steuerreform 2000 war.

Schaubild 8.10

**Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der realen privaten Bruttoanlageinvestitionen**

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002

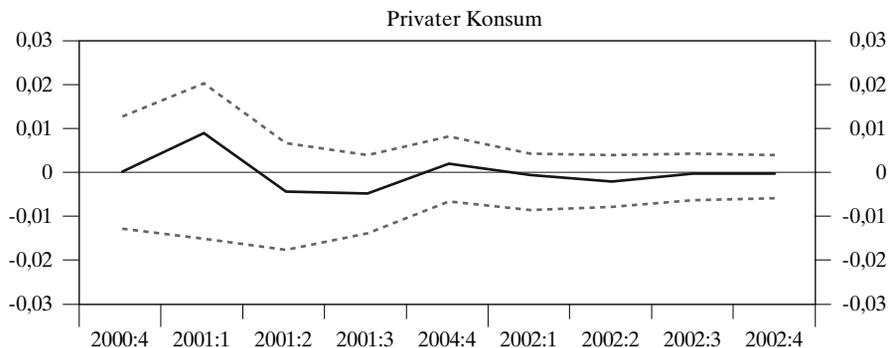


Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

Schaubild 8.11

**Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des realen privaten Konsums**

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002



Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

Dass weder die Effekte auf die Investitionen noch auf den Konsum signifikant sind, dürfte vor allem an der hohen Varianz der beiden Größen liegen. Die Schaubilder 8.10 und 8.11 zeigen, dass die Konfidenzbänder im ersten Quartal 2001 größer werden: Bei den Investitionen steigt die Obergrenze des Konfidenzintervalls und die Untergrenze sinkt, so dass der Nachweis eines signifikanten Effekts unmöglich wird. In geringerem Ausmaß ist dies auch bei den Konsumausgaben der Fall. Ursächlich hierfür ist das Boots-

trapping-Verfahren, mit dem die oberen und unteren Konfidenzkurven berechnet werden.

Wie es bei statistischen Verfahren immer der Fall ist, muss darauf hingewiesen werden, dass aus der fehlenden Signifikanz für einen positiven Effekt der Steuerreform auf den Konsum keineswegs zu schlussfolgern ist, dass damit ein Beleg für den Umkehrschluss geliefert worden wäre. Vielmehr ist der positive Wachstumseffekt der Steuerreform vermutlich durch eine Stimulation des privaten Konsums (mit-)verursacht worden. Diese Vermutung können wir aber nicht durch empirische Evidenz belegen.

Bei allen drei Größen beobachten wir auch im 4. Quartal 2001 noch einmal einen Anstieg, der aber nicht statistisch signifikant von Null verschieden ist. Insofern finden wir nur empirische Evidenz für einen positiven Effekt der Steuerreform 2000 auf das Bruttoinlandprodukt (BIP) – und dies auch nur temporär für das erste Quartal 2001. Dieser signifikant positive Effekt fällt mit einem Plus von 1,7%-Punkten gegenüber dem Vorquartal allerdings recht deutlich aus. Die Steuerreform 2000 hat demnach also einen nachweisbaren kurzfristigen Wachstumsimpuls auf die deutsche Volkswirtschaft induziert, der allerdings nur im ersten Quartal 2001 signifikant ist. Die Effekte auf die Jahreswachstumsrate für 2001 fallen zumindest deutlich niedriger aus, weil die Wachstumsraten in den restlichen Quartalen des Jahres 2001 um die Nulllinie schwanken. Berechnet man das geometrische Mittel der Wachstumseffekte der Steuerreform über alle vier Quartale, so liegt der Effekt der Steuerreform auf die reale Wachstumsrate des Jahres 2001 bei knapp 0,2 %-Punkten. Für mittel- bis langfristige Effekte können wir somit keine empirische Evidenz finden; was wiederum nicht bedeutet, dass solche Effekte durch die Steuerreform 2000 nicht ausgegangen sein könnten.

### 8.3.2 Effekte auf Preise

Bei den Preisen finden wir eindeutige Evidenz für einen preisdämpfenden Effekt der Steuerreform 2000. Die Ergebnisse der Simulation sind in den Schaubildern 8.12 und 8.13 abgebildet.

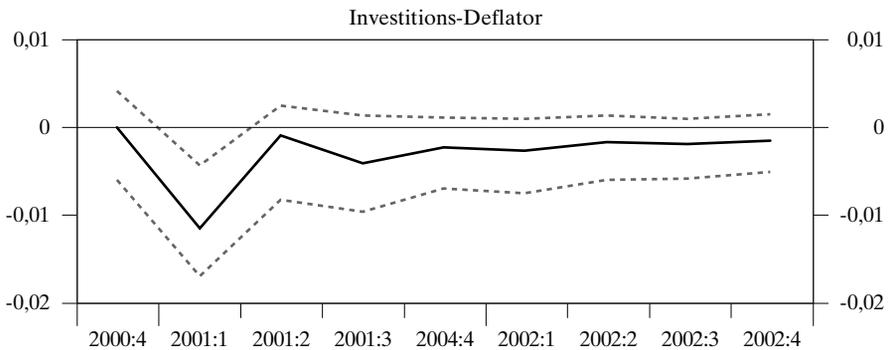
Der Investitions-Deflator fällt im 1. Quartal 2001 stark. Dieser Effekt ist eindeutig statistisch signifikant. Die Verbraucherpreise fallen im 1. Quartal 2001 ebenfalls, wobei der Effekt bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % noch statistisch signifikant ist. Nach unseren Schätzungen sind durch die Steuerreform 2000 im ersten Quartal 2001 die Veränderungsrate des Investitions-Deflators um 1,1 %-Punkte gesunken und die des Verbraucherpreisindex um 0,4 %-Punkte. Die Unternehmen in Deutschland haben die Steuerentlastungen somit über niedrigere Preise sowohl bei Investitionsgütern untereinander weitergegeben als auch bei Konsumgütern an die

Verbraucher weitergegeben. Der Effekt ist allerdings nur im ersten Quartal der Steuerreform signifikant, so dass wir keine empirische Evidenz für mittel- bis langfristige Effekte finden. Die Entlastung durch die Steuerreform wurde somit im ersten Quartal eingepreist und mittels einer reduzierten Inflation an die Kunden weitergegeben. Dies ist ein Beleg für eine Überwälzung von Steuerreformen auf die Verbraucher.

Schaubild 8.12

**Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des Investitions-Deflators**

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002

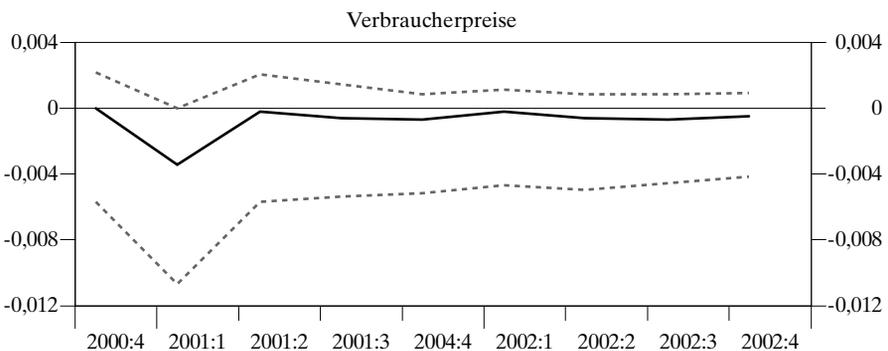


Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

Schaubild 8.13

**Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate des Verbraucherpreisindex**

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002



Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

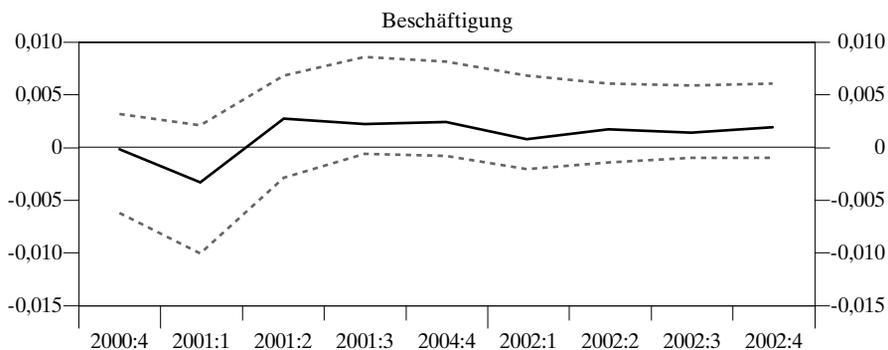
### 8.3.3 Effekte auf dem Arbeitsmarkt

Wie es die Ergebnisse unserer deskriptiven Analyse bezüglich der Steuerreformeffekte auf dem Arbeitsmarkt nahe legen, finden wir auch in unserer ökonometrischen Analyse, deren Ergebnisse in den Schaubildern 8.14 bis 8.16 abgebildet werden, keine empirische Evidenz für Arbeitsmarkteffekte der Steuerreform 2000.

Schaubild 8.14

#### Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der Beschäftigung

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002

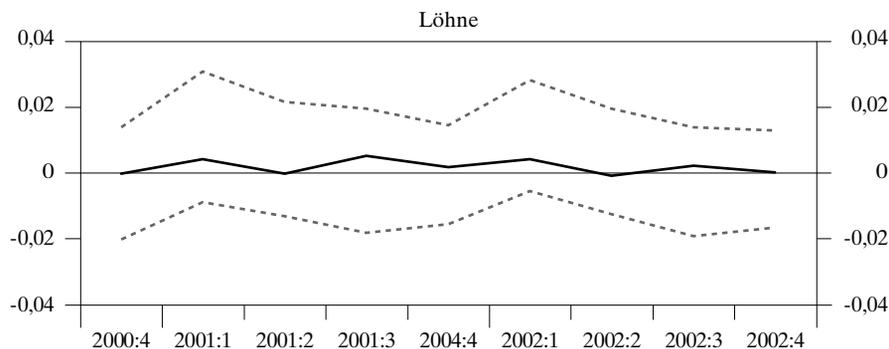


Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

Schaubild 8.15

#### Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der Nominallöhne

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002



Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

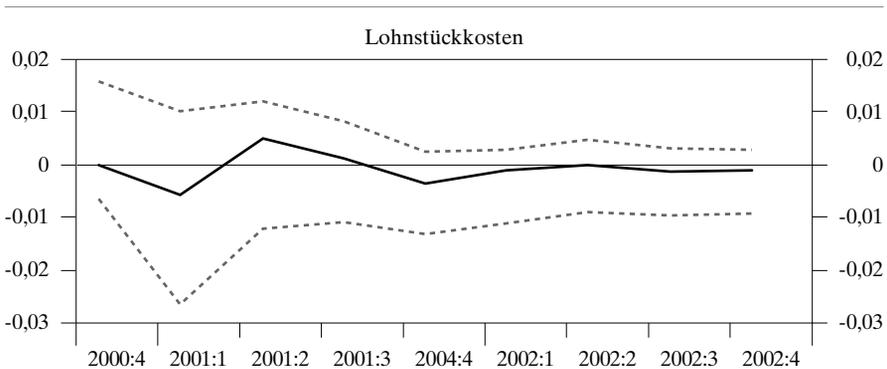
Für keine der untersuchten drei Kennzahlen des Arbeitsmarktes finden wir einen signifikanten Effekt (vgl. Schaubild 8.14 bis 8.16). Auch ein negativer Effekt auf die Lohnstückkosten, den man nach der deskriptiven Analyse vielleicht noch hätte erwarten können, kann nicht nachgewiesen werden.

Aber auch hier gilt wieder: Auch wenn wir keine empirische Evidenz für Arbeitsmarkteffekte der Steuerreform 2000 finden, heißt dies nicht automatisch im Umkehrschluss, dass nachweislich keine solche Effekte von der Steuerreform ausgegangen sind.

Schaubild 8.16

**Effekte der Steuerreform 2000 auf die Veränderungsrate der Lohnstückkosten**

4. Quartal 2000 bis 4. Quartal 2002



Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren der Steuerreform 2000 gegenüber der Basislösung ohne Steuerreform berechnet.

Abschließend werden die kurz- und mittelfristigen Effekte der Größen, für die wir statistisch signifikante Effekte gefunden haben, in Tabelle 8.1 noch einmal quantifiziert. Dabei steht in der ersten Spalte der direkte kurzfristige Effekt im 1. Quartal 2001. In der zweiten Spalte wird der maximale Effekt in einem Quartal angegeben, wobei in Klammer das entsprechende Quartal angegeben wird (hier immer das erste Quartal). Die dritte Spalte bzw. vierte Spalte informiert über die akkumulierten Effekte im ersten Jahr bzw. im ersten und zweiten Jahr nach dem In-Kraft-Treten der Steuerreform 2000 zusammen. Die fünfte Spalte informiert darüber in welchen Quartalen die Effekte auch statistisch signifikant waren.

Tabelle 8.1

**Effekte der „Steuerreform 2000“ auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen**

	Effekt im ersten Quartal	Maximaler Effekt (Quartal)	Kumulierter Effekt nach einem Jahr	Kumulierter Effekt nach zwei Jahren	Signifikant in den Quartalen
BIP	1,7	1,7 (1)	1,6	1,0	1
Verbraucherpreise	-0,4	-0,4 (1)	-0,6	-0,8	1
Investitions- Deflator	-1,1	-1,1 (1)	-1,9	-2,7	1

RWI-Berechnungen (VARX-Analyse).

Wir sehen, dass die Haupteffekte bei allen drei Größen direkt im ersten Quartal 2001 auftraten. Nur hier finden wir statistisch signifikante Effekte. Beim BIP reduziert sich der kumulierte Effekt des ersten Jahres auf 1,6 und der des ersten plus zweiten Jahres sogar auf 1,0 %-Punkte. Bei den Preisen für Verbrauchs- und Investitionsgütern erhöht sich der akkumulierte preisdämpfende Effekt dagegen jeweils. Bei den Verbraucherpreisen erhöht sich der Effekt nach einem Jahr auf 0,6 und nach zwei Jahren weiter auf 0,8 %-Punkte. Bei den Investitionsgütern steigt der preisdämpfende Effekt nach einem Jahr sogar auf 1,9 und nach zwei Jahren schon auf 2,7 %-Punkte.

Wie schon erwähnt, ist bei der Interpretation zu beachten, dass es sich nicht um den Effekt auf die Jahresgröße, sondern auf die Quartalsgröße handelt. So ist die Inflationsrate des Verbraucherpreisindex im ersten Quartal 2001 um 1,1 %-Punkte gefallen und nicht die Jahresinflationsrate. Der Effekt der Steuerreform auf die Jahresinflationsrate kann durch Division durch vier angenähert werden. Der Effekt der Steuerreform auf die Inflationsrate im Jahr 2001 lag somit in etwa bei 0,2 %-Punkten.

## 8.4 Fazit

In diesem Abschnitt haben wir die effektive Steuerinzidenz der „Steuerreform 2000“ anhand von Makrodaten untersucht. Hierfür wurden Daten der VGR und der Bundesbank verwendet. Die Effekte der Steuerreform wurden mit Hilfe eines VARX-Modells geschätzt. Die Überwälzungseffekte wurden hierbei mit Hilfe der geschätzten Parameter des VAR-Gleichungssystems simuliert.

Empirische Evidenz konnten wir nachweisen für einen positiven Effekt der Steuerreform 2000 auf das Bruttoinlandprodukt (BIP) – zwar nur temporär

für das erste Quartal 2001, dafür aber mit einem beachtlichen Plus von 1,7%-Punkten gegenüber dem Vorquartal. Die Steuerreform hat demnach also einen nachweisbaren Wachstumsimpuls auf die deutsche Volkswirtschaft induziert. Für mittel- bis langfristige Effekte konnten wir keine Evidenz finden, was natürlich nicht heißt, dass es somit solche Effekte definitiv nicht gab.

Wir finden in unserer VARX-Untersuchung zwar eher Hinweise dafür, dass die treibende Kraft für die Wachstumseffekte der Steuerreform eher die Stimulierung des realen privaten Konsums war – denn für die realen privaten Investitionen werden keine Impulse sichtbar. Die gefundene Erhöhung des privaten Konsums ist allerdings – statistisch betrachtet – nicht signifikant von Null verschieden. Was für den nachgewiesenen Wachstumseffekt der Steuerreform ursächlich war (Wirkungskette), können wir somit nicht aus den Schätzergebnissen ableiten.

Des Weiteren finden wir Evidenz für einen preisdämpfenden Effekt der Steuerreform sowohl bezüglich der Preise für Investitionsgüter als auch für die Verbraucherpreise. Die Entlastungen der Steuerreform 2000 wurden demnach über geringere Preissteigerungen oder gar Preissenkungen an die Verbraucher weitergegeben.

Wir finden keine Evidenz dafür, dass die „Steuerreform 2000“ den Arbeitsmarkt belebt hat: es konnten für die üblichen Konfidenzniveaus keine statistisch signifikanten positiven Effekte auf die Beschäftigung oder die Nominallöhne nachgewiesen werden. Zudem gibt es keinen signifikanten Hinweis für einen Rückgang der Lohnstückkosten.

Ein Blick in Kapitel 6 des vorliegenden Gutachtens zeigt in dieser Hinsicht jedoch, wie sensibel die Ergebnisse auf die Wahl des Schätzverfahrens sowie der zugrunde liegenden Datenbasis reagieren: Während wir in Kapitel 6 auf Basis von Mikrodaten mittels GMM-Verfahren empirische Evidenz für eine Überwälzung der unternehmerischen Steuerbelastung auf den Faktor Arbeit finden, so können wir in diesem Kapitel mit Makrodaten und einer VARX-Methode keine steuerinduzierten Überwälzungseffekte auf den Lohn nachweisen.<sup>106</sup> Dies belegt eindrucksvoll, dass der Umkehrschluss aus unseren Ergebnissen in diesem Kapitel, dass also die Steuerreform 2000 nachweislich keine positiven Impulse auf die Beschäftigung, die Löhne oder die Lohnstückkosten gehabt hätte, eben gerade nicht zulässig ist.

---

<sup>106</sup> Bei der Gegenüberstellung der Ergebnisse dieser beiden Kapitel ist allerdings zu beachten, dass in Kapitel 6 die Effekte der Körperschaftsbesteuerung auf die betriebliche Pro-Kopf-Lohnsumme untersucht wird, während sich die Analyse in diesem Kapitel (Kapitel 8) auf die gesamtwirtschaftlichen Arbeitnehmerentgelte bezieht. Dadurch wird die Vergleichbarkeit der Ergebnisse eingeschränkt.

Da wir die Daten auf Quartalsbasis ausgewertet haben, könnten langfristige Effekte der Reform durch dieses Vorgehen nur unvollständig erfasst worden sein. Dies könnte die fehlende Evidenz bei den Effekten auf Konsum und Investitionen erklären. Bei den Investitionen kann dies aber auch darin begründet sein, dass Gegenfinanzierungsmaßnahmen – wie die Verschlechterung der Abschreibungsmöglichkeiten – den Effekten von Steuersatzsenkungen entgegengewirkt haben. Wie in den anderen Teiluntersuchungen der Studie können wir auch hier nicht belegen, ob die Effekte symmetrisch sind, Steuersenkungen also denselben Effekt wie Steuererhöhungen haben. Daher kann von unseren Ergebnissen bezüglich der Steuersenkungen durch die Steuerreform 2000 nicht automatisch spiegelbildlich auf Effekte von Steuererhöhungen geschlossen werden, vor allem nicht in Bezug auf die Stärke der Effekte.

## 9 Steuerinzidenzanalyse mit dem CGE-Modell FiFoSim

In diesem Kapitel werden Änderungen in der Unternehmensbesteuerung mittels eines numerischen Gleichgewichtsmodells ermittelt. Die allgemeine Gleichgewichtsanalyse ist seit Harberger (1962) als Untersuchungsrahmen für die Inzidenzanalyse fest etabliert. Gerade zur Analyse von Politikmaßnahmen werden mittlerweile häufig numerische Gleichgewichtsmodelle eingesetzt, da Wechselwirkungen zwischen Sektoren und Märkten berücksichtigt werden können und die Analyse nicht auf eine partielle Sichtweise beschränkt bleibt. Außerdem können ganze Maßnahmenbündel betrachtet werden und nicht nur Änderungen bei einzelnen Steuern. Damit können Wirkungen unterschiedlicher Maßnahmen in komplexen und realitätsnahen Modellen verglichen werden, die z.B. auf Daten aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) beruhen. Die Quantifizierung von Auswirkungen der Politikmaßnahmen auf Größen wie Bruttoinlandsprodukt, Beschäftigung, Arbeitslosenquote, Preise, Steueraufkommen, Einkommensverteilung etc. machen wissenschaftliche Ergebnisse kommunizierbar und fördern so die Popularität von allgemeinen Gleichgewichtsmodellen in der Politikberatung.<sup>107</sup>

Allgemeine Gleichgewichtsmodelle lassen sich schon bei geringer Steigerung der Komplexität nicht mehr von Hand lösen, daher wird in den modernen Forschungsansätzen – wie auch in dieser Arbeit – auf ein *Computable General Equilibrium* (CGE) Modell zurückgegriffen. Die zentrale Aufgabe für den Forscher besteht darin, das Modell möglichst überzeugend zu spezifizieren. Die in der Modellstruktur angelegten Gleichgewichte werden von einem Computerprogramm automatisch in einem Iterationsverfahren bestimmt. Grundlage der hier vorgenommenen CGE-Simulation bildet das am Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstitut (FiFo) entwickelte CGE-Modell FiFoSim.

Der Fokus der Inzidenzanalyse bei der Unternehmensbesteuerung liegt in der Literatur jeweils auf der Verteilung der Steuerlast zwischen Arbeit und Kapital. Mit dem Ziel, die Frage beantworten zu können, ob und in welchem Umfang die ökonomische Last der Steuer auf den Kapitalgeber fällt, werden die Einflüsse einer Vielzahl von Faktoren herausgearbeitet. Aufgrund der Komplexität der Fragestellung ist es nicht verwunderlich, dass in der Literatur nach wie vor Uneinigkeit über die Aufteilung der Steuerlast herrscht. Mit seiner Analyse zur Inzidenz der Unternehmensbesteuerung führte Harberger (1962) das allgemeine Gleichgewichtsmodell als Analyse-

---

<sup>107</sup> Vgl. Böhringer und Wiegard (2003), S. 1.

rahmen in die wissenschaftliche Forschung ein. In seiner Analyse einer partiellen Faktorsteuer kommt er zu dem Schluss, dass die Steuerlast auf das gesamte Kapital überwältigt wird, aber nicht auf die Löhne. Übereinstimmende Auffassung in der Literatur ist, dass das ursprüngliche Resultat von Harberger (1962) lediglich für die geschlossene Volkswirtschaft mit fixem Kapitalstock gilt. Insbesondere die internationale Kapitalmobilität, der Güterhandel und dynamische Effekte wirken zu Gunsten einer Überwälzung der Steuerlast auf die Löhne. Diese Ansicht hat sich unter Ökonomen durchgesetzt. Laut einer Meinungsstudie von Slemrod (1995), in der Mitglieder der National Tax Association befragt wurden, geht eine Mehrheit der Befragten davon aus, dass die Körperschaftsteuer hauptsächlich von Arbeitnehmern und Konsumenten getragen wird. Das Ausmaß der Überwälzung ist jedoch umstritten, wobei zwei Argumentationslinien verfolgt werden: Die eine geht von einer vollständigen Überwälzung in der offenen Volkswirtschaft aus<sup>108</sup>; die andere sieht die Überwälzung durch unterschiedliche Effekte eingeschränkt.<sup>109</sup> Alle Modelle beleuchten jeweils nur einzelne Aspekte, die auf die Inzidenz wirken. Während die Themen Kapital- und Gütermobilität in der Literatur bereits ausführlich behandelt wurden, gibt es insbesondere bei der Berücksichtigung von Unsicherheit und der Kapitalstrukturflexibilität Nachholbedarf.

Aus diesem Grund wurde das Grundmodell von FiFoSim um die Simulation von Finanzierungsentscheidung der Unternehmen erweitert. Da die Fremdkapitalzinsen häufig von der Bemessungsgrundlage abzugsfähig sind, stellt die Unternehmenssteuer de facto eine Steuer auf das Eigenkapital dar. Das Unternehmen kann die Bemessungsgrundlage von Unternehmenssteuern durch die Wahl der Finanzierungsstruktur bestimmen. Je flexibler dabei auf eine Steuer reagiert werden kann, desto größer ist der potentielle Einfluss auf die Inzidenz. Zusätzlich wird im Simulationsmodell FiFoSim die Kapitalmobilität berücksichtigt. Das betrifft zwar eine Standardannahme bei Inzidenzanalysen, jedoch ist das Ausmaß der Kapitalmobilität durchaus umstritten.<sup>110</sup> Die Kapitalmobilität wird deshalb bei unserer Analyse variiert und zusätzlich der Einfluss der Kapitalströme auf die *terms of trade* berücksichtigt, was eine realitätsnähere Betrachtung der Inzidenz ermöglicht. Bei der Unternehmensbesteuerung erhält die Inzidenzfrage eine zusätzliche Brisanz, weil der Kapitalbesitz sehr konzentriert ist und daher in der Unternehmensbesteuerung gemeinhin ein wichtiger Beitrag zur Umverteilungswirkung des Steuersystems gesehen wird.<sup>111</sup> Bei den Berechnungen wird

---

<sup>108</sup> Vgl. Harberger (1995).

<sup>109</sup> Vgl. Gravelle und Smetters (2006).

<sup>110</sup> Vgl. Gravelle und Smetters (2006).

<sup>111</sup> Vgl. Auerbach (2005).

daher auch zwischen verschiedenen Haushaltstypen differenziert. Ziel ist es, ein genaueres Bild der Inzidenz zu erhalten.

In den folgenden Abschnitten werden die Ergebnisse der Simulationsanalyse vorgestellt, wobei sowohl eine *ceteris paribus* Steuersenkung um 10%-Punkte betrachtet wird als auch eine Modellierung der Unternehmensteuerreform 2008 in Deutschland.<sup>112</sup>

## 9.1 Simulationsergebnisse

Das Hauptaugenmerk bei der Präsentation der Simulationsergebnisse gilt der Verteilung der Steuerlast zwischen Kapital und Arbeit. Daneben werden die Verteilungsaspekte betrachtet, die durch die Modellerweiterungen aufgeworfen werden, insbesondere durch die Berücksichtigung unterschiedlicher Haushalte. Als Referenzpunkt wird zunächst in Abschnitt 9.1.1 die Inzidenz im Grundmodell betrachtet. Demgegenüber werden die Inzidenzergebnisse unter Berücksichtigung der Modellerweiterungen in Abschnitt 9.1.2 bewertet werden können. In diesen beiden Abschnitten wird in einer *ceteris paribus*-Betrachtung herausgearbeitet, welche Inzidenzwirkungen eine Änderung der Kapitalsteuer hervorruft. Ziel ist es dabei, den Einfluss der Modellerweiterungen auf die Inzidenz zu untersuchen. In Abschnitt 9.1.3 werden weitere Aspekte analysiert, insbesondere die sektorspezifischen Unterschiede der Ergebnisse. Eine Simulation der Auswirkungen der Unternehmensteuerreform 2008 in Deutschland erfolgt in Abschnitt 9.2.

### 9.1.1 Inzidenz im Grundmodell

Zunächst wird die Inzidenzwirkung einer Änderung der Kapitalbesteuerung im FiFoSiM-Grundmodell betrachtet. Damit wird ein wichtiger Referenzpunkt für die späteren Analysen gesetzt. Angenommen wird, dass im Ausgangsgleichgewicht bereits eine Besteuerung der Faktoreinkommen existiert. Für die Besteuerung der Kapitalerträge wird von Kremer und Ruf (2008) ein effektiver Durchschnittsteuersatz von 35,3 Prozent übernommen.<sup>113</sup> International ist ein Trend zu niedrigeren Unternehmenssteuersät-

---

<sup>112</sup> Im Anhang zu dieser Arbeit geben wir einen kurzen Überblick über numerische Gleichgewichtsmodelle, wobei wir auf die besonderen Aspekte der Unternehmenssteuer eingehen. Ferner erläutern wir dort das Grundmodell von FiFoSim und beschreiben dessen Erweiterungen um internationale Kapitalmobilität, um Finanzierungsentscheidungen der Unternehmen und um die Berücksichtigung unterschiedlicher Haushaltstypen.

<sup>113</sup> Die Berechnung des effektiven Durchschnittsteuersatz erfolgt nach Devereux und Griffith (2003).

zen zu beobachten. Die meisten Reformen sind als tax cut cum base broadening ausgestaltet, vergrößern also die Bemessungsgrundlage und senken gleichzeitig die Steuersätze. Dennoch sinken meist auch die effektiven Durchschnittssteuersätze und es finden de facto Entlastungen des Unternehmenssektors statt. In Europa hat sich diese Entwicklung durch die EU-Erweiterung beschleunigt. Die neuen Mitgliedsstaaten haben wesentlich niedrigere Unternehmensteuersätze und erhöhen den Druck auf die alten Mitglieder, die Steuersätze ebenfalls zu senken. So ist im Zeitraum von 1995 bis 2007 der durchschnittliche Unternehmenssteuersatz um 9,5 Prozentpunkte auf 28,5 Prozent gesunken.<sup>114</sup> Zwar sind die effektiven Durchschnittssteuersätze nicht in gleichem Ausmaß gefallen, doch auch hier ist ein Abwärtstrend zu verzeichnen. Diesem Trend folgend wird auch in der Simulation als Counterfactual eine Steuersenkung eingeführt. Für die Inzidenzfrage ist entscheidend, wo sich die Steueränderung in der Ökonomie positiv und wo sie sich negativ auswirkt. Wer von der Steuersenkung profitiert, trägt nur noch einen verminderten Teil der Steuerlast; wer hingegen negativ von der Steuersenkung beeinflusst wird, dürfte von der zuvor höheren Belastung durch die Unternehmensbesteuerung profitiert haben.

Zunächst wird die Auswirkung einer Senkung der Kapitalsteuer um 10 Prozentpunkte simuliert. Im Counterfactual-Gleichgewicht steigt die Netto-Kapitalrendite um 9,1 Prozent gegenüber dem Ausgangsgleichgewicht. Es findet demnach fast keine Überwälzung statt. Die Steuervergünstigung kommt nahezu vollständig den Kapitalgebern zugute. Der Nettolohn verändert sich hingegen nicht. Dieses Ergebnis war zu erwarten, da das FiFoSiM-Grundmodell Arbeitslosigkeit enthält, die über einen konstanten Mindestlohn bestimmt ist. Wenn mehr Arbeit nachgefragt wird, steigt nicht der Lohn, sondern die Beschäftigung. Die Arbeitnehmer profitieren von der Unternehmenssteuersenkung durch einen Rückgang der Arbeitslosenquote von 9,0 auf 8,4 Prozent. Die Reform hat auch einen positiven Effekt auf die Wohlfahrt, die um 0,9 Prozent steigt.<sup>115</sup>

In diesem Zusammenhang ist es wichtig anzumerken, dass der Preis einer Wohlfahrtseinheit als Numéraire gesetzt ist. Bei einer vollständigen Überwälzung auf das Kapital hätte die Nettorendite eigentlich um 10,9 Prozent steigen müssen, wenn der Anteil an der Wohlfahrtssteigerung eingerechnet wird. Demnach fällt der Reallohn eigentlich bzw. die Lohnempfänger verlieren relativ zur Wohlfahrtsänderung. Das ist der Preis für die höhere Beschäftigungsquote. Insgesamt steigt das Produktionsniveau durch die Steuererleichterung in allen Sektoren, was an dem höheren Faktoreinsatz liegt.

---

<sup>114</sup> Vgl. Schratzenstaller (2007), S. 22.

<sup>115</sup> Der Wohlfahrtsindikator ergibt sich im FiFoSiM aus der Abwägung zwischen Konsum, Freizeit und Ersparnis.

Durch das höhere Güterangebot sinkt auch das Preisniveau für die Konsumenten. Die Simulationsergebnisse des FiFoSiM-Grundmodells sind in Tabelle 9.1 in der ersten Ergebnisspalte zusammengefasst.<sup>116</sup> In der zweiten Ergebnisspalte sind zum Vergleich die Simulationsergebnisse einer Steuer-senkung um einen Prozentpunkt dokumentiert, um zu kontrollieren, ob die Höhe der Steueränderung einen Einfluss auf die Inzidenzergebnisse hat. Es zeigt sich, dass analoge Ergebnisse resultieren, die lediglich anders skaliert sind.

Tabelle 9.1

**Inzidenz im Grundmodell**

Variable	Beschreibung	10 %	1 %	10 % – ohne AL	Harberger
RKS	Nettokapitalrendite	1,091	1,009	1,084	1,106
PLS	Nettolohn	1,000	1,000	1,006	1,006
PC	Preisniveau Konsumgüter	0,979	0,998	0,979	n/a
PFX	Terms of Trade	0,978	0,998	0,980	n/a
C	Privater Konsum	1,026	1,003	1,022	n/a
KS	Kapitaleinsatz	1,029	1,003	1,029	n/a
LS	Arbeitseinsatz	1,004	1,000	1,000	n/a
WELF	Wohlfahrt	1,009	1,001	1,004	1,006
U	Arbeitslosenquote	0,084	0,089	0,000	0,000

Eigene Berechnungen FiFo Köln.

In der dritten Ergebniszeile sind die Resultate einer weiteren Variation dargestellt. In dieser Variante wurden Arbeitslosigkeit und Mindestlohn aus dem Modell genommen. Der Nettolohn steigt nun um 0,6 Prozent, wobei sich dabei vor allem die Wohlfahrtssteigerung niederschlägt. Die Lohnsteigerung geht auf Kosten der Nettokapitalrendite, der aber immer noch der Hauptanteil der Inzidenz zukommt. Die restlichen Ergebnisse sind denen der ersten Simulation sehr ähnlich. Der Arbeitseinsatz ist nun fix, da es in Abwesenheit von Arbeitslosigkeit keine ungenutzten Reserven gibt, was sich dämpfend auf die Konsum- und Wohlfahrtssteigerung auswirkt. Das FiFoSiM-Grundmodell legt eine geschlossene Volkswirtschaft zu Grunde und die Simulationsergebnisse decken sich mit den Resultaten in der Literatur. Harberger (1962) geht ursprünglich ebenfalls von einer geschlossenen Volkswirtschaft aus und sieht für plausible Parameterkonstellationen die vollständige Inzidenz beim Kapital.

Die vierte Ergebnisspalte in Tabelle 9.1 enthält die Simulationsergebnisse einer Replikation des Beispiels, das Harberger (1962) für die USA anführt. Das Simulationsmodell ist weniger komplex als die vorangegangenen und umfasst lediglich zwei Sektoren. Es bietet jedoch einen guten Vergleich für

<sup>116</sup> Im Ausgangsgleichgewicht sind alle Werte auf eins normiert, so dass die prozentuale Veränderung leicht abzulesen ist.

die wichtigsten Werte. Im Harberger-Beispiel trägt das Kapital die volle Inzidenz. Die Löhne steigen lediglich der Wohlfahrtssteigerung entsprechend, was durch den Abbau von Verzerrungen zu erklären ist. Damit zeigt das FiFoSiM-Grundmodell die Inzidenzverteilung auf, die in einer geschlossenen Volkswirtschaft zu erwarten ist. Die Abweichungen liegen im höheren Komplexitätsgrad des Modells begründet, insbesondere in dem Umstand, dass die Produktionsfaktoren nicht fix sind. Auffällig ist die nicht vollständige Inzidenz des Kapitals. Aufgrund der gestiegenen Rendite bieten die Haushalte mehr Kapital an, was einen Abwärtsdruck auf den Zins auslöst. Es wird mehr Kapital eingesetzt, was sich in einem höheren Konsum und gesunkenen Preisen niederschlägt.

### 9.1.2 Einfluss der Modellerweiterungen

Im Grundmodell liegt die Inzidenz hauptsächlich beim Kapital. Zwar ist dieses Ergebnis im FiFoSiM durch die komplexeren Modellzusammenhänge nicht so eindeutig wie im einfachen Harberger-Ansatz, doch im Wesentlichen sind die Inzidenzergebnisse wie erwartet. Sinnvoll ist es aber, das Szenario des Grundmodells zu erweitern und zu prüfen, welchen Einfluss zusätzliche Faktoren auf die Verteilung der Steuerlast haben. In der Literatur wird häufig argumentiert, dass die Inzidenz der Kapitalbesteuerung in einer offenen Volkswirtschaft letztlich auf den immobilien Faktor Arbeit fallen muss. Im Folgenden werden die Ergebnisse der Analysen dargestellt, die den erweiterten Modellrahmen nutzen.

#### 9.1.2.1 Internationale Kapitalmobilität

Die Berücksichtigung von internationaler Kapitalmobilität war die erste und wichtigste Herausforderung für das Harberger-Modell. Der Annahme der vollständigen Steuerlast des Kapitals steht die Annahme eines fest vorgegebenen Weltkapitalmarktzins entgegen und die zunehmende Globalisierung macht Kapital immer mobiler. Unter diesen Rahmenbedingungen ziehen viele Autoren den Schluss, dass sich die Steuerlast auf das gesamte Kapital weltweit verteilt und die inländischen Kapitalgeber die Steuer nahezu vollständig überwälzen können.<sup>117</sup> Zusätzlich sinken die Löhne durch die Kapitalbesteuerung, da die Produktivität der Arbeit mit der Kapitalintensität korreliert ist. Ähnliche Resultate zeigen empirische Studien, die eine Lohnsenkung um 0,5 bis 0,8 Prozent für einen Prozentpunkt Kapitalbesteuerung prognostizieren.<sup>118</sup> Zwei wichtige Aspekte können jedoch nicht außer Acht gelassen werden: Erstens ist die vollständige internationale Kapital-

---

<sup>117</sup> Vgl. Harberger (1995); Randolph (2006).

<sup>118</sup> Vgl. Hassett und Mathur (2006); Felix (2006).

mobilität keineswegs unumstritten.<sup>119</sup> Darüber hinaus muss bei internationalen Kapitalbewegungen der Effekt auf die *terms of trade* berücksichtigt werden. Ein massiver Zu- oder Abfluss von ausländischem Kapital wird sich in Wechselkursänderungen niederschlagen, die den Kapitalfluss hemmen. Ein gestiegener Kapitalexport muss durch einen entsprechend höheren Außenhandelsüberschuss aufgewogen werden. Die Simulation in dieser Arbeit berücksichtigt beide genannten Aspekte. Es werden in der Tendenz die Ergebnisse aus der Literatur bestätigt, jedoch mit einer abgeschwächten Überwälzung.

Tabelle 9.2

**Inzidenz bei internationaler Kapitalmobilität**

Variable	Beschreibung	$\sigma = 0$	$\sigma = 1,5$	$\sigma = 3$	$\sigma = 10$	$\sigma = 100$
RKS	Nettokapitalrendite (Inland)	1,092	1,072	1,064	1,053	1,046
PLS	Nettolohn	1,002	1,015	1,020	1,027	1,032
RKEX	Nettokapitalrendite (Ausland)	0,973	1,002	1,014	1,032	1,043
PC	Preisniveau Konsumgüter	0,980	0,977	0,977	0,975	0,974
PFX	Terms of Trade	0,973	1,002	1,014	1,032	1,043
C	Privater Konsum	1,020	1,025	1,027	1,031	1,033
KS	Kapitaleinsatz	1,024	1,039	1,045	1,054	1,060
KEX	Nettokapitalexport	1,024	0,939	0,906	0,858	0,827
LS	Arbeitseinsatz	0,999	1,004	1,006	1,008	1,010
WELF	Wohlfahrt	1,003	1,007	1,008	1,010	1,012

Eigene Berechnung FiFo Köln.

In Tabelle 9.2 sind die Simulationsergebnisse zur internationalen Kapitalmobilität zusammengefasst. In dem Fall, in dem in- und ausländisches Kapital nicht substituierbar ist und folglich keine internationale Kapitalmobilität herrscht, tragen die inländischen Kapitalgeber praktisch die komplette Steuerlast. Die Löhne steigen aufgrund der Steuersenkung mit 0,2 Prozent etwas schwächer als die Gesamtwohlfahrt. Mit zunehmender Mobilität des Kapitals nähern sich die Wachstumsraten von Nettolohn und Nettokapitalrendite an – ein Teil der Steuerlast wird überwältigt. Auch kommt es zu einer Angleichung von in- und ausländischer Kapitalrendite. Allerdings steigt die ausländische Rendite aus Sicht des Inlands, da sich die Abnahme des Kapitalexports auf die *terms of trade* auswirkt. Hier liegt ein Unterschied zu manchen Simulationen in der Literatur, in denen der Auslandszins als konstant angenommen wird. Zudem werden in der Literatur meist kleine Volkswirtschaften angenommen. Hier wird mit der deutschen Ökonomie eine relativ große Volkswirtschaft simuliert, was in den Armington-Elastizitäten berücksichtigt ist.

<sup>119</sup> Vgl. Gravelle und Smetters (2006).

Auch bei sehr starker Mobilität des Kapitals kommt es nicht zu einer vollständigen Überwälzung der Steuerlast. Die Steuer wird im äußersten Fall noch zur Hälfte durch die Kapitalgeber getragen. Die Überwälzung auf die Löhne ist größer als in der geschlossenen Volkswirtschaft. Im Elastizitätsbereich, der von Altshuler et al. (2001) als plausibel angesehen wird, resultiert eine zehnpromtente Steuersenkung in einem Lohnanstieg um 1,5 bis 2,0 Prozent. Bei vollständiger Mobilität steigt der Nettolohn um 3,2 Prozent. Es muss dabei berücksichtigt werden, dass die Lohnquote in der SAM 57,6 Prozent beträgt. Soll die absolute Höhe der Inzidenz von Arbeit und Kapital verglichen werden, muss die Änderung des Nettolohns mit dem Faktor 1,36 angepasst werden.<sup>120</sup> Ein Lohnanstieg um 7,4 Prozent würde folglich eine vollständige Überwälzung auf den Faktor Arbeit bedeuten. Nach dieser Anpassung zeigt sich, dass bei vollständiger Mobilität die Traglast der Steuer etwa hälftig geteilt wird. Darüber hinaus wird ein positiver Effekt der Steuersenkung auf die Wohlfahrt deutlich. Das ist ein Indiz für die mit der Kapitalmobilität steigende Ineffizienz der Besteuerung des mobilen Faktors Kapital.

#### 9.1.2.2 Finanzierungsentscheidungen der Unternehmen

Die Einführung der Finanzierungsentscheidung ist ein wichtiger Schritt auf dem Weg zu einem realistischeren Modell. Die Unternehmensbesteuerung ist de facto meist eine Besteuerung des Eigenkapitals und die Fremdkapitalzinsen sind von der Bemessungsgrundlage abzugsfähig.<sup>121</sup> Daher kann es durch die Besteuerung zu einer Verzerrung des Verschuldungsgrads und zu Auswirkungen auf die Inzidenz kommen, denn die Unternehmen können flexibel auf die Steuer reagieren und ihre Finanzierungsstruktur anpassen. Diese Möglichkeit wird in dem Modell berücksichtigt. Tabelle 9.3 zeigt die Ergebnisse der Simulation.

Zunächst sei angemerkt, dass die Kapitalbesteuerung nun lediglich den Einsatz von Eigenkapital belastet. Das Steueraufkommen ist dadurch insgesamt geringer als in den vorher betrachteten Fällen. Dies erklärt die durchweg geringeren Auswirkungen der Steuersenkung. Die Steuer betrifft im Ausgangsgleichgewicht nur 26,2 Prozent des eingesetzten Kapitals. Das Steuervolumen aus der Unternehmensbesteuerung ist folglich hier um den Faktor 3,8 kleiner als in den Fällen ohne Finanzierungsentscheidung.<sup>122</sup> Eine vollständige Inzidenz des Kapitals wäre bei einer Steigerung der Nettoendi-

---

<sup>120</sup> Das bedeutet, ein Lohnanstieg um 1 Prozent entspricht einem Anstieg der Lohnsumme um 1,36 Prozent der Gesamtzahlung an das Kapital. Der Faktor ergibt sich aus  $0,576/(1 - 0,576) = 1,36$ .

<sup>121</sup> Die Abzugsfähigkeit ist nicht immer vollständig gegeben. Hier soll der ceteris paribus-Effekt der Finanzierungsentscheidung dargestellt werden, daher wird eine volle Abzugsfähigkeit angenommen.

<sup>122</sup> Wollte man das gleiche Ausmaß an Steuerbelastung auf Unternehmensebene simulieren, müsste der Steuersatz in diesem Beispiel auf null gesenkt werden.

te um etwa 2,6 Prozent gegeben. Diesen Umstand gilt es bei der Bewertung der Ergebnisse zu berücksichtigen. Möglicherweise zeichnen diese Ergebnisse ein realistischeres Bild einer Unternehmenssteuersenkung was die gesamtwirtschaftlichen Folgen betrifft. Die Unternehmensbesteuerung ist im Steuersystem des Grundmodells im Vergleich zu realen Daten jedenfalls überrepräsentiert. Bei der Frage der Inzidenz sind ohnehin relative Werte entscheidend, so dass die Beantwortung der Steuerverteilungsfrage unabhängig von der absoluten Höhe der Zahlen erfolgen kann.

Tabelle 9.3

**Inzidenz bei Finanzierungsentscheidung**

Variable	Beschreibung	geschlossen			offen		
		$\epsilon = 0$	$\epsilon = 0,5$	$\epsilon = 1,5$	$\epsilon = 0$	$\epsilon = 0,5$	$\epsilon = 1,5$
RKS	Nettokapitalrendite	1,021	1,018	1,012	1,012	1,009	1,006
PLS	Nettolohn	1,000	1,003	1,008	1,006	1,009	1,013
PC	Preisniveau Konsumgüter	0,994	0,994	0,993	0,993	0,993	0,993
PFX	Terms of Trade	0,992	0,992	0,993	1,011	1,009	1,005
C	Privater Konsum	1,005	1,007	1,011	1,007	1,009	1,013
KS	Kapitaleinsatz	1,006	1,004	1,001	1,014	1,013	1,007
KEX	Nettokapitalexport	1,006	1,004	1,001	0,952	0,945	0,956
EKS	Eigenkapitaleinsatz	1,006	1,064	1,184	1,014	1,073	1,192
LS	Arbeitseinsatz	1,000	1,000	1,000	1,003	1,003	1,003
WELF	Wohlfahrt	1,000	1,002	1,006	1,001	1,003	1,007

Eigene Berechnungen FiFo Köln;  $\epsilon$  bezeichnet die Substitutionselastizität zwischen Eigen- und Fremdkapital. Das Modell wird jeweils mit geschlossenem und offenem (vollständig elastischem) Kapitalmarkt simuliert. Die Portfoliosubstitution auf Investorenebene wird als vollständig angenommen, so dass nur eine Abwägungsentscheidung berücksichtigt werden muss.

Die Haupteckenerkenntnis aus den Simulationsergebnissen ist die negative Korrelation zwischen der Inzidenz des Kapitals und der Substitutionselastizität bei der Finanzierungsentscheidung. Dies gilt bei geschlossenem und offenem Kapitalmarkt gleichermaßen. Die Inzidenz sinkt in der geschlossenen Volkswirtschaft von 81 auf 46 Prozent und in der offenen von 46 auf 23 Prozent, wenn die Substitutionselastizität von Eigen- und Fremdkapital von 0 auf 1,5 erhöht wird. Der Grund ist die Möglichkeit des Unternehmens, flexibel auf die Steuer zu reagieren. Denn die Inzidenz hängt in einem Markt sehr stark von der Anpassungsflexibilität der Marktteilnehmer ab. Die Unternehmen reagieren in diesem Fall mit einer Änderung des Verschuldungsgrads. Die betrachtete Steuersenkung begünstigt Eigenkapital, so dass die Unternehmen einen Teil des Fremdkapitals durch Eigenkapital substituieren, was sich an dem steigenden Eigenkapitaleinsatz ablesen lässt. Der gesamte Kapitaleinsatz sinkt mit steigender Substitutionsmöglichkeit. Die Ausweichmöglichkeit der Unternehmen drückt auf die Renditen und verknüpft das Kapitalangebot.

Von der Steuersenkung profitieren mit steigender Kapitalstrukturflexibilität die Lohnempfänger. In der geschlossenen Volkswirtschaft ohne Substitutionsmöglichkeit tragen sie keine Steuerlast; diese steigt aber mit der Erhöhung der Substitutionselastizität  $\epsilon$ . Der Vergleich zwischen geschlossener und offener Volkswirtschaft zeigt die additive Wirkung beider Einflussfaktoren. Isoliert betrachtet erhöhen die internationale Kapitalmobilität und die Kapitalstrukturflexibilität die Inzidenz der Arbeit zugunsten von Kapital. Wenn beide zusammen wirken, ergibt sich ein kumulativer Effekt. In der offenen Volkswirtschaft bei positivem  $\epsilon$  trägt der Faktor Arbeit sogar den Hauptteil der Steuerlast. Der realistische Wert der Substitutionselastizität liegt wahrscheinlich in der Nähe von 0,5<sup>123</sup>, so dass in der offenen Volkswirtschaft Kapitalrendite und Nettolohn um 0,9 Prozent steigen. Unter Berücksichtigung der Lohnquote ist die absolute Höhe der Inzidenz bei der Arbeit höher als beim Kapital. In der geschlossenen Volkswirtschaft erkennt man zwar einen Effekt der Substitutionsmöglichkeit, die Flexibilität reicht bei  $\epsilon = 0,5$  aber nicht, um einen signifikanten Anteil der Steuerlast zu überwälzen. Ähnlich wie die Kapitalmobilität wirkt sich auch die Kapitalstrukturflexibilität positiv auf die Gesamtwohlfahrt aus.

### 9.1.2.3 Unterschiedliche Haushaltstypen

Die Verteilung der Steuerlast zwischen Arbeit und Kapital ist bei der Unternehmensbesteuerung sicher der bedeutendste Aspekt. Doch die Inzidenzfrage kann um eine weitere interessante Dimension ergänzt werden, wenn die Folgen der Besteuerung für unterschiedliche Haushaltstypen betrachtet werden. Dies ist vor allem wichtig, um den Beitrag der Unternehmensbesteuerung zur Progressivität des Steuersystems zu beurteilen. Auch unter politökonomischen Gesichtspunkten ist die Verteilung der Steuerlast auf die Haushalte von großer Bedeutung. Der Einfluss der Steuersenkung auf die repräsentativen Haushalte ist in Tabelle 9.4 zusammengefasst.

Tabelle 9.4

#### Inzidenzverteilung bei unterschiedlichen Haushalten

Variable	Beschreibung	$\sigma = 0$	$\sigma = 1,5$	$\sigma = 3$	$\sigma = 10$	$\sigma = 100$
WELF1	Wohlfahrt HH 1	0,983	0,996	1,001	1,008	1,012
WELF2	Wohlfahrt HH 2	0,999	1,005	1,007	1,010	1,012
WELF3	Wohlfahrt HH 3	1,018	1,015	1,014	1,012	1,011
C1	Konsum HH 1	0,959	0,947	0,943	0,938	0,936
C2	Konsum HH 2	1,080	1,103	1,112	1,123	1,131
C3	Konsum HH 3	0,950	0,937	0,932	0,925	0,921

Eigene Berechnung FiFo Köln.

<sup>123</sup> Vgl. Gordon und Lee (2001).

Die Inzidenz wird in dem Modell mit internationaler Kapitalmobilität betrachtet, in dem  $\sigma$  das Ausmaß der Mobilität wiedergibt. In der Tabelle sind die Änderung von Konsum und Wohlfahrt der einzelnen Haushalte dargestellt. Die übrigen Werte für die gesamte Ökonomie sind im Wesentlichen die gleichen wie in Abschnitt 9.1.2.1. Es haben nun alle drei repräsentativen Haushalte eine unabhängige Entscheidung zwischen Konsum, Freizeit und Ersparnis zu treffen. Ein Rückgang des Konsums ist daher nicht notwendigerweise nachteilig, wenn er durch die Präferenzen der Haushalte ausgelöst wird. Der Wohlfahrtsindikator fasst Konsum, Ersparnis und Freizeit zusammen und gibt gewissermaßen Auskunft über das Konsumpotential des Haushalts.

Bei geschlossenem Kapitalmarkt zeigt sich, dass das reichste Dezil der Bevölkerung (Haushalt 3) als einziges von der Steuersenkung profitiert. Die Wohlfahrt von Haushalt 2 bleibt praktisch unberührt und die Wohlfahrt der ärmeren Hälfte der Bevölkerung (Haushalt 1) sinkt. In diesem Szenario trägt der reiche Haushalt die Steuerlast, während der arme von der Unternehmenssteuer begünstigt wird. Die Wohlfahrtsdifferenz ist ohne Kapitalmobilität am größten und konvergiert mit steigendem  $\sigma$ . Diese Entwicklung verläuft parallel zum Anstieg der Löhne und dem Sinken der Kapitalrendite. Bei vollständiger Mobilität profitieren alle gleichermaßen von der Steuersenkung bzw. tragen gleichermaßen die Steuerlast. Man erkennt auch bei der Haushaltsbetrachtung eine Überwälzung der Steuerlast. Haushalt 1 hält nur 0,1 Prozent des gesamten Kapitals, trägt aber trotzdem bei vollständiger Kapitalmobilität relativ gesehen den gleichen Anteil der Unternehmenssteuer wie Haushalt 3, der hauptsächlich von Kapitaleinkünften lebt. Geht man von der Vorgabe aus, die Kapitalgeber sollten von der Steuer belastet werden, zeichnen sich auch in der Haushaltsbetrachtung die Überwälzungseffekte ab, die auch schon durch die vorherigen Simulations-szenarien offengelegt wurden.

Die Inzidenz wird in dem Haushaltsmodell hauptsächlich von zwei Faktoren bestimmt – dem Einfluss der Steueränderung auf die relativen Faktorpreise und auf das Steueraufkommen. Die relativen Faktorpreise bestimmen die direkte Inzidenz über den Lohn- bzw. Kapitalanteil des Einkommens. Haushalt 1 lebt praktisch ausschließlich von Lohneinkommen. Mit der Kapitalmobilität steigt seine Steuerlast mit der des Lohns. Die beiden übrigen Haushalte leben von Kapital- und Arbeitseinkommen. Hier ergibt sich eine Mischkalkulation, wobei bei Haushalt 2 mit einer Lohnquote des Einkommens von 70,1 Prozent die Inzidenz eher vom Lohn und bei Haushalt 3 mit einer Lohnquote von 32,1 Prozent eher von der Kapitalrendite abhängt.

Darüber hinaus wird die Inzidenz durch das Steueraufkommen beeinflusst. Das Modell ist so konstruiert, dass der Teil des Steueraufkommens, der

über die Staatsnachfrage hinausgeht, durch eine Pauschalzahlung an die Haushalte zurückgegeben wird. Die Pauschalzahlung wird so aufgeteilt, dass die Konsumausgaben für jeden Haushalt mit den Einnahmen übereinstimmen. Durch die Senkung der Kapitalsteuer steigt der Anteil der Lohnsteuer am Staatshaushalt, was die ärmeren Haushalte belastet und die reicheren entlastet. Dadurch erklärt sich der Rückgang der Wohlfahrt von Haushalt 1 ohne Kapitalmobilität. Der Effekt des Steueraufkommens wird in dem Szenario nicht durch einen höheren Lohn ausgeglichen.

Die Simulationsergebnisse zeigen, dass die Unternehmensbesteuerung zur Progressivität des Steuersystems beiträgt. Nur in dem Extremfall der vollständigen Kapitalmobilität werden alle Haushalte in etwa gleich belastet. In den anderen Szenarien liegt die Inzidenz eher bei den reicheren Haushalten. Eine brisante Implikation ergibt sich, wenn  $\sigma = 1,5$  gilt.<sup>124</sup> Haushalt 1, der 50 Prozent der Gesamtbevölkerung repräsentiert, wird in diesem Szenario durch die Steuersenkung schlechter gestellt. Es kommt zu einer Pattsituation zwischen Reformgewinnern und Reformverlierern. Bei geschlossenem Kapitalmarkt ( $\sigma = 0$ ) gehört sogar Haushalt 2 zu den Reformverlierern. Dieses Ergebnis liefert eine politökonomische Begründung für die verzerrende Kapitalsteuer. Wenn mehr als die Hälfte der Bevölkerung von der Unternehmensbesteuerung profitiert, wird sie aufrechterhalten, auch wenn die Gesamtwohlfahrt durch eine Senkung steigen würde. Besser wäre es jedoch, die Steuer zu senken und die Reformverlierer durch Pauschalzahlungen zu entschädigen. Für die Reformgestaltung ergibt sich daraus die Konsequenz, dass eine Senkung der Kapitalbesteuerung mit einer Ausweitung der Umverteilung verknüpft werden muss, um arme Haushalte nicht schlechter zu stellen. Bei gegebenen Staatsausgaben müssen dafür an anderer Stelle höhere (weniger verzerrende) Steuern erhoben werden. Zwar muss darauf hingewiesen werden, dass das Ergebnis von der konkreten Modellierung des Staatstransfers abhängt, es zeigt jedoch, dass es Szenarien gibt, in denen Teile der Bevölkerung durch die Senkung der Unternehmenssteuern schlechter gestellt werden.

#### 9.1.2.4 Partielle Faktorbesteuerung

Ein Modell mit partieller Faktorbesteuerung ist der klassische Fall der Inzidenzanalyse bei der Unternehmensbesteuerung seit Harberger (1962). Diese Betrachtung zielt eher auf die Körperschaftsteuer ab als auf die Unternehmensbesteuerung allgemein. Die Hauptaussage ist in diesem Zusammenhang die Überwälzung der Steuer auf das gesamte Kapital, was durch

---

<sup>124</sup> Ein  $\sigma$  von 1,5 liegt noch in der von Altshuler et al. (2001) für realistisch angesehenen Bandbreite. Auch Gravelle und Smetters (2006) lassen die Möglichkeit einer so geringeren Substitutionselastizität zu.

die Ergebnisse in 9.5 bestätigt wird.<sup>125</sup> Die Steuer wird in diesem Szenario nur in den Sektoren mit Körperschaften (COT, CON) erhoben. Dies hat allerdings keine Implikationen für die Inzidenz. Nettorendite und Nettolohn müssen wegen der Faktormobilität in allen Sektoren gleich sein. Die Änderung der Faktorkosten für die Unternehmen hängt von der Kapitalintensität ab.

Tabelle 9.5

**Inzidenzverteilung bei partieller Faktorbesteuerung**

Variable	Beschreibung	Easis	COT	CON	NCT	NCN
Y	Produktion	1,000	1,005	1,005	1,010	1,008
PD	Preis (Inland)	1,000	1,002	0,992	0,977	0,986
RK	Bruttokapitalrendite	1,546	1,535	1,505	1,477	1,499
RKS	Nettokapitalrendite	1,000	1,019	1,019	1,019	1,019
PL	Bruttolohn	1,898	1,943	1,905	1,879	1,898
PLS	Nettolohn	1,000	1,007	1,007	1,007	1,007
KINT	Kapitalintensität	0,736	0,359	0,564	2,133	1,033

Eigene Berechnung FiFo Köln.

Daher profitieren gerade die kapitalintensiven Sektoren mit Personengesellschaften (NCT, NCN) von der Steuersenkung, obwohl sie keine formelle Steuerlast tragen. Den Vorteil günstigerer Faktorkosten geben diese Unternehmen in Form von niedrigeren Preisen an die Konsumenten weiter. Bei einer partiellen Faktorsteuer liegt eine Querwälzung der Steuer vor. Zusätzlich zu dem Verteilungsproblem zwischen Arbeit und Kapital, wird in diesem Szenario die Steuerlast zwischen den Sektoren überwältigt. Daraus ergeben sich ebenfalls Implikationen für die Ausgestaltung des Steuersystems. Wenn die Steuerlast nicht auf bestimmte Sektoren beschränkt ist, ist eine starke Ausdifferenzierung des Unternehmenssteuersystems wirkungslos und die gezielte Begünstigung bestimmter Bereiche sollte durch alternative Möglichkeiten erreicht werden.

### 9.1.3 Wirken sich Steuererhöhung und Steuersenkung symmetrisch aus?

Neben der Auswirkung einer Steuersenkung auf die Verteilung zwischen Arbeit und Kapital gibt es weitere Aspekte, die beachtet werden sollten. Zunächst wird daher überprüft, ob sich die Werte im Counterfactual bei einer Steuererhöhung wie angenommen in entgegen gesetzter Richtung entwickeln. Die Verteilung der Steuerlast bezieht sich auf die gesamten Steuerzahlungen. Wenn eine Steueränderung simuliert wird, kann für dieses

<sup>125</sup> Für die Kapitalmobilität wird bei der Simulation  $\sigma = 3$  zugrunde gelegt.

Delta die Verteilung der Inzidenz auf bestimmte Marktakteure abgeleitet werden. Die Inzidenzverteilung sollte unabhängig davon sein, ob eine Erhöhung oder eine Senkung der Steuer simuliert wird, solange derselbe Abschnitt der Steuerlast betrachtet wird. Eine Senkung der Steuer von 35 auf 25 Prozent sollte demnach dieselben Inzidenzergebnisse liefern wie eine Steuererhöhung von 25 auf 35 Prozent. Die Änderungen von Rendite, Lohn und Preisen geht lediglich in die entgegengesetzte Richtung, die Aussage bleibt jedoch gleich. Um diese Annahme zu überprüfen, wird eine Simulation vom Counterfactual zurück zum Basisszenario vorgenommen. Die Steuer wird im Betrachtungsrahmen der internationalen Kapitalmobilität um zehn Prozentpunkte erhöht, ausgehend vom Steuersatz im Counterfactual in Höhe von 25,3 Prozent.<sup>126</sup> Die Ergebnisse sind ein Spiegelbild der Ergebnisse in Abschnitt 9.1.1, in dem eine Steuersenkung modelliert wurde, und bestätigen damit die getroffene Annahme. Wenn man die entsprechenden Ergebnisse von Steuersenkung und -erhöhung multipliziert, erreicht man jeweils (von Rundungsdifferenzen abgesehen) den Ausgangswert 1. Für die Interpretation der Ergebnisse ist es also unerheblich, in welche Richtung die Steueränderung in der Simulation geht. Es muss lediglich berücksichtigt werden, dass die Träger der Steuerlast bei einer Erhöhung der Steuer schlechter gestellt werden und von einer Steuersenkung profitieren.

#### 9.1.4 Gibt es sektorspezifische Unterschiede bei der Steuerinzidenz?

Sektorspezifische Unterschiede wurden bereits in Abschnitt 9.1.2.1 angesprochen. Dort wurde gezeigt, dass bei partieller Faktorbesteuerung die Faktorkosten nicht von der formellen Steuerlast sondern von der Kapitalintensität abhängen. Die einzelnen Sektoren unterscheiden sich in ihren Kapitalintensitäten und sind daher unterschiedlich von einer Kapitalsteuer betroffen. Tabelle 9.3 in Abschnitt 9.1.2.2 zeigt die Auswirkungen der Steuersenkung bei geschlossenem und offenem Kapitalmarkt.<sup>127</sup> In beiden Fällen ist die Steigerung des Outputs (Y) positiv mit der Kapitalintensität korreliert. Im offenen Fall steigt der Output jeweils stärker, entsprechend dem Anstieg der gesamten Produktion. Dieses Ergebnis ist nicht verwunderlich, da durch die Steuersenkung der Kapitaleinsatz im Inland steigt. Davon profitiert ein Produktionssektor umso mehr, je höher die Kapitalintensität ist. Auf die Preise wirken zwei Effekte: Erstens verbilligt sich die Produktion durch niedrigere Bruttokapitalkosten, was im Wettbewerb über die Preise

---

<sup>126</sup> Die Ergebnisse der Simulation finden sich in Tabelle x im Anhang auf S. x.

<sup>127</sup> Im Fall des geschlossenen Kapitalmarkt ist  $\sigma = 0$ , im Fall des offenen Kapitalmarkts ist  $\sigma = 100$ .

an die Konsumenten weitergegeben wird.<sup>128</sup> Zweitens wirkt der Außenhandel über die Armington-Elastizitäten auf die Preise. Besonders deutlich wird dies bei offenem Kapitalmarkt. Der verminderte Nettokapitalexport verschlechtert die terms of trade und verteuert die international handelbaren Güter im Vergleich zum Szenario ohne Kapitalmobilität. Es gibt folglich sektorspezifische Effekte der Steuersenkung. Tendenziell werden kapitalintensive und international handelbare Sektoren begünstigt.

## 9.2 Unternehmensteuerreform 2008 in Deutschland

In den vorangegangenen Abschnitten wurde eine ceteris paribus-Änderung der Unternehmenssteuer in verschiedenen Szenarien betrachtet. Der einzige veränderte Parameter war die Kapitalsteuer auf Unternehmensebene. Steuerreformen sind in der Regel komplexer ausgestaltet und verändern das Steuersystem in vielfältiger Weise. Die in Deutschland zum 1. Januar 2008 in Kraft getretene Steuerreform folgt dem aktuellen Trend einer Senkung der Grenzsteuersätze bei gleichzeitiger Verbreiterung der Bemessungsgrundlage. In einer Simulationsanalyse mit dem erweiterten CGE-Modell FiFoSim wird nun untersucht, wie sich die Steuerreform auswirkt.

### 9.2.1 Die wesentlichen Steuerrechtsänderungen

Mit der Unternehmenssteuerreform 2008 sind eine Reihe von Änderungen im Steuersystem verknüpft.<sup>129</sup> Hauptmaßnahme ist die Senkung der tariflichen Steuerlast. Der Körperschaftsteuersatz wurde von 25 auf 15 Prozent und die Gewerbesteuermesszahl von 5 auf 3,5 Prozent gesenkt. Damit sinkt die nominale Belastung der Gewinne von Kapitalgesellschaften von 38,7 auf 29,8 Prozent.<sup>130</sup> Mit der Senkung der Steuersätze soll insbesondere der Anreiz gemindert werden, Gewinne ins Ausland zu verlagern, so dass es langfristig sogar zu Mehreinnahmen kommen kann.<sup>131</sup> Die Reform beinhaltet jedoch auch Belastungselemente, so dass der Aufkommensverlust trotz relativ starker Steuersatzsenkungen begrenzt wird.<sup>132</sup> Diese Maßnahmen

---

<sup>128</sup> Obwohl die Nettokapitalrendite steigt, sinken die Bruttokapitalkosten. Ein Teil des wegfallenden Steuerkeils bleibt bei den Unternehmen.

<sup>129</sup> Hier werden nur die wichtigsten Elemente der Reform vorgestellt. Für einen ausführlichen Überblick und eine Diskussion der Maßnahmen, die mit der Steuerreform zusammenhängen, siehe Becker und Fuest (2007) und Maiterth und Müller (2007).

<sup>130</sup> Vgl. BMF (2007).

<sup>131</sup> Vgl. Maiterth und Müller (2007), S. 53.

<sup>132</sup> Das Bundesministerium der Finanzen geht bei voller Jahreswirkung der einzelnen Maßnahmen von Steuermindereinnahmen in Höhe von 5 Mrd. Euro aus (Bundesministerium der Finanzen, 2007, S. 96).

zielen vor allem auf eine Verbreiterung der Bemessungsgrundlage ab. So wurde die Möglichkeit degressiver Abschreibungen abgeschafft, Sofortabschreibungen geringwertiger Wirtschaftsgüter eingeschränkt und die Mantelkaufregelung zur gezielten Nutzung von Verlustvorträgen durch Unternehmenskäufe verschärft. Zudem wird bei der Gewerbesteuer nicht mehr die Hälfte der Dauerschuldzinsen zum steuerpflichtigen Gewerbeertrag hinzugerechnet, sondern 25 Prozent aller Finanzierungskosten einschließlich der Finanzierungsanteile von Mieten und Leasingraten.<sup>133</sup> Um Personengesellschaften durch die Erweiterung der Bemessungsgrundlage nicht übermäßig zu belasten, wurde im Gegenzug der Gewerbesteuer-Anrechnungsfaktor im Rahmen der Einkommensteuer von 1,8 auf 3,5 angehoben. Zudem wurde eine Thesaurierungsbegünstigung für Personenunternehmen eingeführt, die insgesamt etwa 4 Mrd. Euro ausmacht.<sup>134</sup> Ein weiteres wichtiges Element der Reform ist die Einführung einer Zinsschranke. Sie begrenzt die Abzugsfähigkeit der Fremdkapitalzinsen auf 30 Prozent des Zinssaldos vor Steuern, mit einem Freibetrag in Höhe von 1 Mio. Euro. Durch diese Maßnahme sollen insbesondere Verlagerungen von Buchgewinnen ins Ausland verhindert werden.

Die Unternehmensteuerreform ist mit einer Änderung der Besteuerung von Kapitalerträgen auf der persönlichen Ebene verknüpft. Die ungleiche Besteuerung von Erträgen aus Fremd- und Eigenkapital wird durch eine einheitliche Abgeltungsteuer ersetzt.<sup>135</sup> Für Fremdkapitaleinkünfte bedeutet dies vor allem im Grenzfall eine Begünstigung. Eigenkapitalerträge werden jedoch nach der neuen Regelung höher besteuert als vorher. Das Halbeinkünfteverfahren wurde abgeschafft und es findet eine vollständige Doppelbesteuerung statt. Zudem werden Wertzuwächse jetzt stets besteuert, unabhängig von der Haltedauer. Die Zinsschranke gilt daher auch nur für Unternehmen, die einem Konzern angehören und deren Eigenkapitalquote die Konzern-Eigenkapitalquote um mehr als 1 Prozent unterschreitet (Escape-Klausel).<sup>136</sup>

### 9.2.2 Auswirkungen der Reform

Eine CGE-Simulation der Steuerreform muss die Anforderung erfüllen, eine Vielzahl verschiedener Effekte zu modellieren. Insbesondere die Berücksichtigung der erweiterten Bemessungsgrundlage stellt eine Herausforderung dar, denn diese Maßnahmen können nicht direkt berücksichtigt

---

<sup>133</sup> Vgl. Becker und Fuest (2007), S. 41.

<sup>134</sup> Vgl. Maiterth und Müller (2007), S. 53.

<sup>135</sup> Die Abgeltungsteuer wird ausführlich bei Maiterth und Müller (2007, S. 57 ff.) besprochen.

<sup>136</sup> Vgl. Maiterth und Müller (2007), S. 64 ff.

werden, sondern lediglich indirekt über Veränderungen von effektiven Steuersätzen. Darüber hinaus muss bei der Modellierung der Reform die Besteuerung auf persönlicher Ebene berücksichtigt werden. Dabei ergeben sich in Abhängigkeit von der Finanzierungsstruktur (Eigen- vs. Fremdkapital) unterschiedliche Effekte. Zudem spielt hier die Unterscheidung zwischen Kapital- und Personengesellschaften eine wichtige Rolle, da die Besteuerung nicht rechtsformneutral ist.

Eine CGE-Untersuchung der Reform wurde bereits von Radulescu und Stimmelmayer (2008) durchgeführt.<sup>137</sup> In ihrer Untersuchung liegt das Hauptaugenmerk auf den Effizienzaspekten. Ergebnis der Studie ist, dass sich die Reform negativ auf die Investitionstätigkeit auswirkt und in der Folge das BIP *ceteris paribus* um 0,6 Prozent zurückgeht. Daraus werden von den Autoren Wohlfahrtskosten der Reform in Höhe von 0,7 Prozent des BIP abgeleitet. Begründet wird dieses Ergebnis vor allem mit der Einführung der Zinsschranke und der Doppelbesteuerung von Gewinnen bei Kapitalgesellschaften. Trotz der tariflichen Entlastung werden nach der Analyse von Radulescu und Stimmelmayer (2008) die Investitionsanreize bei Kapitalgesellschaften gemindert, was durch leicht höhere Investitionen der Personengesellschaften nicht kompensiert werden kann. Die Autoren simulieren zusätzlich eine Reformalternative, in der auf eine Besteuerung der Wertzuwächse verzichtet wird. In diesem Fall geht von der Steuerreform ein positiver Impuls auf Investitionen und BIP aus. Im Vergleich zu den Ergebnissen der von uns durchgeführten Simulation fällt der Unterschied zwischen den beiden von Radulescu und Stimmelmayer (2008) simulierten Szenarien zu deutlich aus. Denn die Besteuerung der Wertzuwächse ist eine Wohnsitzlandsteuer, die unabhängig davon anfällt, ob die Investition im Inland oder im Ausland getätigt wurde. Zudem ist diese Steuer für internationale Investoren unerheblich. Die von Radulescu und Stimmelmayer (2008) ermittelten negativen Auswirkungen der Reform sind deshalb nach unserer Auffassung überbewertet.

Eine weitere Simulation der Unternehmenssteuerreform von Spengel et al. (2007) verfolgt einen anderen Ansatz und untersucht die effektive Steuerbelastung mittelständischer Unternehmen. Die Steuerlast wird für ein „Musterunternehmen“ im Simulationsmodell *European Tax Analyzer* berechnet.<sup>138</sup> Die gesamte Steuerlast auf Unternehmensebene sinkt bei Kapitalgesellschaften im Rahmen der Reform um 20,7 Prozent, was ungefähr dem Rückgang des Steuersatzes entspricht. Zu diesem starken Rückgang kommt

---

<sup>137</sup> Radulescu und Stimmelmayer (2008) führen die Simulation in dem dynamischen allgemeinen Gleichgewichtsmodell *ifoMod* durch, das die Unterscheidung zwischen Kapitalgesellschaften und Personengesellschaften berücksichtigt.

<sup>138</sup> Vgl. Jacobs und Spengel (1996).

es, weil die Gegenfinanzierungsmaßnahmen beim Musterunternehmen nicht sehr stark ins Gewicht fallen. Selbst unter Einbeziehung der Investorenebene sinkt die Steuerbelastung noch um 11 Prozent. Bei einer repräsentativen Personengesellschaft steigt die effektive Gesamtsteuerbelastung dagegen um 1,6 Prozent.<sup>139</sup> Der Hauptgrund für die höhere Steuerlast ist der ab 2008 auch für gewerbliche Einkünfte geltende erhöhte Spitzensatz der Einkommensteuer in Höhe von 45 Prozent. Dennoch ergibt sich in einem Rechtsformvergleich, dass die Personengesellschaft auch nach der Reform steuerlich begünstigt ist, wenn Unternehmensebene und Investorenebene in die Betrachtung einbezogen werden. Die Steuerreform verbessert folglich die Rechtsformneutralität. Die Ergebnisse der Analyse von Spengel et al. (2007) lassen sich jedoch nicht ohne Weiteres verallgemeinern, weil das mittelständische Modellunternehmen keinesfalls als repräsentativ gelten kann.

Die Simulation der Unternehmensteuerreform mit FiFoSim differenziert die Steuersätze zwischen Unternehmensebene und Investorenebene, zwischen Eigen- und Fremdkapital und zwischen Körperschaften und Personengesellschaften. Es wird daher auf das Modell mit Finanzierungsentscheidung zurückgegriffen und die Sektoren werden analog zu Abschnitt A9.2.2 (s. Anhang) zu den vier aggregierten Sektoren zusammengefasst.<sup>140</sup> Es werden jeweils die tariflichen Steuersätze verwendet. Die Zinsschranke wird analog zu Radulescu und Stimmelmayer (2008) durch eine 25-prozentige Hinzurechnung der Fremdkapitalzinsen zur Bemessungsgrundlage der Unternehmenssteuer berücksichtigt. Einen Überblick über die verwendeten Steuersätze gibt Tabelle 9.6.<sup>141</sup>

Tabelle 9.6

**Gesetzliche Steuersätze (in %)**

	vor Reform	nach Reform
Kapitalgesellschaft	38,3	29,9
Personengesellschaft	45,7	47,4
Zinssteuer	44,3	25,0
Dividendensteuer	22,1	25,0

<sup>139</sup> Allen Berechnungen liegt die Annahme zugrunde, dass die Gemeinden die Gewerbesteuerhebesätze konstant halten, obwohl die Messzahl abgesenkt wurde.

<sup>140</sup> Da in diesem Abschnitt die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen der Reform im Vordergrund stehen, wird bei der Simulation nicht nach Haushaltstypen differenziert. Da die Inzidenzverteilung zwischen Arbeit und Kapital analog zu der in Abschnitt 9.1 ist, gelten für die Verteilung des Wohlfahrtseffektes der Reform zwischen den repräsentativen Haushalten im Wesentlichen die Ausführungen in Abschnitt 9.1.2.3.

<sup>141</sup> Vgl. Radulescu und Stimmelmayer (2008), S. 29.

Die größten Änderungen durch die Reform sind die Senkung der Steuer auf Unternehmensebene für Kapitalgesellschaften und das Absinken der Grenzbesteuerung von Zinseinkünften durch die Abgeltungsteuer. Da die Grenzbelastung nicht immer zum Zuge kommt, könnte der Rückgang bei der Besteuerung von Fremdkapital als etwas zu hoch angenommen werden, auch nach Berücksichtigung der Zinsschranke. Die tariflichen Steuersätze sind in dieser Simulation jedoch die beste Annahme, da das Modell keine Mikrofundierung der Investoren beinhaltet.

Ein bedeutender Unterschied zu der Simulation von Radulescu und Stimmelmayr (2008) ist die Behandlung der Wertzuwächse. Da das ifoMod ein dynamisches Modell ist, kann zwischen Innen- und Außenfinanzierung unterschieden werden. Auf Wertzuwächse beträgt der Steuersatz bei Radulescu und Stimmelmayr (2008) vor der Reform null Prozent. Da eine explizite Berücksichtigung von Wertzuwächsen in diesem Modell nicht möglich ist, wird angenommen, dass die Eigenkapitalerträge auf Investorenebene vor der Reform nur mit dem halben Steuersatz von 11 Prozent besteuert werden. Bei den Auslandsinvestoren ist die Höhe der Steuer unklar, da die Anteile von Eigen- und Fremdkapital nicht bekannt sind. Es wird daher angenommen, dass der Steuersatz vor und nach der Reform bei 25 Prozent liegt. Die Ergebnisse der Simulation sind in Tabelle 9.7 zusammengefasst.<sup>142</sup>

Tabelle 9.7

**Auswirkungen der Unternehmenssteuerreform 2008**

Variable	Beschreibung	eingeschränkte KM			vollständige KM		
		$\epsilon = 0$	$\epsilon = 0,5$	$\epsilon = 1,5$	$\epsilon = 0$	$\epsilon = 0,5$	$\epsilon = 1,5$
RKS	Nettokapitalrendite	1,068	1,069	1,071	1,043	1,044	1,045
PLS	Nettolohn	1,016	1,015	1,014	1,032	1,030	1,029
PC	Preisniveau Konsumgüter	0,980	0,978	0,980	0,978	0,978	0,978
PFX	Terms of Trade	1,004	1,006	1,007	1,040	1,042	1,043
C	Privater Konsum	1,023	1,022	1,021	1,029	1,028	1,027
KS	Kapitaleinsatz	1,035	1,036	1,036	1,053	1,054	1,055
KEX	Nettokapitalexport	0,944	0,945	0,945	0,830	0,831	0,832
EKS	EK-Einsatz	1,035	0,972	0,913	1,053	0,990	0,930
LS	Arbeitseinsatz	1,004	1,004	1,004	1,011	1,011	1,011
WELF	Wohlfahrt	1,007	1,006	1,005	1,010	1,009	1,009

Eigene Berechnung FiFo Köln.

Die Simulationsergebnisse sind teilweise überraschend. Zunächst fällt auf, dass – anders als in Abschnitt 9.1.2.2 – die Finanzierungsentscheidung der Unternehmen die Inzidenz kaum beeinflusst. Im Gegensatz zu den vorherigen Ergebnissen scheint sich die Kapitalstrukturflexibilität eher negativ auf

<sup>142</sup> In der Simulation wird eine Substitutionselastizität  $\epsilon$  in Höhe von 1,5 bzw. 100 für den Fall mit eingeschränkter bzw. vollständiger Mobilität zwischen Eigen- und Fremdkapital berücksichtigt.

die Wohlfahrt auszuwirken, was sich durch die unterschiedliche Besteuerung von Kapital- und Personengesellschaften begründen lässt. In der vorherigen Simulation wurde eine allgemeine Unternehmenssteuer betrachtet. Die Finanzierungsentscheidung hat die Flexibilität der Unternehmen erhöht und somit die Überwälzung gefördert. In diesem Beispiel werden unterschiedliche Sektoren unterschiedlich besteuert. Da das Kapital zwischen den Sektoren vollständig mobil ist, ist bereits eine Flexibilität des Kapitals gegeben und die Finanzierungsentscheidung wirkt sich nicht mehr auf die Inzidenz aus. Ansonsten wiederholt sich das Inzidenzschema aus den vorherigen Simulationen. Im Fall beschränkter Kapitalmobilität profitieren vor allem die Kapitalgeber von der Steuerreform. Bei vollständig mobilem Kapital steigt die Nettokapitalrendite zwar stärker als der Nettolohn, durch die Lohnquote von 57,6 Prozent ist die Gesamtentlastung des Faktors Arbeit jedoch ungefähr so hoch wie die des Kapitals.

Die Reform wirkt sich positiv auf den Kapitaleinsatz aus und die Gesamtwohlfahrt wird je nach Szenario zwischen 0,5 und 1,0 Prozent gesteigert. Zu einer Überschätzung der Auswirkungen könnte allerdings die Annahme führen, dass Zinseinkünfte vor der Reform in vollem Umfang mit dem jeweiligen Grenzsteuersatz belastet wurden. Die durch die Reform erfolgte Steuerentlastung der Fremdkapitalzahlungen auf Investorenebene fällt dadurch sehr stark aus. Oft liegt der persönliche Grenzsteuersatz jedoch unter dem maximalen oder es kommen Freibeträge zum Tragen. Es wird daher eine alternative Simulation durchgeführt, in der die Zinseinkünfte vor der Reform mit einheitlich 35 Prozent besteuert wurden. Die Ergebnisse werden in Tabelle 9.8 dargestellt.<sup>143</sup>

Tabelle 9.8

**Inzidenz bei alternativem Reformszenario**

Variable	Beschreibung	$\sigma = 0$	$\sigma = 1,5$	$\sigma = 3$	$\sigma = 10$	$\sigma = 100$
RKS	Nettokapitalrendite	1,011	1,009	1,008	1,007	1,006
PLS	Nettolohn	1,000	1,001	1,002	1,003	1,003
PC	Preisniveau Konsumgüter	0,998	0,997	0,997	0,997	0,997
PFX	Terms of Trade	0,998	1,001	1,002	1,004	1,006
C	Privater Konsum	1,002	1,003	1,003	1,003	1,003
KS	Kapitaleinsatz	1,003	1,005	1,005	1,006	1,007
KEX	Nettokapitalexport	1,003	0,993	0,988	0,982	0,977
EKS	EK-Einsatz	0,984	0,985	0,986	0,987	0,987
LS	Arbeitseinsatz	1,000	1,001	1,001	1,001	1,001
WELF	Wohlfahrt	1,000	1,000	1,001	1,001	1,001

<sup>143</sup> Da die Finanzierungsentscheidung keinen großen Einfluss auf die Inzidenz hat, wird nun auf eine Differenzierung in diesem Punkt verzichtet. Die Substitutionselastizität zwischen Eigen- und Fremdkapital wird stets als  $\epsilon = 0,5$  angenommen.

Eigene Berechnung FiFo Köln.

In diesem Szenario fallen die Auswirkungen der Reform schwächer aus. Der Konsum steigt lediglich um 0,2 bis 0,3 Prozent und die Wohlfahrt bleibt praktisch unverändert. Die Entlohnung der Produktionsfaktoren steigt insgesamt um 1,1 Prozent der Kapitaleinkommen. Die Verteilung des Zuwachses zwischen Kapital und Arbeit ist analog zu den Ergebnissen in Abschnitt 9.1, der Anteil der Löhne steigt parallel zur internationalen Kapitalmobilität. Die einzigen größeren Effekte der Reform sind nach diesem Szenario die Verschiebungen des Kapitaleinsatzes: Der Nettokapitalexport sinkt und es kommt zu einer Substitution von Eigenkapital durch Fremdkapital.

Die Annahmen in der zweiten Simulation sind nicht unplausibel und führen im Vergleich zum Ursprungsszenario zu Ergebnissen, die etwas näher an den Resultaten von Radulescu und Stimmelmayer (2008) liegen. Andererseits prognostizieren Spengel et al. (2007) zumindest für die betrachteten Kapitalgesellschaften eine deutliche Entlastung – auch bei Berücksichtigung der Investorenebene. Die unterschiedlichen Ergebnisse zeigen, dass die Auswirkung der Unternehmenssteuerreform 2008 auf einzelne Unternehmen stark von den Firmencharakteristika abhängen. Der Gesamteffekt der Reform könnte in der Tat kleiner sein als ursprünglich angenommen.

### 9.3 Diskussion der Ergebnisse

In den meisten Szenarien wird eine unvollständige Überwälzung der Unternehmenssteuer prognostiziert. Die Simulationsergebnisse in dieser Arbeit decken sich dabei mit denen von Gravelle und Smetters (2006) – in erster Linie, weil sich die Ansätze in einem wichtigen Punkt ähneln: der unvollständigen Produktsubstitution. Bei Gravelle und Smetters (2006) ist dies ein Hauptaspekt der Inzidenzanalyse. In dieser Arbeit wird die unvollständige Produktsubstitution aus dem FiFoSiM übernommen, wo der Außenhandel über Armington-Elastizitäten modelliert wird.

Die Berücksichtigung internationaler Kapitalmobilität hat einen verstärkenden Einfluss auf die Überwälzung der Steuerlast. In der geschlossenen Volkswirtschaft fällt – wie bei Harberger (1962) – fast die gesamte Inzidenz auf die Kapitalgeber. Mit steigender Kapitalmobilität wird die Steuerlast zunehmend auf den Faktor Arbeit überwältzt, aber das Ausmaß der Überwälzung bleibt hinter den Ergebnissen in der Literatur zurück. Das ist hauptsächlich auf die Verknüpfung von Kapitalmobilität und Güterhandel zurückzuführen. Dies ist durchaus ein kritischer Punkt der Modellierung, weil auch der Effekt des Kapitalflusses von den Armington-Elastizitäten

abhängt. Doch diese Annahme kann gerechtfertigt werden, da Zahlungsbilanzen stets ausgeglichen sein müssen und sich Änderungen in der Kapitalbilanz auf die terms of trade auswirken. Vor diesem Hintergrund kann diese Art der Modellierung als Fortschritt gegenüber einem konstant angenommenen Weltmarktzins gesehen werden. Kritisch muss jedoch die Wahl der Armington-Elastizitäten bewertet werden: Da sie ohnehin den Kapitalfluss hemmen, kann als Mittelweg auf eine zusätzliche Einschränkung der Kapitalmobilität verzichtet werden. Bei perfekter Kapitalmobilität kommt es allerdings nicht zu einer vollständigen Überwälzung, sondern die Steuerlast wird etwa hälftig zwischen Arbeit und Kapital geteilt.

Berücksichtigt man zusätzlich die Finanzierungsentscheidung der Unternehmen, ist die Bewertung der Inzidenzwirkung nicht einfach. In dem Standardmodell mit Kapitalmobilität zeigt sich ein verstärkender Einfluss auf die Überwälzung. Dieser Effekt fällt allerdings weg, wenn die betrachtete Unternehmenssteuer lediglich in manchen Sektoren erhoben wird. Die durch die Finanzierungsentscheidung gewonnene Flexibilität wird durch die vollständige Kapitalmobilität zwischen den Sektoren entbehrlich. Bei einer Steuerreform mit rechtsformneutralen Entlastungen kann die Kapitalstrukturflexibilität aber durchaus einen Einfluss auf die Inzidenzverteilung haben.

Die Verteilung der Steuerlast zwischen den repräsentativen Haushalten hängt stark von den Annahmen zur internationalen Kapitalmobilität ab. Bei geringer Mobilität weist die Unternehmensbesteuerung eine sehr hohe Progressivität auf, d.h. es werden vor allem reiche Haushalte belastet. Es gibt sogar Szenarien, in denen die Hälfte der Bevölkerung (Haushalt 1) durch eine Steuersenkung schlechter gestellt wird. Wenn man eine relativ hohe Kapitalmobilität annimmt, ergibt sich eine teilweise Überwälzung der Steuerlast auf die ärmeren Haushalte. Alle Haushalte werden durch die Unternehmenssteuer in dem Fall etwa gleich belastet. Die Simulationsergebnisse hängen bei der Haushaltsbetrachtung insbesondere von der Ausgestaltung des Pauschaltransfers ab. In dem Modell ist dieser im Ausgangsgleichgewicht so gewählt, dass die Konsumausgaben eines jeden Haushalts mit dessen Einnahmen übereinstimmen. Die Simulationsergebnisse würden bei einer realistischeren Berücksichtigung der Sozialtransfers wahrscheinlich eine schwächere Überwälzung auf ärmere Haushalte aufweisen. Der negative Einfluss der Steuer auf den Lohn würde durch eine höhere Pauschalzahlung kompensiert. Es ist allerdings fraglich, ob diese Betrachtungsweise sinnvoll ist. Denn bei einer realen Steuerreform würden sich Minder-einnahmen bei der Unternehmensbesteuerung wohl nicht direkt auf die Sozialtransfers auswirken, so dass die hier gewählte Modellierung einen vernünftigen Mittelweg darstellt.

Bei der Simulation der Unternehmenssteuerreform 2008 ist es vor allem schwierig, die Maßnahmen, die auf eine Verbreiterung der Bemessungsgrundlage abzielen, in eine Veränderung von effektiven Steuersätzen zu übersetzen, die dann in das Modell implementiert werden können. Zudem gilt es zu berücksichtigen, dass sich die Steuersätze auf privater Ebene je nach Investor unterscheiden. Daher wurden zwei verschiedene Szenarien betrachtet, die einen positiven und einen neutralen Effekt auf die Gesamtwohlfahrt belegen. Diese Ergebnisse der Steuerreform unterscheiden sich von den negativen Effekten, die von Radulescu und Stimmelmayer (2008) ermittelt wurden. Aus unserer Sicht sind die hier hergeleiteten Ergebnisse aber wahrscheinlicher, weil die negativen Auswirkungen der Steuerreform bei Radulescu und Stimmelmayer (2008) insbesondere durch die Besteuerung der Wertzuwächse hervorgerufen werden. Wertzuwächse werden aber nach dem Wohnsitzlandprinzip besteuert, weshalb deren Effekt in der Studie überbewertet sein dürfte. Die Verteilung der Steuerlast zwischen Arbeit und Kapital hängt von der internationalen Kapitalmobilität ab. Bei vollständiger Mobilität wird die Traglast ungefähr hälftig geteilt, so dass von einem allgemeinen positiven Effekt für breite Bevölkerungsschichten auszugehen ist.

#### **9.4 Fazit**

Zur Simulation der Inzidenzverteilung der Unternehmensbesteuerung wurde in diesem Kapitel auf ein CGE-Modell zurückgegriffen, das auf dem am Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstitut (FiFo Köln) entwickelten Simulationsmodell FiFoSiM beruht.

In der geschlossenen Volkswirtschaft wurde das schon durch Harberger (1962) publizierte Ergebnis bestätigt, dass die Inzidenz hauptsächlich beim Kapital liegt. Die Erweiterungen um internationale Kapitalmobilität und Kapitalstrukturflexibilität hatten beide einen verstärkenden Einfluss auf die Überwälzung der Steuerlast auf den Lohn. Eine vollständige Überwälzung wurde dabei vor allem dadurch verhindert, dass im FiFoSiM eine unvollständige Produktsubstitution angenommen wird. Bei der Haushaltsbetrachtung wurde gezeigt, dass die Inzidenzverteilung von der internationalen Kapitalmobilität abhängt. Je mobiler das Kapital ist, desto größer wird die Traglast der Haushalte der unteren Einkommensgruppe.

Die Analysen der Unternehmensteuerreform 2008 ergaben positive Auswirkungen auf die Gesamtwohlfahrt der Bürger. Dabei zeigen die mit FiFoSiM ermittelten Ergebnisse, dass sich positiven Überwälzungseffekte der Reform auf die Löhne ergeben dürften, wobei die genaue Aufteilung der Inzidenz zwischen den Faktoren Arbeit und Kapital von der Modellspe-

zifikationen abhängen. Anhand von Sensitivitätsanalysen wurde gezeigt, wie sich Änderungen bei den Modellparametern auswirken. Eine Prognose über die Folgen der Reform ist wegen des noch geringen zeitlich Abstands zum Beginn der neuen Regelungen sehr vorsichtig zu bewerten. Erst wenn weitere „Datenpunkte“ berücksichtigt werden können, werden sich die Folgen der Reform klarer beschreiben lassen.

## 10 Zusammenfassung und Fazit

Die durch die Besteuerung von Unternehmen entstehenden Lasten werden aufgrund von Überwälzungsvorgängen von natürlichen Personen und nicht von als „juristische Person“ definierten Unternehmen getragen. Dabei werden sie nicht nur über höhere Preise auf Konsumenten, sondern über vielfältige Kanäle auf unterschiedliche Akteure überwälzt. Welche Personen – Unternehmer, Anteilseigner, Arbeitnehmer oder Konsumenten – letztlich aufgrund von Unternehmenssteuern ihren Konsum einschränken müssen, hängt wesentlich davon ab, wie Unternehmen beispielsweise durch Preiserhöhungen, Lohnsenkungen, Verminderung von Investitionen oder Verringerung der Produktion auf die Besteuerung reagieren (können). Da in der Regel verschiedene Überwälzungskanäle gleichzeitig wirksam sind, können einzelne Bürger durch eine einzelne Steuer gleich mehrfach belastet werden, etwa als Anteilseigner und als Konsument.

Es ist das Anliegen der vorliegenden Arbeit, Licht in das komplexe Dickicht der Wirkungen der Unternehmensbesteuerung in Deutschland zu bringen. Dabei reizen wir die Grenzen des Möglichen in dem Sinne aus, dass wir unterschiedliche Elemente der Unternehmensbesteuerung jeweils auf der Basis eines spezifischen Forschungsdesigns sowie unterschiedlicher Methoden und Datenquellen untersuchen. In der Konsequenz können die jeweiligen Ergebnisse jedoch nicht ohne weiteres zu einem eindeutigen Gesamtergebnis verdichtet werden. An den Stellen, wo die isolierten Analysen zu in der Gesamtschau widersprüchlichen Ergebnissen führen, sollten aus dieser sehr forschungsorientierten Studie daher keine starken Politikimplikationen abgeleitet werden.

Insbesondere kamen bei unseren Analysen mikroökonomische Verfahren zum Einsatz, die auf umfangreiche Datensätze von einzelnen Unternehmen angewandt wurden. In diesem Teil der Arbeit wurden die Effekte von Unternehmenssteuern auf das Investitionsverhalten und auf Löhne und Beschäftigung abgeschätzt, wobei unterschiedliche konkrete Ansätze verfolgt wurden. Ein zweiter Schwerpunkt unserer Arbeit lag auf dem Einsatz von ökonomischen Verfahren auf der Ebene aggregierten Datenmaterials und von Simulationsmodellen, jeweils angewandt auf spezifische Effekte der Unternehmensbesteuerung bzw. auf konkrete Reformen dieses Systems. Untersucht werden im Einzelnen die Effekte der Mehrwertsteuer auf Preise verschiedener Gütergruppen, die Effekte der „Steuerreform 2000“ auf den Konsum, die Investitionen, das Wachstum, die Preise, die Löhne und die Beschäftigung und die Auswirkungen der „Unternehmenssteuerreform 2008“ auf den Konsum, die Kapitalrenditen, die Löhne, die Preise und andere Größen.

Die folgende Tabelle gibt einen Überblick über die wesentlichen Ergebnisse der Studie, strukturiert nach Forschungsfragen und eingesetzten Methoden. Im Anschluss werden die zentralen Ergebnisse der einzelnen Kapitel und ihre Interpretation in aller Kürze zusammengefasst.

### Übersicht: Forschungsfragen, Methoden, Ergebnisse

Ergebnisgrößen	Kapitel	Ergebnisse
<b>Inzidenz der Unternehmensbesteuerung (Regressionsanalysen)</b>		
- Investitionen	5	<ul style="list-style-type: none"> <li>- schwache Evidenz für einen direkten Effekt</li> <li>- starke Evidenz für indirekte Effekte über eine steuerinduzierte Reduktion der Innenfinanzierungskraft</li> <li>- negativ betroffen sind davon vor allem kleine und mittlere Unternehmen</li> </ul>
- Löhne - Beschäftigung	6	<ul style="list-style-type: none"> <li>- <i>Drei-Länder-Inzidenzanalyse</i>: Empirische Hinweise für einen direkten Effekt der Körperschaftsteuer auf den Lohn. Die Steuerlast wird nahezu vollständig, teilweise auch überproportional, auf den Faktor Arbeit überwält. Keine Evidenz für Beschäftigungseffekte.</li> <li>- <i>Inzidenzanalyse der Steuerreform 2000</i> (Differenz-in-Differenzen-Analysen): Empirische Hinweise für einen positiven Lohneffekt durch die Tarifsenkung der Körperschaftsteuer</li> </ul>
<b>Inzidenz der Umsatzsteuer (Deskriptive Analyse, Regressionsanalyse)</b>		
- Preise	7	<ul style="list-style-type: none"> <li>- starke Evidenz dafür, dass die Unternehmen kurzfristig nur etwa die Hälfte der Steuerlast der Mehrwertsteuererhöhung zum 1.1.2007 auf die Verbraucher überwälzen konnten</li> <li>- keine eindeutige Evidenz zum zeitlichen Muster der Überwälzung im Rahmen dieser Steuererhöhung; die Überwälzungsgeschwindigkeit variiert zwischen einzelnen Produktgruppen erheblich, d.h. in der kurzen Frist tragen einige Unternehmen einen erheblichen Teil der Steuerlast</li> <li>- keine Hinweise für Überwälzung der Steuererhöhung auf Produkte mit ermäßigtem Mehrwertsteuersatz, d.h. keine Querwälzung</li> </ul>
<b>Inzidenz der Steuerreform 2000 (VarX-Analyse)</b>		
- BIP - Preise - Löhne - Beschäftigung	8	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Evidenz für einen positiven Effekt der Steuerreform auf das BIP im ersten Quartal 2001</li> <li>- Evidenz für preisdämpfende Effekte der Steuerreform (sowohl bei Investitionsgütern als auch bei Verbrauchsgütern)</li> <li>- keine Evidenz für positive Effekte auf den Arbeitsmarkt (Nominallohne, Beschäftigung)</li> </ul>
<b>Inzidenz der Unternehmenssteuer(reform 2008) (Simulation)</b>		
- Löhne - Kapitalrendite - Wohlfahrt	9	<ul style="list-style-type: none"> <li>- je höher die internationale Kapitalmobilität und die Kapitalstrukturflexibilität der Unternehmen ausgeprägt sind, umso stärker wird die Last der deutschen Unternehmensbesteuerung auf den Faktor Arbeit in Form geringerer Löhne überwält</li> <li>- dieser Effekt zeigt sich vor allem für Haushalte mit einem ohnehin geringen Nettoeinkommen</li> <li>- die Unternehmenssteuerreform 2008 hat positive Auswirkungen auf die Gesamtwohlfahrt der Bürger, u.a. verursacht durch positive Lohneffekte</li> </ul>

Eigene Darstellung.

### ***Inzidenz der Unternehmensbesteuerung auf die Investitionen***

In Kapitel 5 haben wir die Effekte von Variationen in der konkreten Steuerbelastung auf die von einzelnen Unternehmen im gleichen Zeitraum getätigten Investitionen untersucht. Dabei kamen auf der Basis eines umfangreichen Datensatzes von Unternehmen Regressionsmodelle zum Einsatz. Im Resultat finden wir nur sehr schwache Evidenz für einen direkten Effekt, aber starke Evidenz für indirekte Effekte der Besteuerung auf die Investitionen.

Von großer Bedeutung ist vor allem der indirekte Wirkungskanal, dass höhere Steuerzahllasten zunächst die Innenfinanzierungskraft der Unternehmen vermindern und damit zu reduzierten Investitionen führen: Unternehmen sind auf die Finanzierung von Investitionen mittels einbehaltener Gewinne angewiesen, wenn ihnen aufgrund unvollkommener Kapitalmärkte nicht das effiziente Kreditvolumen für eine Fremdfinanzierung oder die effiziente Menge an Beteiligungskapital zur Verfügung gestellt wird. Die Besteuerung reduziert jedoch den Gewinn nach Steuern, der ein Maß für diese Innenfinanzierungsmöglichkeiten von Investitionen ist. Dieser Gedankengang sollte aufgrund stärkerer Kapitalmarktrestriktionen vor allem für kleine und mittlere Unternehmen (KMU) relevant sein. In unserer Studie finden wir nicht nur einen signifikant negativen Effekt auf die Investitionen über diesen Kanal, sondern auch Evidenz dafür, dass der Investitionseffekt bei kleinen und mittleren Unternehmen größer ist. Würden nach Steuern mehr Gewinne in den Unternehmen verbleiben, könnten in Deutschland unserer daraus erwachsenden Einschätzung nach vor allem die mittelständischen Unternehmen mehr investieren.

Darüber hinaus finden wir Evidenz dafür, dass höhere Verschuldungsquoten bei Unternehmen die Investitionen statistisch signifikant reduzieren. Vom Umfang her ist dieser indirekte Effekt zwar sehr gering. Er belegt aber trotzdem, dass die Verzerrung der Finanzierungsentscheidung zu Gunsten der Fremdkapitalfinanzierung zu einem negativen Effekt auf die Investitionen führt. Die Herstellung der Finanzierungsneutralität in der deutschen Unternehmensbesteuerung würde die Investitionen demnach in der Tendenz (leicht) erhöhen.

Der Nachweis direkter Effekte der Besteuerung ist schwieriger, u.a. weil die individuelle Steuerlast in hohem Maße mit den Innenfinanzierungsmöglichkeiten korreliert ist. Für die Wirkung des Hebesatzes der Gewerbesteuer haben wir schwache empirische Evidenz für einen sowohl ökonomisch als auch statistisch signifikant negativen Effekt auf die Investitionen gefunden. Demzufolge steigt die Investitionsquote von Unternehmen um 7,9%-Punkte, wenn der Hebesatz der Gewerbesteuer um 100%-Punkte gesenkt wird. Dies ist angesichts einer durchschnittlichen unternehmerischen Inves-

titionsquote von 19,8% in unserer Stichprobe ein durchaus beachtlicher Effekt. Der Effekt ist aber statistisch nicht robust, nicht zuletzt, da er auf der Basis einer vergleichsweise geringen Variation der Rahmenbedingungen in der Stichprobe abzuschätzen war. Aus diesen Ergebnissen darf daher nicht geschlossen werden, dass es keine direkten Effekte der Besteuerung auf die Investitionsentscheidungen von Unternehmen gäbe.

### ***Inzidenz der Unternehmensbesteuerung auf Löhne und Beschäftigung***

In Kapitel 6 haben wir die Inzidenz der Unternehmensbesteuerung auf die Löhne mit einem zweigeteilten Forschungsdesign untersucht, ebenfalls auf der Basis von umfangreichen Unternehmensdaten. Dabei kamen dynamische Regressionsmodelle und eine Differenz-in-Differenzen-Analyse zum Einsatz. Zunächst wurden in einer *Drei-Länder-Inzidenzanalyse* für Deutschland, Frankreich und Großbritannien die Ergebnisse der jüngeren empirischen Literatur tendenziell bestätigt: Wir finden empirische Hinweise<sup>144</sup> für eine ökonomisch relevante Überwälzung der durch die Körperschaftsteuer verursachten Steuerlasten auf den Faktor Arbeit. Hinsichtlich der zeitlichen Verzögerung dieser Effekte und ihrer quantitativen Dimension schwanken unsere Schätzergebnisse. Das Spektrum der monetären Effekte reicht in der kurzen Frist von -0,80 Euro bis -1,17 Euro (Median) und in der langen Frist von -0,90 Euro bis -4,44 Euro. Diese geschätzten monetären Effekte implizieren, dass die Steuerlast nahezu vollständig oder sogar überproportional überwältigt wird. Entsprechend der symmetrischen Formulierung des zugrunde gelegten Modells gilt diese Aussage in beide Richtungen: Bei gleicher Ertragslage der Unternehmen führen höhere Steuerzahl-lasten offenbar zu geringeren, niedrigere Steuerzahllasten zu höheren Löhnen.

In einer ergänzend durchgeführten *Drei-Länder-Analyse der Beschäftigungsinzidenz* konnten wir allerdings keine vergleichbare empirische Evidenz für relevante Beschäftigungseffekte der Körperschaftsteuer finden. Angesichts unserer großen Effekte für die Lohninzidenz erscheint dieses Ergebnis jedoch durchaus plausibel: Eine Mengenreaktion der Beschäftigung sollte nur zu beobachten sein, wenn die Preisreaktionen der Löhne beschränkt sind.

Zur *Inzidenzanalyse der Steuerreform 2000* haben wir zwei so genannte Differenz-in-Differenzen-Analysen durchgeführt, wobei einerseits Großbritannien und andererseits Frankreich als Vergleichsland dienten. Insbesondere in der Analyse mit Großbritannien als Vergleichsland konnten wir

---

<sup>144</sup> Wir sprechen von „empirischen Hinweisen“ statt von „empirischer Evidenz“, weil Zweifel an der Validität der ökonometrischen Modelle nicht vollständig ausgeräumt werden konnten.

empirische Hinweise für einen positiven Lohneffekt des gesenkten Körperschaftsteuersatzes finden. Der stärkste in unseren Analysen ermittelte Effekt besagt, dass der Lohnsatz in deutschen Betrieben aus dem verarbeitenden Gewerbe in der Periode nach der Unternehmenssteuerreform gegenüber dem kontrafaktischen Vergleichsszenario ohne Steuersenkung im Mittel um rund 1,21% gestiegen ist. Unsere Ergebnisse weisen auch daraufhin, dass sich die Steuerreform nicht unmittelbar im Jahr ihres Inkrafttretens, sondern erst mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung auf die betriebliche Entlohnung ausgewirkt hat. Die deutsch-französische DiD-Analyse hat zu deutlich instabileren Ergebnissen geführt als das Szenario mit Großbritannien als Vergleichsland. Die wesentlichen Resultate konnten jedoch auch in dieser Länderkombination tendenziell bestätigt werden.

### ***Überwälzung der Umsatzsteuer***

Erhöhungen des Mehrwertsteuersatzes können sich im Prinzip in entsprechenden Preiserhöhungen niederschlagen, wenn die Unternehmen diese Steuererhöhung vollständig auf die Konsumenten überwälzen können. Ist die Nachfrage nach den betreffenden Gütern jedoch vergleichsweise flexibel, dann mag ihnen nur eine teilweise Überwälzung auf die Preise möglich sein. Um dies näher zu untersuchen, haben wir in einem Regressionsansatz die in Deutschland am 1. Januar 2007 in Kraft getretenen Mehrwertsteuererhöhung untersucht. Konkret wurde der Einfluss der Mehrwertsteuer durch die Integration einer Dummy-Variablen für die Mehrwertsteuer in einem so genannten „*First-Difference-Modell*“ mit robusten Standardfehlern erfasst. Zur Berücksichtigung von möglichen Vorzieheffekten und Anpassungsverzögerungen wurden zusätzlich Dummy-Variablen für die Monate vor und nach Einführung der Mehrwertsteuererhöhung in unsere Schätzung eingebunden. Weil uns leider keine regional disaggregierten Preisdaten zur Verfügung standen, konnten wir lediglich bundeseinheitliche Indexwerte auswerten. Es ist deshalb möglich, dass branchenspezifische Unterschiede in den Überwälzungseffekten durch eine stark aggregierte Regression in der Gesamtheit nivelliert werden.

In Übereinstimmung mit der jüngeren empirischen Literatur und unserer vorgelagerten deskriptiven Analyse konnten wir keine eindeutigen Ergebnisse zum zeitlichen Muster der Überwälzung erzielen. Allerdings bestätigt die Analyse der unmittelbaren Überwälzungseffekte zum Januar 2007 die These, dass die Mehrwertsteuer zum Zeitpunkt ihrer Einführung nur teilweise überwälzt wurde. Die Unternehmen konnten offenbar die Steuerlast in vielen Produktgruppen erst mit mehrmonatiger Verzögerung weitergeben. Dabei zeigt unsere ökonometrische Schätzung eine starke Heterogenität der Steuerüberwälzung zwischen einzelnen Produktgruppen: Während wir für die Verbraucherpreisgruppe „Verkehr“ eine fast vollständige Überwälzung zum 1. Januar 2007 ermitteln, ist die Überwälzungsrate für „Ein-

richtungsgegenstände für den Haushalt“ sowie „Andere Waren und Dienstleistungen“ weitaus niedriger. In unserer Schätzung wurde für die Produktgruppen mit ermäßigtem Mehrwertsteuersatz kein signifikanter Einfluss der Mehrwertsteuererhöhung auf den Produktpreis festgestellt. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass die oftmals angenommene Querüberwälzung der Steuererhöhung von Produkten, für die der Regelsteuersatz erhöht wurde, hin zu Produkten, bei denen dies nicht der Fall ist, nicht nachgewiesen werden kann.

Aus den Ergebnissen lässt sich schlussfolgern, dass einige Unternehmen zumindest in der kurzen Frist einen erheblichen Teil der Steuerlast nicht auf die Preise und damit die Verbraucher abwälzen können. Sie müssen diese Belastung selbst tragen, falls es ihnen nicht gelingt, sie in Form einer Rückwälzung auf die Input-Faktoren Arbeit oder Kapital weiterzugeben. Zudem dürften die Reaktionsmöglichkeiten der Unternehmen in der kurzen Frist wohl geringer und die damit entstehenden Belastungen höher sein, als in der Literatur zur Steuerüberwälzung angenommen wird.

### ***Inzidenzanalyse der Steuerreform 2000***

Die Inzidenzeffekte der Steuerreform 2000 haben wir mit Hilfe eines so genannten VARX-Modells auf Basis von Makrodaten aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung geschätzt. Die Überwälzungseffekte wurden dabei mit Hilfe der geschätzten Parameter des VAR-Gleichungssystems durch Simulationen berechnet. Wir finden empirische Evidenz für einen positiven Effekt der Steuerreform 2000 auf das Bruttoinlandsprodukt. Nach unseren Simulationen auf Basis der VARX-Schätzungen ist die Wachstumsrate des BIP temporär im ersten Quartal 2001 durch die Steuerreform 2000 um 1,7%-Punkte gestiegen. Bis zum 4. Quartal 2002 schwanken die Zuwachsraten dann um die Nulllinie.

Wir finden darüber hinaus Evidenz für einen preisdämpfenden Effekt der Steuerreform, sowohl bezüglich der Preise für Investitionsgüter als auch für die Verbraucherpreise. Danach hat die Steuerreform die Teuerungsrate der Verbrauchsgüter im ersten Quartal 2001 um 0,4%-Punkte gesenkt. Wir finden innerhalb unserer VARX-Analyse jedoch keine Evidenz dafür, dass die Steuerreform 2000 den Arbeitsmarkt belebt hat: Es konnten keine signifikanten positiven Effekte auf Beschäftigung und Nominallöhne nachgewiesen werden; auch gibt es keinen signifikanten Hinweis für einen Rückgang der Lohnstückkosten. Wir finden hier also keine weitere spezifische empiri-

sche Evidenz für eine Lohnüberwälzung im Rahmen der Steuerreform 2000.<sup>145</sup>

Wir finden in unserer VARX-Untersuchung zwar eher Hinweise dafür, dass die Steuerreform den realen privaten Konsum erhöht hat, denn für die realen privaten Investitionen werden keine Impulse sichtbar; der Konsumeffekt ist allerdings nicht signifikant. Somit konnte zwar temporär für das 1. Quartal 2001 ein signifikanter Wachstumsimpuls der Steuerreform nachgewiesen werden, eine Begründung bzw. die hierfür verantwortliche Wirkungskette konnte allerdings aus den Schätzergebnissen nicht abgeleitet werden, weil die Ergebnisse für die Einflüsse der Steuern auf Konsum und Investitionen in isolierter Betrachtung nicht signifikant sind. Wir können zudem nicht belegen, ob die Effekte symmetrisch sind, Steuersenkungen also denselben Effekt wie Steuererhöhungen haben. Daher kann von unseren Ergebnissen bezüglich der Steuersenkungen durch die Steuerreform 2000 nicht automatisch spiegelbildlich auf Effekte von Steuererhöhungen geschlossen werden, vor allem nicht in Bezug auf die Stärke der Effekte.

### ***Simulationsstudien zur Inzidenz der Unternehmenssteuer(reform 2008)***

Mit dem am Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstitut der Universität Köln (FiFo Köln) entwickelten Simulationsmodell FiFoSiM haben wir abschließend die Inzidenzwirkungen der deutschen Unternehmensbesteuerung in einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell (CGE-Modell) simuliert. Dabei wurde zunächst für ein Szenario mit den Annahmen der geschlossenen Volkswirtschaft das schon durch Harberger (1962) publizierte Ergebnis bestätigt, demzufolge die Steuerlast hauptsächlich auf den Faktor Kapital fällt. Je stärker jedoch im FiFoSiM-Modell die Annahmen der offenen Volkswirtschaft – internationale Kapitalmobilität und Flexibilität der Kapitalstruktur – zum Tragen kommen, umso größer ist die Überwälzung der Steuerlast auf den Faktor Lohn. Eine vollständige Überwälzung ist im FiFoSiM-Modell konstruktionsbedingt ausgeschlossen, weil eine unvollständige Produktsubstitution zwischen In- und Ausland angenommen wird.

Für eine differenziertere Analyse der Steuerlast von privaten Haushalten wurden in Abhängigkeit vom Haushaltsnettoeinkommen drei Haushaltstypen unterschieden. Wir konnten in diesem Kontext zeigen, dass die Verteilung der Lasten auf die einzelnen Haushaltstypen von der internationalen

---

<sup>145</sup> In diesem Zusammenhang sei darauf hingewiesen, dass sich die Analysen in Kapitel 6 und 8 nicht nur hinsichtlich der verwendeten Schätzverfahren unterscheiden. In Kapitel 8 stehen speziell die Effekte der Steuerreform 2000 auf die gesamtwirtschaftliche Summe der Arbeitnehmerentgelte im Fokus der Betrachtung, während in Kapitel 6 der Überwälzungseffekt der Steuerzahllast von Unternehmen auf die betriebliche Pro-Kopf-Lohnsumme untersucht wird. Die Vergleichbarkeit der Analyseergebnisse ist daher eingeschränkt.

Kapitalmobilität bestimmt wird: Je mobiler das Kapital ist, desto größer wird die Traglast der Haushalte der unteren Einkommensgruppe.

Analysen zur Unternehmenssteuerreform 2008 ergaben positive Auswirkungen auf die Gesamtwohlfahrt der Bürger. Dabei zeigen die mit FiFoSim ermittelten Ergebnisse, dass sich positive Überwälzungseffekte der Reform auf die Löhne ergeben dürften. Die genaue Aufteilung der Inzidenz zwischen den Faktoren Arbeit und Kapital hängt jedoch von Details der Modellspezifikation ab. Anhand von Sensitivitätsanalysen wurde gezeigt, wie sich Änderungen bei den Modellparametern auswirken. Aussagen zu den Folgen der Reform sind aber wegen des noch geringen zeitlichen Abstands zum Beginn der neuen Regelungen sehr vorsichtig zu bewerten. Erst wenn weitere „Datenpunkte“ berücksichtigt werden können, werden sich die Folgen der Reform klarer beschreiben lassen.

## Literatur

- Abel, A. B. and Blanchard, O. J. (1986), The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment, *Econometrica* 54(2), 249-273.
- Aghion, P. and Bolton, P. (1992), An Incomplete Contracts Approach to Financial Contracting, *Review of Economic Studies* 59(200), 473-494.
- Akerlof, G. (1970), The Market for „Lemons“: Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics* 84, 488-500.
- Altshuler, R., Grubert, H. and Newlon, T. S. (2001), International Taxation and Multinational Activity, University of Chicago Press, chapter: Has U.S. Investment Abroad Become More Sensitive to Tax Rates?, 9-38.
- Alworth, J. (1988), The Finance, Investment and Taxation decision of multinationals, New York: Basil Blackwell.
- Arellano, M. and Bover, O. (1995), Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models, *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Armington, P. S. (1969), A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production, *International Monetary Fund Staff Papers* 16, 159-176.
- Arulampalam, W., M. P. Devereux and G. Maffini (2008), The Direct Incidence of Corporate Income Tax on Wages, Oxford University Centre for Business Taxation, *Working Paper 07/08*, 2<sup>nd</sup> version.
- Arulampalam, W., M.P. Devereux and G. Maffini (2007), The Incidence of Corporate Income Tax on Wages, Oxford University Centre for Business Taxation, *Working Paper 07/07*, 1<sup>st</sup> version.
- Arrow, K. J. and Debreu, G. (1954), Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy, *Econometrica* 22(3), 265-290.
- Audretsch, D. B. and Elston, J. A. (2002), Does Firm Size Matter? Evidence on the Impact of Liquidity Constraints on Firm Investment Behaviour in Germany, *International Journal of Industrial Organization* 20, 1-18.
- Auerbach, A. J. (2005), Who Bears the Corporate Tax? A Review of What We Know, *NBER Working Paper Series (Nr. W11686)*.

- Auerbach, A. J. (2001), Taxation and Corporate Financial Policy, *NBER Working Paper Series (Nr. 8203)*.
- Auerbach, A. J. (1979), Wealth Maximization and the Cost of Capital, *Quarterly Journal of Economics* 21, 107-127.
- Auerbach, A. J. and Kotlikoff, L. J. (1987), Dynamic Fiscal Policy, Cambridge: Cambridge University Press.
- Auerbach, A. J. and King, M. A. (1983), Taxation, Portfolio Choice, and Debt- Equity Ratios: A General Equilibrium Model, *Quarterly Journal of Economics* 98(4), 587-609.
- Baldwin, R. E. and Krugman, P. (2004), Agglomeration, Integration and Tax Harmonisation, *European Economic Review* 48(1), 1-23.
- Ballard, C. L., Fullerton, D., Shoven, J. B. and Whalley, J. (1985), A General Equilibrium Model for Tax Policy Evaluation, Chicago: The University of Chicago Press.
- Bauer, T., Fertig, M. und Schmidt, Ch. M. (2009), Empirische Wirtschaftsforschung, Eine Einführung, Springer-Verlag.
- Baum, C. F. (2006), An Introduction to Modern Econometrics Using Stata, Texas: Stata Press.
- Becker, J. and Fuest, C. (2007), Steuerpolitische Perspektiven der Unternehmensteuerreform 2008, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 76(2), 39-48.
- Bergs, C. und Peichl, A. (2006), Numerische Gleichgewichtsmodelle – Grundlagen und Anwendungsgebiete, Finanzwissenschaftliche Diskussionsbeiträge (Nr. 06-2).
- Besley, T. und Rosen, H. (1999), Sales Taxes and Prices: An Empirical Analysis, *National Tax Journal* 52, 157-178.
- Bester, H. (1985), Screening vs. Rationing in Credit Markets with Imperfect Information, *American Economic Review* 75, 850-855.
- Blanchard, O. and Perotti, R. (2002), An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output, *Quarterly Journal of Economics* XX, 1329-1386.
- Blundell, R. and Bond, S. (1998), Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics* 87, 11-143.
- BMF (Bundesministerium der Finanzen (2007), Die Unternehmensteuerreform 2008 in Deutschland, Monatsbericht des BMF (März), 87-99.

- BMF (Bundesministerium der Finanzen) (2004a), Finanzbericht 2004, Berlin: BMF.
- BMF (Bundesministerium der Finanzen) (2004b), Die Steuerpolitik der Bundesregierung ist gezielte Mittelstandsförderung, *Monatsberichte des BMF*, Februar 2004, Berlin: BMF.
- BMF (Bundesministerium der Finanzen) (2001), Finanzbericht 2001, Berlin: BMF.
- Bode, O., Gerke, R. und Schellhorn, H. (2006), Die Wirkung fiskalischer Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Arbeitspapier 01/2006.
- Böhringer, C., Rutherford, T. F. and Wiegard, W. (2003), Computable General Equilibrium Analysis: Opening a Black Box, *ZEW Discussion Paper (Nr. 03-56)*.
- Böhringer, C. und Wiegard, W. (2003), Methoden der angewandten Wirtschaftsforschung: Eine Einführung in die numerische Gleichgewichtsanalyse, *ZEW Discussion Paper (Nr. 03-02)*.
- Bolton, P. and Dewatripont, M. (2005), *Contract Theory*, Cambridge: The MIT Press.
- Bond, S. (2002), *Dynamic Panel Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice*, *Ceemap Working Paper 09/02*.
- Bond, S. and Chennells, L. (2000), *Corporate Income Taxes and Investment: A Comparative Study*, Research Report, London: The Institute for Fiscal Studies.
- Bond, S., Harhoff, D. and van Reenen, J. (1999), Investment, R&D and Financial Constraints in Britain and Germany, *IFS working paper 99/5*.
- Bond, S., Elston, J. A., Mairesse, J. and Mulkay, B. (2003), Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany, and the United Kingdom: A Comparison Using Company Panel Data, *Review of Economics and Statistics* 85, 153-165.
- Borjas, G. J. (2005), *Labor Economics*, Third Edition, New York: McGraw-Hill.
- Box, G. and Tiao, G. (1975), Intervention analysis with applications to economic and environmental problems, *Journal of the American Statistical Association*, 70-79.
- Brooke, A., Kendrick, D., Meeraus, A. and Raman, R. (1998), *GAMS - A User's Guide*, GAMS Development Corporation.

- Buettner, T. (2001), Local Business Taxation and Competition for Capital: The Choice of the Tax Rate, *Regional Science and Urban Economics* 31, 215-245.
- Bull, N., Hassett, K. A. and Metcalf, G. E. (1994), Who Pays Broad-Based Energy Taxes? Computing Lifetime and Regional Incidence, *Energy Journal* 15, 145-164.
- Burda, M. and Wyplosz, C. (2005), *Macroeconomics – A European Text*, Oxford/ New York: Oxford University Press.
- Carbonnier, C. (2006), Who pays sales taxes? Evidence from French VAT Reforms, 1987-1999, *Journal of Public Economics* 91, 1219-1229.
- Carey, D. and Rabesona, J. (2004), Tax Ratios on Labor and Capital Income and on Consumption, in: Peter Birch Sørensen (Hrsg.), *Measuring the Tax Burden on Capital and Labor*, Cambridge: MIT Press, London: 213-262 (Kap. 7).
- Chiang, A. C. and Wainwright, K. (2005), *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, 4th ed., Singapore: McGraw-Hill.
- Chirinko, R. S., Fazzari, S. M. and Meyer, A. P. (2004), That Elusive Elasticity: A Long-Panel Approach to Estimating the Capital-Labor Substitution Elasticity, *CESifo Working Paper (Nr. 1240)*.
- Christofides, L.N. and Oswald, A. J. (1992), Real Wage Determination and Rent-Sharing in Collective Bargaining Agreements, *The Quarterly Journal of Economics* 107(3), 985-1002.
- Cummins, J., Hassett, K. A. and Hubbard, R. G. (1996), Tax reforms and Investment: A Cross-Country Comparison, *Journal of Public Economics* 62, 237-273.
- Cummins, Jason G. and Hassett, k. A. (1992), The Effects of Taxation on Investment: New Evidence from Firm Level Panel Data, *National Tax Journal* 45(3), 243-251.
- Czarnitzki, D. (2006), Research and Development in Small and Medium-Sized Enterprises: the Role of Financial Constraints and Public Funding, *Scottish Journal of Political Economy* 53(3), 335-257.
- Delipalla, S. and O'Donnell, O. (2001), Estimating tax incidence, market power and market conduct: the European cigarette industry, *International Journal of Industrial Organization* 19, 885-908.
- Desai, M. A., Foley, C. F. and Hines Jr., J. R. (2007), *Labor and Capital Shares of the Corporate Tax Burden: International Evidence*, Harvard University.

- Deutsche Bundesbank (2008a), Preis- und Mengenwirkungen der Mehrwertsteueranhebung zum 1. Januar 2007, Monatsbericht 60(4), 31-49.
- Deutsche Bundesbank (2008b), FIBOR Dreimonatsgeld Zeitreihe SU0268 Monatsdurchschnitt, [www.bundesbank.de/statistik](http://www.bundesbank.de/statistik).
- Deutsche Bundesbank (2007), Verhältniszahlen aus Jahresabschlüssen deutscher Unternehmen von 2003 bis 2004, Statistische Sonderveröffentlichung 6.
- Devereux, M. P. and Maffini, G. (2006), The Impact of Taxation on the Location of Capital, Firms and Profit : A Survey of Empirical Evidence, Working Paper 07/02, Oxford University Centre For Business Taxation.
- Devereux, M. P. and Griffith, R. (1998a), The Taxation of Discrete Investment Choices, *IFS Working Paper W98/16*, The Institute for Fiscal Studies (IFS).
- Devereux, M. P. and Griffith, R. (1998b), Taxes and the Location of Production: Evidence from a Panel of U.S. Multinationals, *Journal of Public Economics* 68, 335-367.
- Diamond, P. A. and Mirrlees, J. A. (1971), Optimal Taxation and Public Production, *American Economic Review* 61(3), 261-278.
- Djankov, S., Ganser, T., McLiesh, C., Ramalho, R. M. and Shleifer, A. (2008), The Effect of Corporate Taxes on Investment and Entrepreneurship. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1091238>.
- Edelberg, W. M. Eichenbaum, M. und Fisher, J. D. M. (1998), Understanding the effects of a shock to government purchases, NBER Working Paper 6737.
- Elliot, R. F. (1990), Labor Economics, New York: McGraw-Hill.
- Engel, D. and Middendorf, T. (2007), Investment, Internal Funds and Public Banking in Germany, *Ruhr Economic Papers* 7, RWI Essen.
- Entin, S. J. (2004), Tax Incidence, Tax Burden, and Tax Shifting: Who Really Pays the Tax?, The Heritage Foundation, Washington, D.C. (CDA04-12).
- European Commission (2003), Commission Recommendation of 6 May 2003 concerning the definition of micro, small and medium-sized enterprises, in: Official Journal of the European Union 2003, L124, 36-41.
- Fama, E. F. and French, K. R. (2002), Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt, *The Review of Financial Studies* 15(1), 1-33.

- Fazzari, S., Hubbard, R. G. and Petersen, B. C. (1988), Financing Constraints and Corporate Investment, *Brookings Papers on Economic Activity*, 141-195.
- Fehr, H. und Wiegard, W. (1996), Experimente in der Ökonomie, Ökonomie und Gesellschaft, Jahrbuch 13, Campus-Verlag, Frankfurt, chapter: Numerische Gleichgewichtsmodelle: Grundstruktur, Anwendungen und Erkenntnisgehalt, 296–339.
- Feldstein, M. S. and Horioka, C. (1980), Domestic Saving and International Capital Flows, *The Economic Journal* 90, 314–329.
- Felix, R. A. (2006), *Passing the Burden: Corporate Tax Incidence in Open Economies*, University of Michigan.
- Fertig, M., Kluge, J. und Schmidt, Ch. M. (2006), Die makroökonomische Wirkung aktiver Arbeitsmarktpolitik - eine Panelanalyse auf Ebene regionaler Arbeitsmärkte, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 39(3/4), 575-601.
- Fertig, M., Kluge, J., Schmidt, Ch. M., Apel, H.; Friedrich, W. und Hägele, H. (2004), Die Hartz-Gesetze zur Arbeitsmarktpolitik – Ein umfassendes Evaluationskonzept, *RWI-Schriften* 74.
- Fossen, F. M. and Bach, S. (2007), A Microsimulation Analysis of Local Business Tax Reform Options in Germany, DIW Berlin.
- Frank, M. and Goyal, V. (2003), Testing the pecking order theory of capital structure, *Journal of Financial Economics* 67, 217-248.
- Fuest, C., Peichl, A. und Schaefer, T. (2005), Dokumentation FiFoSiM: Integriertes Steuer-Transfer-Mikrosimulations- und CGE-Modell, *Finanzwissenschaftliche Diskussionsbeiträge (Nr. 05-3)*.
- Fullerton, D. and Metcalf, G. E. (2002), Tax Incidence, *NBER Working Paper Series (No. 8829)*.
- Fullerton, D. and Rogers, D. L. (1997), Neglected Effects on the Uses Side: Even a Uniform Tax Would Change Relative Goods Prices, *American Economic Review* 87(2), 120–125.
- Gabriel, P. and Reiff, A. (2006), The effect of the change in VAT rates on the consumer price index, *MNB Bulletin* Dezember 2006, 14-19.
- Garcia, J. R. and Sala, H. (2006), The Tax System Incidence on Unemployment: A Country-Specific Analysis for the OECD Economies, *IZA Discussion Paper* No. 2226, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Gebhardt, H. (2007), *Konjunkturpolitische Chronik*, RWI Essen.

- Gebhardt, H., Heilemann, U. und von Loeffelholz, H. D. (2003), *Wirtschaftspolitische Chronik 1949-2002*, UTB 2495, Stuttgart: Lucius&Lucius.
- Gebhardt, H. und Siemers, L. (2008), Perspektiven und Optionen einer wachstumsorientierten Finanzpolitik, *Wirtschaftsdienst – Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 88(6), 383-390.
- Gentry, W. M. (2007), *A Review of the Evidence on the Incidence of the Corporate Income Tax*, Department of the Treasury, *OTA Paper 101*.
- Gordon, R. H. and Lee, Y. (2001), Do Taxes Affect Corporate Debt Policy? Evidence from U.S. Corporate Tax Return Data, *Journal of Public Economics* 82(2), 195– 224.
- Goulder, L. H., Shoven, J. B. and Whalley, J. (1982), Domestic Tax Policy and the Foreign Sector: The Importance of Alternative Foreign Sector Formulations to Results from a General Equilibrium Tax Model, *NBER Working Paper Series (Nr. 919)*.
- Gravelle, J. G. and Smetters K. A. (2006), Does the Open Economy Assumption Really Mean That Labor Bears the Burden of a Capital Income Tax?, *Advances in Economic Analysis & Policy* 6(1), Article 3.
- Greene, William H. (2003), *Econometric Analysis*, Pearson Education, Prentice Hall.
- Grinblatt, M. and Titman, S. (1998), *Financial Markets and Corporate Strategy*, New York u.a.
- Gruber, J. (2007), *Public Finance and Public Policy*, New York: Worth.
- Haid, A. and J. Weigand (2001), R&D, Liquidity Constraints, and Corporate Governance, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 221, 143-167.
- Hall, B. H. (1992), Investment and Research and Development at the Firm Level: Does the Source of Financing Matter?, *NBER Discussion Paper 4096*.
- Harberger, A. C. (2006), *Corporation Tax Incidence: Reflections on What is Known, Unknown and Unknowable*, Los Angeles: University of California.
- Harberger, A. C. (1995), *The ABCs of Corporation Tax Incidence: Insights into the Open-Economy Case, Policy and Economic Growth* (American Council for Capital Formation, Center for Policy Research, Washington, D.C.).
- Harberger, A. C. (1962), The Incidence of the Corporation Income Tax, *Journal of Political Economy* 70(3), 215–240.

- Harhoff, D. (1998), Are There Financing Constraints for R&D and Investment in German Manufacturing Firms?, *Annales D'Économie Et De Statistique* 49/50, 421-456.
- Hart, O. (1995), *Firms, Contracts, and Financial Structure*, Oxford: Clarendon Press.
- Hart, O. and Moore, J. (1995), Debt and Seniority: An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management, *American Economic Review* 85(3), 567-585.
- Hasset, K. A. and Mathur, A. (2006), *Taxes and Wages, Working Paper*, Washington: American Enterprise Institute.
- Hayashi, F. (1982), Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation, *Econometrica* 50(1), 213-224.
- Hildreth, A. K. G. and Oswald, A. J. (1997), Rent-Sharing and Wages: Evidence from Company and Establishment Panels, *Journal of Labor Economics* 15( 2), 318-337.
- Himmelberg, C. P. and Petersen, B. C. (1994), R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries, *Review of Economics and Statistics* 76(1), 38-51.
- Homburg, S. (2005), *Allgemeine Steuerlehre*, München: Vahlen.
- Hubbard, G. R. (1998), Capital-Market Imperfections and Investment, *Journal of Economic Literature* 36, 193-225.
- Jacobs, O. H. and Spengel, C. (1996), *European Tax Analyzer*, Baden-Baden: Nomos.
- Janz, N. (1997), *Ökonometrische Panelanalysen des Investitionsverhaltens deutscher Aktiengesellschaften*, Schriftenreihe des ZEW 18, Baden-Baden: Nomos.
- Keen, M. J. (1991), Corporation Tax, Foreign Direct Investment and the Single Market, in: Winters, L. A. and Venables, A. J. (Hrsg.), *The Impact of 1992 on European Trade and Industry*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Kehoe, T. J. (1998), *Applied Economics and Public Policy*, University of Cambridge, Department of Applied Economics, chapter: Social Accounting Matrices and Applied General Equilibrium Models, 59-87.
- Keuschnigg, C. (2005), *Öffentliche Finanzen – Einnahmenpolitik. Reihe Neue ökonomische Grundrisse*. Tübingen: Mohr Siebeck.
- Keuschnigg, C. (2002), *Analyzing Capital Income Tax Reform With a CGE Model for Switzerland*, Technical report, Universität St. Gallen.

- King, M. A. and Fullerton, D. (1984), *The Taxation of Income from Capital*, Chicago: University of Chicago Press.
- Klemm, A. (2005), *Corporate Tax Rate Data*, London: The Institute for Fiscal Studies, Internet: [www.ifs.org.uk/](http://www.ifs.org.uk/) [Zugriffsdatum: 21.10.2008].
- Kremer, J. und Ruf, M. (2008), Belastung der Kapitalgesellschaften nach der Unternehmensteuerreform 2008, *Wirtschaftsdienst* 88(1), 64–72.
- Lietmeyer, V und Petzold, O. (2005), Bedingungen und Ziele für eine Reform der Unternehmensbesteuerung, *Wirtschaftsdienst* 85(9), 590-599.
- MacKie-Mason, J. K. (1990), Do Taxes Affect Corporate Financing Decisions?, *Journal of Finance* 45(5), 1471–93.
- Maiterth, R. and Müller, H. (2007), Unternehmensteuerreform 2008 – Mospackung statt großer Wurf, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 76(2), 49–73.
- Mansur, A. and Whalley, J. (1984), *Applied General Equilibrium Analysis*, Cambridge University Press, New York, chapter: Numerical Specification of Applied General Equilibrium Models: Estimation, Calibration, and Data, 69–127.
- Mathiesen, L. (1985), Computational Experience in Solving Equilibrium Models by a Sequence of Linear Complementarity Problems, *Operations Research* 33(6), 1225–1250.
- McDonald, I. M. and Solow, R. M. (1981), Wage Bargaining and Employment, *American Economic Review* 71(5), 896-908.
- Melvin, J. R. (1982), The Corporate Income Tax in an Open Economy, *Journal of Public Economics* 17, 393–403.
- Mendoza, E. G. and Tesar, L. L. (2005), Why hasn't Tax Competition Triggered a Race to the Bottom? Some Quantitative Lessons from the EU, *Journal of Monetary Economics* 52, 163-204.
- Metcalf, G. E. (1999), A Distributional Analysis of Green Tax Reforms, *National Tax Journal* 52, 655-681.
- Miller, M. H. (1977), Debt and Taxes, *Journal of Finance* 32, 261–275.
- Modigliani, F. and Miller, M. H. (1958), The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment, *American Economic Review* 48, 261–297.
- OECD (1991), *Taxing Profits in a Global Economy*, Paris: OECD.
- Papke, L. E. (1991), Interstate Business Tax Differentials and New Firm Location, *Journal of Public Finance* 45, 47-68.

- Peichl, A. and Schaefer, T. (2006), Documentation FiFoSiM: Integrated Tax Benefit Microsimulation, *FiFo-CPE Discussion Papers (Nr. 06-10)*.
- Poterba, J. M. (1996), Retail Price Reactions to Changes in State and Local Sales Taxes, *National Tax Journal* 49(2), 165-176.
- Pyatt, G. and Round, J. I. (1985), *Social Accounting Matrices - A Basis for Planning*, Washington D.C.: The World Bank.
- Radulescu, D. M. and Stimmelmayer, M. (2008), Die Unternehmensteuerreform 2008: Eine Reformalternative für Deutschland?, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 9(1), 19–36.
- Radulescu, D. M. and Stimmelmayer, M. (2004), Implementing a Dual Income Tax in Germany: Effects on Investment and Welfare, *Ifo Working Paper Series (Nr. 20)*.
- Ramey, V. A. und M. D. Shapiro (1997), Costly Capital reallocation and the effects of government spending, NBER Working Paper 6283.
- Randolph, W. C. (2006), International Burden of the Corporate Income Tax, *Working Paper Series Congressional Budget Office*, Washington, D.C.
- Reinert, K. A. and Roland-Holst, D. W. (1997), *Applied Methods for Trade Policy Analysis: A Handbook*, Cambridge University Press, chapter: Social Accounting Matrices, 94–121.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (2007), The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a new Measure of Fiscal Shocks, NBER Working Paper 13264.
- Roodman, D. (2007), A Short Note on the Theme of Too Many Instruments, *Working Paper Number 125*, August 2007, Center for Global Development.
- Roodman, D. (2006), How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata, *Working Paper Number 103*, December 2006, Center for Global Development.
- Rosen, H. S. and Gayer, T. (2008), *Public Finance*, New York: McGraw-Hill.
- Rutherford, T. F. (1995), Extension of GAMS for Complementarity Problems Arising in Applied Economic Analysis, *Journal of Economic Dynamics and Control* 19(8), 1299–1324.
- Rutherford, T. F. (1999), Applied General Equilibrium Modeling with MPSGE as a GAMS Subsystem: An Overview of the Modeling Framework and Syntax, *Computational Economics* 14, 1–46.

- Rutherford, T. F. and Paltsev, S. (1999), From an Input-Output Table to a General Equilibrium Model: Assessing the Excess Burden of Indirect Taxes in Russia, Department of Economics, University of Colorado (mimeo).
- RWI (Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung) (2008), Einfluss von Preisschocks auf die Preisentwicklung in Deutschland, Forschungsvorhaben des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie, Berlin.
- Sachverständigenrat (2007), Das Erreichte nicht verspielen – Jahresgutachten 2007/08.
- Sachverständigenrat (2006a), Reform der Einkommens- und Unternehmensbesteuerung durch die Duale Einkommensteuer, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR), Max Planck-Institut für Geistiges Eigentum, Wettbewerb- und Steuerrecht (MPI) und Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Wiesbaden.
- Sachverständigenrat (2006b), Widerstreitende Interessen – ungenutzte Chancen. Jahresgutachten 2006/07, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Baden-Baden.
- Scarf, H. (1967), Ten Economic Studies in the Tradition of Irvin Fischer, New York, chapter: On the Computation of Equilibrium Prices, 207–230.
- Scarf, H. (1969), An Example of an Algorithm for Calculating General Equilibrium Prices, *American Economic Review* 59, 669–677.
- Schiantarelli, F. (1996), Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence, *Oxford Review of Economic Policy* 12, 80-89.
- Schmidt, Ch. M. (2007), Policy Evaluation and Economic Policy Advice, *Advances in Statistical Analysis (AStA)* 91, 425-437.
- Schmidt, Ch. M. (1999), Knowing What Works: The Case for Rigorous Program Evaluation, *IZA Discussion Paper* 77.
- Schneider, D. (2005), Wer zusätzliche Steuern zahlt, zahlt drauf: wider die finanzwissenschaftliche Lehre von der Steuerüberwälzung, Kritisches zu Rechnungslegung und Unternehmensbesteuerung, in: D. Schneider, D. Rückle, H.-U. Küpper und F. W. Wagner (Hrsg.), Kritisches zur Rechnungslegung und Unternehmensbesteuerung, Betriebswirtschaftliche Schriften Heft 164, 655-674.

- Schratzenstaller, M. (2007), Unternehmensbesteuerung in der Europäischen Union - Aktuelle Entwicklungen und Implikationen für die deutsche Steuerpolitik, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 76(2), 21–38.
- Shoven, J. B. and Whalley, J. (1992), *Applying General Equilibrium*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Shoven, J. B. and Whalley, J. (1984), Applied General-Equilibrium Models of Taxation and International Trade: An Introduction and Survey, *Journal of Economic Literature* 22(3), 1007–51.
- Shoven, J. B. and Whalley, J. (1972), A General Equilibrium Calculation of the Effects of Differential Taxation of Income from Capital in the U.S., *Journal of Public Economics* 1, 281–321.
- Sinn, H.-W. (2004), The New Systems Competition, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 5(1), 23-38.
- Sinn, H.-W. (1987), *Capital Income Taxation and Resource Allocation*, Amsterdam/New York: Elsevier.
- Slemrod, J. (1995), Professional Opinions About Tax Policy: 1994 and 1934, *National Tax Journal* 48, 121–147.
- Sørensen, P. B. (2004), Measuring Taxes on Capital and Labor: An Overview of Methods and Issues, in: Peter Birch Sørensen (Hrsg.), *Measuring the Tax Burden on Capital and Labor*, Cambridge: MIT Press, 1-33 (Kap. 1).
- Sørensen, P. B. (2002), The German Business Tax Reform of 2000: A General Equilibrium Analysis, *German Economic Review* 3(4), 347–378.
- Sørensen, P. B. (2001), OECDTAX - A Model of Tax Policy in the OECD Economy, Technical report, University of Copenhagen.
- Sørensen, P. B. (1994), From the Global Income Tax to the Dual Income Tax: Recent Tax Reforms in the Nordic Countries, *International Tax and Public Finance* 1(1), 57-79.
- Spengel, C., Elschner, C., Grünewald, M. und Reister, T. (2007), Einfluss der Unternehmensteuerreform 2008 auf die effektive Steuerbelastung, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 76(2), 86–97.
- Springer, K. (2002), *Climate Policy in a Globalizing World - A CGE Model with Capital Mobility and Trade*, Springer.
- Statistisches Bundesamt (2008a), VGR des Bundes - Inlandsproduktsberechnung – Vierteljahresergebnisse, Fachserie 18 Reihe 1.2, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2008b), Verbraucherpreisindizes für Deutschland, Fachserie 17 Reihe 7, Wiesbaden.

- Statistisches Bundesamt (2008c), Preisindizes für die Einfuhr, Fachserie 17 Reihe 8.1, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2007a), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen - Input-Output-Rechnung nach 12 Gütergruppen / Produktionsbereichen 2004, verfügbar unter: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Fachveroeffentlichungen/VolkswirtschaftlicheGesamtrechnungen/InputOutputRechnung/VGRInputOutput12Guetergruppen,property=file.pdf> [Abruf: 09.01.08, 13:50 Uhr].
- Statistisches Bundesamt (2007b), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen - Input- Output-Rechnung 2004, Fachserie 18 Reihe 2 .
- Statistisches Bundesamt (1996-2006a), Finanzen und Steuern – Realsteuervergleich. Fachserie 14, Reihe 10, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt (2006b), Finanzen und Steuern, Umsatzsteuer. Fachserie 14, Reihe 8, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt (2005a), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe – Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte 2003, Fachserie 15 Heft 4.
- Statistisches Bundesamt (2005b), Lohn- und Einkommensteuer - Statistik über die Personengesellschaften/ Gemeinschaften, Technical report, verfügbar unter: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Navigation/Statistiken/FinanzenSteuern/Steuern/Personengesellschaften/Personengesellschaften.psm1;jsessionid=1DE1924F7C043EC5B4E7717AE1009A5B.internet> [Abruf: 12.02.08, 18:30 Uhr].
- Statistisches Bundesamt (2005c), Finanzen und Steuern – Körperschaftsteuerstatistik 2001, Fachserie 14 / Reihe 7.2.
- Statistisches Bundesamt (2003), Zum Einfluss saisonaler Preise auf den Verlauf des Verbraucherpreisindex, *Wirtschaft und Statistik*, Dezember 2003.
- Stiglitz, J. E. (1986), *Economics of the Public Sector*, New York u.a.: W. W. Norton & Company.
- Stiglitz, J. E. and Weiss, A. (1981), Credit Rationing in Markets with Imperfect Information, *American Economic Review* 71, 393-410.
- Stöwhase, S. (2005), Tax-Rate Differentials and Sector-Specific Foreign Direct Investment: Empirical Evidence from the EU, *Finanzarchiv* 61(4), 535-558.
- Tobin, J. (1969), A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, *Journal of Money, Credit and Banking* 1(1), 15-29.

- Valadkhani, A. (2005), Goods and services tax effects on goods and services included in the Consumer Price Index Basket (2005), *The Economic Record* 81(255), 104-114.
- van Reenen, J. (1997), Employment and Technological Innovation: Evidence from U.K. Manufacturing Firms, *Journal of Labor Economics* 15(2), 255-84.
- van Reenen, J. (1996), The Creation and Capture of Rents: Wages and Innovation in a Panel of U.K. Companies, *The Quarterly Journal of Economics* 111(1), 195-226.
- Viren, M. (2007), Tax Incidence of the VAT and Excise Taxes, University of Turku, mimeo.
- Weichenrieder, A. J. and Busch, O. (2005), Artificial Time Inconsistency as a Remedy for the Race to the Bottom, *CESifo Working Paper Nr. 1637*.
- Welsch, H. (2004), Sectoral Armington Elasticities in the European Community: Estimates and an Application to Environmental Fiscal Reform, *Working Paper*, Department of Economics, University of Oldenburg.
- Whalley, J. (1997), The Incidence of the Corporate Tax Revisited, *Working Paper 97-7*, University of Western Ontario and Warwick, and NBER.
- Wing, I. S. (2004), Computable General Equilibrium Models and Their Use in Economy-Wide Policy Analysis: Everything You Ever Wanted to Know (But Were Afraid to Ask), MIT Joint Program on the Science & Policy of Global Change (Technical Note Nr. 6).
- Wiswesser, R. (1997), Einkommens- und Gewinnbesteuerung bei Inflation, Frankfurt am Main: Peter Lang Verlag.
- Wooldridge, J. M. (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3. Auflage.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts: MIT Press.
- Young, D. and Bielinska-Kwapsisz, A. (2002), Alcohol taxes and beverage prices, *National Tax Journal* 55, 57-74.

## Anhang

### Anhang zu Kapitel 3

Tabelle A3.1

#### Nominale Ertragssteuersätze

1979 – 2005; Statutory Tax Rates (STR)<sup>1</sup>

Jahr	Deutschland	Frankreich	Österreich	Großbritannien	USA
1979	62%	50%	50%	52%	50%
1980	62%	50%	50%	52%	50%
1981	62%	50%	50%	52%	50%
1982	62%	50%	50%	52%	50%
1983	63%	50%	50%	50%	50%
1984	63%	50%	50%	45%	50%
1985	63%	50%	50%	40%	50%
1986	63%	45%	50%	35%	50%
1987	63%	45%	50%	35%	38%
1988	63%	42%	39%	35%	38%
1989	63%	39%	39%	35%	38%
1990	58%	37%	39%	34%	38%
1991	59%	34%	39%	33%	38%
1992	59%	34%	39%	33%	38%
1993	58%	33%	33%	33%	39%
1994	54%	33%	33%	33%	39%
1995	57%	37%	36%	33%	39%
1996	57%	37%	36%	33%	39%
1997	57%	42%	36%	31%	39%
1998	56%	42%	36%	31%	39%
1999	52%	40%	36%	30%	39%
2000	52%	38%	34%	30%	39%
2001	38%	36%	30%	30%	39%
2002	38%	35%	30%	30%	39%
2003	40%	35%	30%	30%	39%
2004	38%	35%	30%	30%	39%
2005	38%	34%	30%	30%	39%

Quelle: Datenreihen zusammengestellt auf Basis von Klemm 2003 — <sup>1</sup>Für Ländern, die abhängig von Unternehmenscharakteristika verschiedene nominale Ertragsteuersätze (Statutory Tax Rates, STR) zur Anwendung bringen, wurde jeweils der für die Industrie bzw. für das Verarbeitende Gewerbe geltende Steuersatz ausgewählt. Lokale Ertragsteuern - wie beispielsweise die deutsche Gewerbesteuer - wurden, soweit sie in den einzelnen Ländern existieren, berücksichtigt. Weitere spezielle Ertragsteuern wurden hingegen nur dann berücksichtigt, wenn sie grundsätzlich alle Unternehmen betreffen.

Tabelle A3.2

**Effektive Grenzsteuersätze**1979 – 2005; Effective Marginal Tax Rates (EMTR)<sup>1</sup>

Jahr	Deutschland	Frankreich	Österreich	Großbritannien	USA
1979	47%	29%		0%	22%
1980	47%	29%		0%	22%
1981	47%	27%		0%	22%
1982	47%	26%	25%	0%	22%
1983	43%	26%	25%	0%	22%
1984	43%	26%	25%	14%	22%
1985	43%	26%	25%	21%	22%
1986	43%	27%	25%	24%	22%
1987	43%	27%	25%	24%	23%
1988	43%	25%	25%	24%	23%
1989	43%	22%	16%	24%	23%
1990	38%	21%	16%	23%	23%
1991	40%	19%	16%	23%	23%
1992	40%	19%	16%	23%	23%
1993	38%	18%	16%	19%	24%
1994	34%	18%	18%	23%	24%
1995	37%	21%	18%	23%	24%
1996	37%	15%	20%	23%	24%
1997	37%	24%	20%	21%	24%
1998	36%	24%	22%	21%	24%
1999	32%	23%	22%	20%	24%
2000	32%	22%	10%	20%	24%
2001	29%	22%	10%	20%	24%
2002	29%	22%	17%	20%	20%
2003	30%	22%	17%	20%	15%
2004	29%	22%	17%	20%	15%
2005	29%	20%	20%	20%	24%

Quelle: Datenreihen zusammengestellt auf Basis von Klemm 2003. — <sup>1</sup>Die effektiven Grenzsteuersätze (Effective Marginal Tax Rates, EMTR) wurden von Klemm (2003) nach dem Basisszenario von Devereux und Griffith (1998a, 2002, 2003) berechnet. Zu Grunde gelegt wird ein hypothetisches Investitionsprojekt (Errichtungs- bzw. Ausrüstungsinvestitionen), finanziert durch neues Eigenkapital oder thesaurierte Gewinne. Die Kapitalertragsbesteuerung auf Ebene der Aktionäre wurde nicht berücksichtigt. Als Parameterwerte wurden wie bei Devereux und Griffith (2003) ein realer Diskontfaktor von 10 Prozent, eine Inflationsrate von 3,5 Prozent und ein Abschreibungssatz von 12,25 Prozent zu Grunde gelegt.

Tabelle A3.3

**Effektive Durchschnittsteuersätze**1979 – 2005; Effective Average Tax Rates (EATR)<sup>1</sup>

Jahr	Deutschland	Frankreich	Österreich	Großbritannien	USA
1979	48%	35%		26%	32%
1980	48%	35%		26%	32%
1981	48%	34%		26%	32%
1982	48%	34%	37%	26%	32%
1983	45%	34%	37%	25%	32%
1984	45%	34%	37%	27%	32%
1985	45%	34%	37%	28%	32%
1986	45%	33%	37%	28%	32%
1987	45%	33%	37%	28%	28%
1988	45%	31%	37%	28%	28%
1989	45%	28%	25%	28%	28%
1990	42%	27%	25%	27%	28%
1991	43%	25%	25%	26%	28%
1992	43%	25%	25%	26%	28%
1993	42%	24%	25%	24%	29%
1994	39%	24%	24%	26%	29%
1995	41%	27%	24%	26%	29%
1996	41%	24%	25%	26%	29%
1997	41%	30%	25%	25%	29%
1998	41%	30%	26%	25%	29%
1999	37%	29%	26%	24%	29%
2000	37%	27%	21%	24%	29%
2001	32%	27%	21%	24%	29%
2002	32%	27%	24%	24%	27%
2003	33%	27%	24%	24%	25%
2004	32%	27%	24%	24%	25%
2005	32%	25%	22%	24%	29%

Quelle: Datenreihen zusammengestellt auf Basis von Klemm 2003. — <sup>1</sup>Die effektiven Durchschnittssteuersätze (Effective Average Tax Rates, EATR) wurden von Klemm (2003) nach dem Basisszenario von Devereux und Griffith (1998a, 2002, 2003) berechnet. Zu Grunde gelegt wird ein hypothetisches Investitionsprojekt (Errichtungs- bzw. Ausrüstungsinvestitionen), finanziert durch neues Eigenkapital oder thesaurierte Gewinne. Die Kapitalertragsbesteuerung auf Ebene der Aktionäre wurde nicht berücksichtigt. Als Parameterwerte wurden wie bei Devereux und Griffith (2003) ein realer Diskontfaktor von 10 Prozent, eine Inflationsrate von 3,5 Prozent und ein Abschreibungssatz von 12,25 Prozent zu Grunde gelegt.

## Anhang zu Kapitel 5

Tabelle A5.1

### Effekte des Hebesatzes der Gewerbesteuer

Schätzergebnisse der Alternative 2-Step System GMM im Vergleich

	2-Step System GMM	2-Step Difference GMM	2-Step Difference GMM (nur KMU)
Investitionen/AV (Vorjahr)	<b>0,121***</b> (0,033)	0,05 (0,036)	-0,011 (0,04)
Umsatzwachstum (aktuell)	0,07 (0,046)	0,014 (0,042)	-0,024 (0,052)
Umsatzwachstum (Vorjahr)	0,052 (0,035)	0,015 (0,037)	0,034 (0,052)
Cashflow/AV (aktuell)	<b>0,172***</b> (0,044)	<b>0,183***</b> (0,068)	<b>0,217***</b> (0,096)
Cashflow/AV (Vorjahr)	0,036 (0,047)	0,018 (0,053)	0,052 (0,081)
Vbl./Eigenkapital (Vorjahr)	0,00019 (0,00018)	<b>-0,00097***</b> (0,00045)	<b>-0,00683***</b> (0,00238)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	-0,022 (0,018)	-0,025 (0,017)	-0,031 (0,031)
GewSt-Hebesatz (Vorjahr)	<b>-0,00097***</b> (0,00036)	-0,00057 (0,00039)	-0,00027 (0,00079)
Beobachtungen	2 913 (552)	2 242 (552)	1 148 (296)
AR(1) – p-Wert	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert	0,881	0,570	0,416
Hansen chi2-Test – p-Wert	0,406	0,417	0,362
Zahl der Instrumente	317	263	263

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Lesehilfe:  
Ein

Wahrscheinlichkeitswert (p-Wert) <0,01 des Arellano-Bond Tests für den autoregressiven Prozess erster Ordnung (AR (1)) sowie ein p-Wert>0,10 für den Test auf den autoregressiven Prozess zweiter Ordnung AR(2) spricht für die Korrektheit der Spezifikation. M.a.W. es ist erforderlich, den Wert der endogenen Variablen im Vorjahr als erklärende Größe der aktuellen

Investitionen in das Modell aufzunehmen. Ein p-Wert>0,10 für den Hansen Test spricht im Regelfall ebenso für die Güte des Modells. Die „Zahl der Instrumente“ gibt an, wie viele Variablen verwendet wurden, um das angesprochene Problem endogener bzw. vorherbestimmter

Variablen schätztechnisch zu lösen. – Die Koeffizienten der fett hinterlegten Variablen sind signifikant von Null verschieden. Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Tabelle A5.2

**Effekte der effektiven Steuerlastmaße auf die Investitionen**

Schätzergebnisse, System GMM

	(1)	(2)	(3)	(4)
Investitionen/AV (Vorjahr)	<b>0,11190***</b> (0,03298)	<b>0,11738***</b> (0,03204)	<b>0,11333***</b> (0,03274)	<b>0,11116***</b> (0,03279)
Umsatzwachstum (aktuell)	0,06352 (0,04717)	0,06483 (0,04666)	0,06328 (0,04710)	0,06196 (0,04775)
Umsatzwachstum (Vorjahr)	0,04995 (0,03224)	0,05104 (0,03235)	0,04907 (0,03202)	0,04917 (0,03201)
Cashflow/AV (aktuell)	<b>0,17092***</b> (0,04434)	<b>0,17363***</b> (0,04527)	<b>0,17124***</b> (0,04427)	<b>0,17186***</b> (0,04457)
Cashflow/AV (Vorjahr)	0,04661 (0,04667)	0,04533 (0,04710)	0,04577 (0,04684)	0,04709 (0,04638)
Vbl./Eigenkapital (Vorjahr)	0,00017 (0,00017)	0,00016 (0,00016)	0,00017 (0,00017)	0,00017 (0,00017)
kfr. Vbl./Vbl. gesamt	-0,01677 (0,01742)	-0,02057 (0,01800)	-0,01751 (0,01759)	-0,01862 (0,01769)
EMTR (Vorjahr)	<b>-0,01515**</b> (0,00600)			
nom. Steuerlast (Vorjahr)		<b>-0,01190**</b> (0,00586)		
EATR (Vorjahr)			<b>-0,01742**</b> (0,00724)	
EATR, FK (Vorjahr)				<b>-0,05285**</b> (0,02166)
Beobachtungen	2915 (552)	2915 (552)	2915 (552)	2915 (552)
AR(1) – p-Wert	0,000	0,000	0,000	0,000
AR(2) – p-Wert	0,920	0,883	0,910	0,921
Hansen chi2-Test – p-Wert	0,515	0,492	0,520	0,433
Zahl der Instrumente	370	370	370	370

Quelle: Dafne-Bilanzdatenbank (div. Updates), Berechnungen des RWI Essen. – Lesehilfe: Ein Wahrscheinlichkeitswert (p-Wert) <0,01 des Arellano-Bond Tests für den autoregressiven Prozess erster Ordnung (AR (1)) sowie ein p-Wert>0,10 für den Test auf den autoregressiven Prozess zweiter Ordnung AR(2) spricht für die Korrektheit der Spezifikation. M.a.W. es ist erforderlich, den Wert der endogenen Variablen im Vorjahr als erklärende Größe der aktuellen Investitionen in das Modell aufzunehmen. Ein p-Wert>0,10 für den Hansen Test spricht im Regelfall ebenso für die Güte des Modells. Die „Zahl der Instrumente“ gibt an, wie viele Variablen verwendet wurden, um das angesprochene Problem endogener bzw. vorherbestimmter Variablen schätztechnisch zu lösen. – Die Koeffizienten der fett hinterlegten Variablen sind signifikant von Null verschieden. Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

## Anhang zu Kapitel 6

### Das Modell der direkten Lohninzidenz von Arulampalam et al. (2008)

Ausgangspunkt der theoretischen Überlegungen von Arulampalam et al. (2008) ist ein einzelnes Unternehmen, in welchem der Lohnsatz  $w$  und die Beschäftigung  $N$  in Verhandlungen zwischen der Unternehmensleitung und einer alle Beschäftigten repräsentierenden Gewerkschaft festgelegt werden. Die Unternehmensleitung bestimmt gleichzeitig über Investitionsentscheidungen den eingesetzten Kapitalstock  $K$ .

Das Kräfteverhältnis in den Verhandlungen wird durch eine Reihe von Einflussfaktoren bestimmt, wobei der jeweiligen „Outside-option“ besondere Bedeutung zukommt. Sie beschreibt, welche Lösung für eine Seite als „letzte Alternative“ in Frage kommt, falls in den Verhandlungen kein tragfähiger Kompromiss erreicht werden kann. Auf Seiten der Beschäftigten ist diese letzte Alternative der „outside wage“  $\bar{w}$ , definiert als dasjenige Lohnniveau, welches außerhalb des Unternehmens erzielt werden könnte – entweder durch den Wechsel in ein anderes Unternehmen oder durch den Bezug von Arbeitslosenunterstützung. Auf Seiten der Unternehmensleitung ist der „outside post-tax profit“  $\pi^*$  die relevante Variable, definiert als derjenige Nach-Steuer-Gewinn, welcher bei der Verlagerung der unternehmerischen Aktivität an einen anderen Standort (im Ausland) erzielt werden könnte.

Die Gewerkschaft hat das Ziel, den Nutzen  $u(\dots)$  der von ihr vertretenen Arbeitnehmer zu maximieren. Dieser ergibt sich entsprechend Gleichung (A6.1) als Produkt aus der Höhe der Beschäftigung multipliziert mit der Differenz zwischen dem Nutzen des vereinbarten Lohnsatzes und dem Nutzen bei Bezug des alternativ verfügbaren „outside wage“:

$$u(\dots) = N(u(w) - u(\bar{w})). \quad (\text{A6.1})$$

Die Unternehmensleitung will den Gewinn  $\pi$  maximieren, der bei Beibehaltung der etablierten Produktion realisiert werden kann und dementsprechend größer sein muss als der „outside post-tax profit“  $\pi^*$ . Dieser standortspezifische Gewinn besteht entsprechend Gleichung (A6.2) aus dem mit den Faktoren Kapital  $K$  und Arbeit  $N$  erzielten Produktionswert  $F(K, N)$ , von dem die Lohnkosten  $wN$ , die Kapitalkosten  $rK$  und die Steuerbelastung  $T$  abgezogen werden müssen:

$$\pi = F(K, N) - wN - rK - T. \quad (\text{A6.2})$$

Die Steuerlast  $T$  ergibt sich wiederum entsprechend Gleichung (A6.3) als Produkt aus dem Steuersatz  $\tau$  mit der Bemessungsgrundlage:

$$T = \tau [F(K, N) - wN - \alpha rK + \phi]. \quad (\text{A6.3})$$

Zur Ermittlung der Bemessungsgrundlage werden vom Produktionswert  $F(K, N)$  die Lohnkosten  $wN$  und – entsprechend dem Wert des Abschreibungsparameters  $\alpha$  – auch ein Teil der Kapitalkosten  $rK$  abgezogen.

Natürlich wird die effektive Steuerzahllast eines Unternehmens von weiteren Faktoren in relevantem Umfang beeinflusst; etwa dem Ausmaß von Möglichkeiten zur Steuergestaltung, Zahlungen in Systeme der betrieblichen Altersvorsorge, Aktivierung von Verlustvorträgen etc. Diese Faktoren werden von Arulampalam et al. (2008) nicht explizit modelliert, sondern in dem Sammelterm  $\phi$  zusammengefasst. Diese Variable sorgt in ihrem Modell dafür, dass die Steuerzahllast von zwei Unternehmen unterschiedlich hoch ausfallen kann, selbst wenn beide Unternehmen den gleichen Produktionsertrag erzielen, die gleichen Investitionen tätigen und gleich hohe Lohnkosten haben. In unserer empirischen Analyse erlaubt dieser Term  $\phi$  die Identifikation des direkten Lohneffekts der Körperschaftsteuer – unabhängig von indirekten Effekten über den Kapitalstock  $F$ .

Arulampalam et al. (2008) vervollständigen ihr Modell durch die Einführung von Variablen für die relative Verhandlungsmacht:  $\mu$  beschreibt die Stärke der Unternehmensleitung, die u. a. von den erwarteten Kosten eines Arbeitskampfes abhängt. Der Term  $(1-\mu)$  beschreibt spiegelbildlich die Stärke der Gewerkschaft. Die mathematische Lösung des Modells führt zu Gleichung (A6.4) für den Lohnsatz  $w$  (siehe hierzu Arulampalam et al. 2008: 10f.):

$$w \cong \mu \bar{w} + (1-\mu) \left\{ \frac{F(K, N) - (1+m)K}{N} - \frac{\tau\phi}{(1-\tau)N} - \frac{\pi^*}{(1-\tau)N} \right\}. \quad (\text{A6.4})$$

Die Gleichung besagt, dass der festgelegte Lohnsatz sich ergibt als der mit den Verhandlungsmachtvariablen  $\mu$  und  $(1-\mu)$  gewichtete Durchschnitt aus dem „outside wage“  $\bar{w}$  und dem standortspezifischen Pro-Kopf-Ertrag vor Lohnzahlungen. Ihre Interpretation wird erleichtert, wenn man zunächst die theoretischen Extremfälle ( $\mu = 0$  bzw.  $\mu = 1$ ) betrachtet. Im Fall  $\mu = 0$  ist die Verhandlungsmacht der Unternehmensleitung minimal, der „outside wage“  $\bar{w}$  spielt daher für die Lohnfindung keine Rolle: Die Gewerkschaften können den in der geschweiften Klammer von Gleichung (A6.4) enthaltenen standortspezifischen Pro-Kopf-Ertrag vollständig in Lohnzahlungen um-

münzen. Im Fall  $\mu = 1$  hingegen ist die Verhandlungsmacht der Unternehmensleitung maximal: Der standortspezifische Ertrag wird vollständig einbehalten, der Lohnsatz fällt auf die minimale Höhe des „outside wage“  $\bar{w}$ , bei der die Arbeitnehmer gerade noch zur Arbeitsaufnahme bereit sind. Alle anderen Werte für das Kräfteverhältnis zwischen Gewerkschaft und Unternehmensleitung führen zu einem Lohn  $w$ , der sich zwischen den geschilderten Extremen bewegt.

Für den Zweck der Inzidenzanalyse ist entscheidend, welche Variablen den standortspezifischen Pro-Kopf-Ertrag in der geschweiften Klammer von Gleichung (6.4) beeinflussen. Dieser setzt sich aus drei Termen zusammen:

$\frac{F(K, N) - (1 + m)K}{N}$  beschreibt den Kapitalkosteneffekt der Besteuerung.

Weil Kapitalkosten in der Realität nicht vollständig von der Bemessungsgrundlage abgezogen werden können ( $\alpha < 1$ ) reduziert sich der Pro-Kopf-Ertrag – und damit die Verhandlungsmasse bei der Lohnfindung – um den Betrag  $(1 + m)K/N$ . Der Abschreibungsparameter  $\alpha$  fällt dabei von Unternehmen zu Unternehmen unterschiedlich aus, weil er vom jeweils getätigten Investitionsportfolio abhängig ist.

$\frac{\tau\phi}{(1 - \tau)N}$  erfasst in  $\phi$  alle anderen Faktoren, die Einfluss auf die Steuer-schuld haben und damit auch die Größe des Profits bestimmen, über dessen Aufteilung verhandelt werden kann.

Ein Anstieg von  $\phi$  führt ceteris paribus zu einer erhöhten Steuerbelastung und einem verringerten Lohnsatz.<sup>146</sup> Dieser Effekt entspricht der direkten Inzidenz der Körperschaftsteuer durch den Lohnverhandlungskanal: Auch bei Konstanz von Kapitalstock, Beschäftigungsvolumen und Vor-Steuer-Gewinn führt eine Erhöhung von  $\phi$  zu einem Rückgang der Löhne. In der ökonometrischen Spezifikation wird dieser Effekt identifiziert, indem der Lohnsatz auf die Steuerschuld pro Beschäftigten regressiert und gleichzeitig für den Vor-Steuer-Gewinn pro Kopf kontrolliert wird (vgl. hierzu Modellspezifikation (6.5) in Abschnitt 6.4).

$\frac{\pi^*}{(1 - \tau)N}$  misst den Effekt der Steuerbelastung auf den Wert des „outside post-tax profit“  $\pi^*$ . Umso größer der Steuersatz  $\tau$  im Inland ist, umso attraktiver wird die Standortverlagerung ins Ausland. Dieser Effekt führt zu einer Reduzierung der Verhandlungsmasse.

<sup>146</sup> Dies folgt formal aus der Ableitung von Gleichung (6.4) nach dem Steuer-Sammelterm  $\phi$

Tabelle A6.1

**Deskriptive Statistiken ausgewählter Variablen**

Beobachtungszeitraum: 1996-2005; getrennt für die einzelnen Länder

Variable	Deutschland		Großbritannien		Frankreich	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Pro-Kopf-Lohnsumme	45,33	10,08	37,18	9,35	37,36	8,69
Mitarbeiterzahl	191,57	144,05	112,69	104,95	86,66	97,95
log. Mitarbeiterzahl	4,94	0,84	4,39	0,81	4,03	0,88
Steuerschuld	522,40	5.642,80	252,52	2.955,80	186,52	1.748,32
Pro-Kopf-Steuerschuld	2,14	2,85	2,06	2,48	2,26	2,69
Gewinn	1.927,59	21.020,88	989,56	35.184,53	592,76	7.839,84
Pro-Kopf-Gewinn	7,00	9,16	6,39	8,88	6,47	8,80

Anmerkung: Die Variablen Lohnsumme und Beschäftigtenzahl sind in den deutschen Bilanzen vergleichsweise schwach besetzt.

Quelle: Amadeus-Bilanzdatenbank (Update 168), Berechnungen des RWI Essen.

Tabelle A6.2

**Kurzfristige steuerinduzierte Lohneffekte**

Modell	Elastizität	in Euro	
		Mean	Median
<i>Difference-GMM</i>			
Modell (6.1)	-0,0681***	-0,98	-0,80
Modell (6.2)	-0,0275	-0,32	-0,39
<i>System-GMM</i>			
Modell (6.1)	-0,0994***	-1,43	-1,17
Modell (6.2)	-0,1223***	-1,75	-1,44

Anmerkung: (i) Für die Ergebnisse der GMM-Schätzungen vgl. Tabelle 6.3 und 6.4. (ii) \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Niveau.

Tabelle A6.3

**Langfristige steuerinduzierte Lohneffekte**

Modell	Elastizität	in Euro	
		Mean	Median
<i>Difference-GMM</i>			
Modell (6.1)	-0,0770	-1,10	-0,90
Modell (6.2)	-0,0227	-0,32	-0,27
<i>System-GMM</i>			
Modell (6.1)	-0,3782	-5,42	-4,44
Modell (6.2)	-0,4438	-6,37	-5,21

Anmerkung: (i) Für die Ergebnisse der GMM-Schätzungen vgl. Tabelle 6.3 und 6.4.

**Symbolverzeichnis zum Modell von Arulampalam et al. (2008)**

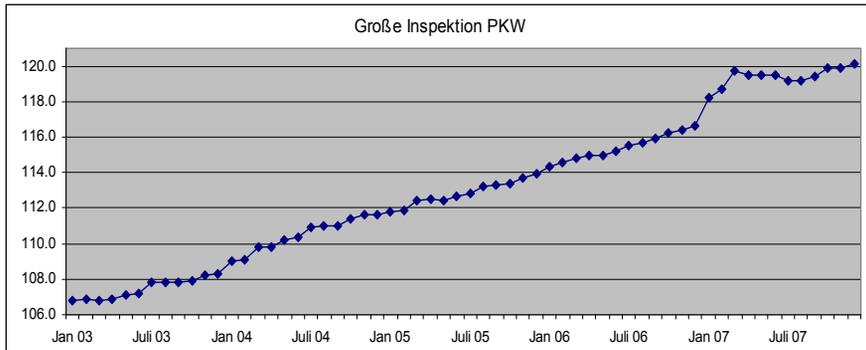
$w$	Lohnsatz im Unternehmen
$N$	Beschäftigung des Unternehmens
$K$	Kapitalstock
$\bar{w}$	„outside wage“
$\pi$	standortspezifischer Nach-Steuer-Gewinn
$\pi^*$	„outside post-tax profit“
$u(...)$	Nutzen der Arbeitnehmer
$F$	Produktionswert
$r$	Zinssatz
$T$	Steuerzahllast
$\tau$	Steuersatz (nominal)
$\alpha$	Abschreibungsparameter für Kapitalkosten
$\phi$	Sammelterm für Einfluss auf die Steuerzahllast
$\mu$	Verhandlungsmacht der Unternehmensleitung
$(1 - \mu)$	Verhandlungsmacht der Gewerkschaft
$m$	effektiver Grenzsteuersatz (EMTR)

## Anhang zu Kapitel 7

Schaubild A7.1

### Entwicklung der Verbraucherpreise für eine große Inspektion PKW

Januar 2003 bis Januar 2008

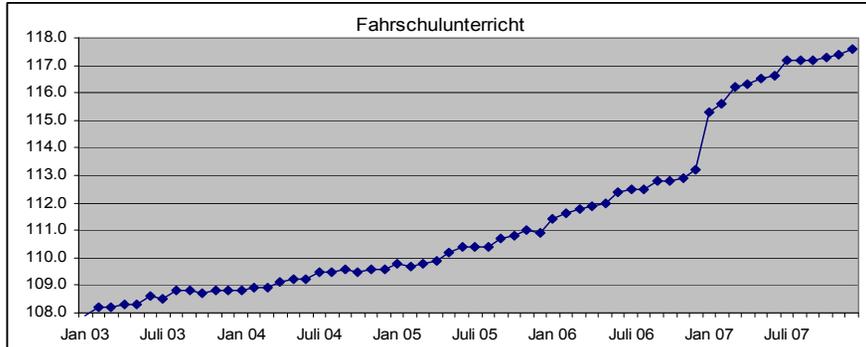


Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.2

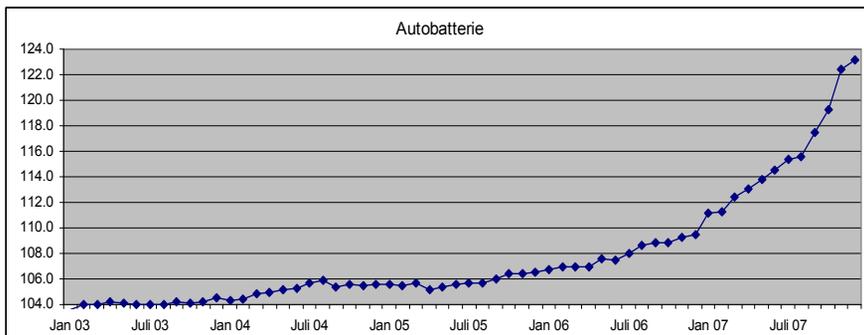
### Entwicklung der Verbraucherpreise für Fahrschulunterricht

Januar 2003 bis Januar 2008



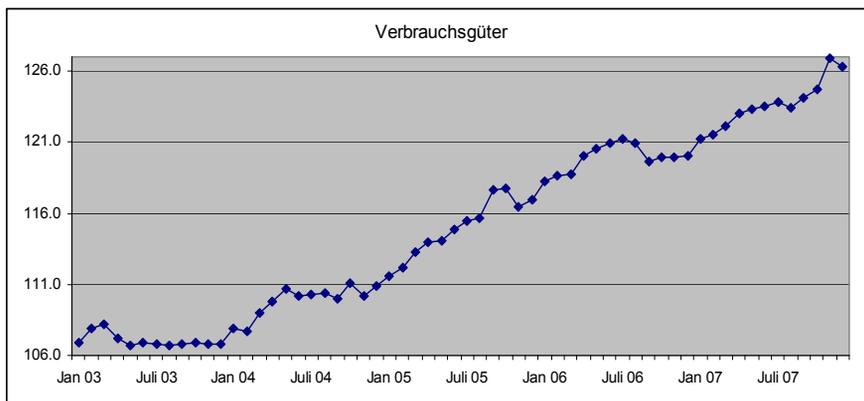
Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.3  
**Entwicklung der Verbraucherpreise für Autobatterien**  
Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

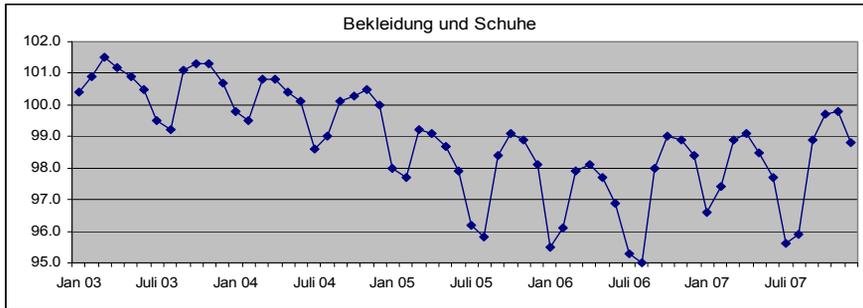
Schaubild A7.4  
**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Verbrauchsgüter**  
Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.5

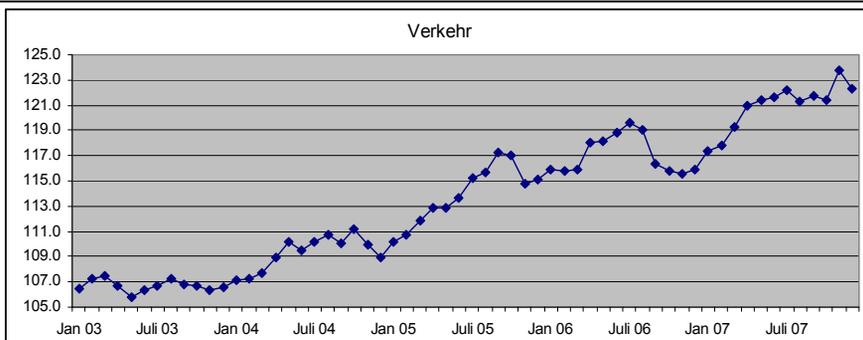
**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Bekleidung und Schuhe**  
Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.6

**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Verkehr**  
Januar 2003 bis Januar 2008

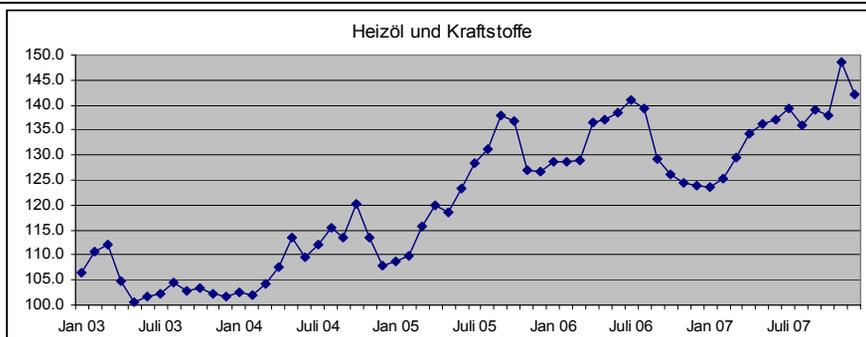


Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.7

**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Heizöl und Kraftstoffe**

Januar 2003 bis Januar 2008

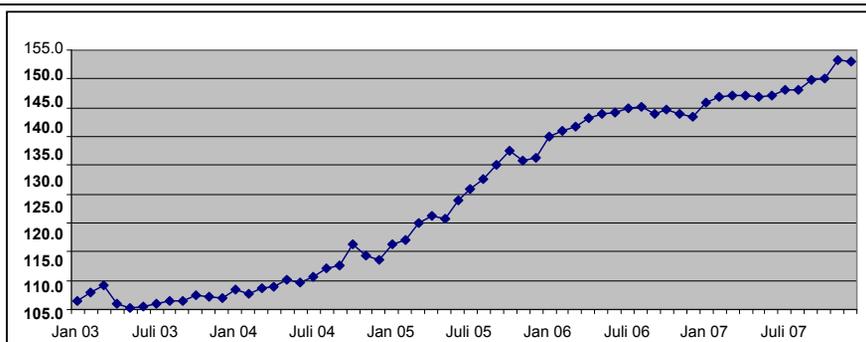


Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.8

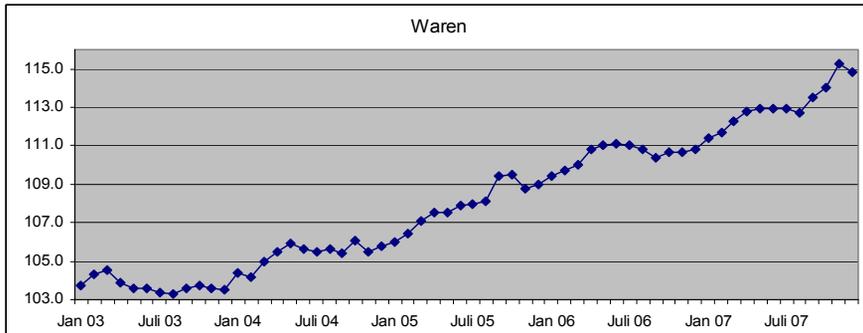
**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Haushaltsenergie**

Januar 2003 bis Januar 2008



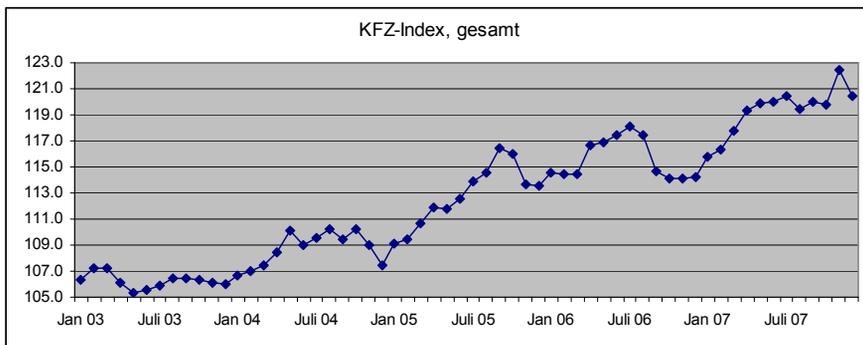
Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.9  
**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Waren**  
 Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

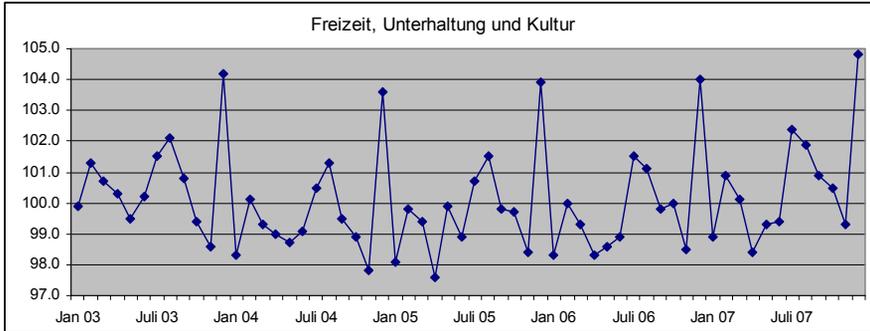
Schaubild A7.10  
**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich KFZ-Index**  
 Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.11

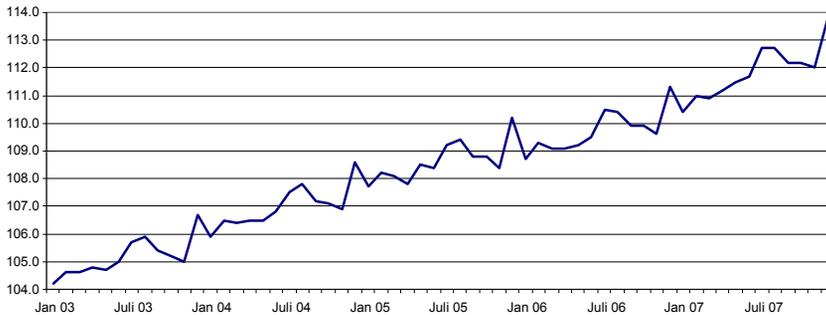
**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich Freizeit, Unterhaltung und Kultur**  
Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.12

**Entwicklung der Verbraucherpreise im Bereich „Dienstleistungen“**  
Januar 2003 bis Januar 2008

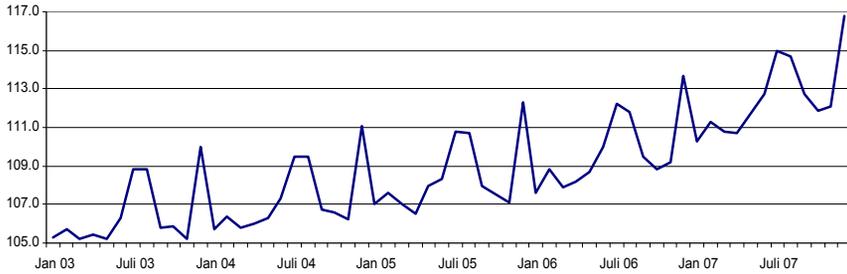


Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.13

**Verbraucherpreise im Bereich „Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen“**  
Januar 2003 bis Januar 2008

---



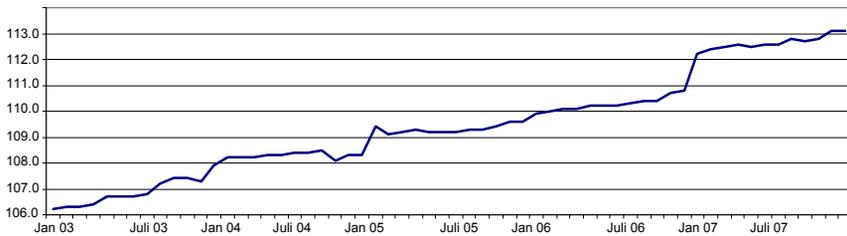
Quelle: Statistisches Bundesamt.

---

Schaubild A7.14

**Verbraucherpreise im Bereich „Andere Waren und Dienstleistungen“**  
Januar 2003 bis Januar 2008

---



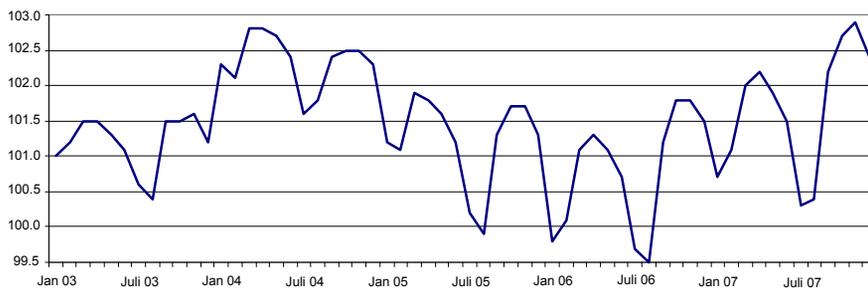
Quelle: Statistisches Bundesamt.

---

Schaubild A7.15

**Verbraucherpreise im Bereich „Gebrauchsgüter mit mittlerer Lebensdauer“**

Januar 2003 bis Januar 2008

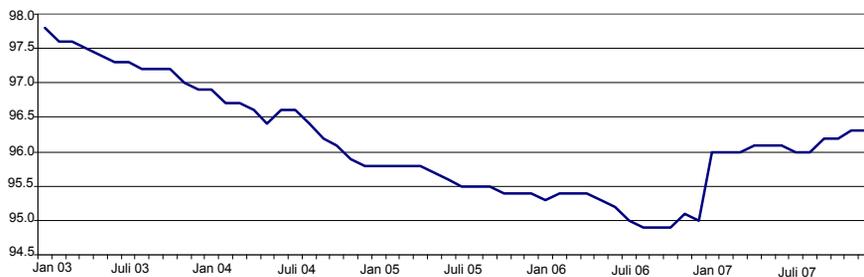


Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.16

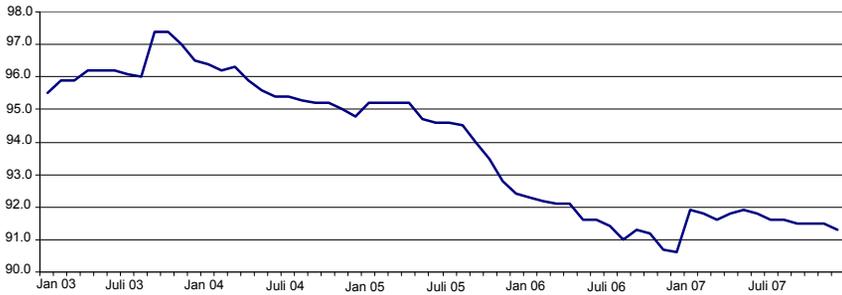
**Verbraucherpreise im Bereich „Langlebige Gebrauchsgüter“**

Januar 2003 bis Januar 2008



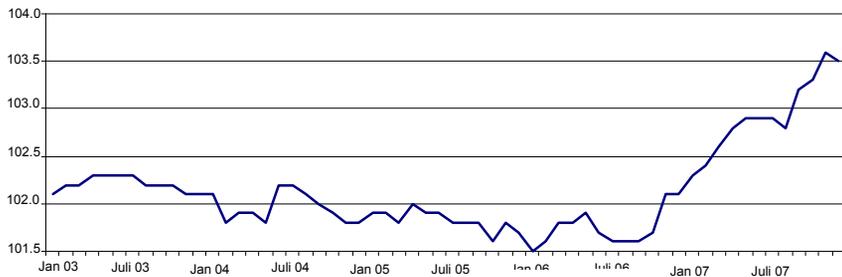
Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.17  
**Verbraucherpreise im Bereich „Nachrichtenübermittlung“**  
 Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Schaubild A7.18  
**Verbraucherpreise „Einrichtungsgegenstände für den Haushalt“**  
 Januar 2003 bis Januar 2008



Quelle: Statistisches Bundesamt.

## Anhang zu Kapitel 9

### A9.1 Das Simulationsmodell FiFoSim

#### A9.1.1 Grundlagen numerischer Gleichgewichtsmodelle

Numerische Gleichgewichtsmodelle ermöglichen es, Steuerreformen als Ganzes zu betrachten. Sie berücksichtigen auch die Wechselwirkungen zwischen den Sektoren. CGE-Modelle fußen auf der mikroökonomischen allgemeinen Gleichgewichtstheorie.<sup>147</sup> Die Idee eines allgemeinen Gleichgewichts in der gesamten Ökonomie geht vor allem auf Léon Walras zurück. Doch erst Arrow und Debreu (1954) zeigten, dass in einer Wettbewerbswirtschaft unter relativ einfachen Annahmen ein allgemeines Gleichgewicht existiert und gaben damit den Anstoß für eine umfangreiche Literatur. Die Grundstruktur der Gleichgewichtsmodelle ist stets gleich und basiert auf einem Wirtschaftskreislauf, in dem Marktakteure ihr individuelles Verhalten so wählen, dass ein Gewinn- bzw. Nutzenoptimum resultiert wird. Für ein allgemeines Gleichgewicht müssen drei Bedingungen erfüllt sein:<sup>148</sup> Erstens müssen alle Märkte geräumt sein, d.h. es darf auf keinem Markt einen Nachfrage- oder Angebotsüberhang geben. Zweitens entspricht der Wert eines Gutes stets dem Wert der Inputfaktoren, mit denen es produziert wird – es werden folglich Nullgewinne erzielt. Drittens müssen alle Marktteilnehmer ihre Budgetrestriktion einhalten. Das Gleichgewicht besteht dann aus den Vektoren von Preisen, Mengen und Einkommen, die unter Berücksichtigung dieser Bedingungen zustande kommen.

Der Schritt zum CGE-Modell besteht darin, das allgemeine Gleichgewicht rechenbar (computable) zu machen. Pionierarbeit dafür leistete Herbert Scarf (1967/1969), der den ersten Algorithmus zur Lösung des allgemeinen Gleichgewichts auf Basis des Brouwer'schen Fixpunkt-Theorems entwickelte. Dieses Verfahren war allerdings sehr langsam und verlor rasch an Bedeutung. So gelang Shoven und Whalley (1972)<sup>149</sup> der eigentliche Durchbruch, vor allem in der praktischen Anwendung numerischer Gleichge-

---

<sup>147</sup> Eine ausführliche Behandlung des theoretischen Hintergrunds numerischer Gleichgewichtsmodelle würde den Rahmen dieser Arbeit sprengen. Für eine umfassende Darstellung und formale Herleitung siehe u.a. Shoven und Whalley (1992). Eine gute Einführung in das Thema bieten Böhringer und Wiegard (2003) und Wing (2004).

<sup>148</sup> Vgl. Wing (2004), S. 6 f.

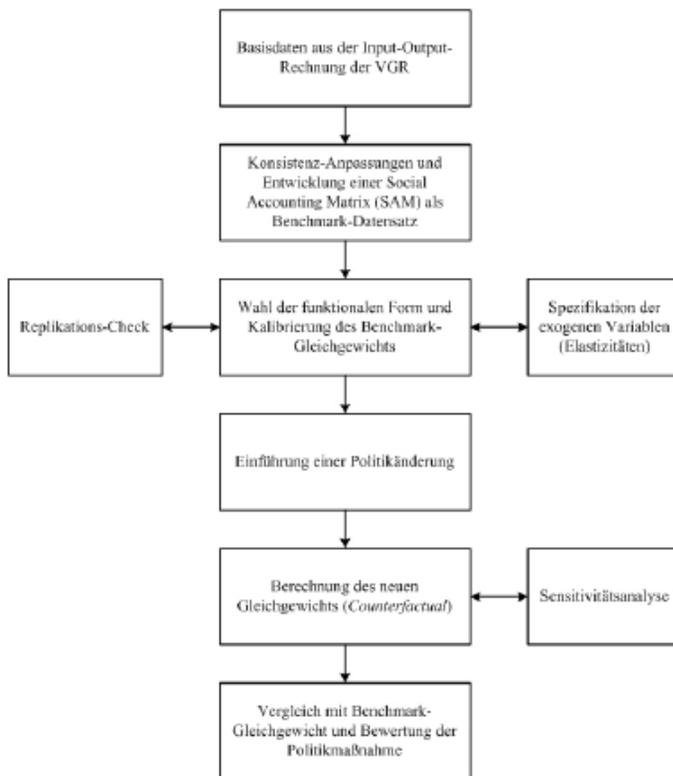
<sup>149</sup> Das Modell in einer späteren Arbeit von Shoven und Whalley (1984) ist zu einem Standardmodell geworden und bildet die Grundlage vieler nachfolgender numerischer Gleichgewichtsmodelle. Eine Weiterentwicklung des Modells mit umfassender Berücksichtigung des U.S.-amerikanischen Steuersystems findet sich bei Ballard et al. (1985).

wichtsmodelle, mit einer Erweiterung des Harberger Modells (1962) auf 12 Sektoren.<sup>150</sup>

Auf die praktische Umsetzung einer CGE-Simulation wird später ausführlicher eingegangen, aber *Schaubild A9.1* gibt bereits einen Überblick über das generelle Vorgehen. Die Datenbasis bildet den Ausgangspunkt. In dieser Arbeit wird auf die Input-Output-Tabelle von 2004 aus der VGR<sup>151</sup> zurückgegriffen. Dieser Basis-Datensatz muss so erweitert und verändert werden, dass dadurch das Ausgangsgleichgewicht repräsentiert wird. Dazu müssen etwaige Inkonsistenzen bereinigt werden und die Faktorausstattungen und Einkommensströme den Agenten des Modells zugeordnet werden.

Schaubild A9.1

**Vorgehensweise CGE-Simulation**



Darstellung FiFo Köln in Anlehnung an Shoven und Whalley (1992), S. 104.

<sup>150</sup> Vgl. Fehr und Wiegard (1996), S. 299.

<sup>151</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (2007a).

Die resultierende Social Accounting Matrix (SAM) bildet die Grundlage der Simulation. Im nächsten Schritt werden die Funktionen des Modells und die exogenen Variablen (insbesondere die Elastizitäten der Modellfunktionen) spezifiziert und das Ausgangsgleichgewicht kalibriert.<sup>152</sup> Dabei wird durch einen Replikations-Check überprüft, ob die SAM zusammen mit der Modellspezifikation ein Ausgangsgleichgewicht ergibt. Nun kann durch Änderung einzelner Parameter die Politikmaßnahme implementiert und das neue Gleichgewicht (Counterfactual) berechnet werden. Dabei ist es häufig wegen der großen Bedeutung der Elastizitätswerte ratsam, eine Sensitivitätsanalyse mit verschiedenen Werten durchzuführen. Die Bewertung der Politikmaßnahme erfolgt schließlich in einem Vergleich mit dem Ausgangsgleichgewicht.

Es gibt eine Reihe von Computerprogrammen und Programmierumgebungen, mit deren Hilfe eine CGE-Simulation durchgeführt werden kann.<sup>153</sup> Für die Simulation in dieser Arbeit wird auf das General Algebraic Modeling System (GAMS)<sup>154</sup> in Verbindung mit dem Subsystem MPSGE von Thomas Rutherford (1995 und 1999) zurückgegriffen. Diese Programmierumgebung erleichtert die Implementierung eines algebraischen Modells. In Kombination mit den heutigen leistungsstarken Computern ist auch die Umsetzung komplexer Modelle relativ unproblematisch geworden. Durch die Unterstützung von Computerprogrammen und die damit einhergehende Automatisierung verschiedener Rechenschritte ergibt sich allerdings eine „black box–Problematik“, da vor allem für Außenstehende nicht mehr nachzuvollziehen ist, wie das Ergebnis zustande kommt.<sup>155</sup> Dies macht eine genaue und transparente Dokumentation der Vorgehensweise erforderlich.

#### A9.1.2 Besondere Aspekte der Unternehmensbesteuerung

Es ist eine unter Ökonomen verbreitete Auffassung, dass Unternehmen keine Steuer tragen können. Anders als Individuen ziehen sie keinen Nutzen aus Konsum und können daher auch keine Nutzeneinbußen durch Steuerzahlungen erleiden. Dennoch zielt eine Reihe von Steuern auf Unternehmen ab. Die Frage, inwiefern diese dann die aus der Besteuerung resultierenden Belastungen an Individuen weitergeben können, ist Gegenstand des Forschungsprojektes. Zumindest bei Kapitalgesellschaften ist der logische Adressat der Gewinnbesteuerung der residual claimant, also der Anteilseigner. An ihn fließt gegebenenfalls nur noch ein um Steuern ver-

---

<sup>152</sup> Bei der Kalibrierung werden die endogenen Funktionsparameter so gewählt, dass das Modell das Ausgangsgleichgewicht wiedergibt

<sup>153</sup> Vgl. Böhringer und Wiegard (2003), S. 25.

<sup>154</sup> Für eine umfangreiche Dokumentation siehe Brooke et al. (1998).

<sup>155</sup> Vgl. Böhringer et al. (2003).

minderter Gewinn zu, aus dem bei einer Steuererhöhung auf private Kapitaleinkommen auch noch eine zusätzliche Belastung gezahlt werden muss.<sup>156</sup> Da eher die Bürger mit hohem Einkommen Unternehmensanteile halten, wird die Besteuerung von Kapitalgesellschaften gemeinhin als Beitrag zur durch das Steuersystem zu leistenden Umverteilung gesehen. Die Frage der tatsächlichen ökonomischen Traglast erhält dadurch eine zusätzliche Brisanz, denn das Ziel der steuerlich induzierten Umverteilung könnte durch eine Steuerüberwälzung unterminiert werden. Die Inzidenzverteilung bei der Unternehmensbesteuerung kann an einem einfachen analytischen Beispiel verdeutlicht werden.<sup>157</sup> Bei einer linear-homogenen Produktionsfunktion und vollständigem Wettbewerb hängt die Veränderung des Outputpreises gemäß dem Euler-Theorem<sup>158</sup> proportional von den Änderungen der Inputkosten ab:<sup>159</sup>

$$dp = \alpha_L dw + \alpha_K dr, \quad (\text{A9.1})$$

wobei  $\alpha_L$  den Anteil des Lohns und  $\alpha_K$  den Anteil der Kapitalverzinsung an den Kosten symbolisiert. Wird nun eine ad valorem-Steuer  $\tau$  auf die Kapitalverzinsung eingeführt, betragen die Kapitalkosten  $r(1 + \tau)$ . Die Veränderung der Kapitalkosten, wenn man von  $\tau = 0$  im Ausgangszustand ausgeht, wird zu  $dr(1 + \tau) + \tau dr$  und Gleichung A9.1 zu:

$$dp = \alpha_L dw + \alpha_K [dr(1 + \tau) + \tau dr]. \quad (\text{A9.2})$$

Die Steuer muss durch Änderungen der anderen Parameter aufgefangen werden, wobei die Kapitalgeber der eigentliche Adressat der Steuer sind. Aus Gleichung A9.2 wird jedoch deutlich, dass mit dem Lohn und dem Verbraucherpreis zwei mögliche Kanäle der Überwälzung existieren. Zentral ist in diesem Zusammenhang die Frage der Lastenverteilung zwischen Arbeit und Kapital. Es ist plausibel, die Traglast der Unternehmenssteuer kurzfristig bei den Kapitalgebern zu sehen. In der mittleren bis langen Frist besteht die Möglichkeit einer Überwälzung auf die Löhne. Analytisch kann dieser Zusammenhang mit einem einfachen Beispiel verdeutlicht werden.<sup>160</sup>

---

<sup>156</sup> Auerbach (2005, S. 5 ff.) weist darauf hin, dass die Frage, wer die Steuer letztlich trägt, dadurch verkompliziert wird, dass nicht nur Individuen Unternehmensanteile halten. Ein hoher Anteil wird von Investmentfonds gehalten. Gerade in den USA haben viele Unternehmen Pensionsfonds und es gibt eine große Anzahl von Stiftungsfonds. Es wird deutlich, dass auch unter der einfachen Annahme einer Traglast der Anteilseigner die Zuordnung der Steuerlast zu bestimmten Individuen mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden ist.

<sup>157</sup> Für eine ausführlichere analytische Betrachtung der Inzidenz der Unternehmensbesteuerung siehe Fullerton und Metcalf (2002, S. 20 ff.).

<sup>158</sup> Vgl. für eine Herleitung des Euler-Theorems Chiang und Wainwright (2005), S. 384ff.

<sup>159</sup> Vgl. Randolph (2006), S. 9 f.

<sup>160</sup> Vgl. Hassett und Mathur (2006), S. 5.

Bei einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion  $F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha}$  ist der Lohn in einem Wettbewerbsgleichgewicht durch Gleichung A9.3 gegeben:

$$w = \frac{\partial F(K, L)}{\partial L} = (1 - \alpha) \left( \frac{K}{L} \right)^\alpha = (1 - \alpha) k^\alpha. \quad (\text{A9.3})$$

Darin stellt  $k$  die Kapitalintensität dar. Wenn die Kapitalgeber die gleiche Nachsteuerrendite erreichen wollen wie vor der Steuererhöhung, müssen sie über einen niedrigeren Kapitaleinsatz die Grenzproduktivität des Kapitals erhöhen. Die gesunkene Kapitalintensität wirkt sich wiederum negativ auf die Höhe der Löhne aus, weil Kapital und Arbeit komplementär sind und daher  $\partial w / \partial k > 0$  gilt.<sup>161</sup>

Eine andere Möglichkeit der Steuerüberwälzung besteht in der Anpassung der Beschaffungspreise, über die Zulieferer von der Steuerlast getroffen werden können. Diese sind ebenfalls Kostenfaktoren in der Produktion und ihre Preise bieten sich für die Überwälzung an. Unter Berücksichtigung von Zwischenprodukten verändert sich Gleichung A9.2 zu:

$$dp = \alpha_L dw + \alpha_I dp_I + \alpha_K [dr(1 + \tau) + \tau dr]. \quad (\text{A9.4})$$

Der Begriff Unternehmensbesteuerung verlangt Klärung: In dieser Arbeit wird die Ertragsbesteuerung von Unternehmen untersucht. In Deutschland fallen die Körperschaftsteuer, die Einkommensteuer, die Gewerbesteuer und der Solidaritätszuschlag in diese Kategorie.<sup>162</sup> In der Literatur wird meistens die corporate income tax betrachtet, der in Deutschland in etwa die Körperschaftsteuer entspricht. In dieser Arbeit wird jedoch, auch aus praktischen Erwägungen, in den meisten Szenarien von einer rechtsformneutralen Unternehmensteuer ausgegangen. Dies kann die Gewerbesteuer sein, oder die betrachtete Unternehmenssteuer resultiert aus verschiedenen Maßnahmen. Da ohnehin von vollständiger Faktormobilität zwischen den Sektoren ausgegangen wird und die Faktorentlohnung sich daher angleicht, stellt diese Sichtweise keine große Einschränkung dar. Dennoch wird auch der Fall einer partiellen Faktorbesteuerung untersucht, in dem nur die Körperschaftsteuer geändert wird.

---

<sup>161</sup> Vgl. Entin (2004), S. 12 ff. für eine ausführliche Erläuterung dieses Zusammenhangs. Eine weitere Möglichkeit der Überwälzung auf den Faktor Arbeit sehen Arulampalam et al. (2007) in Lohnverhandlungen. In einer Situation mit unvollständiger Konkurrenz können Übergewinne erzielt werden, über deren Aufteilung die Angestellten mit dem Unternehmen verhandeln können. Die Steuererhebung kann diese Verhandlungen beeinflussen bzw. die Verhandlungsposition des Unternehmens stärken.

<sup>162</sup> Vgl. Homburg (2005), S. 321 f.

## A.9.2 Numerische Gleichgewichtsmodelle

### A9.2.1 Grundmodell

In diesem Abschnitt wird das Grundmodell eingeführt, das als Referenzsituation für die Analyse der Inzidenzwirkungen der Modellerweiterungen dient. Der Vergleich mit einer Referenzsituation ermöglicht es, Aussagen darüber zu treffen, wie bestimmte Modelländerungen – wie etwa die Berücksichtigung der Kreditfinanzierung – die Aufteilung der Steuerlast beeinflusst. Das in dieser Arbeit verwendete Grundmodell ist Teil des integrierten Steuer-Transfer-Mikrosimulations- und CGE-Modells FiFoSiM des Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstituts an der Universität zu Köln (FiFo).<sup>163</sup> Das CGE-Modul wird in Bergs und Peichl (2006) dokumentiert und basiert vor allem auf dem Modell für Russland von Rutherford und Paltsev (1999). Die Darstellung in dieser Arbeit lehnt sich an diese beiden Arbeiten an.

#### Haushalte

Die Haushalte sind zu einem repräsentativen Agenten zusammengefasst, der sämtliche inländischen Produktionsmittel besitzt und den inländischen privaten Konsum tätigt. Dies ist eine verkürzte Darstellung, da die Faktorausstattung und die Verteilung des Konsums über die verschiedenen Bevölkerungsschichten stark differiert. Gerade für die Frage, wer die Steuerlast letztlich trägt, wäre eine Differenzierung interessant. Um aber die Verteilung der Steuerlast zwischen Arbeit und Kapital zu beurteilen, reicht die Aggregationsebene im Grundmodell mit einem repräsentativen Haushalt. Der Haushalt hat eine Kapitalausstattung  $K$  und eine Zeitausstattung  $T$ , die er für Arbeit und Freizeit einsetzen kann. Er zieht Nutzen aus dem heutigen Konsum  $C$ , Freizeit  $F$  und dem aggregierten zukünftigen Konsum  $S$ . Der Haushalt maximiert seinen Nutzen in einer geschachtelten CES-Nutzenfunktion. Auf der ersten Ebene entscheidet er zwischen gegenwärtigem und zukünftigem Konsum, auf der darunterliegenden Ebene zwischen Konsum und Freizeit. Das Maximierungsproblem lautet:<sup>164</sup>

---

<sup>163</sup> Eine Dokumentation des FiFoSiM findet sich bei Fuest et al. (2005) und Peichl und Schaefer (2006). Das FiFo ist eine gemeinnützige und unabhängige Forschungseinrichtung, die auch in der Politikberatung aktiv ist.

<sup>164</sup> Um die Übersichtlichkeit zu verbessern, werden die CES-Funktionen im Hauptteil in dieser Kurzschreibweise ausgedrückt. Dies ist unproblematisch, da dadurch keine Informationen verloren gehen.

$$\max_{C,F,S} U(C, F, S) = CES^{CS} \left[ CES^{CF} (C, F), S \right]. \quad (\text{A9.5})$$

unter der Nebenbedingung:

$$p^C (C + S) = w(T - F) + rK. \quad (\text{A9.6})$$

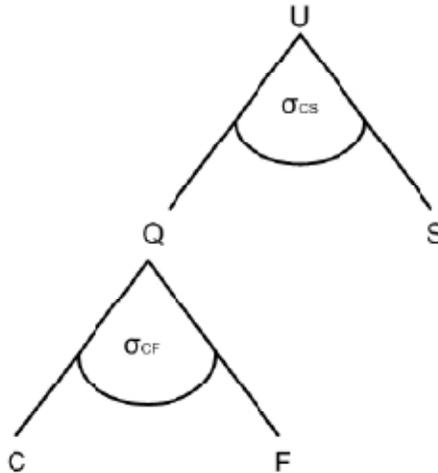
Der Konsum  $p^C (C + S)$  wird durch das Kapitaleinkommen  $rK$  und das Arbeitseinkommen  $w(T - F)$  finanziert. Das Arbeitsangebot des Haushalts ergibt sich implizit in diesem Maximierungskalkül durch  $L = T - F$ .  $C$  bezeichnet das Aggregat des heutigen Konsums aus den 12 verschiedenen Sektoren, wobei der Konsum der einzelnen Sektoren mit Cobb-Douglas-Präferenzen zusammengefasst werden kann:

$$C = \prod_i c_i^{\nu_i}. \quad (\text{A9.7})$$

Abbildung 3.2<sup>165</sup> verdeutlicht die zweistufige Haushaltsentscheidung grafisch.

Schaubild A9.2

#### Haushaltsentscheidung




---

Eigene Darstellung FiFo Köln.

#### Produktion

---

<sup>165</sup> Vgl. Peichl und Schaefer (2006), S. 24.

Die inländische Güterproduktion ist in 12 Sektoren unterteilt, analog zu den zusammengefassten Produktionsbereichen der VGR (vgl. *Schaubild A9.3.*).

Tabelle A9.1

**Übersicht über die Sektoren**

Kürzel	Sektor
AGF	Erzeugnisse der Land- und Forstwirtschaft, Fischerei
MEW	Bergbauerzeugnisse, Steine und Erden, Energie und Wasser
MIC	Mineralölzeugnisse, chemische Erzeugnisse, Glas, Keramik, bearbeitete Steine und Erden
MET	Maschinen, Fahrzeuge, DV-Geräte, e-technische Geräte
MAC	Textilien, Bekleidung, Leder und Lederwaren, Erzeugnisse des Holz- und Papiergewerbes, Sekundärrohstoffe u.ä.
TXL	Nahrungs- und Futtermittel, Getränke, Tabakerzeugnisse
FOP	Bauarbeiten
CST	Handelsleistungen, Verkehrs- und Nachrichtenübermittlung, Gaststätten-DL
TRT	DL der Kreditinstitute und Versicherungen, DL des Wohnungswesens und sonstige unternehmensbezogene DL
BIN	DL des Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesens, Erziehungs- und Unterrichts-DL, Entsorgungsleistungen
HEA	DL der öffentlichen Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung, DL von Kirchen, Kultur-DL u.ä., DL privater HH

Quelle: Statistisches Bundesamt (2007a).

Die Produktionsstruktur ist komplexer als in gewöhnlichen ökonomischen Basismodellen. Das liegt an der Berücksichtigung von Im- und Exporten und dem Einsatz von Zwischenprodukten, die für die Wiedergabe der realen Daten erforderlich sind. So produzieren die Sektoren  $Y_i$  sowohl für den heimischen Bedarf  $D_i$  als auch für den Export  $E_i$ . Als Inputfaktoren werden in der Produktion Arbeit  $L_i$ , Kapital  $K_i$  und Zwischenprodukte der anderen Sektoren  $A_{ji}$  eingesetzt. Daraus resultiert die Produktionsfunktion:

$$g(D_i, E_i) = Y_i = f(K_i, L_i, A_{ji}). \quad (\text{A9.8})$$

Die Funktion  $g$  stellt die Verwendung und die Funktion  $f$  die Entstehung von  $Y_i$  dar. Der Output wird durch eine geschachtelte Produktionsfunktion hergestellt. Zunächst werden Arbeit und Kapital durch eine Cobb-Douglas-Funktion zu dem Aggregat  $VA_i$  zusammengefasst:

$$VA_i(K_i, L_i) = K_i^{\alpha_i^K} L_i^{\alpha_i^L}. \quad (\text{A9.9})$$

Auf der darüberliegenden Ebene wird  $VA_i$  in einer Leontief-Funktion mit den Zwischenprodukten kombiniert, d.h. die Zwischenprodukte und das Aggregat aus Arbeit und Kapital müssen stets in einem festen Verhältnis eingesetzt werden. Das Kostenminimierungskalkül der Unternehmen ist demnach:

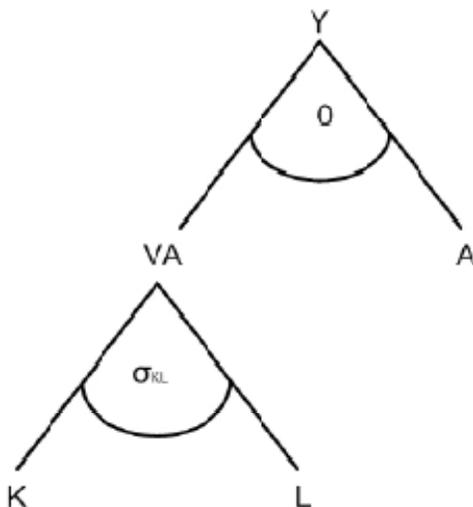
$$Y_i = \min \left[ \frac{VA_i}{a_{0i}}, \frac{A_{1i}}{a_{1i}}, \dots, \frac{A_{12i}}{a_{12i}} \right]. \quad (\text{A9.10})$$

Die Produktionsstruktur wird in Schaubild A9.3<sup>166</sup> grafisch verdeutlicht.

Schaubild A9.3

**Produktionsstruktur**

---




---

Eigene Darstellung FiFo Köln.

Die Unternehmen in den Produktionssektoren stellen je zwei verschiedene Güter her – eines für den inländischen Markt und eines für den Export. Die beiden Outputs sind unvollständige Substitute mit konstanter Transformationselastizität (CET):

$$g(D_i, E_i) = CET^E (D_i, E_i). \quad (\text{A9.11})$$

Da sich das Modell auf reale VGR-Daten stützt, muss die Verknüpfung der Wirtschaft mit dem Ausland berücksichtigt werden. Die Vorprodukte können entweder aus einem anderen inländischen Sektor stammen oder aus dem Ausland importiert werden. Bei der Modellierung wird die Armington-Annahme (1969) berücksichtigt, wonach sich Länder nicht auf die Produktion bestimmter Güter spezialisieren, sondern die meisten Güter sowohl exportieren als auch importieren. Die inländischen und die importierten

---

<sup>166</sup> Vgl. Peichl und Schaefer (2006), S. 25.

Güter werden als unvollständige Substitute mit konstanter Substitutionselastizität angesehen.

$$A_{ji}(X_{ji}^D, X_{ji}^M) = CES_j^A(X_{ji}^D, X_{ji}^M) \quad \forall j. \quad (\text{A9.12})$$

Das gleiche Kalkül stellt der repräsentative Haushalt an. Er wägt ebenfalls zwischen einheimischen Gütern und Importen ab. Seinen Konsum bezieht er aus den Armington-Gütern  $A_j$ , die auch als Zwischenprodukte in die Produktion fließen.

### Staat

Die Abbildung einer Ökonomie erfordert auch die Modellierung von Staatstätigkeit und Steuern. Das deutsche Steuersystem wird in diesem Modell vereinfachend durch vier Steuerarten implementiert. Aus der Input-Output-Rechnung ergeben sich zwei indirekte Steuern.<sup>167</sup> Auf die Armington-Güter wird die Gütersteuer  $t_i^a$  erhoben und  $t_i^y$  stellt eine Produktionsabgabe auf den Output dar. Zusätzlich werden in dem Modell direkte Steuern auf die Faktoreinkommen ( $t^L$  und  $t_i^K$ ) erhoben. Ein Teil des Steueraufkommens wird für die Staatsnachfrage  $G$  verwendet; der Rest fließt dem repräsentativen Haushalt über einen *lump-sum*-Transfer  $TR$  zu. Für die Budgetrestriktion des Staates ergibt sich folglich:

$$G + TR = \sum_i t_i^a A_i + \sum_i t_i^y (D_i + E_i) + t^L wL + t^K rK. \quad (\text{A9.13})$$

Der Staat spielt in diesem Modell eine passive Rolle. Die Staatsnachfrage wird stets als konstant angenommen und eine Variation des Steueraufkommens schlägt sich lediglich in einer Änderung der Transferzahlung an den Haushalt nieder.

### Gleichgewichtsbedingungen

Wie bereits einführend zu numerischen Gleichgewichtsmodellen erwähnt, müssen für ein Gleichgewicht drei Arten von Bedingungen erfüllt sein: Marktträumung auf allen Märkten, Nullgewinne und Einhaltung der Budgetrestriktionen.<sup>168</sup> Die Darstellung des Problems mit nicht-linearen Gleichungen ist bei der Lösung des Gleichgewichts mit einigen Einschränkungen verbunden. Preis- und Mengenrestriktionen sind in dieser Form nicht dar-

<sup>167</sup> In der Input-Output-Rechnung, wie auch in der Modellrechnung, werden Steuerzahlungen und Subventionen saldiert. Der Steuersatz repräsentiert hier also den Anteil der Bemessungsgrundlage, der dem Staat netto zufließt.

<sup>168</sup> Für eine ausführliche Herleitung der Gleichgewichtsbedingungen siehe u.a. Wing (2004).

stellbar und eine Aktivitätsanalyse mit einem Regimewechsel zwischen alternativen Aktivitäten ist nicht ohne weiteres möglich.<sup>169</sup> Mathiesen (1985) zeigt, dass eine Arrow-Debreu-Ökonomie auch als komplementäres Problem dargestellt werden kann. Heute ist die Formulierung von CGE-Modellen als *Mixed Complementarity Problem* (MCP) weit verbreitet. Das Gleichgewicht ist darin durch schwache Ungleichungen und Bedingungen des komplementären Schlupfs (*complementary slack*) zwischen Gleichgewichtsvariablen und Gleichgewichtsbedingungen bestimmt.<sup>170</sup> Es kann durch drei Sets von Variablen charakterisiert werden:<sup>171</sup> Einen  $n$ -Vektor  $\mathbf{p}$  von Preisen für End- und Zwischenprodukte sowie primäre Produktionsfaktoren, einen  $m$ -Vektor  $\mathbf{y}$  für die Aktivitätsniveaus der Produktionssektoren und einen  $h$ -Vektor  $\mathbf{M}$  für die Einkommensniveaus von Haushalt und Staat. Diese Vektoren werden durch drei Klassen von nicht-linearen Ungleichungen bestimmt. Die erste sind die Nullgewinnbedingungen, d.h. kein Produzent mit konstanten Skalenerträgen darf einen Übergewinn erzielen:

$$-\Pi_j = Co_j(\mathbf{p}) - R_j(\mathbf{p}) \geq 0 \quad \forall j, \quad (\text{A9.14})$$

wobei  $Co_j(\mathbf{p})$  die Einheitskostenfunktion und  $R_j(\mathbf{p})$  die Einheitserlösfunktion bezeichnet. Die Funktionen  $f$  und  $g$  sind die Funktionen für Input und Output. Die Komplementärvariable der Nullgewinnbedingung ist das Aktivitätsniveau des Sektors  $y_j$ . Wird die Ungleichung nicht erfüllt, entstehen Verluste in dem betroffenen Sektor und die Aktivität unterbleibt. Darüber hinaus müssen zu Gleichgewichtspreisen und gleichgewichtigen Aktivitätsniveaus alle Märkte geräumt sein bzw. muss es einen Angebotsüberschuss geben, damit die Nachfrage auf jeden Fall gedeckt ist. Die Marktträumungsbedingung lautet:

$$\sum_j y_j \frac{\partial \Pi_j(\mathbf{p})}{\partial p_i} \geq \sum_h d_{ih}(\mathbf{p}, M_h) \quad \forall i. \quad (\text{A9.15})$$

Die linke Seite der Ungleichung stellt das Angebot an Gut  $i$  bei konstanten Skalenerträgen dar und die rechte Seite die Nachfrage des repräsentativen Haushalts und des Staates  $d_{ih}(\mathbf{p}, M_h) \equiv \arg \max \{U_h(x) \mid \sum_i p_i x_i = M_h\}$ . Eine Überschussnachfrage darf nicht bestehen. In dem konträren Fall eines Überschussangebots und damit einer nicht bindenden Marktträumungsbedingung würde der Preis des Gutes auf null fallen. Die Komplementärvariable dieser Bedingung ist folglich der Preis  $p_i$ .

<sup>169</sup> Vgl. Böhringer et al. (2003), S. 5.

<sup>170</sup> Vgl. Böhringer und Wiegard (2003), S. 26.

<sup>171</sup> Die Darstellung des Gleichgewichts in MCP-Formulierung lehnt sich an Rutherford (1999) an.

Die letzte Klasse von Bedingungen sind die Budgetrestriktionen. Für jeden Agenten im Modell (hier der repräsentative Haushalt und der Staat) muss im Gleichgewicht das Einkommen dem Wert der Faktorausstattung entsprechen:

$$M_h = \sum_i p_i \omega_{ih} \quad \forall h. \quad (\text{A9.16})$$

Damit ist das Gleichgewicht beschrieben. Die Darstellung ist in allgemeiner Form erfolgt, da so Raum für spätere Erweiterungen gelassen wird. Außerdem wird das Gleichgewicht von dem Lösungsalgorithmus der GAMS/MPSGE Software automatisch berechnet – genaue Spezifikationen der Gleichgewichtsbedingungen sind nicht erforderlich. Daher steht hier das generelle Verständnis der Gleichgewichtsstruktur in MCP-Formulierung im Vordergrund. Es wird vor allem deutlich, dass diese Darstellung eine wesentlich kompaktere Modellformulierung erlaubt. So sind beispielsweise die Konsum- und Faktornachfragen und das Güterangebot lediglich implizit definiert, was die Komplexität des Modells und den Berechnungsaufwand erheblich vermindert.<sup>172</sup>

### A9.2.2 Modellerweiterungen

Das FiFoSiM-Grundmodell bildet die grundlegenden Wirkungszusammenhänge einer Volkswirtschaft ab und bietet sich als Referenzszenario für die Inzidenzanalyse an. Bei einer CGE-Simulation ist es wichtig, einen Referenzpunkt zu haben, um die Wirkung von Modellerweiterungen beurteilen zu können. Dem Grundmodell fehlt eine Eigenschaft, die bei der Inzidenzanalyse wichtig ist. Es wird zwar der Handel mit Gütern modelliert, nicht jedoch die internationale Kapitalmobilität. Ein offener Kapitalmarkt ist ein wichtiger Überwälzungskanal und wird deshalb im nächsten Abschnitt in das Modell eingebaut. Anschließend wird die Finanzierungsentscheidung der Unternehmen integriert, weil Eigen- und Fremdkapital unterschiedlich besteuert werden. Deshalb wird in dieser Arbeit die Auswirkung dieser Unternehmensentscheidung auf die Inzidenz untersucht. Des Weiteren wird eine Differenzierung auf Haushaltsseite getroffen. Die Aufteilung der Inzidenz auf Kapitaleinkommen und Löhne gibt keine Informationen darüber, wie sich die Steuerlast auf einzelne Individuen verteilt. Für eine genauere Zuteilung der Inzidenz werden deshalb verschiedene repräsentative Haushalte mit unterschiedlichen Faktorausstattungen und Konsumprofilen eingeführt. Abschließend wird eine Unterscheidung zwischen Kapital- und Personengesellschaften integriert.

---

<sup>172</sup> Vgl. Böhringer und Wiegard (2003), S. 29.

## Internationale Kapitalmobilität

Von offenen Volkswirtschaften auszugehen hat sich zum Standard der heutigen Inzidenzliteratur entwickelt.<sup>173</sup> Gerade für die Bewertung der Unternehmensbesteuerung ist diese Annahme wichtig, da die internationalen Verflechtungen durch Handel und Investitionsströme immer enger werden. Die Verbindung zur restlichen Welt besteht aus zwei Kanälen: dem Markt für handelbare Güter und dem Kapitalmarkt.<sup>174</sup> Beide schränken die Anpassungsflexibilität in der Basisgleichung A9.2 ein. Ist der Gütermarkt vollständig geöffnet, werden die Produktpreise der gehandelten Güter vom Weltmarkt vorgegeben und können sich nicht verändern; es gilt  $dp_i = 0$ . Die Steuer muss durch Kapitalrendite und Arbeitslohn ausgeglichen werden. Ist hingegen Kapital international vollständig mobil, wird  $r$  fest vom Weltkapitalmarkt vorgegeben und die Steuerlast wird überwältigt.<sup>175</sup> Verschiedene Studien kommen zu dem Schluss, dass es für das Modellergebnis keine Rolle spielt über welchen Kanal die Ökonomie mit dem Ausland verbunden ist.<sup>176</sup> In dieser Arbeit werden beide Möglichkeiten modelliert.

Der Gütermarkt ist im FiFoSiM-Grundmodell für das Ausland geöffnet. Einheimische und importierte Güter werden im Armington-Sektor als unvollständige Substitute aggregiert und fließen anschließend als Zwischenprodukte in die Produktion oder zum Endverbraucher. Im Gegenzug werden alle Produkte auch exportiert. Der Grad der Offenheit kann im Modell über die Armington-Elastizitäten variiert werden. In Erweiterung dessen wird nun angenommen, dass ein Nettokapitalexport in Höhe des Handelsbilanzüberschusses stattfindet:<sup>177</sup>

$$\sum_i E_i = \sum_i IM_i + K^{ex}. \quad (\text{A9.17})$$

Die Zahlungsbilanz ist folglich stets ausgeglichen. Diese Modellierung hat den interessanten Nebeneffekt, dass bei Veränderung des Kapitalexports ein *terms of trade-Effekt* berücksichtigt wird. In den meisten Modellen wird die Weltkapitalmarktrendite als konstant angenommen; aus Sicht eines Landes trifft das hingegen nicht zu. Güter- und Kapitalströme beeinflussen

<sup>173</sup> Vgl. u.a. Randolph, 2006 sowie Gravelle und Smetters, 2006.

<sup>174</sup> Vgl. Harberger (1995).

<sup>175</sup> Wie bereits erläutert, wird die Steuerlast auf das gesamte Weltkapital verteilt und der Zins wird leicht sinken, abhängig von der Bedeutung der betrachteten Volkswirtschaft auf den weltweiten Kapitalmarkt. Wenn der Rückgang des Zinses vernachlässigbar gering ist, müssen sich im Inland Preise und Löhne gemäß Gleichung A9.2 anpassen.

<sup>176</sup> Vgl. Melvin (1982) sowie Springer (2002).

<sup>177</sup> Eine offene Volkswirtschaft kann auch in Anlehnung an Goulder et al. (1982) durch eine explizite Berücksichtigung des Rests der Welt modelliert werden. Hier bietet sich die Modellierung über die Zahlungsbilanz an, da der Güterhandel bereits über die Armington-Annahme in das FiFoSiM integriert ist.

die terms of trade, sogar innerhalb eines Währungsraums. Die Konsequenz dieser Art der Modellierung ist, dass den Armington-Elastizitäten nun große Bedeutung zukommt. Sie bestimmen jetzt nicht nur den terms of trade-Effekt des Güterhandels, sondern auch den des Kapitalverkehrs. Die im FiFoSiM verwendeten Armington-Elastizitäten stammen aus einer speziell für Deutschland erstellten Studie und sollten eine realistische Schätzung der Realität sein. Da Deutschland einen positiven Nettokapitalexport hat, wird dieser aus Sicht des repräsentativen Haushalts modelliert. Er kann seine Kapitalausstattung  $K$  im In- oder im Ausland anlegen:

$$K = CET^K (K^D, K^{ex}). \quad (A9.18)$$

Über die Substitutionselastizität kann die Offenheit des Kapitalmarkts variiert werden. Traditionell wird von einem vollständig elastischen Kapitalmarkt ausgegangen, was jedoch bspw. vom Feldstein-Horioka-Paradoxon (1980) in Frage gestellt wird. In der Inzidenzliteratur besteht in diesem Punkt Uneinigkeit. Während Harberger (1995) bspw. von vollständiger Mobilität ausgeht, berücksichtigen Gravelle und Smetters (2006) in ihrem Modell eine imperfekte Portfoliosubstitution der Investoren, was die Mobilität des Kapitals über Landesgrenzen einschränkt. In diesem Modell können beide Annahmen umgesetzt werden, wodurch es möglich wird, den Einfluss der internationalen Kapitalmobilität auf die Inzidenz zu ermitteln.

### Finanzierungsentscheidung der Unternehmen

Eine zentrale Aufgabe dieser Forschungsarbeit ist die Überprüfung, ob sich die unterschiedliche Besteuerung von Eigen- und Fremdkapitalverzinsung in Verbindung mit der Finanzierungsentscheidung der Unternehmen auf die Steuerinzidenz auswirkt. Dieser Gesichtspunkt wird häufig in Inzidenzstudien angesprochen, ohne aber explizit modelliert zu werden.<sup>178</sup> In den Modellen zur Inzidenz der Unternehmensbesteuerung wird stets ein einheitlicher Inputfaktor Kapital angenommen, dessen Verzinsung mit der Steuer belastet wird. Unternehmen können sich jedoch über eine Mischung aus Eigen- und Fremdkapital finanzieren, die steuerlich unterschiedlich behandelt werden. In den meisten Ländern können Unternehmen Fremdkapitalzinsen in irgendeiner Form von der Bemessungsgrundlage der Gewinnsteuer abziehen. Die Unternehmenssteuer diskriminiert folglich die Eigenkapitalfinanzierung auf Unternehmensebene. Im Gegenzug werden Eigenkapitalzinsen von anderen Steuern begünstigt. Werden die Finanzierungsoptionen berücksichtigt, muss die oben beschriebene Gleichung zur Bestimmung des Outputpreises angepasst werden. Zur Vereinfachung wird hier ange-

---

<sup>178</sup> vgl. u.a. Gravelle und Smetters (2006), S. 13.

nommen, dass die Kapitalsteuer ausschließlich auf Eigenkapitalzinsen erhoben wird:

$$dp = \alpha_L dw + \alpha_I dp_I + \alpha_{FK} dr_{FK} + \alpha_{EK} [dr_{EK}(1 + \tau) + \tau dr_{EK}]. \quad (\text{A9.19})$$

Durch die zusätzliche Berücksichtigung der Fremdkapitalfinanzierung eröffnet sich ein weiterer Kanal zur Überwälzung der Gewinnsteuer, was durchaus Folgen für die Inzidenz haben kann. Ähnlich zu der Überwälzung auf das Kapital in Personengesellschaften bei Harberger (1962) wird sich hier die Steuerlast auf Eigen- und Fremdkapital verteilen. Bei der Überwälzung auf die Löhne könnten zwei gegensätzliche Effekte wirken. Einerseits wird durch die Finanzierungsentscheidung die Flexibilität der Unternehmen erhöht und ein Grundprinzip der Steuerinzidenz besagt, dass die Höhe der Traglast umso kleiner ist, je flexibler eine Marktseite reagieren kann. Ein anderer Effekt könnte die Überwälzung auf den Faktor Arbeit hemmen, wenn die Änderung der Löhne auf einer veränderten Kapitalintensität beruht (siehe Gleichung A9.3). Die Unternehmen haben durch die Finanzierungsentscheidung eine Ausweichmöglichkeit und müssen den Kapitalstock als Reaktion auf die Steuer vielleicht weniger stark senken, was die Überwälzung hemmen würde. Auerbach (2005) sieht im Miller-Modell die Inzidenz bei der Finanzierungsentscheidung hauptsächlich bei den Kapitalgebern der Körperschaften. Für die Investoren mit Eigenkapitalpräferenz bietet die Körperschaftsteuer eine Steuerersparnis. Solange die Eigenkapitalpräferenz nicht ganz wegfällt, wird durch eine Steuererhöhung lediglich der Vorteil der Eigenkapitalgeber vermindert, ohne weitere Verzerrungen hervorzurufen.

Die hier beschriebenen Auswirkungen der Finanzierungsentscheidung auf die Inzidenz hängen vor allem von der Annahme ab, dass Eigen- und Fremdkapital nicht vollständig substituierbar sind. Ein Blick auf reale Kapitalstrukturen legt diesen Schluss nahe. Wären sie vollkommen substituierbar, würden je nach Fall Randlösungen existieren. Für die Unternehmen besteht offensichtlich ein *trade-off* zwischen steuerlichen Vorteilen und realwirtschaftlichen Verzerrungen.<sup>179</sup> Erklärungen für die Wahl der Kapitalstruktur finden sich reichlich in der Literatur. Im Folgenden werden zwei wichtige Ansätze erläutert. Der eine erklärt die Finanzierungsentscheidung der Unternehmen unter steuerlichen, der andere unter vertragstheoretischen Gesichtspunkten.

### *Steuerlicher Erklärungsansatz*

Das Irrelevanztheorem der Finanzierungsentscheidung von Modigliani und Miller (1958) beruht auf restriktiven Annahmen, bietet jedoch einen Be-

---

<sup>179</sup> Vgl. Auerbach (2001) S. 3.

trachtungsrahmen für diese Entscheidung. Es beschreibt die Umstände, unter denen die Wahl der Kapitalstruktur keinen Einfluss auf den Gesamtwert des Unternehmens hat. Die Hauptannahme ist, dass die Summe der zukünftigen Zahlungsströme an Eigen- und Fremdkapitalgeber von der Finanzierungsentscheidung nicht berührt wird.<sup>180</sup> Diese Bedingung wird insbesondere durch eine Besteuerung verletzt, die zwischen beiden Kapitalarten differenziert. Die Unternehmensbesteuerung ist in diesem Kontext relevant, da die Fremdkapitalzinsen von der Bemessungsgrundlage größtenteils abzugsfähig sind. Dass es in der Tat eine Verzerrung zu Gunsten von Fremdfinanzierung durch die Unternehmenssteuer gibt, hat u.a. MacKie-Mason (1990) gezeigt. Allerdings ist die Körperschaftsteuer nicht die einzige zu berücksichtigende Steuer. Es müssen auch die Steuern einkalkuliert werden, die auf privater Ebene von den Investoren gezahlt werden. Zunächst werden die Steuern auf Unternehmensebene betrachtet.<sup>181</sup> Annahmegemäß wird das Unternehmen nur mit Eigenkapital finanziert. Der Wert des Unternehmens ist dann der Barwert der zukünftigen Zahlungsströme, abgezinst mit der Rendite des Weltkapitalmarktes. Mit dem Zahlungsstrom an die Kapitalgeber  $Z_t$  und dem Körperschaftsteuersatz  $\tau$  gilt für den Unternehmenswert in Periode  $t$ :<sup>182</sup>

$$V_t = \sum_{s=t}^{\infty} \frac{Z_s(1-\tau)}{\prod_{s=t}^{\infty} (1+r_s)^{s-t}}. \quad (\text{A9.20})$$

Der Wert des Unternehmens hängt somit positiv vom Zahlungsstrom und negativ von der Verzinsung der Alternativinvestition und dem Steuersatz ab. Diese Definition zeigt, dass eine bestimmte Sichtweise auf den Unternehmenswert impliziert ist – als Wert für die Kapitalgeber. Der Steueranteil hat auch einen Wert; Steuern werden im Kalkül des Unternehmens aber als Kosten angesehen. Die Gleichung für  $V_t$  ändert sich, wenn das Unternehmen die Möglichkeit hat, Fremdkapital  $FK_t$  aufzunehmen. Da Fremdkapitalzinsen von der Bemessungsgrundlage abzugsfähig sind, ändert sich der Zahlungsstrom an die Anteilseigner nach Steuern in  $(Z_t - i_t FK_t)(1 - \tau)$ . Mit

<sup>180</sup> Vgl. Grinblatt und Titman (1998), S. 492.

<sup>181</sup> Die Darstellung im Folgenden ist v.a. von Grinblatt und Titman (1998) und Auerbach (2001) inspiriert.

<sup>182</sup> Die Modellierung impliziert eine Vollausschüttung des Gewinns. Bei Auerbach (2001) wird zusätzlich die optimale Ausschüttungspolitik des Unternehmens betrachtet. In dieser Frage gibt es ebenfalls ein Optimierungskalkül, da ausgeschüttete und thesaurierte Gewinne auf Unternehmensebene häufig unterschiedlich besteuert werden, ebenso wie Dividenden und Wertzuwächse auf privater Ebene. Die optimale Ausschüttungspolitik ist für diese Arbeit nicht relevant und wird nicht explizit modelliert. Die verwendeten Steuersätze können als effektive Steuersätze betrachtet werden, denen das Kalkül über die optimale Ausschüttungspolitik bereits zugrunde liegt. Der Zahlungsstrom  $Z_t$  ist dann als Aggregat aus Dividende und Wertzuwachs in Periode  $t$  zu interpretieren.

einem konstanten Kapitalmarktzins  $r$  wird der Unternehmenswert bestimmt durch:

$$V_t = \sum_{s=t}^{\infty} \frac{(Z_s - i_s FK_s)(1 - \tau)}{(1 + r)^{s-t}} + FK_t. \quad (\text{A9.21})$$

Der erste Ausdruck auf der linken Seite ist der Wert des Eigenkapitals. Die Aufnahme von Fremdkapital hat hier zwei konträre Effekte: Einerseits wird der Zahlungsstrom an die Eigenkapitalgeber durch die Zinszahlungen gemindert, andererseits wird auch die Bemessungsgrundlage für die Körperschaftsteuer kleiner. Der zweite Ausdruck  $FK_t$  ist der Nominalwert des Fremdkapitals.<sup>183</sup> Durch die Abzugsfähigkeit der Fremdkapitalzinsen erhöht sich der Wert des Eigenkapitals um den *tax shield*  $TS_t = \sum_t^{\infty} \frac{\tau i_s FK_s}{(1+r)^{s-t}}$ . Wird der Unternehmenswert über  $FK$  maximiert und soll keine Randlösung resultieren, muss folgende Bedingung gelten:

$$i(1 - \tau) = r. \quad (\text{A9.22})$$

Die Kosten der Fremdkapitalfinanzierung müssen den Kosten der Eigenkapitalfinanzierung entsprechen. Zusätzlich müssen die Steuern auf der Investorebene berücksichtigt werden. Die Zinseinkünfte werden mit dem Steuersatz  $\psi$ , Einkünfte aus Eigenkapital mit dem Steuersatz  $\Phi$  besteuert.<sup>184</sup> Für ein Gleichgewicht auf Investorebene muss daher  $i(1 - \Phi) = r(1 - \psi)$  gelten. Einsetzen in Gleichung A9.23 ergibt:

$$(1 - \tau)(1 - \phi) = (1 - \psi). \quad (\text{A9.23})$$

Die linke Seite der Gleichung zeigt den Faktor, um den die Eigenkapitalzahlung durch Steuern vermindert wird, die rechte Seite stellt denselben Faktor für Zahlungen an das Fremdkapital dar. Wenn alle Steuersätze gegeben sind, ist es nicht offensichtlich, dass Gleichung A9.23 erfüllt ist und es damit eine innere Lösung gibt. Das Unternehmen kann durch die Wahl seiner Ausschüttungspolitik zwar die Steuerbelastung durch  $\tau$  und  $\Phi$  beeinflussen, wenn Dividenden und einbehaltene Gewinne unterschiedlich besteuert werden, trotzdem wird in den meisten Fällen wahrscheinlich  $(1 - \tau)(1 - \Phi) < (1 - \psi)$  gelten.<sup>185</sup> Dies würde eigentlich eine Randlösung zugunsten von

<sup>183</sup> Da für das Fremdkapital feste Zahlungen vereinbart sind, stimmt der Nominalwert mit dem Gegenwartswert eines unendlichen Zahlungsstroms in Höhe von  $ifk_t$  überein:  $FK_t = \sum_t^{\infty} \frac{ifk_s}{(1+i)^{s-t}} = \frac{ifk_t}{i}$ .

<sup>184</sup> Der Steuersatz  $\Phi$  ist der effektive Steuersatz auf Eigenkapitalerträge auf Investorebene, der die Unterschiede in der steuerlichen Behandlung von Ausschüttungen und Wertzuwachs bereits berücksichtigt.

<sup>185</sup> Vgl. Auerbach (2001), S. 22.

Fremdkapital bedeuten. Die interessante Frage ist daher, welche zusätzlichen Effekte wirken, so dass eine innere Lösung erreicht wird. Die Verzerrung zugunsten von Fremdkapital kann bspw. durch Einschränkungen bei der Anrechnung von Zinsen vermindert werden.<sup>186</sup> In der obigen Argumentation wird davon ausgegangen, dass die Steuerbegünstigung unabhängig von der Höhe der Zinszahlungen ist. In vielen Steuersystemen wird die Anrechnung von Zinsaufwendungen durch eine sogenannte Zinsschranke begrenzt. Generell wird Gleichung A9.24 immer dann verzerrt, wenn das ökonomische Einkommen und die Bemessungsgrundlage der jeweiligen Steuern voneinander abweichen.

Miller (1977) löst das Problem der verzerrten Finanzierungsentscheidung mit einer alternativen Definition des marginalen Investors. Die Investoren werden nicht als homogen angesehen, sondern unterscheiden sich in Arbeits- und Kapitaleinkommen. Die Präferenz für Eigen- bzw. Fremdkapital hängt dann vom persönlichen Einkommen  $M$  ab und verändert Gleichung A9.23 wie folgt:

$$(1 - \tau) = \frac{1 - \psi(M)}{1 - \phi(M)}. \quad (\text{A9.24})$$

Für eine innere Lösung genügt es nun, dass manche Investoren Eigenkapital bevorzugen, andere hingegen Fremdkapital. Der marginale Investor ist gerade indifferent zwischen beiden Anlageformen. Wegen der steuerlichen Begünstigung der Wertzuwächse werden Investoren mit hohem Einkommen tendenziell eher Eigenkapital vorziehen, Investoren mit niedrigerem Einkommen eher Fremdkapital. Bei einer Steueränderung ändert sich auch der marginale Investor. Wenn die Steueränderung Eigenkapital favorisiert, wird ein Investor mit einem niedrigeren Einkommen zum marginalen Investor und die Fremdkapitalquote sinkt.

Des Weiteren werden Finanzierungsentscheidungen davon beeinflusst, dass es aus Sicht des Unternehmens unsicher ist, ob und in welcher Höhe Gewinne erzielt werden.<sup>187</sup> Da aber die Zahlungen an die Fremdkapitalgeber vertraglich festgeschrieben sind, ist auch der verbleibende Zahlungsstrom an die Eigenkapitalgeber unsicher. Um diese Unsicherheit auszugleichen, verlangen die Anteilseigner eine Risikoprämie, die von der Fremdkapitalquote abhängt und die Diskrepanz zwischen Zins und Eigenkapitalrendite erklären kann. Zusätzlich ist zu berücksichtigen, dass mit der Höhe der Ver-

---

<sup>186</sup> Vgl. Auerbach (2001), S. 25 ff.

<sup>187</sup> Auerbach und King (1983) untersuchen die Portfolioentscheidung von Investoren und die Finanzierungsentscheidung von Unternehmen in einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell mit Steuern und Unsicherheit. Sie finden unter bestimmten Annahmen ein Gleichgewicht mit Eigen- und Fremdkapital. Dafür muss jedoch insbesondere die Annahme der Wertmaximierung als Unternehmensziel aufgegeben werden.

schuldung die Wahrscheinlichkeit steigt, dass die Zinszahlungen nicht mehr beglichen werden können und dass das Unternehmen Konkurs anmelden muss, was mit erheblichen Transaktionskosten verbunden ist. Mit zunehmender Fremdkapitalquote steigt die Ausfallwahrscheinlichkeit des Fremdkapitals und auch der Zins erhöht sich um eine Risikoprämie.<sup>188</sup> Bei Berücksichtigung von Unsicherheit kann folglich keine Rاندlösung zustande kommen. Mit zunehmender Verschuldung erhöhen sich die Kapitalkosten und die Wahrscheinlichkeit einer Insolvenz steigt.

### *Vertragstheoretischer Erklärungsansatz*

Neben den oben diskutierten steuerlichen Einflüssen auf die Finanzierungsentscheidung hat vor allem die Theorie unvollständiger Verträge Faktoren herausgearbeitet, die im Kalkül der Unternehmen eine Rolle spielen können.<sup>189</sup> Aufgrund von Informationsasymmetrien können nicht alle in der Zukunft möglichen Zustände vertraglich spezifiziert werden. Weil jede Vertragsseite versucht, ihre Interessen bei Vertragsabschluss zu stärken, können durchaus Firstbest-Lösungen verfehlt werden. Die Fremdkapitalquote ist ein Parameter, der zur Durchsetzung der jeweiligen Interessen eingesetzt werden kann.

Ein Fokus liegt dabei auf dem *Prinzipal-Agent-Problem*. Die Anteilseigner eines Unternehmens können die Manager nicht vollständig kontrollieren. Diese wiederum verfolgen nicht immer ausschließlich die Maximierung des *shareholder value*, sondern haben daneben eigene Interessen. Die Durchführung bestimmter prestigeträchtiger, aber unrentabler Investitionsprojekte gehört ebenso dazu wie das Bestreben, die Unternehmensgröße zu steigern – das so genannte *empire building*. In einem Modell, in dem der Agent profitable und unprofitable Projekte durchführen kann, zeigen Hart und Moore (1995), dass eine innere Lösung der Frage nach der optimalen Finanzierungsstruktur existiert. Fremdkapital dient dazu, die Manager zu disziplinieren und substituiert einen durchsetzbaren Vertrag.<sup>190</sup> Es muss jedoch angemerkt werden, dass alternative Anreizmechanismen zur Verfügung stehen, um das Verhalten von Managern zu steuern.

---

<sup>188</sup> Vgl. dazu u.a. Keuschnigg (2002), der die Finanzierungsentscheidung in ein CGE-Wachstumsmodell für die Schweiz integriert.

<sup>189</sup> Die meisten Ansätze basieren insbesondere auf einer Arbeit von Aghion und Bolton (1992), die ein Modell zur Erklärung der Eigentümerstruktur bei Vermögensrestriktionen aufstellen. Durch die Vermögensrestriktionen fallen naturgemäß die Rollen des Entrepreneurs und des Kapitalgebers auseinander, was bei unvollständiger Information eine Reihe von Problemen bei der Vertragsgestaltung aufwirft.

<sup>190</sup> Hart (1995) stellt verschiedene Modelle vor, die dazu führen, dass Manager durch Fremdkapital diszipliniert werden. Für eine ausführliche Behandlung der Problematik siehe auch Bolton und Dewatripont (2005).

Neben dem Prinzipal-Agent-Problem zwischen Eigner und Manager besteht ein *Moral-Hazard-Problem* zwischen Anteilseignern (Eigenkapital) und Fremdkapitalgebern.<sup>191</sup> Nach der Aufnahme von Fremdkapital kann das Unternehmen seine Investitionsstrategie ändern. Es liegt eine ähnliche Situation vor wie in dem oben diskutierten Fall, da das Verhalten im Vorfeld nicht so festgelegt werden kann, dass es von einer unabhängigen Instanz überprüft werden kann. Die Anteilseigner haben ein größeres Interesse, riskante Investitionsprojekte durchzuführen, wenn das Unternehmen teilweise durch Fremdkapital finanziert ist. Die Zinszahlungen sind fest vorgegeben; mit dem Risiko steigt jedoch die erwartete Rendite eines Projekts und damit die erwartete Rendite des Eigenkapitals. Kommt es zur Insolvenz, kann das Fremdkapital eventuell nicht mehr bedient werden. Ein Teil des ökonomischen Risikos wird dadurch auf das Fremdkapital abgewälzt. Diese Möglichkeit wird bei der Bestimmung des Zinses eingepreist. Zudem steigt das Risiko mit zunehmendem Anteil der Fremdkapitalfinanzierung, was ein zusätzlicher limitierender Faktor für die Höhe des Fremdkapitals darstellt.

#### *Implementierung im CGE-Modell*

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass für Unternehmen ein Trade-off zwischen Eigen- und Fremdkapital existiert. Für die Finanzierungsentscheidung spielt das Verhältnis der verschiedenen Steuersätze ebenso eine Rolle, wie mögliche Insolvenzkosten und vertragstheoretische Argumente. Es gibt verschiedene Ansätze, um die Finanzierungsentscheidung in ein CGE-Modell zu integrieren. Häufig wird die Entscheidung über die Kapitalstruktur in einem dynamischen Modell zusammen mit der Dividenden- und Investitionspolitik modelliert.<sup>192</sup> Die Umsetzung erfordert allerdings ein komplexes Modell, auf das im Rahmen des hier bearbeiteten Forschungsauftrags verzichtet wird. Vielmehr wird die Finanzierungsentscheidung hier auf einfache Weise in das CGE-Modell integriert: Auf Haushalts- und auf Produktionsebene wird ein einfacher Trade-off mit CES-Präferenzen zwischen Eigen- und Fremdkapital angenommen.<sup>193</sup>

Der repräsentative Haushalt muss entscheiden, wie er seine Kapitalausstattung auf Eigen- bzw. Fremdkapital aufteilt, wobei unterschiedliche steuerliche Belastungen der Anlagealternativen ebenso zu berücksichtigen sind wie unterschiedliche Risikopräferenzen der Haushalte. Hier sei angenommen, dass zu einem ausgewogenen Portfolio sowohl Eigen- als auch Fremdkapital gehören. Der repräsentative Haushalt entscheidet anhand einer CES-

---

<sup>191</sup> Vgl. Auerbach (2001), S. 24.

<sup>192</sup> Vgl. Keuschnigg (2002) sowie Radulescu und Stimmelmayer (2004).

<sup>193</sup> Einen ähnlichen Trade-off beschreibt Sørensen (2001, 2002) in einem statischen Modell.

Nutzenfunktion.<sup>194</sup> Die im Ausgangsgleichgewicht implizierte Aufteilung – von der Haushalte nur bei sich ändernden Opportunitätskosten abweichen, wobei angenommen wird, dass dann Friktionskosten zu berücksichtigen sind – wird als optimal angesehen. Die verwendeten sektorspezifischen Eigenkapitalquoten basieren auf Daten der Deutsche Bundesbank (2007) zur Bilanzstruktur von deutschen Unternehmen (vgl. Tabelle A9.2).

Tabelle A9.2

**Sektorspezifische Eigenkapitalquoten**

#	Sektor		Kategorien Bundesbank	EK-Quote	
1	AGF	1	Alle Wirtschaftszweige	0.276	0.276
2	MEW	2	Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden	0.227	0.282
		20	Energie- und Wasserversorgung	0.336	
3	MIC	10	Herstellung von chemischen Erzeugnissen	0.356	0.340
		12	Glasgewerbe, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden	0.323	
4	MET	13	Metallerzeugung und -bearbeitung	0.330	0.330
		15	Maschinenbau	0.273	
5	MAC	16	Herstellung von Büromaschinen Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen Elektrotechnik	0.272	0.270
		18	Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen	0.266	
6	TXL	5	Textilgewerbe	0.310	0.303
		6	Bekleidungs-gewerbe	0.328	
		7	Holzgewerbe	0.278	
		8	Papiergewerbe	0.297	
7	FOP	4	Ernährungsgewerbe	0.291	0.291
8	CST	21	Baugewerbe	0.140	0.140
		23	Großhandel und Handelsvermittlung	0.244	
9	TRT	24	Einzelhandel	0.272	0.280
		25	Gastgewerbe	0.273	
		26	Verkehr	0.273	
10	BIN	29	Nachrichtenübermittlung	0.338	0.249
		30	Grundstücks- und Wohnungswesen	0.252	
11	HEA	33	Erbringung von wirtschaftlichen Dienstleistungen	0.245	0.276
		1	Alle Wirtschaftszweige	0.276	
12	PBS	1	Alle Wirtschaftszweige	0.276	0.276

Quelle: Deutsche Bundesbank (2007). Die Produktionsbereiche werden den Sektoren dieses Modells zugeordnet und daraus die sektorspezifischen Eigenkapitalquoten gemittelt.

Die Aufteilung des Kapitalstocks folgt der Gleichung A9.25:

$$CET^{KS}(EK, FK) = K^D. \quad (A9.25)$$

Für die Produktionssektoren stehen nun zwei verschiedene Kapital-Inputfaktoren zur Verfügung, die unvollständig substituierbar sind:

<sup>194</sup> Vgl. Sørensen (2001), S. 8 ff.

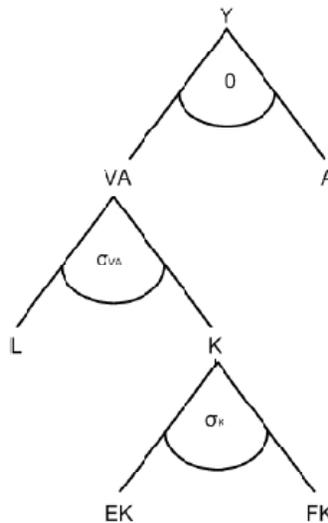
$$K_i^D = CES_i^{KD} (EK_i, FK_i). \quad (\text{A9.26})$$

Die Produktionssektoren fragen Eigen- und Fremdkapital nach; beide fließen in Gleichung A9.26 ein. Von entscheidender Bedeutung ist auch hier die Annahme bezüglich der Substitutionselastizität zwischen den Finanzierungsalternativen und damit implizit auch die Annahme bezüglich der Kosten, die bei einer Anpassung der Kapitalstruktur entstehen.

*Schaubild A9.4* beschreibt die Produktionsstruktur unter Berücksichtigung der Finanzierungsentscheidung:

Schaubild A9.4

**Produktionsstruktur mit Finanzierungsentscheidung und Kapitalmobilität**



Eigene Darstellung FiFo Köln.

### Unterschiedliche Haushaltstypen

Inzidenzanalysen der Unternehmensbesteuerung thematisieren in erster Linie die Aufteilung der Steuerlast zwischen den aggregierten Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital. Will man jedoch zusätzlich die Umverteilungswirkung der Körperschaftsteuer beurteilen, müssen verschiedene Haushaltstypen berücksichtigt werden. Denn Haushalte sind – je nach ihrer Faktorausstattung – unterschiedlich von der Unternehmensbesteuerung betroffen. Wenn man zudem berücksichtigt, dass sich Haushalte in ihrem Konsumverhalten unterscheiden, wird die Veränderung der relativen Preise in die Inzidenzanalyse einbezogen. Dieser Punkt wird oftmals in Inzidenzanalyse vernachlässigt, weil von einem repräsentativen Agenten und damit

der impliziten Annahme ausgegangen wird, dass alle Haushalte das gleiche Produktportfolio konsumieren. Eine Ausnahme bildet die Arbeit von Felix (2006), die zumindest zwischen zwei Ausbildungsniveaus beim Faktor Arbeit differenziert.

In der hier vorliegenden Arbeit werden die Ergebnisse einer Verteilungsanalyse genutzt, die der Sachverständigenrat (2007) auf Basis des Sozioökonomischen Panels (SOEP) ermittelt hat. Die Haushalte werden in dieser Untersuchung – wie in Verteilungsanalysen üblich – nach der Höhe ihres Einkommens in Dezile gruppiert, beginnend mit dem niedrigsten Einkommen im ersten Dezil. In der weiteren Analyse werden vereinfachend drei Gruppen berücksichtigt: Ein repräsentativer Haushalt mit „niedrigem Einkommen“ wird durch den Durchschnitt der Haushalte der ersten fünf Dezile beschrieben. Dieser Haushalt erzielt überwiegend Lohnneinkommen und verfügt kaum über Vermögen. Eine „gehobene Mittelschicht“ wird durch einen zweiten repräsentativen Haushalt beschrieben, der durch das Durchschnittseinkommen der Dezile sechs bis neun definiert wird. Der Durchschnittshaushalt des obersten Dezils der Einkommensskala beschreibt hier eine „Oberschicht“, die hohe Kapitaleinkommen erzielt und über den größten Anteil des gesamten Vermögens verfügt (vgl. hierzu Tabelle A9.3<sup>195</sup>).

Tabelle A9.3

**Einkommens- und Vermögensverteilung (in %)**

Haushalt	Markteinkommen	Vermögen
1	14,9	0,1
2	52,3	41,2
3	32,8	58,7

Eigene Darstellung FiFo Köln.

Das Faktoreinkommen in der *Social Accounting Matrix* wird nach den in Tabelle A9.3 beschriebenen Anteilen auf die repräsentativen Haushalte verteilt. Die Anteile am privaten Konsum ergeben sich aus dem resultierenden Gesamteinkommen.

Mit der Frage nach dem Einfluss, den Veränderungen der relativen Preise auf die Steuerinzidenz haben, wird der Blick wieder stärker auf die Vorwälzung von Steuerbelastungen gelenkt.<sup>196</sup> Haushalte sind auch deshalb

<sup>195</sup> Die Verteilungswerte für das Einkommen finden sich im Jahresgutachten des Sachverständigenrats (2007) auf S. 460, die Vermögensverteilung auf S. 476.

<sup>196</sup> Die Betrachtung der Verbraucherseite wird bei Inzidenzanalysen meist vernachlässigt. Fullerton und Rogers (1997) zeigen, dass es Inzidenzwirkungen der relativen Preise auf Verbraucherseite geben kann.

unterschiedlich von Unternehmenssteuern betroffen, weil sie sich in ihren Konsummöglichkeiten und in ihrem Konsumverhalten unterscheiden. Bei Haushalten mit niedrigem Einkommen nehmen bspw. die Ausgaben für Lebensmittel einen größeren Anteil an den Gesamtausgaben ein als bei denen mit hohem Einkommen. Würden nun gerade die Haushalte mit niedrigem Einkommen durch die Körperschaftsteuer stärker belastet, stiege auch die Belastung der armen Haushalte.

Dass die Produktionskosten und damit die Preise in den Sektoren unterschiedlich auf die Steuer reagieren hängt mit den unterschiedlichen Kapitalintensitäten zusammen. Um die Verbraucherseite im CGE-Modell abbilden zu können, muss der sektorspezifische private Konsum im Ausgangsgleichgewicht vorliegen. In der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ist lediglich der gesamte private Konsum berücksichtigt. Dieser muss differenziert nach den repräsentativen Haushalten auf die Sektoren verteilt werden. Die Anteile bestimmter Güter an den gesamten privaten Konsumausgaben werden aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) übernommen. Auch auf Basis dieser Daten werden die Haushalte nach dem Einkommen aufsteigend in Dezilen gruppiert und analog zur Faktorverteilung in drei Kategorien eingeteilt. Weil die Konsumausgaben in der EVS in anderen Kategorien eingeteilt sind als die Produktionssektoren der VGR, wurden sie von uns dem Sektor zugeordnet, der am ehesten passt (vgl. Tabelle A9.4).

Tabelle A9.4

**Anteile am Gesamtkonsum (in %)**

#	Konsumkategorie	Sektor	HH 1	HH 2	HH 3
1	Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	FOP	14,5	12,4	9,5
2	Alkoholische Getränke und Tabak	FOP	2,2	1,8	1,4
3	Bekleidung und Schuhe	TXL	5,1	5,7	5,3
4	Miete	BIN	16,6	5,4	3,4
5	Selbstgenutztes Wohneigentum (unterstellte Miete)	BIN	11,6	18,1	16,4
6	Wohnungsinstandhaltung	CST	1,3	2,6	4,0
7	Energie	MEW,MIC	6,7	5,2	4,3
8	Innenausstattung und Haushaltsgeräte	MAC	4,5	5,9	7,1
9	Gesundheitspflege	HEA	3,1	4,1	5,0
10	Verkehr	MAC,TRT	9,3	12,3	18,3
11	Nachrichtenübermittlung	TRT	3,8	3,0	2,4
12	Freizeit, Unterhaltung und Kultur	MAC,TRT,PBS	11,6	12,8	12,3
13	Bildungswesen	HEA	0,8	1,1	1,0
14	Beherbergungs- und Gaststätten-dienstleistungen	TRT	4,3	5,1	5,3
15	Andere Waren und Dienstleistungen	n/a	4,6	4,5	4,5

Eigene Darstellung FiFo Köln.

Die Gewichtung der einzelnen Konsumkategorien kann jedoch nicht unmittelbar in die SAM übertragen werden, denn die SAM beruht auf in sich konsistenten makroökonomischen Daten: Einnahmen und Ausgaben stimmen stets überein. Folglich würde eine direkte Übertragung der Konsumgewichte aus der EVS die Formulierung eines Ausgangsgleichgewichtes unmöglich machen. Die Gewichte können lediglich bei der Aufteilung des Sektorkonsums auf die repräsentativen Haushalte berücksichtigt werden. Dies ist ein komplexes Unterfangen, da sowohl der Gesamtkonsum eines Haushalts, der sich aus der Einkommensverteilung ergibt, als auch der Konsum aller Haushalte zusammengenommen in einem Sektor gleich bleiben muss. Nach mehreren Iterationsschritten ergibt sich die in Tabelle A9.4 dargestellte Verteilung des Konsums nach Sektor und Haushalt. Mit den Anteilen aus Tabelle A9.4 wird zunächst der Gesamtkonsum der Haushalte auf die Produktionssektoren aufgeteilt.

Dieses Konsumschema ist aber nicht konsistent mit dem Gesamtsektorkonsum aus der VGR. Daher werden in einem zweiten Schritt die Konsumwerte so umskaliert, dass die Summe der drei Einzelwerte je Sektor dem Konsum je Sektor in der VGR entspricht. Das sorgt wiederum für verzerrte Werte der Gesamtkonsumwerte je Haushalt. Wird dieses Umskalieren wiederholt durchgeführt, kommt man sehr schnell zu einer konsistenten SAM (vgl. hierzu Tabelle A9.5).

Tabelle A9.5

**Anteile der Haushalte am privaten Konsum je Sektor (in %)**

#	Sektor	HH 1	HH 2	HH 3
1	AGF	14,1	51,3	34,6
2	MEW	19,7	55,2	25,1
3	MIC	19,7	55,2	25,1
4	MET	14,1	51,3	34,6
5	MAC	10,7	47,6	41,8
6	TXL	14,7	56,0	29,3
7	FOP	19,2	56,6	24,2
8	CST	7,0	46,5	46,5
9	TRT	11,2	46,8	42,0
10	BIN	18,7	55,5	25,7
11	HEA	11,1	52,7	36,1
12	PBS	14,7	55,2	30,1
	Gesamt	14,9	52,3	32,8

Eigene Berechnung FiFo Köln.

### Kapitalgesellschaften vs. Personengesellschaften

Seit Harberger (1962) hat sich die Forschung zur Inzidenz der Unternehmensbesteuerung ausführlich mit der Frage beschäftigt, ob und inwiefern sich die Überwälzungsvorgänge bei Kapitalgesellschaften und Personengesellschaften unterscheiden. Dabei fand weitestgehend eine Konzentration auf die Untersuchung der Gewinnbesteuerung von Kapitalgesellschaften statt, was an der in vielen Ländern im Vergleich zu Deutschland geringen Bedeutung von Personengesellschaften liegen dürfte. Als Ergebnis dieser Untersuchungen hat sich herausgestellt, dass die Steuerbelastung der Kapitalgesellschaften auf das gesamte Kapital überwältigt wird, da das in allen Unternehmensformen gebundene Kapital im Inland als vollständig mobil betrachtet wird.

In dieser Arbeit wird die Zuordnung der Produktionssektoren zu den beiden Rechtsformen analog zu den Ausführungen von Harberger (1995) getroffen. Tabelle A9.6 zeigt die Zuordnung der im FiFoSiM unterschiedenen 12 Produktionssektoren zu den vier Sektoren, die in anderen Inzidenzstudien definiert wurden, bei denen für die Kapital- und Personengesellschaften lediglich zusätzlich nach handelbaren und nicht handelbaren Gütern differenziert wurde.<sup>197</sup>

Tabelle A9.6

#### Produktionssektoren nach Harberger (1995)

#	Sektor	Beschreibung	Sektoren FiFoSiM
1	Kapitalges. / handelbar	verarbeitende Industrie	MIC, MET, MAC, TXL, FOP
2	Kapitalges. / nicht handelbar	Transport, Versorgung	MEW, CST, TRT
3	Personenges. / handelbar	Landwirtschaft	AGF
4	Personenges. / nicht handelbar	Dienstleistungen, Wohnungswesen	BIN, HEA, PBS

Eigene Darstellung FiFo Köln.

Nach Lietmeyer und Petzold (2005) liegt der Anteil der Personengesellschaften in Deutschland (auf Basis der Umsatzsteuerstatistik) bei etwa 85%. Demnach gibt es etwa 2,8 Mill. Personenunternehmen und 500 000 Kapitalgesellschaften. Aus der Steuerstatistik 2001<sup>198</sup> geht hervor, dass im Jahr 2001 die Personengesellschaften positive Einkünfte bzw. Gewinne in Höhe von

<sup>197</sup> Vgl. Harberger (1995) sowie Gravelle und Smetters (2006).

<sup>198</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (2005b,c).

99,2 Mrd. Euro und die Kapitalgesellschaften entsprechende Gewinne von 114,4 Mrd. Euro auswiesen.<sup>199</sup>

### A9.3 Implementierung als CGE-Modell

Ergänzend zur Modellbeschreibung in Abschnitt A9.1 werden in diesem Abschnitt drei zentrale Punkte der CGE-Modellierung diskutiert, die für die Inzidenzanalyse von besondere Bedeutung sind: Die *Social Accounting Matrix*, die die Grundlage der CGE-Modellierung bildet, die Methode der Kalibrierung, mit der das Ausgangsgleichgewicht gebildet wird und schließlich die Wahl der Elastizitäten, eine der wichtigsten Spezifizierungen des CGE-Modells.

#### A9.3.1 Die Social Accounting Matrix

Die *Social Accounting Matrix* (SAM) ist die Grundlage des CGE-Modells.<sup>200</sup> Sie beruht auf makroökonomischen Daten und enthält Informationen über die Ressourcenverwendung, den Außenhandel, die Faktorentlohnung und die letzte Verwendung von Gütern. Sie spiegelt die Verflechtungen der Sektoren und Akteure in der Ökonomie wider und eignet sich daher sehr gut dazu, ein Walrasianisches allgemeines Gleichgewicht zu beschreiben.<sup>201</sup>

Die SAM drückt die Produktionsstruktur und die Verflechtungen einer Volkswirtschaft zu einem Zeitpunkt aus und bildet somit per definitionem die Grundlage für die Beschreibung des Ausgangsgleichgewichts der Volkswirtschaft, das dann mittels Kalibrierung von funktionalen Zusammenhängen beschrieben wird. In dieser Arbeit beruht die SAM auf den Input-Output-Daten der VGR, differenziert nach 12 Produktionsbereichen.<sup>202-203</sup> Den Kernpunkt der Input-Output-Matrix bildet die Verflechtung der Produktionssektoren durch den Einsatz von Zwischenprodukten; sie beinhaltet jedoch ebenfalls Angaben über die Verwendung und die Faktorentlohnung. Die Matrix des statistischen Bundesamtes (2007a) ist daher bereits eine einfache SAM und muss lediglich bezüglich der besonderen Vorgaben des Modells erweitert werden, z.B. um die Zahlungen an das Kapital differenziert nach Eigen- und Fremdkapital. Außerdem werden die

---

<sup>199</sup> Eine Betrachtung der saldierten Zahlen aus Gewinn- und Verlustfällen würde im Jahr 2001 ein verzerrtes Bild liefern, da wegen einer Übergangsregelung im Rahmen der Unternehmenssteuerreform 2001 viele Kapitalgesellschaften Verluste geltend gemacht haben.

<sup>200</sup> Eine umfangreiche Darstellung zum Thema Social Accounting Matrix bieten Pyatt und Round (1985). Gute übersichtlichere Einführungen finden sich bei Reinert und Roland-Holst (1997) und Kehoe (1998).

<sup>201</sup> Vgl. Wing (2004), S. 11.

<sup>202</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (2007a).

<sup>203</sup> Für eine detailliertere Aufschlüsselung der Input-Output-Daten siehe Statistisches Bundesamt (2007b).

oben beschriebenen drei repräsentativen Haushalte eingeführt. Die Grundstruktur der SAM wird in Schaubild A9.5 beschrieben.<sup>204</sup>

Schaubild A9.5

**Grundstruktur einer Social Accounting Matrix**

	Input Produktion				Letzte Verwendung			
	1	2	..	n	Priv. Konsum	Staatskonsum	Invest.	Export
Inländische Produktion nach Sektoren	1	2	..	n	$MA_2$			
Außenhandel	$MA_3$				$MA_4$			
Faktoreinsatz: -Arbeit -Kapital	$MA_5$				$MA_6$			
Transfers -Steuern -Subventionen	$MA_7$				$MA_8$			

Eigene Darstellung FiFo Köln.

Matrix  $MA_1$  ist der Kern der Input-Output-Daten.<sup>205</sup> Sie gibt die Nachfrage nach Zwischenprodukten und damit die Verflechtung der Produktionssektoren wieder. Die Zahlen in der Matrix beschreiben jeweils die Nachfrage des Spaltensektors nach dem Gut des Zeilensektors. Die Zwischenprodukte aus den inländischen Sektoren und die importierten Zwischenprodukte ( $MA_3$ ) werden mit den Produktionsfaktoren kombiniert. Die Zahlungen an diese werden in Matrix  $MA_5$  festgehalten, die Steuerzahlungen in Matrix  $MA_7$ . Die SAM erfasst allerdings nur indirekte Steuern, die mit den entsprechenden Subventionen saldiert sind. Matrix  $MA_2$  zeigt die letzte Verwendung der Güter, entweder für den Konsum, für Investitionen oder für den Export. Hier wird auch die Aufteilung des privaten Konsums auf die repräsentativen Haushalte eingearbeitet. Die Matrizen  $MA_6$  und  $MA_8$  bleiben üblicherweise leer.<sup>206</sup> Die SAM folgt dem fundamentalen ökonomischen Prinzip, dass jeder Einnahme eine Ausgabe entgegensteht.<sup>207</sup> Die Summe einer Zeile über  $MA_1$  und  $MA_2$  muss daher gleich der Summe der entsprechenden Spalte von  $MA_1$  bis  $MA_7$  sein – nur dann liegt eine ausgeglichene SAM vor. Eine ausgeglichene SAM ist eine zwingende Voraussetzung für das Ausgangsgleichgewicht des Modells. Damit steht das Grundgerüst des

<sup>204</sup> Die Darstellung findet sich in Bergs und Peichl (2006), S. 26.

<sup>205</sup> Dieser Absatz ist angelehnt an Rutherford und Paltsev (1999), S. 3 ff.

<sup>206</sup> Vgl. Rutherford und Paltsev (1999), S. 4.

<sup>207</sup> Vgl. Reinert und Roland-Holst, (1997), S. 95.

Modells. Im nächsten Schritt muss eine funktionale Form gefunden werden, die dieses Grundgerüst als Gleichgewicht repliziert.

### A9.3.2 Kalibrierung

Mit der SAM ist die Grundlage für das Ausgangsgleichgewicht bereits vorhanden. Die funktionale Form des Modells wurde aber nur allgemein formuliert – meist mit CES-Funktionen. Diese lassen jedoch einen breiten Spielraum in der Ausgestaltung. In der allgemeinen Formulierung einer CES-Funktion  $Y = [\delta K^\rho + (1 - \delta)L^\rho]^{\frac{1}{\rho}}$  sind die konkreten funktionalen Inputbeziehungen zwischen K und L vor allem durch die Parameter  $\delta$  und  $\rho$  determiniert. Dabei ist  $\delta$  der Distributionsparameter, der die relativen Faktoranteile am Output beschreibt. Der Wert der konstanten Substitutionselastizität wird durch den Substitutionsparameter  $\rho$  über die Gleichung  $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$  bestimmt.<sup>208</sup>

Bei der Kalibrierung der funktionalen Modellzusammenhänge werden die freien Parameter so gewählt, dass die SAM repliziert werden kann. Das auf diese Weise bestimmte Modell soll so eine möglichst gute Abbildung der tatsächlichen Aggregate der VGR liefern. Dabei werden die Gleichgewichtsbedingungen nach den zu bestimmenden Parametern aufgelöst. In der praktischen Umsetzung wird die Parameterbestimmung automatisch durch das GAMS/MPSGE-Programm durchgeführt. Dabei handelt es sich bei der Kalibrierung um eine Einpunktschätzung, die auf den gesamtwirtschaftlichen Daten eines Jahres basiert. Es wird damit implizit unterstellt, dass sich die Ökonomie im betrachteten Zeitraum im Gleichgewicht befindet. Eine Einpunktschätzung reicht allerdings nicht aus, um Elastizitäten zu ermitteln, da sich diese stets auf die Veränderungen von Preisen und Mengen beziehen. Jedoch können immerhin so die Verteilungsparameter der verschiedenen Funktionen geschätzt werden.<sup>209</sup> Die Substitutionselastizitäten müssen hingegen exogen in das Modell eingehen. Sie können entweder eigenständig geschätzt, oder aus anderen Studien übernommen werden. Eine alternative Möglichkeit zur Kalibrierung ist die ökonometrische Schätzung sämtlicher Parameter.<sup>210</sup> Die Schätzung wäre sicherlich das ökonomisch korrektere Verfahren, ist aber insbesondere bei Modellen mit einer großen Anzahl an Gleichungen kaum durchführbar.<sup>211</sup> In der Praxis der CGE-Simulation hat sich daher die Kalibrierung durchgesetzt.

<sup>208</sup> Vgl. Chiang und Wainwright (2005), S. 397 ff.

<sup>209</sup> Vgl. Böhringer und Wiegard (2003), S. 7.

<sup>210</sup> Einen ausführlichen Überblick über beide Verfahren geben Mansur und Whalley (1984).

<sup>211</sup> Vgl. Böhringer und Wiegard (2003), S. 6 f.

### A9.3.3 Elastizitäten

Jeder CES-Funktion liegt eine Abwägungsentscheidung zwischen verschiedenen Inputfaktoren zugrunde, die durch Annahmen bezüglich der Substitutionselastizität ausgedrückt wird. Die Substitutionselastizität setzt die relative Änderung der Mengen mit der Veränderung des Preisverhältnisses ins Verhältnis:<sup>212</sup>

$$\sigma \equiv \frac{\frac{d(x/y)}{x/y}}{\frac{d(p_y/p_x)}{p_y/p_x}} = \frac{\frac{d(x/y)}{d(p_y/p_x)}}{\frac{x/y}{p_y/p_x}} \quad (\text{A9.27})$$

Eine besondere Bedeutung kommt den gewählten Elastizitätswerte zu, weil sie sich nicht aus den Ausgangsdaten ergeben, sondern exogen in das Modell eingebracht werden müssen. Darüber hinaus wirken sie auf die Kalibrierung ein, indem sie die Wahl der freien Parameter beeinflussen. Im FiFoSiM-Grundmodell werden die Armington-Elastizitäten von Welsch (2004) übernommen. Welsch schätzt unterschiedliche Werte je nach Produktart. So sind zum Beispiel die Elastizitäten bei Maschinen und Investitionsprodukten höher als bei Konsumgütern. Analog werden für die Produktionssektoren unterschiedliche Armington-Elastizitäten angenommen. Wie aus Tabelle A9.7 hervorgeht, liegen die Werte insgesamt zwischen 0 und 1,7:

Tabelle A9.7

**Im FiFoSim verwendete sektorspezifische Armington-Elastizitäten**

#	Sektor	$\sigma$
1	AGF	0.081
2	MEW	0.092
3	MIC	1.124
4	MET	0.458
5	MAC	1.658
6	TXL	0.709
7	FOP	0.847
8	CST	0.000
9	TRT	0.000
10	BIN	0.000
11	HEA	0.000
12	PBS	0.000

Quelle: Welsch (2004).

<sup>212</sup> Vgl. Chiang und Wainwright (2005), S. 396.

Eine weitere zentrale Substitutionselastizität ist die zwischen Kapital und Arbeit im Produktionsprozess; mit dieser wird festgelegt, wie leicht das teurer gewordene Kapital durch einen höheren Arbeitseinsatz kompensiert werden kann. Letztlich hängt von dieser Elastizität ab, welche verzerrende Wirkung von der Körperschaftsteuer auf den Produktionsprozess ausgeht. Das FiFoSiM stützt sich dabei auf eine Studie von Chirinko et al. (2004), die in einer ökonometrischen Untersuchung (auf der Basis von Angaben von 1.860 Unternehmen) eine Elastizität von 0,39 ermitteln. Dieser Wert liegt etwas niedriger als die in anderen Inzidenzuntersuchungen ermittelten. Harberger (1962) hatte zum Beispiel Elastizitäten von 0,5, 1,0 und 1,5 bestimmt, Randolph (2006) verwendet eine Kapital-Arbeit-Elastizität von 0,6.<sup>213</sup> Für die Konsum-Freizeit-Entscheidung wird im FiFoSiM eine Elastizität von 0,8 angenommen.<sup>214</sup> Derselbe Wert wird für die Konsum-Spar-Entscheidung verwendet.

In dieser Arbeit werden darüber hinaus die Substitutionsentscheidungen zwischen ausländischem und heimischem Kapital untersucht. Gravelle und Smetters (2006) führen eine Analyse mit beschränkter internationaler Kapitalmobilität durch. Sie untersuchen die Inzidenz für verschiedene Elastizitätswerte und vermuten den wahren Wert deutlich unter 100. Als erstes haben Feldstein und Horioka (1980) Zweifel an einer vollständigen internationalen Kapitalmobilität formuliert. Auch andere Studien kommen zu dem Ergebnis, dass die Mobilität des Kapitals nicht vollkommen ist; beispielsweise ermitteln Altshuler et al. (2001) Elastizitätswerte zwischen 1,5 und 2,8. Die Ergebnisse einer eingeschränkten Kapitalmobilität sind jedoch nicht unumstritten.<sup>215</sup> So kritisiert etwa Harberger (2006) die von Gravelle und Smetters (2006) zu Grunde gelegten Annahmen. Anders als Gravelle und Smetters (2006) betrachtet Harberger (2006) die Weltkapitalmärkte als ein in sich zusammenhängendes System, in dem nicht in allen Marktsegmenten perfekte Verbindungen bestehen müssen, um die Faktorrenditen auszugleichen. Auch wegen der durchaus kontroversen Standpunkte in der Literatur zu den Substitutionselastizitäten wird in der vorliegenden Forschungsarbeit eine Sensitivitätsanalyse mit verschiedenen Elastizitäten durchgeführt; ein Wert von 100 impliziert dabei eine vollständige Mobilität.

Analog zur Kapitalmobilität wird auch zur Ermittlung der Substitutionselastizität zwischen Eigen- und Fremdkapital eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt. Wie oben beschrieben muss dabei in der CES-Funktion die Abwägung zwischen Steuervorteilen, Transaktions- und möglichen Insolvenzkosten ausgedrückt werden. Gordon und Lee (2001) ermitteln anhand einer

---

<sup>213</sup> Der Wert 0,6 stützt sich auf eine Schätzung von Hamermesh und Grant (1979).

<sup>214</sup> Vgl. Auerbach und Kotlikoff (1987).

<sup>215</sup> Vgl. Randolph (2006), S. 38.

Regressionsanalyse eine Elastizität von 0,36. Tabelle A9.7 gibt einen Überblick über die verwendeten Elastizitäten.

Tabelle A9.8

**Elastizitäten im CGE-Modell**

$i$	Substitutionsbeziehung	$\sigma_i$
A	Armington-Güter	0-1,7
KL	Kapital-Arbeit	0,39
CL	Konsum-Freizeit	0,8
CS	Konsum-Ersparnis	0,8
KM	Kapitalimport	0-100
KS	EK-FK	0-100

Eigene Berechnungen FiFo Köln.

**Symbolverzeichnis zum FiFoSim**

$A$	Armington-Gut bzw. Zwischenprodukt
$a$	Wertparameter Produktionsfunktion
$\alpha_I$	Wertparameter der Inputfaktoren
$\alpha_K$	Wertparameter des Kapitals
$\alpha_L$	Wertparameter der Arbeit
$C$	aggregierter heutiger Konsum
$Co$	Einheitskosten
$c$	Sektorkonsum
$CES(\dots)$	CES-Funktion
$CET(\dots)$	CET-Funktion
$D$	inländischer Bedarf
$d$	Sektornachfrage
$dp$	Preisänderung
$dp_I$	Preisänderung der Inputfaktoren
$dr$	Änderung der Kapitalrendite
$dw$	Lohnänderung
$\delta$	Distributionsparameter

$E$	Export
$EK$	Eigenkapital
$F$	Freizeit
$FK$	Fremdkapital
$G$	Staatsnachfrage
$i$	Index bzw. Fremdkapitalzinsen
$IM$	Import
$j$	Index
$K$	Kapital bzw. Kapitalstock
$K^D$	Kapitaleinsatz im Inland
$K^{ex}$	Nettokapitalexport
$k$	Kapitalintensität
$L$	Arbeit
$M$	Einkommen
$MA$	Matrix
$N$	Nachfrage
$v$	Wertparameter Konsumaggregation
$\omega$	Faktorentlohnung
$p$	Preis
$p_0$	Preis vor Besteuerung
$p_1$	Preis nach Besteuerung
$p_l$	Preis der Inputfaktoren
$\Pi$	Gewinn
$\phi$	effektiver Steuersatz auf Eigenkapitalerträge
$\psi$	Zinssteuersatz
$R$	Einheitserlöse
$r$	Kapitalrendite
$\rho$	Substitutionsparameter
$S$	Ersparnis bzw. zukünftiger Konsum

$s$	Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Kapital
$\sigma$	Substitutionselastizität allgemein und in Bezug auf internationale Kapitalmobilität
$T$	Zeitausstattung
$t$	Mengensteuer
$t^a$	Gütersteuer
$t^K$	Kapitalsteuer
$t^L$	Lohnsteuer
$t^y$	Produktionsabgabe
$TR$	Transferzahlung
$TS$	Tax Shield
$\tau$	Kapitalsteuer
$U$	Nutzen
$V$	Unternehmenswert
$VA_t$	Aggregat aus Kapital und Arbeit
$w$	Lohn
$x$	Menge
$x_0$	Menge vor Besteuerung
$x_1$	Menge nach Besteuerung
$X^D$	inländisches Gut
$X^M$	ausländisches Gut
$Y$	Sektoroutput
$Z$	Zahlungsstrom an die Anteilseigner