



28

ifo Forschungsberichte

**Berechnung der BIP-Elastizitäten
öffentlicher Ausgaben und
Einnahmen zu Prognosezwecken
und Diskussion ihrer Volatilität**

von

Thiess Büttner,
Anita Dehne,
Gebhard Flaig,
Oliver Hülsewig,
Peter Winker



Institut für
Wirtschaftsforschung
an der Universität München

Bereich Öffentlicher Sektor



Institut für
Wirtschaftsforschung
an der Universität München

Mitglied der
Leibniz-Gemeinschaft
Poschingerstraße 5
81679 München
Tel.: 089/9224-1269
Fax: 089/985369

**Berechnung der BIP-Elastizitäten
öffentlicher Ausgaben und Einnahmen zu Prognosezwecken
und Diskussion ihrer Volatilität**

Studie im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen

von

T. Büttner, A. Dehne, G. Flaig, O. Hülseswig, P. Winker

München, März 2006

Bibliografische Information der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation
in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische
Daten sind im Internet über
<http://dnb.ddb.de>
abrufbar.

ISBN 3-88512-450-5

Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, vorbehalten.
Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlags ist es auch nicht gestattet, dieses Buch
oder Teile daraus auf photomechanischem Wege (Photokopie, Mikrokopie)
oder auf andere Art zu vervielfältigen.

© by ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München

Druck: ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München, 2006

ifo Institut für Wirtschaftsforschung im Internet:
<http://www.ifo.de>

Inhalt

Übersichten	iii
Tabellen	iv
Abbildungen	v
Vorbemerkung	vii
1. Einleitung	1
2. Das Vorgehen der OECD zur Ermittlung der strukturellen Defizite	5
2.1 Die Reagibilität der Einnahmen	9
2.1.1 Aufkommenselastizitäten	10
2.1.2 Elastizitäten der Bemessungsgrundlagen	18
2.2 Die Reagibilität der Ausgaben	24
2.3 Zusammenführung	25
3. Empirische Analyse des OECD Ansatzes	28
3.1 Ökonometrische Analysen der Elastizität der Bemessungs- grundlagen	28
3.2 Die Bestimmung der Aufkommenselastizitäten	38
3.3 Die ermittelten Elastizitäten im Vergleich	45
3.4 Die Elastizität des Budgets	48
3.5 Die Bestimmung des strukturellen Defizits	52
3.6 Zwischenfazit	59
4. Direkte Messung der Elastizitäten	61
4.1 Das Schätzmodell	62
4.2 Schätzergebnisse	66
4.3 Die Elastizität des Budgets	75
4.4 Strukturelles Defizit	76

5. Schlußfolgerungen	80
Literatur	83
Anhang : Formale Darstellung des Vorgehens der OECD	84
Bearbeiter	87

Übersichten

2.1	Strukturierung der Berechnung struktureller Defizite	5
2.2	Ermittlung der Aufkommenselastizität der Einkommensteuer	12
2.3	Parametrisierung der Einkommensverteilung	15
2.4	Inflationierung und Lohnsummeneffekte	20
2.5	Ermittlung der Elastizität der Bemessungsgrundlage der Körperschaftsteuern	23
2.6	Für Deutschland von der OECD verwendete Elastizitäten	27
3.1	Berechnung der Elastizität des Budgets	49
3.2	Berechnung des strukturellen Defizits, Variante I	53
3.3	Berechnung des strukturellen Defizits, Variante II	56
3.4	Bezug zwischen strukturellem Defizit und Budgetelastizität	58

Tabellen

3.1	Deskriptive Statistik 1980 - 2003	29
3.2	Elastizität der Lohnsumme	30
3.3	Tests auf Fehlspezifikation	31
3.4	Elastizität der Arbeitslosigkeit	34
3.5	Tests auf Fehlspezifikation	36
3.6	Chow-Test auf Strukturbruch	37
3.7	Aufkommenselastizitäten, Rechtslage 1998	39
3.8	Aufkommenselastizitäten, Rechtslage 2005	40
3.9	Aufkommenselastizitäten, Einkommensteuer	41
3.10	Aufkommenselastizitäten, Sozialversicherungsbeiträge	42
3.11	Aufkommenselastizitäten Alleinstehender, Einkommensteuer	44
3.12	Aufkommenselastizitäten Alleinstehender, Sozialversicherungsbeiträge	44
3.13	Ermittelte Elastizitäten für die Budgetkomponenten	47
3.14	Elastizitäten des Budgets im Vergleich	51
3.15	Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante I	54
3.16	Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante II	57
4.1	Einkommensteuer	68
4.2	Indirekte Steuern (ohne Gewerbesteuer)	69
4.3	Sozialversicherungsbeiträge	70
4.4	Sozialversicherungsbeiträge (mit Berücksichtigung von Beitragsätzen)	71
4.5	Körperschaftsteuer (mit Gewerbesteuer)	72
4.6	Durch Arbeitslosigkeit bedingte Transfers	73
4.7	Direkt berechnete Elastizitäten (in Bezug auf den Output)	74
4.8	Elastizität des Budgets	76
4.9	Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante I	78
4.10	Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante II	79

Abbildungen

3.1	Rekursive Koeffizienten in der Schätzung der Lohnsumme	32
3.2	Arbeitslosenquote und NAIRU der Europäischen Kommission und der OECD	35
3.3	Rekursive Koeffizienten in der Schätzung der Arbeitslosigkeit	36

Vorbemerkung

Das Bundesministerium der Finanzen hatte im März 2005 im Rahmen eines öffentlichen Vergabeverfahrens ein wissenschaftliches Projekt mit dem oben stehenden Titel ausgeschrieben, für das das ifo Institut den Zuschlag erhielt. Im Zentrum der Untersuchung steht die Messung der BIP-Elastizitäten öffentlicher Einnahmen und Ausgaben der OECD wie sie in André und Girouard (2005) dargelegt ist. Der vorliegende Endbericht berücksichtigt Änderungsvorschläge seitens des Ministeriums.

1. Einleitung

Der Zusammenhang zwischen der wirtschaftlichen Entwicklung der Volkswirtschaft und dem öffentlichen Haushalt ist von zentraler Bedeutung für die Finanzpolitik. Mit zunehmender wirtschaftlicher Aktivität wachsen die Steuereinnahmen, auch ohne dass steuerpolitische Änderungen beschlossen werden. Zugleich ergeben sich insbesondere im Bereich der Sozialversicherung Minder Ausgaben, wenn im Zuge einer günstigeren wirtschaftlichen Entwicklung Armut und Arbeitslosigkeit zurückgehen. Entsprechend würde ein bestehendes Haushaltsdefizit bei zunehmender wirtschaftlicher Aktivität schrumpfen. Die Kenntnis des Einflusses der wirtschaftlichen Entwicklung auf das Budget gewinnt so für die Einführung oder Beibehaltung einer tragfähigen Haushaltspolitik eine große Bedeutung. So wäre nach herrschender Auffassung zu erwarten, dass die Finanzpolitik in Zeiten konjunktureller Rückschläge Schwierigkeiten mit dem Haushaltsausgleich hat. Zudem gibt es wohlfahrtstheoretische Überlegungen, die die Hinnahme temporärer Steuerausfälle durch eine Ausweitung der Verschuldung sinnvoll erscheinen lassen (vgl. Barro, 1979). Die Verschuldung unabhängig von der konjunkturellen Situation wird indessen stärker problematisiert. Dies hat in den meisten Ländern seinen Niederschlag in Verfassungen und Gesetzen gefunden, die mehr oder weniger strikte Verschuldungsgrenzen vorschreiben. In Deutschland wird gefordert, dass ohne eine Störung des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts die Neuverschuldung nicht über dem Niveau der Nettoinvestitionen liegen darf (Artikel 115 des Grundgesetzes). Diese Vorschrift setzt der Verschuldung zwar Grenzen, erfordert aber keine tiefere Auseinandersetzung mit dem Budget. Dennoch kommt die Finanzpolitik um eine derartige Auseinandersetzung nicht herum. So wirft eine höhere Neuverschuldung in Zeiten wirtschaftlicher Schwäche die Frage auf, ob die gegenwärtige Haushaltsführung in einer Situation ohne Störung des gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts ein Defizit vermeiden würde. Zudem müsste die zusätzliche Verschuldung in Zeiten gesamtwirtschaftlicher Störungen durch geringere Neuverschuldung in den anderen Perioden ausgeglichen werden. Es stellt sich

von daher die Frage, wie hoch das Defizit ausfiele, wenn keine konjunkturelle Abweichung vorläge. Eine präzise Aussage hierzu erfordert die Ermittlung konjunkturbereinigter Haushaltssalden. Solche Berechnungen werden für Deutschland von verschiedenen Institutionen angestellt, beispielsweise vom Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, von der OECD, von der Europäischen Zentralbank und von der Europäischen Kommission.

Das Interesse der Kommission steht im Zusammenhang mit dem Defizitverfahren im Rahmen des Vertrags von Maastricht. Gemäß dem Stabilitäts- und Wachstumspakt soll der öffentliche Haushalt in einer „konjunkturellen Normallage“ ausgeglichen sein oder sogar einen Überschuss verbuchen. Das Verfahren wird unabhängig vom konjunkturbereinigten Haushaltssaldo eingeleitet, wenn ein Staat ein *übermäßiges* Defizit verzeichnet, definiert durch einen Finanzierungssaldo von mehr als 3 % des BIP. In der Begutachtung der Finanzpolitik durch die Kommission indessen spielt der konjunkturbereinigte Haushaltssaldo eine Rolle. So wurde schon in den 90er Jahren ein genaues Konjunkturbereinigungsverfahren der Kommissionsdienststelle in Anlehnung an das Verfahren der OECD festgelegt (Europäische Kommission, 1995).

Die Berechnung konjunkturbereinigter Salden basiert aber wiederum auf der Kenntnis des Zusammenhangs zwischen wirtschaftlicher Entwicklung und verschiedenen Einnahme- und Ausgabekategorien. Konkret wird unterstellt, dass ein messbarer Zusammenhang zwischen den einzelnen Budgetkomponenten und dem Output zu finden ist. In der einfachsten Variante wird angenommen, dass eine konjunkturelle Abweichung des Output um 1 Prozent eine Abweichung der jeweiligen Budgetkomponente von ihrem konjunkturbereinigten Wert um einen bestimmten Prozentsatz nach sich zieht. Offensichtlich setzen solche Analysen auch die Abschätzung der gegenwärtigen konjunkturellen Output-Abweichung voraus. Dieses ist für sich genommen ein komplexes Thema. Die Trennung konjunktureller Schwankungen von langfristigen Entwicklungen wird

in der Literatur zur Analyse der Wirtschaftsentwicklung nach wie vor kontrovers diskutiert. Im Hinblick auf die im wirtschaftspolitischen Ausschuss getroffenen Festlegungen soll dies im laufenden Projekt jedoch nicht thematisiert werden.

Die Ermittlung konjunkturbereinigter Salden beinhaltet die Messung des Zusammenhangs zwischen den Budgetkomponenten und dem Output in Form von Prozentsätzen bzw. Elastizitäten. Die Bestimmung dieses Zusammenhangs ist indessen auch ohne das Konzept eines strukturellen Defizits von Interesse, erlaubt sie doch eine Einschätzung der Entwicklung der verschiedenen Komponenten des Haushalts und des Defizits auf Basis hypothetischer Szenarien. Die Ermittlung des Zusammenhangs beruht zum Teil auf Erfahrungswerten, die im Rahmen empirischer Analysen aus der Auswertung historischer Daten bestimmt werden. In anderen Fällen lassen sich aus der Ausgestaltung der Steuer- und Transfersysteme mit den Mitteln der Simulation Hinweise auf die Größenordnungen ableiten. Liegen tragfähige Messgrößen für den quantitativen Zusammenhang zwischen Budgetkomponenten und konjunkturellen Schwankungen vor, lässt sich u.U. der Effekt einer hypothetischen Änderung in der Entwicklung des Output auf das Budget und das Defizit abschätzen. Im Rahmen der Ermittlung des strukturellen Haushaltssaldos wird diese Prognosemöglichkeit genutzt, um, die Kenntnis der konjunkturellen Komponente vorausgesetzt, die einzelnen Budgetkomponenten vom Einfluss der konjunkturellen Schwankungen zu bereinigen. Durch Summation kann dann der konjunkturberreinigte Haushaltssaldo ermittelt werden.

Die gängigen Berechnungen der BIP- oder Output-Elastizität des öffentlichen Budgets und seiner Komponenten unterscheiden sich im Detail stark. Am weitesten verbreitet ist wohl das Verfahren der OECD. Dies ist durch die Verknüpfung von in der Methodik sehr unterschiedlichen Verfahren gekennzeichnet. So werden Simulationen für repräsentative Haushalte mit ökonometrischen Analysen und mit Kennzahlen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung verknüpft. Diese Vermischung von verschiedenen methodischen Ansätzen ist al-

lerdings nicht unproblematisch. Die unterschiedlichen Ansätze verstellen den Blick auf das Ganze und verhindern es, aus einem geschlossenen Ansatz heraus zu beurteilen, ob es mit diesem Verfahren gelingt, tragfähige Schätzwerte der Reagibilität der einzelnen Budgetkomponenten und des Defizits insgesamt zu berechnen. Die Konsistenz der den einzelnen Rechnungen zugrunde gelegten Annahmen ist jedenfalls von vornherein nicht sichergestellt. Bei der Beurteilung kommt man so nicht um eine detaillierte Auseinandersetzung mit den verschiedenen Elementen der Quantifizierung herum und muss sich mit den Berechnungen im Detail befassen.

Diese Studie konzentriert sich zunächst auf das in André und Girouard (2005) vorgestellte revidierte Verfahren der OECD, das auch in der EPC Output Gap Working Group zugrunde gelegt wird. Der folgende 2. Abschnitt dieser Studie stellt dieses Verfahren vor und liefert eine kritische Bewertung. Im 3. Abschnitt wird das Verfahren dann ganz konkret im Hinblick auf die Situation in Deutschland nachvollzogen, auch mit dem Ziel, etwaige Schwachstellen in der Umsetzung aufzudecken. Im 4. Abschnitt folgt dann eine eigene Analyse der BIP-oder Output-Elastizitäten des öffentlichen Budgets und seiner Komponenten, die sich auf ein konsistentes empirisches Verfahren stützt. Der 5. Abschnitt liefert schließlich eine vergleichende Beurteilung der verschiedenen Verfahren.

2. Das Vorgehen der OECD zur Ermittlung der strukturellen Defizite

Bei der Berechnung der strukturellen Defizite können die folgenden Schritte unterschieden werden:

Übersicht 2.1: Strukturierung der Berechnung struktureller Defizite

1. Definition und Maß der konjunkturellen Abweichung
2. Festlegung von der Konjunktur unabhängiger Einnahmen- und Ausgabenpositionen
3. Auswahl von der Konjunktur abhängiger Budgetkomponenten
4. Messung des Zusammenhangs der Budgetkomponenten mit den konjunkturellen Schwankungen:
Bestimmung der Aufkommenselastizitäten
Ggf. empirische Analyse des Zusammenhangs in der Vergangenheit für Komponenten bzw. Bemessungsgrundlagen
5. Evaluation der Budgetkomponenten im Hinblick auf die aktuelle konjunkturelle Lage
6. Zusammenführung, Berechnung

Die kontroverse Messung der konjunkturellen Abweichung wird im Hinblick auf die im wirtschaftspolitischen Ausschuss getroffenen Festlegungen hier nicht thematisiert. Zu berücksichtigen ist bei der Bewertung der mit verschiedenen Ansätzen erzielten Ergebnisse, dass die Schätzungen des strukturellen Defizits auch bei korrekt ermittelten BIP-Elastizitäten (Punkt 4) durch die Festlegung der aktuellen konjunkturellen Abweichung maßgeblich beeinflusst sein wird. Der Vergleich der Ansätze ist daher nur unter der a priori Annahme zulässig, dass die konjunkturelle Abweichung hinreichend genau bestimmt werden kann.

Bei der Ermittlung des konjunkturbereinigten Saldos durch die OECD wird der Einfluss der konjunkturellen Situation nur bei einzelnen Budgetkomponenten berücksichtigt. Die Vorstellung ist dabei offenbar, dass andere Budgetkompo-

nennten nicht automatisch durch die Konjunktur, sondern durch diskretionäre Maßnahmen bestimmt sind. Sie sind deswegen nicht von konjunkturellen Einflüssen zu bereinigen, sondern werden in vollem Umfang bei der Ermittlung des Defizits berücksichtigt.

Im aktuellen Vorgehen der OECD wird auf der Ausgabenseite die Konjunkturreakibilität bei den Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung betrachtet, während bei den Einnahmen vier verschiedene konjunkturreakible Kategorien unterschieden werden:

- Einkommensteuern
- Sozialversicherungsbeiträge
- Körperschaftsteuern
- indirekte Steuern

Bei der Untersuchung der Entwicklung in den einzelnen Einnahmearten wird dabei zwischen Veränderungen in den Bemessungsgrundlagen und Veränderungen in den Einnahmen unterschieden. Um die Elastizität einer Kategorie bezogen auf die Output-Lücke als Maß der konjunkturellen Lage zu berechnen, wird demnach zum einen die Elastizität der Einnahmen in Bezug auf die Bemessungsgrundlage und zum anderen die Elastizität der Bemessungsgrundlage in Bezug auf den Konjunkturindikator benötigt. Das Produkt dieser beiden Elastizitäten ergibt dann die Elastizität der entsprechenden Kategorie. Sie gibt an, um wie viel Prozent das Aufkommen höher oder niedriger liegen würde, wenn keine Abweichung von der konjunkturellen Normalsituation vorliegen würde. Unter der Berücksichtigung der aktuellen konjunkturellen Abweichung erhält man einen Korrekturfaktor für die betrachtete Einnahmenart. Durch Anwendung auf das tatsächliche Aufkommen lässt sich ein um den konjunkturellen Einfluss bereinigter Aufkommenswert bestimmen. Die Summe dieser bereinigten Aufkommenswerte zuzüglich anderer Einnahmen ergibt dann einen um den konjunkturellen Einfluss bereinigten Wert für die Einnahmenseite.

Von ihrer Konstruktion her ist die Output-Lücke ein reales Konzept. Der Haushaltssaldo und seine Komponenten sind aber nominale Größen. Eine explizite Preisbereinigung erfolgt im OECD Ansatz indessen nicht. Die Problematik wird umgangen, indem alle Budgetkomponenten auf den Output oder Potentialoutput in laufenden Preisen bezogen sind. Implizit wird auf diese Weise in verschiedener Hinsicht unterstellt, dass Unterschiede in den Preisentwicklungen für die Outputelastizität des Budgets und der Budgetkomponenten unerheblich sind. Hierdurch kommt es aber, wie unten gezeigt wird, möglicherweise zu Verzerrungen. Die Vernachlässigung von Preiseffekten spiegelt sich auch in dem Umgang mit der Verschuldung wieder. So wird in der Analyse nicht berücksichtigt, dass die Zinslasten zyklischen Effekten unterliegen, sei es aufgrund zyklischer oder besser antizyklischer Geldpolitik oder auch aufgrund von zyklischen Preiseffekten.

Allgemein gilt, dass der Wert der Einnahmenelastizität einer Steuerart abhängig ist von der Struktur des Steuersystems sowie von der Administration und dem Verhalten der Steuerzahler. So könnte beispielsweise die Einnahmenelastizität für Deutschland bei der Einkommensteuer aus theoretischer Sicht mit einem Wert größer als 1 veranschlagt werden, da es sich hier um eine progressive Steuer handelt. Anders sieht es bei den Sozialversicherungsbeiträgen aus: Diese werden nach fixen Sätzen bis zu einer Beitragsbemessungsgrenze erhoben, so dass hier ein regressiver Charakter vorliegen könnte. Daher könnte der Wert der entsprechenden Elastizität kleiner als 1 sein. Für die Körperschaftsteuer erscheint ein Wert von 1 angezeigt. Bei den indirekten Steuern könnte, zumindest was die Umsatzsteuer anbelangt, aufgrund der Ermäßigung im Bereich von Nahrungsmitteln ein regressiver Charakter vermutet werden, allerdings hebt die Steuerbefreiung der Wohnungsnutzung diese Wirkung weitgehend auf.¹

¹ Vgl. Böhringer, Boeters, Büttner, Kraus (2004).

Solche extrem stilisierten Überlegungen vernachlässigen allerdings bedeutsame Einflüsse der institutionellen Ausgestaltung des Steuerrechts im Detail in dem Zusammenwirken mit der Administration des Steuersystems. So lässt sich bei vielen Steuern aufgrund von zeitlichen Unterschieden zwischen dem Zeitpunkt der Steuervereinnahmung und dem Zeitpunkt des Entstehens der Steuerschuld mit einer komplizierteren Dynamik rechnen. Zwar werden schon bei der Erstellung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung einzelne regelmäßige intertemporale Diskrepanzen bereinigt,² das Beispiel der Körperschaftsteuer mit den im Zyklus bedeutsamen Verlustvorträgen weist indessen auf die Schwierigkeiten der intertemporalen Zuordnung hin. Zudem bleibt die für die Reagibilität der Einnahmen zentrale Frage unberücksichtigt, inwieweit eine approximative Maßgröße für die Bemessungsgrundlage auch tatsächlich von der Steuer erfasst wird. So finden beispielsweise Lang, Nöhrbaß und Stahl (1997) für das deutsche Steuersystem, dass die faktische Verteilung der Steuerlast aufgrund der unvollständigen Veranlagung aller Einkünfte nicht progressiv, sondern proportional oder sogar regressiv ist. Dies könnte bedeuten, dass gerade die stärker fluktuierenden Kapitaleinkommen sich letztlich weniger stark im Steueraufkommen niederschlagen. Ein anderes Beispiel ist die Bedeutung von Unternehmenszusammenbrüchen für das Umsatzsteueraufkommen. Ändert sich das Ausmaß von Unternehmenszusammenbrüchen im Zyklus könnte dies zu zyklischen Entwicklungen auch bei der Umsatzsteuer führen. Das von der OECD verwendete Verfahren trägt von daher in vielen Einzelheiten stark hypothetischen Charakter.

Auf der Ausgabenseite wird die konjunkturelle Sensitivität ausschließlich in Bezug auf die Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung betrachtet. Hierbei wird allerdings nicht immer auf die konjunkturelle Situation anhand des Outputs abgestellt. Vielmehr werden mitunter auch konjunkturell bedingte Schwankungen in der Arbeitslosigkeit berücksichtigt. Unter der Annahme, dass die Arbeitslosentransfers proportional mit der Zahl der Arbeitslosen steigen,

² So wird die Lohnsteuer im Monat Januar dem vorangegangenen Dezember zugeschlagen.

schließt das Verfahren der OECD dann aus der konjunkturbedingten Höhe der Arbeitslosigkeit auf Mehr- oder Minderausgaben entsprechend dem Budgetanteil der Arbeitslosentransfers. Die in den einzelnen Schritten ermittelten konjunkturbedingten Abweichungen in den Einnahmen und Ausgaben werden schließlich von den tatsächlichen Einnahmen und Ausgaben abgesetzt und auf den Potentialoutput bezogen, um ein Maß des konjunkturbereinigten Defizits als Anteil vom BIP zu erhalten.

2.1 Die Reagibilität der Einnahmen

Auf der Einnahmenseite werden vier Einnahmearten unterschieden: Einkommensteuern, Körperschaftsteuern, Sozialversicherungsbeiträge (inklusive Arbeitgeberbeiträge) und indirekte Steuern. Diese Kategorien sind im Prinzip in Anlehnung an die Systematik der VGR definiert, im Detail aber weist die verwendete Datenbasis des Economic Outlook eine Reihe von speziellen Festlegungen auf, die im Hinblick auf die Unterscheidung in zyklischer Hinsicht unterschiedlich sensibler Komponenten zum Teil auch sinnvoll erscheinen. Beispielsweise wird die Gewerbesteuer der Körperschaftsteuer zugeschlagen.

In der Analyse wird stets die Reagibilität des Aufkommens in Bezug auf die Bemessungsgrundlage von der Reagibilität der Bemessungsgrundlage in Bezug auf die konjunkturelle Situation unterschieden. Beide Reagibilitäten werden separat als Elastizitäten bestimmt, um, wie von Seiten der OECD ausgeführt, die Wirkungen des Steuer- und Abgabensystems auch an den Stellen adäquat abzubilden, wo verfügbare Aufkommensstatistiken nur sehr bedingt die „eingebaute Flexibilität“ zu erfassen erlauben. Natürlich könnte man hier auch darauf verweisen, dass das Vorgehen der OECD dabei bestrebt sein dürfte, sich auf Verfahren zu verlegen, die keine detaillierten Kenntnisse der Institutionen erfordern. Diese legitime Zielsetzung steht aber im Konflikt mit einer besonders sorgfältigen Analyse aus Sicht eines Landes. Wir werden dies später aufgreifen und empirisch ermittelte Elastizitäten für die Einnahmen vorstellen. Im Folgen-

den werden wir aber zunächst auf die Aufkommenselastizitäten eingehen, bevor wir uns mit der Elastizität der Bemessungsgrundlage befassen.

2.1.1 Aufkommenselastizitäten

Eine aufwendige separate Bestimmung der Aufkommenselastizitäten erfolgt im Verfahren der OECD nur bei der Einkommensteuer und den Sozialversicherungsbeiträgen. Bei den indirekten Steuern und den Körperschaftsteuern wird im Rückgriff auf die stilisierte Sicht als lineare Steuern die Elastizität ohne weitere Untersuchung auf 1 festgesetzt.

Elastizität des Aufkommens der Einkommensteuer

Für die Berechnung der Elastizität der Einkommensteuer bezogen auf die Bemessungsgrundlage wird im Verfahren der OECD ein gewichteter Durchschnitt der Grenzsteuersätze verschiedener typischer Haushalte verwendet (vgl. Übersicht 2.2). Dies lässt sich prinzipiell aus der Überlegung heraus rechtfertigen, dass sich die Reagibilität des Steueraufkommens bei dem einzelnen Steuerzahler durch den Grenzsteuersatz bestimmt, das Gewicht des Steuerzahlers im Aufkommen aber vom durchschnittlichen Steuersatz abhängt. Da aber nun der Grenzsteuersatz in typischen Einkommensteuersystemen wie auch in Deutschland einer Progression unterliegt, also mit der Höhe des Einkommens variiert, könnte sich die Aufkommenswirkung auch bei einer gleichmäßigen Steigerung aller Einkommen unterscheiden und insbesondere bei den höheren Quantilen der Einkommensteuer stärker sein. Daher wird der Grenzsteuersatz für eine bestimmte, mitunter als repräsentativ bezeichnete Haushaltsstruktur, aber für unterschiedliche Einkommensniveaus bestimmt.

Zu beachten ist, dass zur Berechnung der Aufkommenselastizität der Einkommensteuer eine nominale Änderung des Haushaltseinkommens (vgl. Übersicht

2) unterstellt wird. Dabei wird unterstellt, dass sich alle Haushaltseinkommen um den gleichen prozentualen Betrag ändern.

Die gewählte Haushaltsstruktur ist die eines Ehepaares mit zwei Kindern, in dem beide Ehepartner in Vollzeit tätig sind und der Zweitverdiener genau 50 % des Einkommens des Erstverdieners bezieht. Zumindest aus deutscher Perspektive erscheint diese Wahl fragwürdig, da in Deutschland beispielsweise auch Single-Haushalte eine wichtige Rolle spielen. Grundsätzlich aber zeigt sich hier nur die Problematik der Simulation anhand einzelner willkürlich ausgewählter Fälle. Im Hinblick auf die angestrebte Analyse der Aufkommenswirkung sollten die für das Aufkommen relevanten Haushaltstypen separat berücksichtigt werden. Hieraus ergäben sich dann verschiedene Elastizitäten, die mit Gewichten entsprechend der Relevanz zu verknüpfen wären.

Bei der Auswahl der Einkommensgrößen geht die OECD vermutlich im Hinblick auf die unterschiedliche Datenlage in den betrachteten Ländern von einer stark stilisierten Einkommensverteilung aus. Für die Einkommensverteilung wird als untere Einkommensgrenze das halbe Einkommen eines typischen Arbeiters im produzierenden Gewerbe festgelegt und als obere Grenze das dreifache Einkommen dieses Arbeiters. Die Festlegung der Gewichte für die verschiedenen Einkommensniveaus erfolgt anhand einer auf einfache Weise geschätzten Einkommensverteilung (vgl. Übersicht 2.3). Da die Schätzung dabei nur auf ein einzelnes Quantil gestützt wird, ist sie nicht besonders robust. Sinnvoller wäre es daher, den Parameter aus einer Schätzung mit mehreren Quantilswerten zu bestimmen.

Übersicht 2.2: Ermittlung der Aufkommenselastizität der Einkommensteuer

Für die Berechnung der Elastizität der Einkommensteuer bezogen auf die Bemessungsgrundlage werden im Verfahren der OECD gewichtete Durchschnitte von Grenz- und Durchschnittssteuersätzen verwendet. Dies lässt sich prinzipiell aus der folgenden Überlegung heraus rechtfertigen: Nehmen wir an, die Steuerschuld T_j eines Haushalts j sei eine Funktion des zu versteuernden Einkommens Y_j abzüglich eines Freibetrags B_j gemäß der Funktion

$$T_j = T_j(Y_j - B_j)$$

Ein Anstieg des Einkommens um eine Einheit führt dann zu einem Anstieg der Steuereinnahmen gemäß des marginalen Steuersatzes

$$\tau_j \equiv \frac{\partial T_j}{\partial Y_j}$$

im Unterschied zum Durchschnittssteuersatz

$$t_j \equiv \frac{T_j}{Y_j}.$$

Um den Effekt von Änderungen im Einkommen aller Haushalte auf das Steueraufkommen zu bestimmen, definieren wir das Aufkommen als Summe der einzelnen Steuerzahlungen bzw. als Summe der mit dem Einkommen multiplizierten Durchschnittssteuersätze

$$T = \sum_j T_j = \sum_j t_j Y_j.$$

Für die Änderung des Steueraufkommens ergibt sich

$$dT = \sum_j \tau_j dY_j.$$

Nehmen wir an, alle Haushaltseinkommen ändern sich um den gleichen prozentualen Betrag

$$\frac{dY_j}{Y_j} = \frac{dY}{Y}, \quad j = 1, 2, \dots$$

dann ergibt sich

$$dT = \sum_j \tau_j Y_j \frac{dY}{Y}.$$

Schließlich folgt für die proportionale Änderung des Aufkommens

$$\frac{dT}{T} = \eta \frac{dY}{Y}, \quad \eta = \frac{\sum_j \tau_j Y_j}{\sum_j t_j Y_j},$$

wobei η die Aufkommenselastizität angibt. Sie setzt den relativen Anstieg der Steuerschuld ins Verhältnis zum relativen Einkommensanstieg. Die Aufkommenselastizität ist also zu bestimmen durch das Verhältnis der einkommensgewichteten Grenz- und Durchschnittssteuersätze.

Zahlenbeispiel:

Unterstellt man, dass es zwei in Vollzeit tätige Ein-Personen- oder Single-Haushalte gibt, wobei der eine der Haushalte ein Bruttojahreseinkommen von 15.000 Euro und der andere von 25.000 Euro bezieht, so entspricht die Aufkommenselastizität unter Berücksichtigung der Steuerrechtslage 2005:

$$\eta = \frac{0,21 \cdot 15000 + 0,30 \cdot 25000}{0,05 \cdot 15000 + 0,14 \cdot 25000} = 2,51.$$

Hierbei sind 0,21 und 0,30 die zugehörigen Grenzsteuersätze und 0,05 und 0,14 die entsprechenden Durchschnittssteuersätze.

Anhand der Spezifizierung der Verteilung werden schließlich hypothetische Haushalte konstruiert, die zwar alle die gleiche Struktur aufweisen, sich aber im Einkommen unterscheiden. Für jeden der Haushalte wird dann der dem Einkommen entsprechende Grenz- und Durchschnittssteuersatz errechnet. Zusammen mit dem Einkommen ergibt sich die Elastizität durch Summierung entsprechend der oben genannten Formel. Die hypothetischen Haushalte decken indessen nicht das ganze Spektrum der Verteilung ab, sondern nur die Bandbreite zwischen 50 % und 300 % des Medianeinkommens.³

Problematisch erscheint, dass eine über die ganze Einkommensverteilung uniforme Variation der Einkommen unterstellt wird. Dies bedeutet, dass ein konjunkturbedingter Anstieg der Einkommen nur die Verteilung insgesamt verschiebt nicht aber für einzelne Abschnitte der Verteilung unterschiedliche Effekte hat. Dies erscheint aber angesichts der unterschiedlichen Einkunftsarten und der unterschiedlichen Bedeutung anreizbezogener Entlohnung keineswegs ausgemacht. Aufgrund der progressiven Ausgestaltung des Steuersystems können differenzielle Effekte über die Einkommensverteilung hinweg aber drastische Effekte auf das Steueraufkommen haben, die hier ausgeblendet sind.

³ Diese Auswahl ist überraschend. Geht man von der log-normalen Verteilung um den Median aus, erscheint es eher angezeigt eine symmetrisch um den Median liegende Bandbreite zu wählen, beispielsweise von 50 % des mittleren Einkommens bis zu 200 % des Haushaltseinkommens.

Übersicht 2.3: Parametrisierung der Einkommensverteilung

Die verteilungsspezifischen Gewichte werden – vermutlich aus Gründen der Datenverfügbarkeit – im OECD Verfahren anhand einer stilisierten Einkommensverteilung ermittelt. Hierzu werden empirische Werte für das Einkommen am Median sowie am 10 % Perzentil herangezogen.⁴ Unterstellt wird eine (log-) Normalverteilung der Einkommen,⁵ formal

$$\ln Y \approx N(\mu, \sigma).$$

Wegen der Symmetrie dieser Verteilung ergibt sich für die Verteilung um den Median

$$\ln Y - \ln Y_{50} \approx N(0, \sigma).$$

Standardisierung durch σ ergibt

$$\frac{\ln Y - \ln Y_{50}}{\sigma} \approx N(0,1).$$

Unter Verwendung der Tabellen für die Normalverteilung können wir nun beispielsweise anhand der logarithmischen Differenzen zwischen dem 10 % Perzentil und dem Median einen Schätzwert für die Standardabweichung aus der folgenden Bedingung ermitteln:

$$\frac{\ln Y_{10} - \ln Y_{50}}{\sigma} = z_{10}.$$

Berücksichtigen wir, dass der 10 % Wert der Wahrscheinlichkeitsverteilung gemäß Normaltabelle -1,282 beträgt, lässt sich hiermit die entsprechende Standardabweichung bestimmen

$$\hat{\sigma} = \frac{\ln Y_{10} - \ln Y_{50}}{-1,282}.$$

Mit diesem Schätzwert wird dann die Einkommensverteilung simuliert.

⁴ Laut Korrespondenz mit Nathalie Girourard.

⁵ Für die folgenden Berechnungen wird der natürliche Logarithmus verwendet.

Zahlenbeispiel:

Unter Verwendung empirischer Werte des Jahres 1998 für das (Monats-) Einkommen am 10 % Perzentil und am Median (Angaben in DM) entsprechend der OECD Labour Market Statistic 2001 errechnet sich die Standardabweichung wie folgt:

$$\hat{\sigma} = \frac{\ln 2831 - \ln 4659}{-1,282} = 0,389.$$

Für die Simulierung der Einkommensverteilung um den Median werden zunächst für gewählte Werte der Wahrscheinlichkeitsverteilung die entsprechenden z-Werte mithilfe der Normaltabelle ermittelt. Durch Multiplizierung dieser z-Werte mit der geschätzten Standardabweichung (vgl. Übersicht 2.3) lässt sich eine stilisierte (log-) Normalverteilung der Einkommen bestimmen. Mithilfe der Exponentialfunktion erfolgt die Rückführung in eine Normalverteilung und damit die Bestimmung der Einkommensgewichte. Die Einkommensverteilung lässt sich nun mit diesen Gewichten um den Median simulieren. Demnach handelt es sich hierbei nicht um eine equidistante Variation der Einkommen um den Median, sondern die Simulierung erfolgt entsprechend der Verteilung: Mit anderen Worten wird berücksichtigt, dass die Reagibilität auch von der unterschiedlich starken Besetzung der verschiedenen Einkommensklassen bestimmt wird.

Elastizität des Aufkommens der Sozialversicherungsbeiträge

Bei den Sozialversicherungsbeiträgen setzt das Verfahren der OECD ebenso wie bei der Einkommensteuer an. Die Beitragssätze sind für die meisten Erwerbstätigen zwar fix, aber als Rechtfertigung ließe sich auf die Beitragsbemessungsgrenzen verweisen, die einen Fall des marginalen Beitragssatzes auf Null Prozent für hohe Einkommen nahe legen. Zusätzlich könnte man auch im Bereich geringfügiger Beschäftigung ein Abweichen vom Standardsatz vermuten. Aufgrund der Beschränkung in der Bandbreite der berücksichtigten Einkommensverteilung dürfte dies jedoch bei der Berechnung der OECD keine Rolle spielen. Diese Beschränkung ist aber für sich genommen nicht unproblematisch. Im Übrigen bezieht sich die Analyse sowohl auf Arbeitnehmer- als auch auf Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung. Analog zum Fall der Aufkommenselastizität der Einkommensteuer liefern die resultierenden Werte nominale Aufkommenseffekte, da eine nominale Änderung der Haushaltseinkommen unterstellt wird.

2.1.2 Elastizität der Bemessungsgrundlagen

Während die Elastizität des Aufkommens teils durch Annahmen festgelegt wird und teils durch Detailrechnungen bestimmt wird, kommen bei der Ermittlung der Elastizitäten der Bemessungsgrundlagen ökonometrische Schätzungen zur Anwendung. In der Regel wird hierzu die empirische Korrelation der jeweiligen Maßgröße der Bemessungsgrundlage mit der Output-Lücke (Abweichung des BIP vom potentiellen BIP) als Indikator der konjunkturellen Lage gemessen. Es zeigt sich aber, dass auf der Einnahmenseite letztlich nur auf den Zusammenhang zwischen dem Output und der Lohnsumme und auf der Ausgabenseite nur auf den Zusammenhang zwischen dem Output und der Arbeitslosigkeit abgestellt wird.

Einkommensteuer- und sozialversicherungspflichtige Einnahmen

Mithilfe einer Schätzgleichung wird die Reagibilität der Bemessungsgrundlage der Einkommensteuer sowie der Sozialversicherungsbeiträge hinsichtlich der konjunkturellen Entwicklung empirisch ermittelt. Konkret wird die Lohnsumme aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung herangezogen. Als Resultat ergibt sich aus der ökonometrischen Analyse ein Wert für die kurzfristige Elastizität der Lohnsumme auf die Output-Lücke, die als Schätzwert für die Reagibilität der Bemessungsgrundlage von Einkommensteuern, Sozialversicherungsbeiträgen und, über Umwege, von Körperschaftsteuern verwendet wird. Die Einnahmen der Selbstständigen, Kapitaleinkommen, Einkommen aus Gewerbetätigkeit, aus Landwirtschaft sowie Mieteinnahmen bleiben mithin unberücksichtigt, obschon sie zum Teil besonders sensitiv auf konjunkturelle Schwankungen reagieren dürften. Diese restriktive Annahme wird insofern konsequent fortgeführt, als auch bei der Berechnung der Aufkommenselastizität nur die Lohneinkommen berücksichtigt werden (siehe oben). Trotz dieses in sich konsistenten Ansatzes bleibt aber festzuhalten, dass gerade der Teil der Bemessungsgrund-

lage ausgeblendet wird, für den von einer hohen Reagibilität und administrativen Schwierigkeiten bei der Definition und Durchsetzung steuerlicher Ansprüche ausgegangen werden muss.

Zur Ermittlung des Schätzwertes wird die Lohnsumme auf die Output-Lücke regressiert, wobei die Lohnsumme mit dem Potentialoutput skaliert wird. Dies wird gerechtfertigt mit dem Fokus auf die zyklische Variation der Lohnsumme. Allerdings ist dieses Vorgehen nicht nachvollziehbar: Die abhängige Variable ist schwer zu interpretieren. Problematisch ist dabei nicht nur der Bezug der tatsächlichen Lohnsumme auf eine fiktive Größe für den Output. Schwierigkeiten bereitet auch die Vermischung nominaler und realer Größen. So sind der Potentialoutput und die Output-Lücke von ihrer Konstruktion her reale Größen. Die Budgetkomponenten sind indessen nominal. Angesichts mangelnder Angaben kann man nur vermuten, dass in der Analyse der OECD aus diesem Grunde nur mit nominalen Werten gearbeitet wird, dass also der Potentialoutput jeweils anhand des aktuellen BIP-Deflator inflationiert wird. Nun könnte man zur Auffassung neigen, dass Preiseffekte aufgrund der von der OECD angestrebten Ermittlung des Defizits in Einheiten des Output also in Termini der Defizitquote unschädlich sind. Zumindest aufgrund der Progressionswirkung des Einkommensteuersystems ist dies aber nicht der Fall. Zum Verständnis der Problematik ist es sinnvoll, sich vor Augen zu führen, dass es gilt, die Effekte einer Veränderung der Output-Lücke auf die nominale Lohnsumme (wL) zu ermitteln, um näherungsweise einen Schätzwert für den Einfluss auf die nominalen Bemessungsgrundlagen zu erhalten. Die Schätzungen nach dem OECD Verfahren beziehen indessen die Lohnsumme auf den Potentialoutput in laufenden Preisen. Unschädlich ist dieses Verfahren lediglich, wenn keinerlei zyklische Preiseffekte vorliegen (vgl. Übersicht 2.4). Als Konsequenz ergibt sich, dass die Elastizität der Bemessungsgrundlage immer dann verzerrt gemessen wird, wenn die Preissteigerungsrate konjunkturellen Einflüssen unterliegt.

Übersicht 2.4: Inflationierung und Lohnsummeneffekte

In der Analyse der OECD wird der Potentialoutput in laufenden Preisen herangezogen. Zur Erläuterung der Konsequenzen kann Schätzgleichung (8) aus dem Appendix herangezogen werden. Ermittelt wird demnach folgende Beziehung zwischen Lohnsumme und Output-Lücke:

$$\Delta \log(W_t L_t / Y_t^*) = a + e \cdot \Delta \log(Y_t / Y_t^*) + u_t$$

Wobei $W_t L_t$ die Lohnsumme, Δ den Differenzenoperator und Y_t , Y_t^* Output und Potentialoutput in laufenden Preisen bezeichnen; u_t ist ein Störterm. Parameter e misst demnach den prozentualen Effekt eines Rückgangs der Output-Lücke auf die Lohnsumme relativ zum Potentialoutput. Berücksichtigt man, dass Output und Potentialoutput inflationierte Werte der realen Größen sind, gilt: $Y_t = P_t Y_t^R$, $Y_t^* = P_t Y_t^{R*}$, wobei P_t für das aktuelle Preisniveau steht. Dann ergibt sich:

$$\Delta \log(W_t L_t / P_t Y_t^{R*}) = a + e \cdot \Delta \log(Y_t^R / Y_t^{R*}) + u_t$$

Bei einem Rückgang der Output-Lücke wird der Term auf der rechten Seite ($\Delta \log(Y_t^R / Y_t^{R*})$) steigen. In der Regel dürfte dann die Lohnsumme $W_t L_t$ steigen. Wenn aber zyklische Preiseffekte vorliegen, wird auch das Preisniveau P_t ansteigen. Als Konsequenz wird der Parameter e den Anstieg der Lohnsumme in nominalen Größen unterschätzen.

Das Schätzmodell ist außerdem keine bloße Kleinste-Quadrate-Schätzung, sondern berücksichtigt im Rahmen eines Maximum-Likelihood Ansatzes eine als autoregressiver Prozess erster Ordnung parametrisierte Autokorrelation der Residuen, was ein nicht besonders überzeugendes Vorgehen im Umgang mit der Dynamik darstellt. Zudem erfolgt die Schätzung unter Hinweis auf die Nichtstationarität in logarithmischen Differenzen, d.h. Informationen über langfristige Zusammenhänge, die sich aus Kointegration ergäben, werden ignoriert. Verwendet werden Daten für den Zeitraum 1980 bis 2003. In einer ersten Stufe erfolgen separate Schätzungen für jedes Land. In einer zweiten Stufe werden dann, mit dem Ziel einer sparsameren Spezifikation, Ländergruppen gebildet, für die ein gemeinsamer Koeffizient im Rahmen einer Panelschätzung angenommen wurde. Im Fall Deutschlands wird die ursprünglich insignifikante Elastizität durch einen gemeinsamen Schätzwert mit Belgien, Frankreich und Italien ersetzt. Die Gruppierung erfolgt weitgehend willkürlich, allenfalls ist ein gewisser räumlicher Zusammenhang zu erkennen. Es fällt auf, dass die Bildung von Ländergruppen zwar nur einen unwesentlichen Einfluss auf die Höhe der Elastizitäten hat, dass aber der Standardfehler der Elastizität deutlich sinkt. Fraglich ist, ob der vermeintliche Gewinn an Genauigkeit mehr als eine technische Reaktion ist. Eine Statistik dafür, dass die erzwungene Einheitlichkeit der Elastizitäten nicht verworfen werden muss, wird nicht angegeben.

Körperschaftsteuerpflichtige Einnahmen

Auch bei den körperschaftsteuerpflichtigen Einnahmen wird die Reagibilität der Bemessungsgrundlage auf Basis der Lohnsumme errechnet. Dies erfolgt unter der Annahme, dass sich körperschaftsteuerpflichtige Einnahmen und die Lohnsumme genau zum Einkommen insgesamt ergänzen. Entsprechend wird anhand der geschätzten Elastizität der Lohnsumme und der empirischen Lohn- bzw. Gewinnquote die Elastizität der körperschaftsteuerpflichtigen Einnahmen ermittelt (vgl. Übersicht 2.5).

Hier ist zunächst kritisch anzumerken, dass die Annahme einer konstanten Lohn bzw. Gewinnquote möglicherweise bedeutsame zyklische Effekte vernachlässigt. Zur Ermittlung des Schätzwertes der Lohnsumme werden, wie bereits kritisch angemerkt wurde, nominale und reale Größen vermischt. Dieses nicht unproblematische Vorgehen kann, wie oben gezeigt, eine Verzerrung der Messung der Elastizität der Bemessungsgrundlage nach sich ziehen.

Indirekte Steuern

Für die indirekten Steuern wird die Elastizität der Bemessungsgrundlage hinsichtlich der Output-Lücke anders als bei den anderen Einnahmenkategorien nicht im Rahmen einer Schätzgleichung bestimmt, sondern seitens der OECD auf 1 normiert. Als Argument wird eine Simultanitätsproblematik angeführt. Dies überrascht aber etwas, da eine solche Problematik bei den anderen ebenfalls mit gesamtwirtschaftlichen Daten gefundenen Schätzwerten vernachlässigt wird. Problematisch könnte zudem sein, dass zyklische Preiseffekte erneut ausgeschlossen werden. Wenn aber beispielsweise ein Rückgang der Output-Lücke mit inflationären Tendenzen besonders bei den Konsumgütern einhergeht, könnten sich durchaus auch andere Aufkommensentwicklungen ergeben, die in diesem Vorgehen nicht erfasst werden.

Übersicht 2.5: Ermittlung der Elastizität der Bemessungsgrundlage der Körperschaftsteuern

Wird davon ausgegangen, dass sich das Sozialprodukt Y auf der Verwendungsseite primär in Körperschaftsteuerpflichtige Gewinne Π und Lohnneinnahmen WL aufteilt, gilt für die Bemessungsgrundlage der Körperschaftsteuer

$$\Pi \equiv Y - WL .$$

Mithin ist die Gewinnquote

$$\pi \equiv 1 - \frac{WL}{Y} .$$

Eine Veränderung im Sozialprodukt wirkt sich dann wie folgt auf die Gewinne aus:

$$d\Pi = \left[1 - \frac{\partial WL}{\partial Y} \right] dY .$$

Durch Umformung

$$d\Pi = \left[1 - \frac{\partial WL}{\partial Y} \frac{Y}{WL} \frac{WL}{Y} \right] dY = [1 - \varepsilon(1 - \pi)] dY ,$$

Wobei ε die Elastizität der Lohnsumme ist. Für die relative Änderung gilt

$$\frac{d\Pi}{\Pi} = \frac{1 - \varepsilon(1 - \pi)}{\pi} \frac{dY}{Y} .$$

Es zeigt sich, dass eine Elastizität der Lohnsumme von eins in einer Elastizität der Gewinne von eins resultiert.

Zahlenbeispiel:

Entsprechend der Daten des OECD Economic Outlook errechnet sich für die Jahre 1998 bis 2003 eine durchschnittliche Gewinnquote in Höhe von 0,38. Die Aufkommenselastizität der Körperschaftsteuer beträgt folglich

$$\frac{d\Pi}{dY} \frac{Y}{\Pi} = \frac{1 - \varepsilon(1 - 0,38)}{0,38} = \frac{50}{19} - \varepsilon \frac{31}{19} .$$

2.2 Die Reagibilität der Ausgaben

Als konjunkturabhängige Variable werden auf der Ausgabenseite lediglich die Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung berücksichtigt. Auch hier wird die fiskalische Wirkung konjunktureller Schwankungen in mehreren Schritten ermittelt. Ein Einfluss der Arbeitslosigkeit auf die Ausgaben wird lediglich im Rahmen der Transfers der Arbeitslosenversicherung berücksichtigt. Dabei wird angenommen, dass sich die Ausgaben proportional mit der Arbeitslosigkeit verändern. Grundsätzlich handelt es sich auch hierbei um einen nominalen Effekt. Wiederum wird hier die Dynamik vernachlässigt, die sich aus dem System ergibt, z.B. dem Übergang aus ALG I zu ALG II. Die Elastizität der Gesamtausgaben in Bezug auf die Zahl der Arbeitslosen bemisst sich also nach dem Anteil der Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung an den Gesamtausgaben. Der konjunkturelle Bezug wird nun über eine Messung des Zusammenhangs zwischen der Arbeitslosigkeit und der Output-Lücke als Konjunkturindikator hergestellt. Dabei wird aber nicht auf das Niveau der Arbeitslosigkeit, also die Zahl der Arbeitslosen, sondern auf die relative Abweichung des Niveaus der Arbeitslosigkeit von einem Maß der natürlichen Arbeitslosigkeit abgestellt. Maß des konjunkturellen Einflusses auf die Arbeitslosigkeit ist also die Elastizität der durch Vergleich mit einem Indikator der inflationsstabilen Arbeitslosigkeit (NAIRU) bestimmten konjunkturellen Komponente der Arbeitslosigkeit. Die inflationsstabile Arbeitslosigkeit wird dabei durch die empirisch bestimmte NAIRU ermittelt. Ähnlich wie das Maß des Potentialoutputs ist die NAIRU seit langem Gegenstand der kritischen Diskussion in der Volkswirtschaftslehre. Im Hinblick auf die Festlegungen in der EPC Working Group soll diese Diskussion hier aber nicht aufgegriffen werden. Anhand der Elastizität wird jedenfalls bestimmt, um wie viel Prozent die Zahl der Arbeitslosen bei konjunktureller Normalsituation von ihrem tatsächlichen Wert abweichen würde.

Die Schätzung erfolgt wie schon bei der Lohnsumme mit Daten für den Zeitraum 1980 bis 2003. Auch hier wird eine Spezifikation in logarithmischen Diffe-

renzen gewählt und eine mögliche residuelle Autokorrelation durch eine Parametrisierung als autoregressiver Prozess erster Ordnung berücksichtigt. In einer ersten Stufe erfolgen zunächst separate Schätzungen für jedes Land. In einer zweiten Stufe werden dann, offenbar mit dem Ziel einer sparsameren Spezifikation Ländergruppen gebildet, für die ein gemeinsamer Koeffizient im Rahmen einer Panelschätzung angenommen wurde. Im Fall Deutschlands wird mit dem Verweis auf die Wiedervereinigung aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit (André und Girouard, 2005, S. 36) keine Gruppierung mit anderen Ländern vorgenommen.

2.3 Zusammenführung

Anhand der ermittelten Elastizitäten für die einzelnen Budgetkomponenten läßt sich eine durchschnittliche Outputreagibilität der Einnahmen, der Ausgaben und des Defizits ermitteln. Sie liefert Aussagen darüber, welchen Einfluß ein Anstieg des Outputs auf die jeweilige Größe hat. Insbesondere die Elastizität des Defizits ist eine oft genutzte Maßgröße der Budgetflexibilität.

Die ermittelten Elastizitäten werden im Rahmen der Berechnung struktureller Defizite in Verbindung mit einem Schätzwert für die aktuelle, konjunkturelle Abweichung des Outputs auch dazu genutzt, die einzelnen Komponenten um den konjunkturellen Einfluß zu bereinigen. Konkret werden anhand der Output-Lücke Faktoren gebildet, welche die konjunkturell bedingte Abweichung der jeweiligen Budgetkomponente messen. Multiplikation mit dem tatsächlichen Wert ergibt eine um die Konjunktur bereinigte Budgetkomponente. Summation auf der Einnahmen- und Ausgabenseite unter Berücksichtigung auch der diskretionären Budgetkomponenten gibt ein Maß für das konjunkturbereinigte oder auch strukturelle Defizit. Die ermittelten Werte für die bereinigten Defizite werden dabei in der Regel auf den Potentialoutput in laufenden Preisen bezogen. Hierdurch wird die Neuverschuldung in Bezug zur wirtschaftlichen Leistungsfä-

higkeit gesetzt. Im OECD Ansatz werden allerdings unter Hinweis auf verzögerte Anpassungsprozesse bei einzelnen Budgetpositionen nicht nur die aktuellen Werte herangezogen, sondern Durchschnitte für die laufende und die Vorperiode gebildet. Dies überrascht, da bei der Ermittlung des konjunkturellen Einflusses von Anpassungsprozessen abstrahiert wurde.

Übersicht 2.6 fasst alle von der OECD für Deutschland verwendeten Elastizitäten zusammen.

Übersicht 2.6: Für Deutschland von der OECD verwendete Elastizitäten

Elastizität der Einkommensteuer in Bezug auf das Einkommen	η_{EST}	2,3
Elastizität der Körperschaftsteuer in Bezug auf die Bemessungsgrundlage	η_{KST}	1,00
Elastizität der indirekten Steuern in Bezug auf die Bemessungsgrundlage	η_{IND}	1,00
Elastizität der Sozialversicherungsbeiträge in Bezug auf das Einkommen	η_{SV}	0,80
Elastizität der Bemessungsgrundlage der Einkommensteuer/ Sozialversicherungsbeiträge; Elastizität der Lohnsumme	$\varepsilon_{EST}, \varepsilon_{SV}, e$	0,61
Elastizität der Bemessungsgrundlage der Körperschaftsteuer	ε_{KST}	1,50
Elastizität der Bemessungsgrundlage der indirekten Steuern	ε_{IND}	1,00
Elastizität der Ausgaben für Arbeitslosenunterstützung	d	-5,01
Elastizität der Einkommensteuer in Bezug auf die Output-Lücke	β_{EST}	1,61
Elastizität der Sozialversicherungsbeiträge in Bezug auf die Output-Lücke	β_{SV}	0,57
Elastizität der Körperschaftsteuer in Bezug auf die Output-Lücke	β_{KST}	1,53
Elastizität der indirekten Steuern in Bezug auf die Output-Lücke	β_{IND}	1,00
Elastizität der primären Staatsausgaben in Bezug auf die Output-Lücke	α	-0,18

Anmerkung: Die Notation entspricht der formalen Darstellung in Anhang I.

3. Empirische Analyse des OECD Ansatzes

Das Verfahren der OECD liefert mit annähernd gleicher Methodologie Schätzwerte für eine große Zahl von Ländern. Allerdings stellt sich die Frage, inwieweit dieses pauschale Vorgehen den Besonderheiten in Deutschland hinreichend Rechnung trägt, wo mit der Wiedervereinigung eine gravierende makroökonomische Verschiebung zu konstatieren ist und spezifische Eigenheiten vorliegen, wie z.B. die hohen Unternehmensteuersätze oder die große Bedeutung der Personengesellschaften für die Einkommensteuer. Vor diesem Hintergrund wird im Folgenden versucht, die Ergebnisse der OECD zu replizieren, um auf dieser Grundlage detaillierte Spezifikationstests und Sensitivitätsanalysen anzustellen.

Die empirische Analyse befasst sich zunächst mit den zentralen Parametern des OECD Ansatzes, d.h. mit den Berechnungen und Schätzungen für die Aufkommens- und Bemessungsgrundlagenelastizitäten bevor Schätzwerte für das strukturelle Defizit berechnet werden.

3.1 Ökonometrische Analysen der Elastizität der Bemessungsgrundlagen

Die ökonometrische Analyse basiert auf einem vierstufigen Ansatz.

1. Erläuterung der Spezifikation und deskriptive Statistik
2. Maximum-Likelihood Schätzung der gewählten Spezifikation für den gewählten Schätzzeitraum
3. Ergebnisse rekursiver Schätzer
4. Residuenanalyse und Chow-Test auf Strukturbruch in Zusammenhang mit der Wiedervereinigung (bis 1991 / ab 1992)

Konkret werden hier die beiden zentralen Schätzgleichungen der OECD für Deutschland nachvollzogen und untersucht. Die Datenbasis ist zunächst die OECD Datenbank „Economic Outlook“. Zusätzlich sind alternative Daten für die Output-Lücke, die inflationsstabile und die tatsächliche Arbeitslosigkeit aus der von der Kommission für die Arbeit des EPC Ausschuss verwendeten Datenbasis entnommen. Die Daten beziehen sich wie bei der OECD auf den Zeitraum von 1980 bis 2003. Tabelle 3.1 enthält einen Überblick bezüglich der deskriptiven Statistik.

Tabelle 3.1: Deskriptive Statistik 1980 - 2003

	Formel	Mittelwert	Stabw.	Mini- mum	Maxi- mum
Relative Lohnsumme	$\frac{W_t L_t}{Y_t^*}$	0,448	0,016	0,420	0,487
Relativer Output	$\frac{Y_t}{Y_t^*}$	0,996	0,019	0,965	1,039
Relative Arbeitslosigkeit Kommission	$\frac{U_t}{U_t^*}$	1,056	0,161	0,714	1,339
Relative Arbeitslosigkeit OECD	$\frac{U_t}{U_t^*}$	1,311	0,431	0,774	2,480

Schätzung der Elastizität der Lohnsumme

Für die Einnahmen ist die Schätzgleichung folgendermaßen spezifiziert:

$$\Delta \ln \left(\frac{W_t L_t}{Y_t^*} \right) = a + e \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right) + u_t, \quad (1)$$

wobei $W_t L_t$ die Lohnsumme, Y_t das Bruttoinlandsprodukt und Y_t^* den Potentialoutput bezeichnen. Die Schätzungen erfolgen in logarithmischen Differenzen

unter Berücksichtigung eines AR(1) Prozesses, der eine mögliche Autokorrelation erster Ordnung in den Störtermen u_t abbildet.

Durch den Bezug auf den nominalen Wert des Potentialoutputs sollten alle Preiseffekte herausfallen. Voraussetzung hierfür ist allerdings, dass keine zyklischen Preiseffekte vorliegen, die eine Verzerrung der Messung der Elastizität der Lohnsumme bewirken würden (siehe hierzu Abschnitt 2.1.2).

Für die Replikation wird die Lohnsumme anhand der Daten der OECD Datenbank „Economic Outlook“ berechnet. Für die Berechnung werden hierbei die Zahlungen an Beschäftigte abzüglich der Zahlungen der öffentlichen Haushalte verwendet. Zwar zahlen natürlich auch die Beschäftigten im öffentlichen Dienst Einkommensteuer, jedoch ist zu berücksichtigen, dass die Lohnsumme auch indirekt als Indikator für die Gewinnermittlung verwendet wird. Zudem ist die Höhe des Lohnanstiegs im öffentlichen Sektor nicht ohne weiteres im Sinne einer automatischen Flexibilität aufzufassen, sondern kann durchaus auch Gegenstand einer auf Haushaltsausgleich ausgerichteten Politik sein. Die Output-Lücke wird anhand der Daten der Europäischen Kommission ermittelt. Tabelle 3.2 fasst die geschätzte Elastizität e sowie die von der OECD ausgewiesene Elastizität zusammen.

Tabelle 3.2: Elastizität der Lohnsumme

	Eigene Berechnung	OECD
Elastizität (e)	0,96	0,61
Standardfehler	0,24	0,21
t-Statistik	4,06	2,97
Korrigiertes R^2	0,58	0,41
Durbin-Watson-Statistik	1,71	1,66
Zeitraum	1980 - 2003	1980 - 2003

Anmerkung: Die Durbin-Watson-Statistik bezieht sich auf die OLS Regression.

Die Elastizitäten fallen recht unterschiedlich aus. Mithilfe der Output-Lücke der Europäischen Kommission liefert die Schätzung eine deutlich höhere Elastizität als die Schätzung der OECD. Dieser Wert in der Nähe von eins signalisiert eine wesentlich größere Stabilität der Lohnquote als der Schätzwert der OECD. In-
dessen sind die Standardfehler der Schätzwerte recht groß, d.h. die Koeffizien-
ten werden jeweils nur mit geringer Genauigkeit bestimmt. Dies deutet darauf
hin, dass weitere, im Modell nicht berücksichtigte Faktoren ebenfalls einen rele-
vanten Einfluss auf die Variation der abhängigen Variable aufweisen.

Die Eigenschaften der Residuen der Schätzgleichung wurden mithilfe von Tests
auf Autokorrelation (LM), konditionale Heteroskedastizität (ARCH) und Normal-
verteilung (JB) untersucht. Tabelle 3.3 fasst die Ergebnisse zusammen. Diese
Tests zeigen, dass weder Anzeichen von Autokorrelation und konditionale He-
teroskedastizität noch Abweichungen von der Normalverteilung vorliegen.

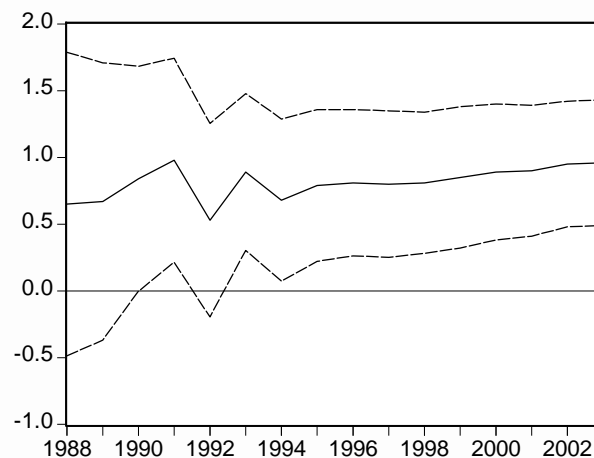
Tabelle 3.3: Tests auf Fehlspezifikation

LM(2)	0,05
ARCH(1)	0,27
JB	0,80

Anmerkung: Teststatistiken auf Fehlspezifikation der Residuen der Schätzgleichungen. LM(2):
Test auf Autokorrelation bis zur 2-ten Ordnung. ARCH(1): Test auf bedingte Heteroskedastizität
1-ter Ordnung. JB: Jarque-Bera-Test auf Normalität. Jeweils p-Werte.

Zur Überprüfung der Parameterstabilität wurde eine rekursive Schätzung für
den Zeitraum von 1988 bis 2003 durchgeführt. Abbildung 3.1 stellt die Ergeb-
nisse dar. Die durchgezogene Line beschreibt die rekursiv geschätzten Koeffi-
zienten; die gestrichelten Linien stellen Signifikanzbänder für das 5 % Niveau
dar.

Abbildung 3.1: Rekursive Koeffizienten in der Schätzung der Lohnsumme



Die rekursive Schätzung deutet daraufhin, dass die geschätzten Elastizitäten relativ stabil sind.⁶ Lediglich bei Einbeziehung einer sehr geringen Anzahl von Beobachtungen (1980 – 1988 bis 1980 – 1994) sind noch deutliche Schwankungen der Schätzer zu erkennen, die jedoch angesichts der großen Standardfehler statistisch nicht signifikant sind. Das Ergebnis der rekursiven Schätzung lässt den Schluss zu, dass sich die Elastizität im Zeitablauf allenfalls geringfügig erhöht hat und knapp unter eins liegt.

Unter Verwendung des Chow-Tests wurde schließlich direkt auf einen möglichen Strukturbruch im Zusammenhang mit der deutschen Wiedervereinigung, die in den Daten im Jahr 1991 auftritt, getestet. Das Ergebnis des Chow-Tests für den Koeffizienten e deutet an, dass die Hypothese „ H_0 : kein Strukturbruch“ nicht verworfen werden kann, da die „Likelihood Ratio“ Statistik einen Wert von nur 0,68 aufweist (die Anzahl der Freiheitsgrade beträgt 3).

Insgesamt lässt sich das Ergebnis der OECD nur schwer reproduzieren. Eine ähnlich geschätzte Elastizität konnte erzielt werden, wenn die Lohnsumme anhand der Lohnrate (business sector) und der Beschäftigung (business sector)

⁶ Dies gilt jedoch nicht für die (allerdings insignifikante) Konstante der Gleichung. Dieser Befund wird im folgenden in einer Spezifikation mit zeitvariablen Koeffizienten aufgegriffen.

berechnet und die Output-Lücke durch das seitens der OECD ausgewiesene Verhältnis zwischen dem aktuellen Output und dem Potentialoutput verwendet wurde. Die geschätzte Elastizität lag in dieser Spezifikation bei 0,62. Allerdings wird die Output-Lücke dabei nicht von dem Strukturbruch der deutschen Wiedervereinigung bereinigt. Die Schätzung mit der bereinigten Output-Lücke lieferte in dieser Spezifikation hingegen eine Elastizität von 0,99.

Angesichts der deskriptiven Evidenz für die Entwicklung der relativen Lohnsumme (Tabelle 3.1), die nur kleine Schwankungen dieser Reihe im Zeitablauf ausweist, erscheint der von der OECD ausgewiesene Wert einer Elastizität von nur 0,61 statistisch unplausibel. Aus ökonomischer Sicht ist ein derartiger geringer Wert schwer zu motivieren, würde er – bei tendenziell steigendem Output und Potentialoutput – doch eine säkular stark schrumpfende Lohnquote implizieren, wie sie weder empirisch beobachtet werden kann, noch aus theoretischen Modellen zur Faktorentlohnung unter normalen Bedingungen resultiert.

Schätzung der Elastizität der Arbeitslosigkeit

Die Schätzung der Reagibilität der Arbeitslosigkeit mithilfe der OECD Methode basiert auf Daten der Europäischen Kommission und der OECD, die für den Zeitraum von 1980 bis 2003 erhoben wurden.

Für die Arbeitslosigkeit lautet die Schätzgleichung:

$$\Delta \ln \left(\frac{U_t}{U_t^*} \right) = c + d \Delta \ln \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right) + u_t \quad (2)$$

wobei U_t die Arbeitslosenquote und U_t^* die strukturelle Arbeitslosenquote – d.h. die NAIRU – beschreiben.⁷ Die Schätzungen erfolgen in logarithmierten Differenzen unter Berücksichtigung eines AR(1) Prozesses, der eine mögliche Autokorrelation erster Ordnung in den Störtermen u_t abbildet. Das Verhältnis zwischen U_t und U_t^* wird separat sowohl mit Daten der Europäischen Kommission als auch mit Daten der OECD berechnet. Die Berechnung der Output-Lücke basiert auf Daten der Europäischen Kommission. Tabelle 3.4 fasst die geschätzten Elastizitäten zusammen.

Auch die Werte der geschätzten Elastizitäten fallen recht unterschiedlich aus (vgl. Tabelle 3.4). Der Wert der Elastizität, der auf Basis der Daten der Europäischen Kommission ermittelt wurde, liegt deutlich unter dem Wert der Elastizität, der anhand der Daten der OECD berechnet wurde. Zudem fällt der Standardfehler niedriger aus, obschon er nach wie vor recht groß ist. Beide Elastizitäten weichen jedoch von der seitens der OECD ausgewiesenen Elastizität ab.

Tabelle 3.4: Elastizität der Arbeitslosigkeit

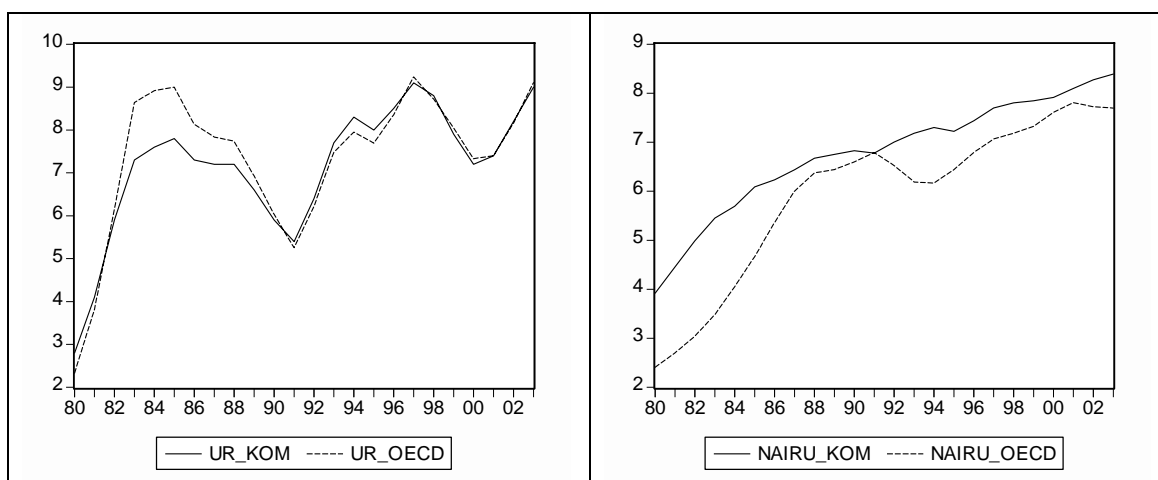
	Kommissions- daten	OECD Daten	OECD (Original)
Elastizität (d)	-4,10	-6,75	-5,01
Standardfehler	1,01	1,77	1,52
t-Statistik	-4,07	-3,82	-5,5
Korrigiertes R^2	0,71	0,64	0,65
Durbin-Watson-Statistik	2,15	2,20	2,15
Zeitraum	1980 - 2003	1980 - 2003	1980 - 2003

Anmerkung: Die Durbin-Watson-Statistik bezieht sich auf die Regression ohne Berücksichtigung von Autokorrelation.

⁷ Im Unterschied zur OECD wurde die Reagibilität der Ausgaben auf Basis des Verhältnisses der Arbeitslosenquote und der strukturellen Arbeitslosenquote geschätzt, da die Europäische Kommission keine Daten für die strukturelle Arbeitslosenzahl ausweist. Sofern jedoch unterstellt wird, dass die Arbeitslosenquote und die NAIRU identische Nenner haben, ist die Vorgehensweise mit der Analyse der OECD kompatibel.

Die Diskrepanz der Werte der geschätzten Elastizitäten lässt sich möglicherweise auf die unterschiedliche Berechnung der NAIRU zurückführen. Abbildung 3.2 zeigt die Arbeitslosenquoten und die jeweilige NAIRU,⁸ so wie sie von der Europäischen Kommission und der OECD ausgewiesen werden.

**Abbildung 3.2: Arbeitslosenquote und NAIRU
der Europäischen Kommission und der OECD**



Während die Arbeitslosenquoten einen ähnlichen Verlauf aufweisen, fällt der Verlauf der jeweiligen NAIRU recht unterschiedlich aus. Für das Jahr 1991 zeigt die Reihe der OECD einen Bruch, der sich ebenfalls aus der Wiedervereinigung ergeben dürfte. Die starken Schwankungen der von der OECD ausgewiesenen NAIRU in der Zeit unmittelbar nach der deutschen Vereinigung (1990 – 1995) sind dabei nur schwer ökonomisch zu begründen.

Die Eigenschaften der Residuen der Schätzgleichungen wurden mithilfe von Tests auf Autokorrelation (LM), konditionale Heteroskedastizität (ARCH) und Normalverteilung (JB) untersucht. Die Ergebnisse der Tests sind in Tabelle 3.5 aufgeführt, die zeigt, dass weder Anzeichen von Autokorrelation und konditionale Heteroskedastizität noch Abweichungen von der Normalverteilung vorliegen. Keine der Teststatistiken ist signifikant auf dem 5% Niveau.

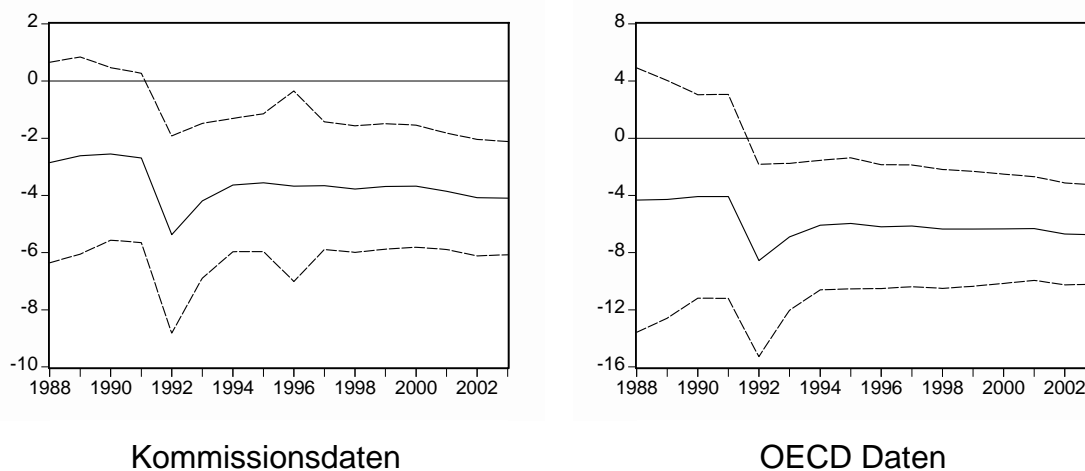
⁸ Bei der tatsächlichen Arbeitslosenquote der OECD wurde der Strukturbruch der deutschen Wiedervereinigung bereinigt.

Tabelle 3.5: Tests auf Fehlspezifikation

	Kommissionsdaten	OECD Daten
LM(2)	0,78	0,70
ARCH(1)	0,39	0,39
JB	0,76	0,83

Anmerkung: Tests auf Fehlspezifikation der Residuen der Schätzgleichungen. LM(2): Test auf Autokorrelation bis zur 2-ten Ordnung. ARCH(1): Test auf bedingte Heteroskedastizität 1-ter Ordnung. JB: Jarque-Bera-Test auf Normalität. Jeweils p-Werte.

Anhand einer rekursiven Schätzung wurde anschließend die Stabilität der geschätzten Koeffizienten überprüft. Die ausgewiesenen Ergebnisse fangen wiederum mit dem Zeitraum 1980 – 1988 an. Abbildung 3.3 fasst die rekursiven Koeffizienten sowie die Signifikanzbänder für das 5% Niveau zusammen.

Abbildung 3.3: Rekursive Koeffizienten i.d. Schätzung der Arbeitslosigkeit

Die rekursiven Schätzungen zeigen, dass die geschätzten Elastizitäten über die Zeit hinweg relativ stabil sind.⁹ Größere Schwankungen treten lediglich zu Beginn der rekursiven Schätzungen auf. Diese lassen sich ebenfalls durch die geringe Anzahl an Beobachtungen erklären. Die Abweichung im Jahr 1992 ist dabei wohl auf die Wiedervereinigung zurückzuführen.

⁹ Dies trifft wiederum auf die geschätzten Konstanten nicht zu.

Unter Verwendung des Chow-Tests wurde schließlich auf einen möglichen Strukturbruch im Zusammenhang mit der deutschen Wiedervereinigung, die in den Daten im Jahr 1991 auftritt, getestet. Die Ergebnisse der Chow-Tests für die geschätzten Elastizität d deuten – wie in Tabelle 3.6 dargestellt – an, dass die Hypothese „H0: kein Strukturbruch“ zumindest für die Kommissionsdaten nicht verworfen werden kann.

Tabelle 3.6: Chow-Test auf Strukturbruch

	Kommissionsdaten	OECD Daten
Likelihood Ratio	4,49	6,39
Prob. Chi2(3)	0,21	0,09

Auch wenn die Teststatistik hier etwas höhere Werte aufweist, finden sich damit keine Hinweise darauf, dass mit der Einbeziehung der Periode vor 1991 ein gravierender Strukturbruch entsteht – solange nicht die OECD Daten verwendet werden.

Abschließend soll bemerkt werden, dass die seitens der OECD geschätzte Elastizitäten für Deutschland in Höhe von -5,01 weder mit den Kommissionsdaten noch mit den OECD Daten reproduziert werden konnte. Dies mag eventuell daran liegen, dass in der Studie der OECD der Schätzzeitraum verkürzt ist, was mit der deutschen Wiedervereinigung zusammenhängen könnte. Schätzungen der Elastizitäten anhand der Kommissionsdaten und der OECD Daten für den Zeitraum von 1991 bis 2003 ergaben jedoch deutlich niedrigere Koeffizienten in Höhe von -7,99 bzw. -10,53.

3.2 Die Bestimmung der Aufkommenselastizitäten

Die Bestimmung der Aufkommenselastizitäten für die Einkommensteuer und die Sozialversicherungsbeiträge erfolgt anhand des in Abschnitt 2.1.1 dargestellten Simulationsverfahrens der OECD. Für die Berechnung der Elastizität der Einkommensteuer bezogen auf die Bemessungsgrundlage werden gewichtete Durchschnitte von Grenz- und Durchschnittssteuersätzen verwendet. Bei den Sozialversicherungsbeiträgen dienen gewichtete Durchschnitte der Grenz- und Durchschnittsbeitragsbelastung als Basis für die Berechnung der Aufkommenselastizität. Die Berechnungen erfolgen zunächst für die von der OECD gewählte Haushaltsstruktur eines Ehepaares mit zwei Kindern, wobei beide Ehepartner in Vollzeit tätig sind und der Zweitverdiener genau 50 % des Einkommens des Erstverdieners bezieht. Wie bereits dargelegt, geht die OECD bei der Auswahl der Einkommensgrößen von einer stilisierten Einkommensverteilung aus: Als untere Einkommensgrenze wird das halbe Einkommen eines typischen Arbeiters im produzierenden Gewerbe festgelegt und als obere Grenze das dreifache Einkommen dieses Arbeiters. Anhand einer geschätzten Einkommensverteilung (vgl. Übersicht 2.3) werden die Gewichte für die verschiedenen Einkommensniveaus festgelegt. Dazu werden empirische Werte für das Einkommen am Median sowie am 10 % Perzentil herangezogen und mithilfe einer unterstellten (log-) Normalverteilung der Einkommen ein Schätzwert für die Standardabweichung ermittelt. Mit diesem Schätzwert wird die Einkommensverteilung um den Median simuliert. Die entsprechenden Daten für das Einkommen am Median und am 10 % Perzentil sowie für das Einkommen des typischen Arbeiters im produzierenden Gewerbe sind der OECD Labour Market Statistic 2001 entnommen.

Für die im Folgenden vorgestellten Berechnungen wurde anhand der unterstellten Wahrscheinlichkeitsverteilung ein repräsentativer Querschnitt von fiktiven Haushalten für die gewählte Haushaltstruktur ermittelt, die sich in der Einkommenshöhe unterscheiden. Entsprechend der Vorgabe der OECD wurden Einkommen im Intervall zwischen 50 % und 300 % des Medianeinkommens in die

Analyse einbezogen. Für jeden Haushalt wurden dann die Grenz- und Durchschnittssteuersätze sowie die Grenz- und Durchschnittsbelastung in Bezug auf die Sozialversicherungsbeiträge ermittelt. Da sich die von der OECD verfügbaren Daten auf das Jahr 1998 beziehen, erfolgte die Bestimmung der Grenz- und Durchschnittssteuerbelastung zunächst auf Basis der im Jahr 1998 gültigen Steuerrechtslage. Das zu versteuernde Einkommen wurde unter Berücksichtigung der Werbungskosten-, der Sonderausgabenpauschalen und der Pauschale für Vorsorgeaufwendungen für die unterschiedlichen Einkommensniveaus bestimmt und darauf die Steuerformel des Jahres 1998 angewendet. Für die Berechnung der Grenz- und Durchschnittsbelastung in Bezug auf die Sozialversicherungsbeiträge wurden die Beitragssätze zur Renten-, Kranken-, Arbeitslosen- und Pflegeversicherung für das Jahr 1998 zugrunde gelegt.

Die Aufkommenselastizitäten ergeben sich entsprechend der in Übersicht 2.2 dargestellten Formel zusammen mit den Einkommen durch Aufsummierung. Für die Aufkommenselastizität der Einkommensteuer errechnet sich ein Wert von 1,73; für die Aufkommenselastizität der Sozialversicherungsbeiträge ergibt sich ein Wert von 0,84. Tabelle 3.7 stellt diese Ergebnisse den von der OECD bestimmten Elastizitäten gegenüber.

Tabelle 3.7: Aufkommenselastizitäten, Rechtslage 1998

	ifo Replikation	OECD
Einkommensteuer	1,73	2,3
Sozialversicherungsbeiträge	0,84	0,8

Wie zu erkennen ist, ergibt sich bei der Einkommensteuer eine deutlich niedrigere Aufkommenselastizität im Vergleich zu den Berechnungen der OECD.

Um Hinweise auf die Robustheit dieser Ergebnisse zu erhalten, erscheint es sinnvoll, Sensitivitätsanalysen durchzuführen. Hierzu wird zum einen die aktuelle Rechtslage 2005 implementiert sowie die Verteilungsrelation der Einkommen um den Median variiert. Implementiert man das aktuelle Steuerrecht 2005, so

erhält man einen deutlichen höheren Wert für die Aufkommenselastizität der Einkommensteuer. Dieser liegt bei 2,02 (vgl. Tabelle 3.8), was auf die aus der Steuerreform 2000 resultierenden Steuerrechtsänderungen zurückgeführt werden kann. Im Rahmen dieser Reform ist eine Anhebung des Grundfreibetrages und eine Reduktion des Eingangs- und Spitzensteuersatzes vorgenommen worden. Gleichzeitig greift nun der Spitzensteuersatz bei einem niedrigeren zu versteuernden Einkommen. Insgesamt hat dies zu einer Komprimierung der Proportionalitätszone und zu einer steileren Grenzsteuerfunktion geführt, da der Eingangssteuersatz sogar etwas stärker abgesenkt wurde als der Spitzensteuersatz. Dies impliziert eine höhere Aufkommenselastizität bei der Einkommenssteuer.

Auch bei der Elastizität der Sozialversicherungsbeiträge errechnet sich unter Berücksichtigung der im Jahr 2005 vorliegenden Beitragssätze zur Sozialversicherung und Beitragsbemessungsgrenze ein höherer Wert. Die Aufkommenselastizität liegt nun bei 0,90 (vgl. Tabelle 3.8). Aufgrund der zum 1. April 2003 eingeführten so genannten Gleitzone (Progressionszone) für Sozialversicherungsbeiträge bei Einkommen zwischen 400,01 € und 800 € kommt es in diesem Einkommensbereich zu einer steigenden Grenzbelastungsfunktion (der Beitragssatz steigt in dieser Zone von etwa 4 % sukzessive auf den vollen Satz von rund 21 %). Zusammen mit der überproportionalen Anhebung der Beitragsbemessungsgrenze bewirkt dies einen Anstieg der Elastizität.

Tabelle 3.8: Aufkommenselastizitäten, Rechtslage 2005 und OECD

	ifo Replikation	OECD
Einkommensteuer	2,02	2,3
Sozialversicherungsbeiträge	0,90	0,8

Anhand dieser Sensitivitätsanalysen wird deutlich, dass die Rechtslage sowohl auf die Aufkommenselastizität des Einkommens wie auch der Sozialversicherungsbeiträge maßgeblichen Einfluss hat. Die Ergebnisse erweisen sich daher gegenüber Veränderungen im Steuer- bzw. Sozialversicherungssystem als

sensitiv. Dies ist letztlich aber auch ein Vorteil des Simulationsverfahrens, indem aktuellen Änderungen im Steuerrecht Rechnung getragen werden kann, vorausgesetzt allerdings, dass die Änderungen keine Reaktionen im Veranlagungsverhalten bedingen.

Des Weiteren ist davon auszugehen, dass sich auch die Verteilungsrelation der Einkommen um den Median auf die Höhe der jeweiligen Elastizität auswirkt. Bisher wurden entsprechend des OECD Ansatzes die Einkommensniveaus im Intervall zwischen 50 % und 300 % des Medianeinkommens betrachtet. Da bei der geschätzten Einkommensverteilung eine (log-)Normalverteilung unterstellt wird, scheint es vielmehr angebracht, eine symmetrische Einkommensverteilung um den Median zu wählen. Bei einer Verkleinerung der oberen Intervallgrenze ist ein Anstieg der Aufkommenselastizitäten der Einkommensteuer zu erwarten, da gerade bei niedrigen und mittleren Einkommensniveaus eine große Differenz zwischen Grenz- und Durchschnittssteuersatz besteht. Dagegen kommt es für hohe Einkommensniveaus nahezu zu einer Angleichung der Grenz- und Durchschnittsteuerbelastung.

Tabelle 3.9 stellt die Aufkommenselastizität der Einkommensteuer für verschiedene um den Median liegende Bandbreiten gegenüber.

Tabelle 3.9: Aufkommenselastizitäten, Einkommensteuer

Verteilungsrelation	Beobachtungen	ifo Replikation (Rechtslage 1998)	ifo Replikation (Rechtslage 2005)
50 % - 300 %	96	1,73	2,02
50 % - 200 %	93	1,75	2,07
50 % - 150 %	68	1,83	2,24

Zunächst ist klar zu erkennen, dass für die jeweilige Verteilungsrelation die Elastizität bei der für das Jahr 2005 gültigen Rechtslage immer einen höheren Wert annimmt. Darüber hinaus steigt – wie erwartet – die Elastizität bei einer Verkleinerung der oberen Intervallgrenze für die jeweils unterstellte Rechtslage an.

Bei den Aufkommenselastizitäten der Sozialversicherungsbeiträge ist ebenfalls zu erkennen, dass die Änderung der Rechtslage tatsächlich zu einem Anstieg der Elastizität unabhängig von der gewählten Intervallgrenze geführt hat (vgl. Tabelle 3.10). Zudem kommt es auch hier zu einem Anstieg der Aufkommenselastizität bei einer Verkleinerung der oberen Intervallgrenze. Dies kann auf die Beitragsbemessungsgrenze zurückgeführt werden, was für hohe Einkommensniveaus durch eine Grenzbelastung von Null ein Auseinanderdriften der Grenz- und Durchschnittsbeitragsbelastung bewirkt. Durch einen Ausschluss der hohen Einkommensniveaus bei der Berechnung der Elastizität entfällt dieser Effekt. Dies wird deutlich für eine gewählte Bandbreite von 50 % bis 150 % des Medianeinkommens: Für die Rechtslage 1998 (2005) errechnet sich ein Wert von 0,94 (0,97). Dies ist als obere Grenze der Elastizität zu werten.

Tabelle 3.10: Aufkommenselastizitäten, Sozialversicherungsbeiträge

Verteilungsrelation	Beobachtungen	ifo Replikation (Rechtslage 1998)	ifo Replikation (Rechtslage 2005)
50 % - 300 %	96	0,84	0,90
50 % - 200 %	93	0,86	0,93
50 % - 150 %	68	0,94	0,97

Wie bereits oben dargelegt (vgl. Übersicht 2.3), werden zur Bestimmung der stilisierten Einkommensverteilung empirische Werte für das Einkommen am Median sowie am 10 % Perzentil verwendet. Eine andere methodische Möglichkeit besteht in der Berücksichtigung des 90 % Perzentils in Verbindung mit dem Einkommen am Median. Bei dieser Festlegung¹⁰ ergibt sich ein höherer Wert für die Standardabweichung und die Elastizität liegt nun bei 0,480 (10 % Perzentil: 0,389). Daraus resultiert eine Verschiebung der stilisierten (log-) Normalverteilungsfunktion der Einkommen nach rechts, was für niedrige Werte der gewählten Wahrscheinlichkeitsverteilung zu kleineren und für hohe Wahr-

¹⁰ Die Standardabweichung der Monatseinkommen in DM wird hier bestimmt hierdurch:

$$\hat{\sigma} = \frac{\log Y_{90} - \log Y_{50}}{z_{90}} = \frac{\ln 8617 - \ln 4659}{1,282} = 0,480.$$

scheinlichkeitsniveaus dagegen zu größeren Einkommensgewichten führt. Die Unterschiede zeigen an, dass die Annahme der (log-) Normalverteilung zweifelhaft ist. Letztendlich stellt sich aber die Frage, wie sich dies auf die Höhe der Aufkommenselastizitäten der Einkommensteuer sowie der Sozialversicherungsbeiträge auswirkt. Unter Berücksichtigung der Rechtslage 1998 ergibt sich im Einkommensintervall von 50 % bis 300 % für die Einkommensteuer eine Elastizität von 1,71 und für die Sozialversicherungsbeiträge eine Elastizität in Höhe von 0,80. Der Vergleich der Aufkommenselastizitäten mit den Ergebnissen unter Verwendung des 10 % Perzentils zeigt (Einkommensteuer: 1,73, Sozialversicherungsbeiträge 0,84), dass die methodische Veränderung in der Berechnung der stilisierten Einkommensverteilung kaum Auswirkungen auf die Aufkommenselastizitäten hat. Dies kann als Beleg für die Robustheit des Vorgehens der OECD gewertet werden.

Es erscheint fragwürdig, wie in Abschnitt 2 bereits angemerkt, dass die OECD bei der Bestimmung der Grenz- und Durchschnittsbelastung der Einkommensteuer bzw. der Sozialversicherungsbeiträge einen Doppelverdienerhaushalt mit zwei Kindern unterstellt. Entsprechend der Struktur der Lohnsteuerpflichtigen erscheint es angebracht, zudem einen Alleinstehenden zu betrachten: Im Jahr 2001 war die Lohnsteuerklasse I mit 42,6 % am häufigsten vertreten, gefolgt von Klasse III mit 26,1 % und der Kombination aus Klasse III und V mit 14,9 % (vgl. Bundesministerium der Finanzen, 2005).

Im Folgenden werden daher sowohl für die Rechtslage 1998 wie auch die Rechtslage 2005 die Aufkommenselastizitäten der Einkommensteuer und der Sozialversicherungsbeiträge für einen in Vollzeit tätigen Alleinstehenden ohne Kinder auf Basis der bereits ermittelten Einkommensniveaus simuliert. Wie anhand der Ergebnisse in Tabelle 3.11 zu erkennen ist, hat die Aufkommenselastizität der Einkommensteuer für einen Alleinstehenden für beide unterstellten Rechtslagen einen niedrigeren Wert – 1,62 bei Rechtslage 1998 und 1,76 bei Rechtslage 2005 – als für den von der OECD angenommenen Haushaltstypus.

Zurückgeführt werden kann dies auf die Pauschale für Vorsorgeaufwendungen, die im unteren und oberen Einkommensbereich bei einem Alleinstehenden stärker zum Tragen kommt als dies bei einem Ehepaar mit zwei Kindern der Fall ist, bei dem der Zweitverdiener genau 50 % des Einkommens des Erstverdieners bezieht.

Tabelle 3.11: Aufkommenselastizitäten Alleinstehender, Einkommensteuer

	Alleinstehender	ifo Replikation	OECD
<i>Rechtslage 1998</i>	1,62	1,73	2,3
<i>Rechtslage 2005</i>	1,76	2,02	

Für die Aufkommenselastizität der Sozialversicherungsbeiträge ist ebenfalls eine Verringerung des Wertes bei der Betrachtung eines Alleinstehenden zu erwarten. Dies resultiert aus der Tatsache, dass die Beitragsbemessungsgrenze bei einem Alleinstehenden ohne Kinder im Vergleich zu einem Doppelverdienerhaushalt mit zwei Kindern bereits bei einem niedrigeren Einkommensniveau greift. Die in Tabelle 3.12 zusammengefassten Ergebnisse bestätigen dies: Die Aufkommenselastizität der Sozialversicherungsbeiträge beträgt für einen Alleinstehenden 0,76 (Rechtslage 1998) bzw. 0,84 (Rechtslage 2005) und liegt daher unterhalb der Ergebnisse für die von der OECD unterstellte Haushaltsstruktur.

Tabelle 3.12: Aufkommenselastizitäten Alleinstehender, Sozialversicherungsbeiträge

	Alleinstehender	ifo Replikation	OECD
<i>Rechtslage 1998</i>	0,76	0,84	0,8
<i>Rechtslage 2005</i>	0,83	0,90	

3.3 Die ermittelten Elastizitäten der Budgetkomponenten im Vergleich

Wie in Abschnitt 2 erläutert, liefern die ermittelten Elastizitäten für das Aufkommen und die Bemessungsgrundlage Werte für die Elastizitäten der Budgetkomponenten insgesamt.

Einkommensteuer- und sozialversicherungspflichtige Einnahmen

Für die Einkommensteuer und die Sozialversicherungsbeiträge wird die Lohnsumme als Bemessungsgrundlage herangezogen (vgl. Abschnitt 2.1.2). Die Elastizität der Lohnsumme in Bezug auf die Output-Lücke beträgt nach unseren Ergebnissen 0,96. Für die Aufkommenselastizität der Einkommensteuer errechnet sich – wie in Kapitel 3.2 dargelegt – ein Wert von 1,73 und für die Sozialversicherungsbeiträge von 0,84. Durch Multiplikation der Aufkommens- und Bemessungsgrundlagenelastizitäten ergibt sich für die Elastizität der Einkommensteuer in Bezug auf die Output-Lücke ein Wert von 1,66 und für die Elastizität der Sozialversicherungsbeiträge ein Wert von 0,81. Es ist aber darauf hinzuweisen, dass es sich hier lediglich um Punktschätzungen handelt. Die mitunter erheblichen statistischen Bandbreiten dürften zu einer nicht unwesentlichen Ungenauigkeit führen, die allerdings wegen der verschiedenen verwendeten Methoden kaum zu quantifizieren ist.

Indirekte Steuern

Im Gegensatz zu den anderen Einnahmekategorien wird die Elastizität der indirekten Steuern in Bezug auf die Output-Lücke nicht durch das Produkt aus Aufkommens- und Bemessungsgrundlagenelastizität ermittelt, sondern seitens der OECD auf 1 normiert (vgl. Abschnitt 2.1.2).

Körperschaftsteuerpflichtige Einnahmen

Wie schon bei den Einnahmen aus Einkommensteuer und Sozialversicherungsbeiträgen bildet die Lohnsumme die Basis für die Bestimmung der Bemessungsgrundlage der körperschaftsteuerlichen Einnahmen. Die Aufkommenselastizität der Körperschaftsteuer errechnet sich, wie in Übersicht 2.4 bereits erläutert, dabei unter Rückgriff auf die Gewinnquote, für die entsprechend der in der ifo Replikation verwendeten OECD Daten ein Wert von 0,38 angesetzt wird;¹¹ die OECD selbst setzt hier einen Wert von 0,36 an. Die Elastizität der Körperschaftsteuer in Bezug auf die Output-Lücke beträgt daher 1,06.

Primäre Staatsausgaben

Auf der Ausgabenseite werden – wie bereits in Abschnitt 2.2 dargelegt – lediglich die Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung als konjunkturabhängige Variable berücksichtigt. Es wird dabei angenommen, dass sich diese Ausgaben proportional mit der Arbeitslosigkeit verändern. Die Elastizität der primären Staatsausgaben in Bezug auf die Output-Lücke errechnet sich daher aus dem Produkt der Elastizität der Ausgaben für Arbeitslosigkeit in Bezug auf die Output-Lücke (-4,10; vgl. Abschnitt 3.1) mit dem Anteil der Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung an den primären Gesamtausgaben. Dieser Anteil entspricht auf Basis der zugrunde gelegten OECD Daten 4,8 %, ¹² so dass für die Elastizität der primären Staatsausgaben in Bezug auf die Output-Lücke ein Wert von -0,20 bestimmt wird.

Die folgende Tabelle 3.13 stellt die Ergebnisse noch einmal in einer Übersicht dar.

¹¹ Für die Berechnung der Gewinnquote wird der durchschnittliche Wert der Jahre 1998 bis 2003 gebildet.

¹² Dies entspricht dem durchschnittlichen Anteil der Ausgaben für Arbeitslosigkeit an den primären Ausgaben der Jahre 1998 bis 2003.

Tabelle 3.13: Ermittelte Elastizitäten für die Budgetkomponenten

	ifo Replikation	OECD
Elastizität der Einkommensteuer in Bezug auf die Output-Lücke β_{EST}	1,66	1,61
Elastizität der Sozialversicherungsbeiträge in Bezug auf die Output-Lücke β_{SV}	0,81	0,57
Elastizität der Körperschaftsteuern in Bezug auf die Output-Lücke β_{KST}	1,06	1,53
Elastizität der indirekten Steuern in Bezug auf die Output-Lücke β_{IND}	1,00	1,00
Anteil der Ausgaben für Arbeitslosenunterstützung in Bezug auf die primären Gesamtausgaben G_u/G	0,048	0,035
Elastizität der primären Staatsausgaben in Bezug auf die Output-Lücke α	-0,20	-0,18

Deutliche Unterschiede lassen sich hinsichtlich der Ergebnisse der Elastizität der Sozialversicherungsbeiträge und der Körperschaftsteuer erkennen. Dies kann auf die wesentlich höhere Schätzung der Elastizität der Lohnsumme in der ifo Replikation zurückgeführt werden (ifo Replikation 0,96; OECD 0,61)¹³. Trotz des höheren Schätzwertes der Elastizität der Lohnsumme weicht die ermittelte Elastizität der Einkommensteuer nur geringfügig von der der OECD ab, da hier zugleich ein deutlich höherer Wert für die Aufkommenselastizität der Einkommensteuer unterstellt wird (ifo Replikation: 1,73; OECD: 2,3). Auch bei der Elastizität der primären Staatsausgaben in Bezug auf die Output-Lücke ist nur eine unerhebliche Abweichungen festzustellen: Die Diskrepanz bezüglich der Elastizität der Arbeitslosigkeit (ifo Replikation -4,10; OECD -5,01) wird durch den höheren Wert des Anteils der Ausgaben für Arbeitslosentransfers an den primären Gesamtausgaben (vgl. Tabelle 3.13) ausgeglichen.

¹³ Die OECD verwendet allerdings für die weiteren Berechnungen für Deutschland einen Wert von 0,66, der sich in der verbundenen Schätzung für eine Ländergruppe bestehend aus Deutschland Frankreich und Belgien ergibt.

3.4 Die Elastizität des Budgets

Die ermittelten Elastizitäten können anhand des Konzeptes der Budgetelastizität zusammengefasst werden, die angibt, wie stark sich der tatsächliche Budgetüberschuss relativ zum BIP ändert, wenn der reale Output um 1 % steigt. Hierzu werden die Elastizitäten der vier Einnahmekategorien und der Ausgaben gewichtet mit Ihrem Anteil am Bruttoinlandsprodukt addiert. Übersicht 3.1 erläutert das Vorgehen.

Anhand dieses Verfahrens kann versucht werden, die Elastizität des Budgets mit den Daten des OECD Economic Outlook zu replizieren. Wie bereits bei der Bestimmung der strukturellen Defizite werden auch hier sowohl die von ifo geschätzten Elastizitäten als auch die von der OECD ausgewiesenen Elastizitäten verwendet. Es ist dabei darauf zu achten, dass sich die Werte durch die Verwendung anderer Datenquellen auch dann von denen der OECD unterscheiden können, wenn die von der OECD verwendeten Elastizitäten herangezogen werden. Für die Zwecke der Replikation wurden sowohl aktuelle Gewichte als auch durchschnittliche Gewichte der Jahre 1995 bis 2003 berücksichtigt, d.h. die durchschnittlichen Anteile am Bruttoinlandsprodukt der besagten Jahre ("Ø Gewichte"), um eine bessere Vergleichbarkeit zu erzielen. Die mit diesen durchschnittlichen Gewichten replizierten Ergebnisse (vgl. Tabelle 3.14) ergeben, dass der Wert der Elastizität des Budgets im Intervall zwischen 0,45 und 0,52 liegt. Eine Erhöhung des realen Bruttoinlandsprodukts um 1 % hat folglich eine Steigerung des Budgetüberschusses um 0,45 % bis 0,52 %-Punkte zur Folge. Die von der OECD ausgewiesene Budgetelastizität in Höhe von 0,51 kann durch dieses Ergebnis untermauert werden.

Übersicht 3.1: Berechnung der Elastizität des Budgets

Das strukturelle Defizit ist eine Beziehung zwischen zyklisch bereinigten Budgetkomponenten in laufenden Preisen

$$b^* = \left[\sum_i T_i^* - G^* + X \right] / Y^* .$$

Es ist von einer Änderung des aktuellen Outputs unbeeinflusst.

Das tatsächliche Defizit ist definiert als Beziehung zwischen den tatsächlichen Budgetkomponenten

$$b = \left[\sum_i T_i - G + X \right] / Y .$$

Entsprechend dem Ansatz zur Berechnung struktureller Defizite gilt

$$T_i = T_i^* \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{-\beta_i}$$

und

$$G = G^* \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{-\alpha} .$$

Folglich ergibt sich

$$b = \left[\sum_i T_i^* \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{-\beta_i} - G^* \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{-\alpha} + X \right] / Y .$$

Nun kann man die (Semi-) Elastizität des Budgetüberschusses bei einem Anstieg im Output Y unter der Annahme, dass das Defizit b in der Ausgangslage Null ist, näherungsweise bestimmen durch

$$Y \frac{\partial b}{\partial Y} = \sum_i \beta_i \left(\frac{T_i^* \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{-\beta_i}}{Y} \right) - \alpha \left(\frac{G^* \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{-\alpha}}{Y} \right) ,$$

bzw.

$$Y \frac{\partial b}{\partial Y} = \sum_i \beta_i \left(\frac{T_i}{Y} \right) - \alpha \left(\frac{G}{Y} \right) .$$

Dies ist die mit den Budgetanteilen gewichtete Summe der Elastizitäten. Sie gibt an, wie stark sich der tatsächliche Budgetüberschuss relativ zum BIP ändert, wenn der Output um 1 % steigt. Es ist dabei zu beachten, dass hier reale Änderungen im Output angesprochen sind. Ein bloßer Preisanstieg würde annehmegemäß Y und Y^* gleichermaßen ändern.

Zahlenbeispiel:

Unter Verwendung der von ifo replizierten Elastizitäten (vgl. Tabelle 3.13) und den Daten des OECD Economic Outlook ergibt sich für das Jahr 2004 eine Budgetelastizität in Höhe von:

$$Y \frac{\partial b}{\partial Y} = 1,66 \cdot \frac{178,45}{2168,13} + 0,81 \cdot \frac{313,19}{2168,13} + 1,06 \cdot \frac{34,69}{2168,13} + 1 \cdot \frac{229,88}{2168,13} - (-0,20) \cdot \frac{937,17}{2168,13} = 0,46$$

mit $T_{EST} = 178,45$, $T_{SV} = 313,19$, $T_{KST} = 34,69$, $T_{IND} = 229,88$, $G = 937,17$ und $Y = 2168,13$ (alle Angaben in Mrd. Euro).

Tabelle 3.14: Elastizitäten des Budgets im Vergleich

	Replikation mit OECD Daten				OECD
	Geschätzte Parameter (Rechtslage 1998)		OECD Parameter		
Gewichte	ifo	OECD	ifo	OECD	0,51
1995	0,51		0,47		
1996	0,50		0,45		
1997	0,49		0,44		
1998	0,49		0,45		
1999	0,50		0,45		
2000	0,49		0,45		
2001	0,49		0,44		
2002	0,48		0,43		
2003	0,47		0,43		
2004	0,46		0,42		
Ø Gewichte (1995-2003)	0,49	0,52	0,45	0,47	

3.5 Die Bestimmung des strukturellen Defizits

Neben der Ermittlung einer durchschnittlichen Budgetelastizität werden die ermittelten Elastizitäten der betrachteten Steuern und der Ausgaben zur Ermittlung struktureller Defizite herangezogen. Hierzu wird jede der untersuchten Budgetkomponenten um den Einfluss der konjunkturellen Abweichung bereinigt. In der von André und Girouard (2005) vorgestellten Analyse wird indessen mit zwei verschiedenen Varianten gearbeitet, die sich in der Messung der konjunkturellen Komponente bei den Ausgaben unterscheiden.

Strukturelles Defizit, Variante I

Das strukturelle Defizit b^* errechnet sich im OECD Verfahren aus der Differenz von konjunkturbereinigten Einnahmen und Ausgaben im Verhältnis zum Potentialoutput. Hierzu wird in der ersten Variante eine Bereinigung der Ausgaben anhand der strukturellen Arbeitslosigkeit vorgenommen. Übersicht 3.2 stellt dieses Vorgehen dar.

Tabelle 3.15 stellt die im Rahmen der ifo Replikation berechneten strukturellen Defizite der Variante I, die sowohl mit den von ifo ermittelten Elastizitäten ("Geschätzte Parameter") wie auch den von der OECD vorgegebenen Elastizitäten ("OECD Parameter") bestimmt werden, den Ergebnissen der OECD und den tatsächlichen vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Defizitquoten gegenüber.

Übersicht 3.2: Berechnung des strukturellen Defizits, Variante I

Das strukturelle bzw. konjunkturbereinigte Defizit wird als Quote relativ zum Potentialoutput angegeben.

$$b^* = \left[\left(\sum_{i=1}^4 T_i \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{\beta_i} \right) - G \left(\frac{U^*}{U} \right)^{G_u/G} + X \right] / Y^* .$$

Dabei entspricht T_i mit $i = \text{EST, SV, KST, IND}$ den vier betrachteten Einnahmekategorien, β_i ist die Elastizität der jeweiligen Einnahmekategorie in Bezug auf die Output-Lücke, G sind die gesamten primären Staatsausgaben (d.h. ohne Zinszahlungen und Bruttoinvestitionen), X bezeichnet die sonstigen Einnahmen unter Berücksichtigung von Zinszahlungen und abzüglich der Bruttoinvestitionen, $\frac{Y^*}{Y}$ ist das Verhältnis aus Potential- und tatsächlichem Output, $\frac{U^*}{U}$ gibt das Verhältnis aus struktureller und tatsächlicher Arbeitslosigkeit an und G_u/G ist der Anteil der Ausgaben für Arbeitslosigkeit an den primären Ausgaben.

Zahlenbeispiel:

Für das Jahr 2004 errechnet sich unter Verwendung der von ifo replizierten Elastizitäten das strukturelle Defizit wie folgt:

$$b^* = \frac{178,45 \cdot 1,02^{1,66} + 313,19 \cdot 1,02^{0,81} + 34,69 \cdot 1,02^{1,06} + 229,88 \cdot 1,02^1 - 937,17 \cdot 0,83^{0,048} + 101,95}{2214,25} = -0,0245$$

mit $T_{EST} = 178,45$, $T_{SV} = 313,19$, $T_{KST} = 34,69$, $T_{IND} = 229,88$,

$G = 937,17$, $X = 101,95$, $Y^* = 2214,25$ (alle Angaben in Mrd. Euro), $\frac{Y^*}{Y} = 1,02$,

$\frac{U^*}{U} = 0,83$ und den in Tabelle 3.13 ausgewiesenen Elastizitäten.¹⁴

¹⁴ Die Abweichung gegenüber dem in Tabelle 3.15 für das Jahr 2004 ausgewiesenen strukturellen Defizit ergibt sich durch Rundung.

Tabelle 3.15: Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante I

	Replikation mit OECD Daten		OECD	Tatsächliches Defizit (StaBu)
	Geschätzte Parameter (<i>Rechtslage 1998</i>)	OECD Parameter		
1991	-4,20 %	-4,02 %		-2,9 %
1992	-3,29 %	-3,22 %		-2,5 %
1993	-1,80 %	-1,97 %		-3,0 %
1994	-1,21 %	-1,40 %		-2,3 %
1995	-2,52 %	-2,65 %		-9,7 %
1996	-2,33 %	-2,50 %	-2,40 %	-3,3 %
1997	-1,61 %	-1,80 %	-1,64 %	-2,6 %
1998	-1,42 %	-1,55 %	-1,50 %	-2,2 %
1999	-1,14 %	-1,20 %	-1,22 %	-1,5 %
2000	0,61 %	0,68 %	-1,87 %	1,3 %
2001	-3,48 %	-3,40 %	-3,40 %	-2,8 %
2002	-3,43 %	-3,47 %	-3,40 %	-3,7 %
2003	-2,75 %	-2,90 %	-2,68 %	-4,0 %
2004	-2,41 %	-2,57 %	-2,58 %	-3,7 %

Es zeigt sich, dass die von der OECD ausgewiesenen strukturellen Defizite sich zumeist nur geringfügig von den im Rahmen der Replikation gefundenen Ergebnissen unterscheiden. Der Unterschied zwischen den Werten des strukturellen Defizits für das Jahr 2000 ist auf die Berücksichtigung der Erlöse aus dem Verkauf der UMTS-Lizenzen in der ifo Replikation zurückzuführen. Ein Absetzen der damals erzielten rund 50 Mrd. Euro von den im Rahmen der Replikation ermittelten Werten führt zu einem Angleichen der Ergebnisse.

Strukturelles Defizit, Variante II

Das strukturelle Defizit wird neben dem eben dargestellten Verfahren auch mittels einer zweiten Variante ermittelt, die in Übersicht 3.3 skizziert wird. Der Unterschied liegt in der Konjunkturbereinigung der primären Staatsausgaben.

Die Ergebnisse für diese Variante sind in Tabelle 3.16 zusammengefasst. Auch mittels Variante II lassen sich die Werte der strukturellen Defizite der OECD gut nachvollziehen. Die Diskrepanz der Werte des Jahres 2000 kann wiederum auf die Berücksichtigung der Erlöse aus dem Verkauf der UMTS-Lizenzen zurückgeführt werden.

Zwischen dem strukturellen Defizit und der Elastizität des Budgets kann, wie in Übersicht 3.4 erläutert wird, ein Zusammenhang hergestellt werden. Hier macht man sich die Eigenschaft zu nutze, dass die Differenz aus tatsächlichem und strukturellem Defizit näherungsweise dem Produkt von Budgetelastizität und der Output-Lücke entspricht, wenn die Abweichung vom Potentialoutput nur gering ist.

Übersicht 3.3: Berechnung des strukturellen Defizits, Variante II

In der zweiten Variante ist das strukturelle bzw. konjunkturbereinigte Defizit:

$$b^* = \left[\left(\sum_{i=1}^4 T_i \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^{\beta_i} \right) - G \left(\frac{Y^*}{Y} \right)^\alpha + X \right] / Y^*$$

Dabei entspricht T_i mit $i = \text{EST, SV, KST, IND}$ den vier betrachteten Einnahmekategorien, β_i ist die Elastizität der jeweiligen Einnahmekategorie in Bezug auf die Output-Lücke, α die Elastizität der primären Staatsausgaben in Bezug auf die Output-Lücke, G sind die gesamten primären Staatsausgaben (d.h. ohne Zinszahlungen und Bruttoinvestitionen), X bezeichnet die sonstigen Einnahmen unter Berücksichtigung von Zinszahlungen und abzüglich der Bruttoinvestitionen, $\frac{Y^*}{Y}$ ist das Verhältnis aus Potential- und tatsächlichem Output. Der einzige Unterschied zu Variante I liegt in der Konjunkturbereinigung der primären Staatsausgaben, die nun ebenfalls anhand des Verhältnisses von Potential- zu tatsächlichem Output erfolgt.

Zahlenbeispiel:

Für das Jahr 2004 errechnet sich unter Verwendung der von ifo replizierten Elastizitäten das strukturelle Defizit wie folgt:

$$b^* = \frac{178,45 \cdot 1,02^{1,66} + 313,19 \cdot 1,02^{0,81} + 34,69 \cdot 1,02^{1,06} + 229,88 \cdot 1,02^1 - 937,17 \cdot 1,02^{-0,20} + 101,95}{2214,25} = -0,0266$$

mit $T_{EST} = 178,45$, $T_{SV} = 313,19$, $T_{KST} = 34,69$, $T_{IND} = 229,88$,

$G = 937,17$, $X = 101,95$, $Y^* = 2214,25$ (alle Angaben in Mrd. Euro), $\frac{Y^*}{Y} = 1,02$ und

den in Tabelle 3.13 ausgewiesenen Elastizitäten.¹⁵

¹⁵ Die Abweichung gegenüber dem in Tabelle 3.16 für das Jahr 2004 ausgewiesenen strukturellen Defizit ergibt sich durch Rundung.

Tabelle 3.16: Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante II

	Replikation mit OECD Daten		OECD	Tatsächliches Defizit (StaBu)
	Geschätzte Parameter (<i>Rechtslage 1998</i>)	OECD Parameter		
1991	-3,83 %	-3,76 %		-2,9 %
1992	-3,31 %	-3,25 %		-2,5 %
1993	-2,01 %	-2,09 %		-3,0 %
1994	-1,60 %	-1,66 %		-2,3 %
1995	-2,80 %	-2,84 %		-9,7 %
1996	-2,64 %	-2,70 %	-2,40 %	-3,3 %
1997	-2,04 %	-2,10 %	-1,64 %	-2,6 %
1998	-1,73 %	-1,77 %	-1,50 %	-2,2 %
1999	-1,30 %	-1,31 %	-1,22 %	-1,5 %
2000	0,55 %	0,62 %	-1,87 %	1,3 %
2001	-3,48 %	-3,42 %	-3,40 %	-2,8 %
2002	-3,53 %	-3,54 %	-3,40 %	-3,7 %
2003	-2,96 %	-3,03 %	-2,68 %	-4,0 %
2004	-2,61 %	-2,69 %	-2,58 %	-3,7 %

Übersicht 3.4: Bezug zwischen strukturellem Defizit und Budgetelastizität

Die Elastizität des Budgets kann genutzt werden für eine näherungsweise Berechnung des strukturellen Defizits. Hierzu wird eine lineare Approximation des tatsächlichen Defizits um das strukturelle Defizit gebildet

$$b = b^* + \frac{\partial b}{\partial Y} (Y - Y^*),$$

die streng genommen nur für geringfügige Abweichungen vom Potentialoutput gilt. Umformung liefert

$$b^* = b - \left(\frac{\partial b}{\partial Y} \right) (Y - Y^*),$$

und, unter erneuter Ausnützung der Annahme, dass die Abweichung vom Potentialoutput gering ist

$$b^* = b - \left[Y \frac{\partial b}{\partial Y} \right] \left(\frac{Y - Y^*}{Y^*} \right).$$

Das strukturelle Defizit ist demnach gleich dem tatsächlichen Defizit abzüglich des Produkts von Budgetelastizität und Output-Lücke.

Zahlenbeispiel:

Unter Verwendung der Daten des OECD Economic Outlook und der von ifo für das Jahr 2004 ermittelten Budgetelastizität (vgl. Übersicht 3.1) ergibt sich ein strukturelles Defizit für das Jahr 2004 in Höhe von:

$$b^* = -0,036 - 0,46 \left(\frac{2168,13 - 2214,25}{2214,25} \right) = -0,0264$$

mit

$$b = \left[\sum_i T_i - G + X \right] / Y = [178,45 + 313,19 + 34,69 + 229,88 - 937,17 + 101,95] / 2214,25$$

und mit $T_{EST} = 178,45$, $T_{SV} = 313,19$, $T_{KST} = 34,69$, $T_{IND} = 229,88$, $G = 937,17$, $Y = 2168,13$ und $Y^* = 2214,25$ (alle Angaben in Mrd. Euro).

3.6 Zwischenfazit

Obschon die konjunkturelle Reagibilität der Budgetkomponenten an sich ein empirisches Konzept ist, wird bei der Ermittlung des konjunkturbereinigten Defizits überraschend wenig mit ökonometrischen Methoden gearbeitet. Lediglich der konjunkturelle Einfluss auf die Lohnsumme und auf die Arbeitslosigkeit wird explizit geschätzt. Die anderen Parameter werden überwiegend postuliert, nur bei den Einkommensteuern werden empirische Informationen verarbeitet. Im Falle der Lohnsumme wird zudem auch nicht für jedes Land separat geschätzt, vielmehr werden mehr oder weniger willkürlich Gruppen von Ländern zusammengefasst, für die einheitliche Koeffizienten ermittelt werden. Dass die auferlegten Restriktionen statistisch nicht verworfen werden können, ist dabei im wesentlichen der Tatsache zuzuschreiben, dass die Standardfehler der einzelnen Schätzer ohnehin hoch sind, d.h. ein sehr großes Intervall möglicher Werte noch mit den Beobachtungen vereinbar wäre. In keinem Fall wird die Elastizität des tatsächlichen Steueraufkommens geschätzt, obschon die Komplexität des Steuerrechts und seiner Durchsetzung durch die Steuerbehörden erhebliche Gestaltungsspielräume schafft, die sicher auch für die zyklische Entwicklung von Bedeutung sind. Problematisch ist im Übrigen die implizite Preisbereinigung durch den Bezug auf den Output in laufenden Preisen. Hierdurch werden für das (nominale) Budget möglicherweise bedeutsame Inflationseffekte verschleiert und bei zyklischen Preiseffekten liefert das Verfahren zudem verzerrte Schätzwerte.

Das OECD Verfahren ist zudem durch eine bemerkenswerte Naivität bei der Frage der Durchsetzung steuerlicher Forderungen des Staates getragen. Dass das Steueraufkommen aber nicht durch staatliche Forderungen allein, sondern im Hinblick auf die Veranlagung durch die Entscheidungen jedes einzelnen Steuerpflichtigen bestimmt ist, wird völlig außer Acht gelassen, obschon empirische Evidenz durch nationale und internationale Studien erhebliche Bedeutung für das realisierte Aufkommen belegt (Lang, Nährbaß und Stahl, 1997, aber

auch Slemrod, 1995). Der Ausgestaltung der Besteuerung wird nur insofern Rechnung getragen als Progressionseffekte in der Aufkommenselastizität berücksichtigt werden. Allerdings schränkt der enge Fokus auf die Variation der Einnahmen aus abhängiger Arbeit die Aussagekraft stark ein. Auch die vereinfachte Sicht der indirekten Steuern als Outputsteuern ist kaum mehr als eine allererste Hypothese, die zumindest empirisch zu hinterfragen wäre. All dies legt eine umfassendere Abbildung der im Konjunkturverlauf schwankenden Einflussgrößen des Steueraufkommens oder aber eine konsequenter empirische Analyse des Steueraufkommens nahe, wie sie im folgenden Abschnitt durchgeführt wird.

4. Direkte Messung der Elastizitäten

Die starke Beanspruchung von vereinfachenden Annahmen bezüglich der Aufkommenselastizitäten im Verfahren der OECD legt es nahe, einen direkteren Zugang zu empirischen Werten der Elastizitäten zu wählen. So werden alternativ zum Vorgehen der OECD im folgenden empirische Untersuchungen des Einflusses des Outputs auf die verschiedenen Einnahmearten T_i^i mit $i = \text{EST, KST, SV, IND}$ (also für Einkommensteuer, Körperschaft- und Gewerbesteuer, Sozialversicherungsbeiträge und indirekte Steuern) und auf die Arbeitslosentransfers (E_i) auf der Grundlage langer Zeitreihen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung vorgestellt.

Vorteil eines solchen direkten Ansatzes ist die umfassende Berücksichtigung aller Prozesse und Einflusskanäle, die das Steueraufkommen aber auch die Arbeitslosentransfers bestimmen. Wenn also beispielsweise entlang der Einkommensverteilung die Ausnutzung von steuerlichen Gestaltungsmöglichkeiten variiert, wie das beispielsweise Lang, Nöhrbass und Stahl (1997) für Deutschland behaupten, liefert das oben beschriebene Simulationsverfahren zur Bestimmung der Einkommensteuer möglicherweise stark verzerrte Ergebnisse. Ähnliches gilt auch für die Unterschiede im Zusammenhang mit der konjunkturellen Komponente im Output, die sich bei realen und nominalen Größen ergeben. Da die Budgetkomponenten nominale Größen sind, ist es erforderlich, nicht nur reale sondern auch nominale Effekte auf die steuerlichen Bemessungsgrundlagen abzubilden. Der im direkten Verfahren ermittelte Zusammenhang zwischen dem nominalen Steueraufkommen und dem nominalen BIP trägt dem Rechnung. Schließlich vermeidet das vorgestellte direkte Verfahren mit seinem Bezug auf den Output bei gleichzeitiger Berücksichtigung zeitvariabler Koeffizienten die Messproblematik beim Potentialoutput, bei der Trendinflation, und bei der strukturellen Arbeitslosigkeit.

4.1 Das Schätzmodell

Ein wichtiges Element der Analyse ist die Verwendung von Spezifikationen mit zeitvariablen Koeffizienten, die es erlauben, den sich möglicherweise im Zeitablauf ändernden Zusammenhang zwischen dem nominalen Bruttoinlandsprodukt und dem Aufkommen flexibel zu modellieren.¹⁶

Elastizität der Einnahmen

Das Grundmodell besteht aus den beiden folgenden Gleichungen:

$$T_t^i = \alpha_t B_t^{\eta_t} \quad (3)$$

$$B_t = \gamma_t Y_t^{\varepsilon_t} \quad (4)$$

T_t^i sind die nominalen Steuereinnahmen im Jahr t , B_t ist die Bemessungsgrundlage und Y_t ist das nominale Bruttoinlandsprodukt. $\alpha_t, \eta_t, \gamma_t$ und ε_t sind Parameter, die sich im Zeitablauf ändern können (dazu unten mehr). α_t und γ_t sind Proportionalitätsfaktoren, η_t ist die Elastizität des Aufkommens bezüglich der Bemessungsgrundlage und ε_t ist die Elastizität der Bemessungsgrundlage bezüglich des nominalen Bruttoinlandsprodukts. Wenn die Bemessungsgrundlage beobachtbar ist, können beide Gleichungen geschätzt werden. Bei manchen Einnahmekategorien ist dies zumindest approximativ der Fall. So ist beispielsweise das Entgelt der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten bekannt. Da aber teilweise auch Selbstständige und Rentner Sozialbeiträge leisten, handelt es sich nur um einen unvollkommenen Indikator. Bei anderen Einnahmekategorien ist die Lage noch komplizierter. Ein Beispiel ist die Kategorie der indi-

¹⁶ Derartige Veränderungen können insbesondere aus Änderungen der gesetzlichen Grundlagen der Besteuerung und der Transferleistungen resultieren.

rekten Steuern, die aus einer Vielzahl von Einzelsteuern besteht, die jede für sich eine andere Bemessungsgrundlage haben. Dies macht es praktisch unmöglich, eine einheitliche Bemessungsgrundlage zu konstruieren. Deshalb wählen wir eine andere Vorgehensweise, bei der keine Informationen über die Bemessungsgrundlage notwendig sind.

Logarithmiert man beide Gleichungen und setzt Gleichung (4) in Gleichung (3) ein, erhält man die reduzierte Form:

$$\ln T_t^i = \ln \alpha_t + \eta_t \ln \gamma_t + \eta_t \varepsilon_t \ln Y_t \quad (5)$$

oder, vereinfachend,

$$\ln T_t^i = a_t + b_t \ln Y_t \quad (5a)$$

mit $a_t = \ln \alpha_t + \eta_t \ln \gamma_t$ und $b_t = \eta_t \varepsilon_t$.

Der Parameter b_t misst die Aufkommenselastizität bezüglich des Bruttoinlandsprodukts im Jahre t . Dieser Parameter ist das Produkt der Elastizität der Bemessungsgrundlage bezüglich des BIP und der Elastizität des Aufkommens bezüglich der Bemessungsgrundlage. Im Schätzmodell werden beide Parameter zunächst als Random Walk spezifiziert:

$$a_t = a_{t-1} + v_{1,t} \quad (6a)$$

$$b_t = b_{t-1} + v_{2,t} \quad (6b)$$

Die beiden Zufallsschocks $v_{1,t}$ und $v_{2,t}$ fangen Änderungen von Steuersätzen, Bemessungsgrundlagen usw. auf. Ein Schock in einer bestimmten Periode än-

dert permanent den Wert des entsprechenden Parameters (a_t bzw. b_t). Im Modell werden die Varianzen der Zufallschocks geschätzt. Ist die Varianz gleich null, impliziert dies die zeitliche Konstanz des entsprechenden Parameters. Dieses Modell wird mithilfe des Kalman-Filters geschätzt. Dabei zeigte sich in allen Fällen, dass die Varianz von v_2 entweder null war oder so klein, dass die implizierten Änderungen von b inhaltlich völlig unerheblich waren. Deshalb werden im Folgenden nur Schätzergebnisse für das vereinfachte Modell

$$\ln T_t^i = a_t + b \ln Y_t + u_t \quad (7)$$

präsentiert. Die Aufkommenselastizität b ist also konstant über die Zeit. u_t ist ein Residuum, das zufällige und temporäre Einflüsse auffängt. u_t wird als white-noise-Zufallsvariable spezifiziert. Bei der empirischen Analyse zeigte sich, dass in mehreren Fällen in einzelnen Zeitperioden außergewöhnlich hohe Residuen auftraten. Wenn auf der Grundlage des Jarque-Bera-Tests die Hypothese der Normalverteilung der Residuen abgelehnt wurde, wurde in den Jahren mit „Ausreißern“ eine Dummy-Variable eingefügt.

Elastizität der Ausgaben

Bei der Modellierung der Ausgaben im Rahmen der Arbeitslosenversicherung muss der bisherige Modellrahmen leicht modifiziert werden. Auf der Einnahmenseite ist es plausibel, anzunehmen, dass das Steueraufkommen in einer engen Beziehung zum Niveau des nominalen Bruttoinlandsprodukts steht. Die Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung hingegen werden von der Anzahl der Arbeitslosen und den Ausgaben je Arbeitslosen determiniert. Während der letztere Faktor langfristig mit dem Pro-Kopf-BIP steigt, hängt die Arbeitslosigkeit nicht vom absoluten Niveau des BIP, sondern von seiner Abweichung vom Trend- oder Potentialoutput ab.

Im Folgenden soll in stilisierter Form ein Modell skizziert werden, das als Grundlage für die empirische Spezifikation dienen soll.

Die Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung sind das Produkt aus der Zahl der Arbeitslosen (A) und den Ausgaben je Arbeitslosen (l):

$$A_t = U_t l_t \quad (8)$$

Die Arbeitslosenquote (U/L) mit L als der Zahl der Erwerbspersonen hängt ab vom Verhältnis des tatsächlichen Output (Y) zum Potentialoutput (Y^*):

$$U_t/L_t = c_t \left(Y_t/Y_t^* \right)^d \quad (9)$$

Der Parameter d ist die Elastizität der Arbeitslosenquote bezüglich des Outputs. Dieser Parameter ist negativ und dürfte absolut deutlich größer als eins sein.

Die Ausgaben je Arbeitslosen sollen vom BIP pro Kopf abhängen:

$$l_t = h_t \left(Y_t/L_t \right)^f \quad (10)$$

Nach Logarithmierung aller Gleichungen erhält man die reduzierte Form:

$$\ln A_t = g_t + k \ln Y_t \quad (11)$$

mit

$$g_t = c_t + h_t + (1-f) \ln L_t - d \ln Y_t^* \quad (12)$$

und

$$k = f + d . \quad (13)$$

Da die Variablen L und Y^* (stochastische) Trends aufweisen, muss auch der zeitvariable Parameter g_t entsprechend modelliert werden. Wir verwenden im Folgenden einen Random Walk zweiter Ordnung, der wie folgt spezifiziert wird:

$$g_t = g_{t-1} + \mu_{t-1} \quad (14)$$

wobei μ die Veränderungsrate von g_t ist, die selbst wieder einem Random Walk folgt:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \nu_t \quad (15)$$

ν ist eine Zufallsvariable, die zu permanenten Änderungen der Veränderungsrate μ führt. Ist die Varianz von ν gleich null, ergibt sich ein linearer Trend.

4.2 Schätzergebnisse

Alle Modelle wurden – soweit die Daten verfügbar sind – für die beiden Zeitperioden 1955 bis 2004 und 1980 bis 2004 geschätzt. Die Datenbrüche 1960 (Saarland und Berlin) und 1991 (Wiedervereinigung) wurden multiplikativ aus den jeweils zwei vorliegenden Werten bereinigt. Für jeden Schätzzeitraum werden zwei Varianten präsentiert: Die Variante A erlaubt, wie oben erläutert, dass das Absolutglied in der Gleichung (7) sich über die Zeit verändern darf, in der Variante B wird dem Modell aufgezwungen, dass es über den ganzen Schätzzeitraum konstant ist.

Einkommensteuer

Tabelle 4.1 zeigt die Schätzergebnisse für die Kategorie „Einkommensteuer“. Die Kategorie umfasst die veranlagte Einkommensteuer, die Lohnsteuer, den Solidaritätszuschlag sowie die nicht veranlagten Steuern vom Ertrag und den Zinsabschlag.

Gemessen an den Teststatistiken LB (Autokorrelation) und JB (Normalverteilung) ist die Variante A mit einem zeitvariablen Absolutglied für beide Schätzzeiträume nicht fehlspezifiziert. Die Standardabweichung des Residuums ist mit einem Wert von etwas unter 0,04 allerdings relativ groß. Der Grund dafür ist, dass im Modell keinerlei Informationen über die Änderung von Steuersätzen, Grundfreibeträgen usw. verwendet werden. Solange solche Änderungen mit dem BIP im laufenden Jahr nicht korreliert sind, wird die Aufkommenselastizität aufgrund der gewählten Spezifikation aber trotzdem konsistent geschätzt. Die Variante B mit einem konstanten Absolutglied schneidet wesentlich schlechter ab. Gemäß der Log-Likelihoodfunktion und dem Akaike-Kriterium liefert sie eine deutlich schlechtere Anpassungsgüte. Zudem ist die Autokorrelation der Residuen sehr hoch, was auf eine Fehlspezifikation hindeutet.

Die Aufkommenselastizität der Einkommensteuer bezüglich des nominalen Bruttoinlandsprodukts beträgt für Variante A bei der Schätzung für die Jahre 1955 bis 2004 1,28, bei der Schätzung im Zeitraum 1980 bis 2004 nur 0,97. Diese Werte sind deutlich niedriger als die aus dem OECD-Verfahren.

Tabelle 4.1: Einkommensteuer

	Variante A (Absolutglied variabel)		Variante B (Absolutglied konstant)	
	1955 - 2004	1980 – 2004	1955 - 2004	1980 - 2004
σ_T	0,051 (6,2)	0,034 (3,3)	-	-
BIP	1,281 (14,0)	0,972 (7,4)	1,204 (58,9)	1,059 (44,9)
InL	75,9	43,7	37,9	41,4
Aka	-147,1	- 82,9	- 71,3	- 80,3
$\sigma_{R,10}$	0,036	0,040	0,049	0,050
LB	4,6	2,1	109,4	7,3
JB	0,1	0,7	2,8	0,7
Dummies	-	-	-	-

Anmerkungen: σ_T ist die Standardabweichung von ε_1 , BIP bezeichnet das logarithmierte nominale Bruttoinlandsprodukt. InL ist der maximierte Wert der log Likelihoodfunktion, Aka ist das Akaike-Informationskriterium, $\sigma_{R,10}$ die Standardabweichung des Prognosefehlers in den letzten 10 Jahren (1995 – 2004), LB bezeichnet die Ljung-Box-Statistik für den Test auf Autokorrelation der Residuen (5 Lags) und JB die Jarque-Bera-Statistik für den Test auf Normalverteilung der Residuen (kritischer Wert für das 5 % Signifikanzniveau: 5,99). Die Zahlen in Klammern sind die t-Werte der geschätzten Koeffizienten.

Indirekte Steuern (ohne Gewerbesteuer)

Tabelle 4.2 zeigt die Schätzergebnisse für die indirekten Steuern. Diese Kategorie enthält hier entsprechend dem Vorgehen der OECD nicht die Gewerbesteuer, die im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung eigentlich eingeschlossen ist.

Die Teststatistiken zeigen, dass bei der Variante A mit zeitvariablem Absolutglied keine Fehlspezifikation vorliegt. Die geschätzte Aufkommenselastizität liegt (Variante A) zwischen 0,91 (Schätzzeitraum 1955-2004) und 1,03 (Schätzzeitraum 1980-2004).

Tabelle 4.2: Indirekte Steuern (ohne Gewerbesteuer)

	Variante A (<i>Absolutglied variabel</i>)		Variante B (<i>Absolutglied konstant</i>)	
	1955 - 2004	1980 - 2004	1955 - 2004	1980 - 2004
σ_T	0,024 (8,6)	0,023 (2,4)	-	-
BIP	0,908 (18,7)	1,030 (8,6)	0,944 (126,7)	1,098 (40,1)
lnL	113,4	56,3	72,7	42,9
Aka	- 223,5	-109,4	-142,4	-83,4
$\sigma_{R,10}$	0,022	0,025	0,033	0,026
LB	4,1	1,9	96,9	39,2
JB	0,1	0,8	3,1	0,9
Dummies	-	-	-	-

Anmerkung: Vgl. Tabelle 4.1.

Sozialversicherungsbeiträge

Die Sozialversicherungsbeiträge umfassen sowohl die tatsächlichen Sozialbeiträge der Arbeitnehmer und der Arbeitgeber als auch die unterstellten Sozialbeiträge.¹⁷

Tabelle 4.3 zeigt die Schätzergebnisse für die verschiedenen Modelle und Schätzzeiträume. Wieder zeigt es sich, dass die Variante B gemessen an allen Testkriterien wesentlich schlechter abschneidet als die Variante A. Die Aufkommenselastizität beträgt für den Schätzzeitraum 1980 bis 2004 1,04.

¹⁷ Unterstellte Sozialbeiträge sind die Leistungen (Pensionen, Beihilfen usw.), die für die Versorgung der Beamten beim Staat, bei der Deutschen Bundesbank sowie bei Kirchen in der VGR angesetzt werden.

**Tabelle 4.3: Sozialversicherungsbeiträge
(ohne Berücksichtigung von Beitragssätzen)**

	Variante A (Absolutglied variabel)		Variante B (Absolutglied konstant)	
	1955 - 2004	1980 - 2004	1955 - 2004	1980 - 2004
σ_T	0,024 (7,0)	0,018 (4,2)	-	-
BIP	1,237 (26,1)	1,039 (12,6)	1,253 (117,8)	1,084 (64,3)
lnL	113,6	62,7	61,5	49,5
Aka	-219,9	-122,7	-119,63	-97,1
$\sigma_{R,10}$	0,018	0,017	0,034	0,300
LB	10,1	6,7	111,8	30,6
JB	0,5	1,2	2,4	0,2
Dummies	57, 58	-	-	-

Anmerkung: Vgl. Tabelle 4.1.

Die Tabelle 4.4 enthält die Ergebnisse eines erweiterten Modells. Als Erklärungsvariable wurde nicht nur das nominale BIP, sondern zusätzlich der durchschnittliche Beitragssatz verwendet (Datenquelle: Statistisches Taschenbuch, BMGS). Nach allen Testkriterien verbessert sich die Qualität der Schätzungen gegenüber dem Modell ohne explizite Berücksichtigung des Beitragssatzes deutlich. Gleichzeitig sinkt die für das zeitvariable Absolutglied geschätzte Varianz, da sich ein Teil dieser Varianz aus der Veränderung der Beitragssätze ergibt, die nun explizit berücksichtigt wird. Die Einnahmeelastizität bezüglich des Beitragssatzes liegt bei der Variante A zwischen 0,8 und 0,9. Damit entspricht der Wert insofern den theoretischen Erwartungen, als eine Elastizität kleiner als eins zu erwarten war.

Die Elastizität bezüglich des nominalen BIP schwankt je nach Schätzzeitraum zwischen 0,86 und 1,02 (Variante A). Präferiert man die Schätzung für den Zeitraum 1980 bis 2004, dürfte der Wert 0,9 eine gute Approximation darstellen.

**Tabelle 4.4: Sozialversicherungsbeiträge
(mit Berücksichtigung von Beitragssätzen)**

	Variante A (Absolutglied variabel)		Variante B (Absolutglied konstant)	
	1955 - 2004	1980 - 2004	1955 - 2004	1980 - 2004
σ_T	0,018 (6,6)	0,011 (3,3)	-	-
BIP	1,021 (22,2)	0,858 (8,9)	0,915 (14,0)	0,832 (21,1)
BS	0,793 (7,3)	0,902 (2,9)	1,264 (5,4)	1,005 (6,6)
lnL	127,5	73,5	75,8	64,1
Aka	-250,2	-143,2	-146,7	-125,6
$\sigma_{R,10}$	0,008	0,007	0,023	0,018
LB	9,6	2,4	130,2	21,6
JB	2,2	0,4	1,6	1,5
Dummies	-	-	-	-

Anmerkungen: Vgl. Tabelle 4.1; BS: Beitragssatz zur Sozialversicherung.

Körperschaftsteuern inklusive Gewerbesteuer

Die Modellierung des Aufkommens der Körperschaftsteuern ist keine triviale Aufgabe. Regressionen dieser Variablen auf das BIP ergeben meist keine sinnvollen Ergebnisse. Grund dafür sind die zahlreichen Änderungen der steuerlichen Vorschriften, die zu einer teilweisen Entkopplung der beiden Variablen führen. Im Folgenden sind wir deshalb so vorgegangen, dass die aufakkumu-

lierte Summe der durch gesetzliche Regelungen induzierten Aufkommensänderungen für die Jahre ab 1980 (Quelle: Finanzberichte, verschiedene Jahrgänge) vom tatsächlichen Aufkommen abgezogen wurden. Diese fiktiven Körperschaftsteuereinnahmen, die eine Approximation der nicht durch Änderungen der gesetzlichen Regelungen induzierten Aufkommen darstellen, wurden dann auf das nominale Bruttoinlandsprodukt regressiert.

Aufgrund der unerwarteten Konsequenzen der Unternehmenssteuerreform 2001 enthält die Tabelle 4.5 die Schätzungen für die Jahre 1980 bis 2000 und die Jahre 1980 bis 2004. Die Variante A lässt wiederum ein zeitvariables Absolutglied zu. Die Teststatistiken zeigen, dass die Anpassungsgüte für diese Variante recht gut ist. Die geschätzte Elastizität bezüglich des nominalen BIP ist 1,5.

Tabelle 4.5: Körperschaftsteuer (mit Gewerbesteuer)

	Variante A (Absolutglied variabel)		Variante B (Absolutglied konstant)	
	1980 - 2000	1980 - 2004	1980 - 2000	1980 - 2004
σ_T	0,055 (4,7)	0,061 (3,5)	-	-
BIP	1,551 (6,0)	1,522 (4,7)	1,692 (26,1)	1,726 (29,6)
lnL	29,5	32,8	17,4	21,8
Aka	-54,1	-60,5	-30,5	-39,4
$\sigma_{R,10}$	0,053	0,067	0,113	0,083
LB	5,9	6,7	26,8	23,0
JB	0,8	1,0	1,6	1,8
Dummies	-	-	-	-

Anmerkungen: Vgl. Tabelle 4.1.

Durch Arbeitslosigkeit bedingte Transfers

Tabelle 4.6 zeigt die Schätzergebnisse für die Zeiträume 1955 bis 2004 und 1980 bis 2004. Für den ersten Schätzzeitraum beträgt die Elastizität der Ausgaben im Rahmen der Arbeitslosenversicherung bezüglich des nominalen BIP -7,8, für den zweiten Schätzzeitraum -3,1.

Tabelle 4.6: Durch Arbeitslosigkeit bedingte Transfers

	Niveau	
	1955 - 2004	1980 - 2004
σ_T	0,178 (6,6)	0,108 (4,2)
BIP	-7,837 (6,9)	-3,141 (1,9)
lnL	14,7	18,6
Aka	-18,6	-30,3
$\sigma_{R,10}$	0,059	0,057
LB	3,4	0,6
JB	0,1	0,2
Dummies	67	-

Anmerkungen: Vgl. Tabelle 4.1. Bei der Schätzung wird ein variables Absolutglied unterstellt, siehe Text.

Zusammengenommen zeigen die Ergebnisse, dass man die Aufkommens- und die Ausgabenelastizitäten erfolgreich mit Hilfe von flexiblen Modellen schätzen kann, ohne dass auf schwierig zu messende Variablen wie Potentialoutput oder strukturelle Arbeitslosenquote zurückgegriffen werden muss. Es zeigt sich allerdings, dass eine Schätzung unter der Annahme von zeitlich konstanten Parametern problematisch ist, wenn keine explizite Modellierung aller relevanten Faktoren (z.B. Einkommensverteilung, gesetzliche Regelungen) möglich ist. Ein Modell mit zeitlich variierenden Parametern, das mit Hilfe des Kalman-Filters geschätzt wird, ermöglicht aber eine effiziente und flexible Vorgehensweise. Allerdings ist das Hinzuziehen weiterer Informationen sinnvoll, beispielsweise

die Beitragssätze im Rahmen der Sozialversicherung oder die geschätzten reformbedingten Steuerausfälle bei der Körperschaftsteuer.

Tabelle 4.7 fasst noch einmal alle direkt berechneten Elastizitäten in Bezug auf den Output zusammen und stellt diese den von der OECD ausgewiesenen Elastizitäten gegenüber.

Tabelle 4.7: Direkt berechnete Elastizitäten (in Bezug auf den Output)

	Variante A (Absolutglied variabel)		Variante B (Absolutglied konstant)		OECD
	1955 - 2004	1980 - 2004	1955 - 2004	1980 - 2004	
Einkommensteuer	1,28	0,97	1,20	1,06	1,61
Sozialversicherungsbeiträge	1,24	1,04	1,25	1,08	0,57
Sozialversicherungsbeiträge (mit Beitragssätzen)	1,02	0,86	0,92	0,83	
Indirekte Steuern	0,91	1,03	0,94	1,10	1,00
Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung	-7,84*	-3,14*			
Anteil der Ausgaben für Arbeitslosentransfers an den primären Staatsausgaben	0,063				0,035
Primäre Staatsausgaben	-0,49	-0,20			-0,18
	1980 - 2004	1980 - 2000	1980 - 2004	1980 - 2000	
Körperschaftsteuer	1,52	1,55	1,73	1,69	1,53

*Mit Random Walk zweiter Ordnung.

Die Elastizität der primären Staatsausgaben in Bezug auf den Output errechnet sich aus dem Produkt der Elastizität der Transfers im Rahmen der Arbeitslo-

senversicherung in Bezug auf den Output und dem Anteil der Ausgaben für Arbeitslosentransfers an den gesamten primären Staatsausgaben (vgl. Abschnitt 3.3). Letzterer beträgt im Durchschnitt für die Jahre 1998 bis 2003 auf Basis der verwendeten Daten der VGR 6,3 %

Deutliche Diskrepanzen ergeben sich insbesondere bei der Elastizität der Einkommensteuer und den Sozialversicherungsbeiträgen. Für die weiteren Berechnungen der Elastizität des Budgets und der strukturellen Defizite werden die **fett** gedruckten Werte verwendet.

4.3 Die Elastizität des Budgets

Analog zum Verfahren der OECD kann anhand der ermittelten Elastizitäten und der entsprechenden Budgetanteile der untersuchten Budgetkomponenten eine Elastizität des Budgets in Bezug auf einen Anstieg im realen Bruttoinlandsprodukt ermittelt werden.¹⁸ Bezüglich der Elastizität des Budgets ergibt sich unter Berücksichtigung der direkt berechneten Elastizitäten, der durchschnittlichen Anteile der Einnahmenkategorien und der primären Ausgaben am Bruttoinlandsprodukt in der Abgrenzung der VGR ein Wert von 0,48 (vgl. Tabelle 4.8). Demnach würde also ein Anstieg des realen Bruttoinlandsproduktes um 1 Prozentpunkt zu einem Rückgang der Defizitquote um 0,48 Prozentpunkte führen.

¹⁸ Die Interpretation im Sinne einer Konsequenz eines nominalen Anstiegs im Bruttoinlandsprodukt ist nicht zulässig, da im OECD Verfahren konstante Ausgaben und ein konstanter Schuldendienst unterstellt werden.

Tabelle 4.8: Elastizität des Budgets

	OECD	Replikation mit OECD Daten				ifo Ansatz	
		Geschätzte Parameter		OECD Parameter		Niveau 1955-2004	
Gewichte		ifo	OECD	ifo	OECD	VGR	
1995	0,51	0,51		0,47		0,48	
1996		0,50		0,45		0,48	
1997		0,49		0,44		0,48	
1998		0,49		0,45		0,48	
1999		0,50		0,45		0,49	
2000		0,49		0,45		0,49	
2001		0,49		0,44		0,47	
2002		0,48		0,43		0,47	
2003		0,47		0,43		0,47	
2004		0,46		0,42		0,47	
Ø Gewichte (1995-2003)			0,49	0,52	0,45	0,47	0,48

4.4 Strukturelles Defizit

Während die Bestimmung der BIP-Elastizitäten der Staatseinnahmen und -ausgaben – wie in den vorangegangenen Abschnitten dargestellt – auch ohne explizite Festlegung der konjunkturellen Komponente des BIP erfolgen kann, ist diese Aufteilung für die Bestimmung des strukturellen Defizits wesentlich. Eine fehlerhafte Abgrenzung von konjunkturellen und langfristigen Entwicklungen des BIP schlägt damit auch bei korrekt bestimmten BIP-Elastizitäten auf die

Berechnung struktureller Defizite durch. Mit dieser Einschränkung lassen sich für das Modell mit variablen Koeffizientenschätzern die strukturellen Defizite analog zum Vorgehen der OECD bestimmen.

Die Ergebnisse für die strukturellen Defizite der Variante I, die aktuelle Werte für die strukturelle Arbeitslosigkeit heranzieht, unter Verwendung der markierten direkt berechneten Elastizitäten und den Daten entsprechend der VGR sind in Tabelle 4.9 zusammengefasst.

Es kann festgehalten werden, dass sich die OECD Werte mit den direkt berechneten Elastizitäten nachvollziehen lassen. Der starke Unterschied zwischen den strukturellen Defiziten im Jahr 1995 kann auf den in den verwendeten VGR Daten berücksichtigten Ausgabenanstieg aufgrund der Übernahme der Treuhandschulden und im Jahr 2000 auf die Erlöse aus dem Verkauf der UMTS-Lizenzen zurückgeführt werden.

Tabelle 4.10 stellt die Ergebnisse der strukturellen Defizite berechnet auf Basis des Vorgehens entsprechend Variante II gegenüber, die nur auf die aktuelle Output-Lücke abstellt. Auch hier liegt der starke Unterschied zwischen den strukturellen Defiziten im Jahr 1995 an dem in den verwendeten VGR Daten berücksichtigten Ausgabenanstieg aufgrund der Übernahme der Treuhandschulden und im Jahr 2000 an den Erlösen aus dem Verkauf der UMTS-Lizenzen.

Am aktuellen Rand zeigt sich aber, dass die geringfügigen Unterschiede in der Berechnung doch zu einer anderen Bewertung führen können. So ergibt sich für 2004 bei der Replikation des OECD Ansatzes unter Verwendung der Output-Lücke der Kommission ein strukturelles Defizit im Bereich zwischen 2,4 % und 2,6 %: Unter Verwendung der Ergebnisse des direkten Ansatzes liegt das strukturelle Defizit bei 3,0 bis 3,2 %. Dieser Unterschied ist allerdings auch durch die Verwendung einer Gewichtung anhand der VGR Daten bedingt.

Tabelle 4.9: Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante I

	OECD	ifo Replikation		ifo Ansatz
		Geschätzte Parameter	OECD Parameter	
1991		-4,20 %	-4,02 %	-5,03%
1992		-3,29 %	-3,22 %	-4,07%
1993		-1,80 %	-1,97 %	-2,76%
1994		-1,21 %	-1,40 %	-1,99%
1995		-2,52 %	-2,65 %	-9,24%
1996	-2,40 %	-2,33 %	-2,50 %	-2,45%
1997	-1,64 %	-1,61 %	-1,80 %	-1,63%
1998	-1,50 %	-1,42 %	-1,55 %	-1,46%
1999	-1,22 %	-1,14 %	-1,20 %	-1,26%
2000	-1,87 %	0,61 %	0,68 %	0,66%
2001	-3,40 %	-3,48 %	-3,40 %	-3,32%
2002	-3,40 %	-3,43 %	-3,47 %	-3,54%
2003	-2,68 %	-2,75 %	-2,90 %	-3,05%
2004	-2,58 %	-2,41 %	-2,57 %	-3,00%

Tabelle 4.10: Strukturelle Defizite im Vergleich, Variante II

	OECD	ifo Replikation		ifo Ansatz
		Geschätzte Parameter	OECD Parameter	
1991		-3,83 %	-3,76 %	-4,75%
1992		-3,31 %	-3,25 %	-4,11%
1993		-2,01 %	-2,09 %	-2,93%
1994		-1,60 %	-1,66 %	-2,34%
1995		-2,80 %	-2,84 %	-9,52%
1996	-2,40 %	-2,64 %	-2,70 %	-2,71%
1997	-1,64 %	-2,04 %	-2,10 %	-1,96%
1998	-1,50 %	-1,73 %	-1,77 %	-1,70%
1999	-1,22 %	-1,30 %	-1,31 %	-1,25%
2000	-1,87 %	0,55 %	0,62 %	0,82%
2001	-3,40 %	-3,48 %	-3,42 %	-3,13%
2002	-3,40 %	-3,53 %	-3,54 %	-3,50%
2003	-2,68 %	-2,96 %	-3,03 %	-3,13%
2004	-2,58 %	-2,61 %	-2,69 %	-3,23%

5. Schlussfolgerungen

Die vorgestellten, methodisch unterschiedlichen Ansätze zur Messung des Einflusses der wirtschaftlichen Entwicklung auf den öffentlichen Haushalt bestätigen die Auffassung, dass sich ein Anstieg des Outputs durch den Anstieg der Steuereinnahmen und den Rückgang von Ausgaben im Rahmen der Sozialversicherung positiv auf den Haushaltssaldo auswirkt. Für die Elastizität des Budgets insgesamt zeigt sich, dass ein Anstieg des realen Outputs um 1 Prozentpunkt je nach Ansatz und Gewichtung zu einer Verbesserung des Finanzierungssaldos in der Größenordnung von 0,5 % des BIP führt.

Das am weitesten verbreitete Verfahren zur Messung des Einflusses der wirtschaftlichen Entwicklung auf die Einnahmen und Ausgaben des öffentlichen Haushalts ist das Verfahren der OECD zur Ermittlung des konjunkturbereinigten Defizits. Die Auseinandersetzung mit diesem Ansatz und der Versuch, die Ergebnisse für Deutschland zu replizieren, liefert zunächst die Erkenntnis, dass bei diesem Verfahren nur indirekt mit ökonometrischen Verfahren gearbeitet wird. Stattdessen beinhaltet das Verfahren neben ökonometrischen Analysen von Hilfsgrößen vor allem Überschlagsrechnungen anhand einer extrem stilisierten Abbildung des Steuer- und Transfersystems. Konkret wird die Umsatzsteuer als proportionale Steuer auf das Bruttoinlandsprodukt aufgefasst, die Einkommensteuer wird auf das Lohneinkommen abhängiger Beschäftigter bezogen, die Körperschaftsteuer ist eine proportionale Steuer auf alle übrigen Einkommen in der Volkswirtschaft und die Arbeitslosentransfers sind proportional zu der Zahl der Arbeitslosen. Diese reduzierte Sichtweise ist nicht nur extrem vereinfachend, sondern abstrahiert von allen wesentlichen Problemen, die sich aus der praktischen Umsetzung des Steuerrechts und der Regelungen der Sozialversicherung ergeben. Kennzeichnend für die öffentlichen Haushalte ist aber, dass große Teile der Einnahmen und Ausgaben nicht allein vom Staat und der wirtschaftlichen Entwicklung bestimmt sind, sondern von den konkreten Entscheidungen der einzelnen privaten Entscheidungsträger, also der Haushalte

und der Unternehmen, und der Judikative. Hier liegen gravierende Quellen für Einnahmeausfälle und ungeplante Mehrausgaben, die erhebliche makroökonomische Größenordnungen erreichen. Für das Verfahren der OECD spricht zwar, dass es die getroffenen Vereinfachungen ermöglichen, für eine große Zahl von Ländern Budgetelastizitäten mit annähernd gleicher Methodologie zu ermitteln. Dies mag aus übergeordneter Sicht Abstriche in der Aussagekraft rechtfertigen. Aufgrund der spezifischen Probleme und Besonderheiten in Deutschland vor allem im Hinblick auf die Komplexität des Einkommensteuersystems, die Bedeutung der Personengesellschaften und die im internationalen Vergleich hohen Unternehmenssteuersätze ist die Aussagekraft insbesondere für Deutschland aber zu bezweifeln. Weitere Einschränkungen des Ansatzes liegen aber auch in der Konzentration auf den Zusammenhang zwischen Budgetkomponenten und der Output-Lücke und der Verwendung preisbereinigter Größen für die Ermittlung des Einflusses der wirtschaftlichen Entwicklung auf die steuerlichen Bemessungsgrundlagen. Nicht konsequent berücksichtigt werden zudem zyklische Preiseffekte, was Verzerrungen zur Folge haben kann.

Zum Vergleich wurde deswegen ein ökonometrischer Ansatz vorgestellt, der

- ohne die stilisierte Darstellung des Steuersystems und seiner Wirkungsweise auskommt,
- die wirtschaftliche Entwicklung am Output selbst festmacht und so die Verwendung des problematischen Konzepts der Output-Lücke vermeidet,
- konsequent auf nominale Größen abstellt und so zyklische Preiseffekte berücksichtigt
- und Strukturänderungen beispielsweise durch Reformen im Steuersystem Rechnung trägt.

Dieser direkte Ansatz zur Messung der Output-Elastizität der öffentlichen Einnahmen und Ausgaben bestätigt den Zusammenhang zwischen Output und Budget aus ökonometrischer Sicht. Der Ansatz zeigt aber auch an einzelnen Stellen gravierende Abweichungen zu den auf dem Vorgehen der OECD basierenden Schätzwerten. Dies betrifft insbesondere Einkommensteuer und Sozial-

versicherungsbeiträge, für welche die empirischen Schätzwerte der Elastizitäten nur das 0,6 fache bzw. das 1,5 fache der OECD Ergebnisse betragen. Dass sich dennoch die auf Basis der direkten Schätzwerte ermittelte Budgetelastizität nur unwesentlich von dem OECD Wert unterscheidet, ist daher keine Bestätigung der Robustheit des OECD Wertes, sondern lediglich dem Zufall geschuldet, dass sich die beiden aus ganz unterschiedlichen Gründen entstehenden Abweichungen für den betrachteten Zeitraum weitgehend gegenseitig aufheben.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die anhand des direkten Schätzverfahrens ermittelten Elastizitäten und die implizierte Budgetelastizität insgesamt sinnvolle Instrumente für Prognosezwecke sind, vorausgesetzt, es werden vertretbare Prognosewerte für die realwirtschaftliche Entwicklung herangezogen. Insofern ist die Aussagekraft des unter Verwendung der BIP-Elastizitäten ermittelten strukturellen Defizits vor allem durch die Qualität der Schätzung der Output-Lücke bestimmt, die in der vorliegenden Studie bewusst ausgeklammert wurde. Ebenfalls ausgeklammert blieben entsprechend dem Vorgehen der OECD zyklische Zinseffekte bei der Ermittlung des strukturellen Defizits.

Einschränkend ist weiterhin zu vermerken, dass die Prognosegüte der Schätzungen im Rahmen des direkten Ansatzes für die Budgetelastizität insgesamt im vorliegenden Bericht nicht überprüft wurde. Sinnvoll wäre eine Abschätzung der Varianz, die zwar mit einigem Aufwand verbunden ist, aber durch die konsequente Modellierung der verschiedenen Komponenten über ökonometrische Schätzgleichungen im Rahmen einer Systemschätzung erfolgen könnte, die die Kovarianzstruktur erfasst. Bei dem Verfahren der OECD wird eine solche Abschätzung der Varianz indessen dadurch erschwert, dass die Analyse auf mehreren Komponenten basiert, die teilweise durch ökonometrische Schätzungen, teils durch Simulationsrechnungen und teils durch einfache Annahmen ermittelt werden.

Literatur

André, Ch. und N. Girouard, 2005, Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries, *OECD Economics Department Working Papers*, 434, OECD Economics Department.

Barro, R. J., 1979, On the Determination of the Public Debt, *Journal of Political Economy* 87 (1979), 5, 940-971.

Böhringer, C, S. Boeters, T. Büttner und M. Kraus, 2004, Allokative und distributive Effekte einer Abschaffung des ermäßigten Umsatzsteuersatzes, Gutachten für das Bundesministerium der Finanzen.

Bundesministerium der Finanzen, 2005, Datensammlung zur Steuerpolitik, Berlin.

Lang, O., K.-H. Nöhrbaß und K. Stahl, 1997, On Income Tax Avoidance: The Case of Germany, *Journal of Public Economics*, 66 (1997), 2, 327-347.

Europäische Kommission 1995, Technischer Vermerk: Methode der Kommissionsdienststellen zur Konjunkturbereinigung von Haushaltssalden, *Europäische Wirtschaft*, Nr. 60.

Slemrod, J., 1995, Income Creation or Income Shifting? Behavioral Responses to the Tax Reform Act of 1986, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 85 (1995), 2, 175-180.

Anhang: Formale Darstellung des Vorgehens der OECD

Der Haushaltsaldo nach Bereinigung der konjunkturellen Komponenten lässt sich – im Verhältnis zum Potentialoutput – definieren als:

$$b^* = [(\sum_{i=1}^4 T_i^*) - G^* + X] / Y^*, \quad (1)$$

wobei G^* die konjunkturell bereinigten Staatsausgaben, T_i^* die jeweilige konjunkturell bereinigte Komponente der i -ten Steuerkategorie, X die Einnahmen, die nicht aus Steuern resultieren, abzüglich Kapital und netto Zinsleistungen, und Y^* den Potentialoutput, alle in laufenden Preisen, bezeichnet.

Für die Bereinigung der Ausgaben und Einnahmen von ihrer konjunkturellen Komponente werden die tatsächlich realisierten Ausgaben G und Einnahmen T_i herangezogen, die in Variante I entsprechend dem Verhältnis zwischen der strukturellen Arbeitslosigkeit U^* und der tatsächlichen Arbeitslosigkeit U sowie dem Verhältnis zwischen dem Potentialoutput Y^* und dem tatsächlichen Output Y angepasst werden:

$$G^* / G = (U^* / U)^{G_u / G} \quad (2)$$

$$T_i^* / T_i = (Y^* / Y)^{\beta_i} \quad (3)$$

wobei $i = EST, KST, IND, SV$.

Dabei bezeichnet G_u / G den Anteil der Transfers im Rahmen der Arbeitslosenversicherung an den Gesamtausgaben und β_i die Elastizität der i -ten Steuerkategorie hinsichtlich des Verhältnisses zwischen dem Potentialoutput und dem tatsächlichen Output, d.h. also der Output-Lücke.

Der Haushaltssaldo nach Bereinigung der konjunkturellen Komponenten (1) wird unter Berücksichtigung der Beziehungen (2) und (3) zusammengefasst zu:

$$b^* = \left[\left(\sum_{i=1}^4 T_i (Y^* / Y)^{\beta_i} \right) - G (U^* / U)^{G_u / G} + X \right] / Y^*. \quad (4)$$

In Variante II werden die tatsächlich realisierten Ausgaben G entsprechend dem Verhältnis zwischen dem Potentialoutput Y^* und dem tatsächlichen Output Y angepasst:

$$G^* / G = (Y^* / Y)^\alpha, \quad (5)$$

wobei α die Elastizität der tatsächlichen Staatsausgaben hinsichtlich des Verhältnisses zwischen dem Potentialoutput und dem tatsächlichen Output ist.

Das Haushaltssaldo entspricht unter Verwendung von (5):

$$b^* = \left[\left(\sum_{i=1}^4 T_i (Y^* / Y)^{\beta_i} \right) - G (Y^* / Y)^\alpha + X \right] / Y^*. \quad (6)$$

Die Elastizitäten der Steuerkategorien β_i werden jeweils in zwei verschiedene Komponenten, der Elastizität des Steueraufkommens bezüglich der entsprechenden Steuerbasis, η_i , sowie der Elastizität der Steuerbasis bezüglich des jeweiligen Konjunkturindikators, ε_i , unterteilt, so dass:

$$\beta_i = \eta_i \varepsilon_i. \quad (7)$$

Für die Einkommenssteuer, die Sozialbeiträge und die Körperschaftsteuer wird zur Ermittlung der Reagibilität der Bemessungsgrundlage bezüglich der konjunkturellen Entwicklung die Elastizität der Lohnsumme bestimmt gemäß

$$\Delta \log(W_t L_t / Y_t^*) = a + e \Delta \log(Y_t / Y_t^*) + u_t, \quad (8)$$

Dabei beschreibt $W_t L_t$ die Lohnsumme und Δ den Differenzenoperator.

Für die Einkommensteuer und die Sozialversicherungsbeiträge wird die Elastizität der Bemessungsgrundlage auf den Schätzwert gesetzt ($\varepsilon_{EST} = \varepsilon_{SV} = \hat{e}$). Bei der Körperschaftsteuer erfolgt eine Transformation anhand der Profitrate

$$\varepsilon_{KST} = \frac{1 - \hat{e}(1 - \pi)}{\pi} \text{ (siehe oben).}$$

Für die indirekten Steuern wird die Reagibilität der Steuerbasis auf eins ($\varepsilon_{IND} = 1$) gesetzt.

Zur Ermittlung der Sensitivität der Staatsausgaben für die Arbeitslosenunterstützung bezüglich der konjunkturellen Entwicklung wird die Schätzgleichung:

$$\Delta \log(U_t / U_t^*) = c + d \Delta \log(Y_t / Y_t^*) + u_t, \quad (9)$$

zugrunde gelegt. Dabei bezeichnet der Koeffizient d die Elastizität der konjunkturell bedingten Zahl der Arbeitslosen bezüglich der Output-Lücke. Die Elastizität der Staatsausgaben α ergibt sich durch Multiplikation mit dem Budgetanteil

$$\text{der Arbeitslosenversicherung } \alpha = \left(\frac{G_v}{G} \right) \hat{d}.$$

Bearbeiter

Prof. Dr. Thiess Büttner

ist Leiter des Forschungsbereichs »Öffentlicher Sektor« des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, München, und Inhaber des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Finanzwissenschaft an der Ludwig-Maximilians Universität München, und Projektleiter der vorliegenden Studie.

Prof. Dr. Gebhard Flaig

ist Leiter des Forschungsbereichs »Konjunktur und Finanzmärkte« des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, München, und Professor für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Ökonometrie an der Ludwig-Maximilians Universität München, und Projektleiter der vorliegenden Studie.

Anita Dehne

ist Doktorandin im Forschungsbereich »Öffentlicher Sektor« des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, München.

Dr. Oliver Hülsewig

ist wissenschaftlicher Mitarbeiter im Forschungsbereich »Konjunktur und Finanzmärkte« des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, München.

Prof. Dr. Peter Winker

ist Inhaber des Lehrstuhls für Statistik und Ökonometrie an der Justus-Liebig-Universität Giessen und externer Projektpartner.