



Ein disaggregierter Ansatz
zur Berechnung konjunkturbereinigter
Budgetsalden für Deutschland:
Methoden und Ergebnisse

Matthias Mohr

Diskussionspapier 13/01
Volkswirtschaftliches Forschungszentrum
der Deutschen Bundesbank

September 2001

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung der Autoren und nicht notwendigerweise
die der Deutschen Bundesbank wider.

Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Telefon (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-933747-85-6

Zusammenfassung

In diesem Papier wird eine Konjunkturbereinigung des öffentlichen Haushaltssaldos für Deutschland vorgestellt. In den bisher am meisten verbreiteten Ansätzen wird der Konjunkturlauf über die Abweichung des Bruttoinlandsprodukts vom Trend oder von der Normalauslastung der Wirtschaft erfasst. Über Elastizitätsschätzungen werden dann die Auswirkungen auf die wichtigsten makroökonomischen Bemessungsgrundlagen der Einnahmen- und Ausgabenkategorien und schließlich auf die Einnahmen und Ausgaben selbst abgeschätzt. Hier wird ein etwas anderer Weg beschritten: Es werden für die wichtigsten makroökonomischen Bemessungsgrundlagen selbst zyklische Abweichungen von der jeweiligen langfristigen Entwicklung geschätzt, sodass die konjunkturellen Komponenten des Saldos nicht mehr alleine auf die konjunkturelle Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts bezogen werden. Durch diese disaggregierte Herangehensweise können Situationen besser erfasst werden, in denen sich einige der relevanten makroökonomischen Größen im Zyklus nicht parallel zum Bruttoinlandsprodukt entwickeln. Erwartungsgemäß kommen beide Verfahren auf lange Sicht zu sehr ähnlichen Ergebnissen. Für die Beurteilung einzelner Jahre jedoch bietet die disaggregierte Herangehensweise einen Informationsgewinn. Dies ist nicht zuletzt für eine Analyse am jeweils „aktuellen Rand“ wichtig. Weiterhin zeigt sich, dass die Konjunkturabhängigkeit des Saldos in Deutschland geringer ist als bisher vermutet wurde.

Abstract

A method for the calculation of a cyclically adjusted balance for Germany is presented. Within the most commonly applied approaches to cyclically adjusted balances the cyclical effect on the balance is estimated by the deviation of actual output from its normal or trend level and the impact on the most important macroeconomic bases for different expenditure and revenue items. Thereby it is assumed that the cyclical pattern in the macroeconomic bases is a direct mirror image of the cyclical movement of the output gap. The approach followed here does not rely on this assumption. Cyclical deviations in the most relevant macroeconomic bases are computed in a direct way and are not traced back to the output gap by elasticity estimations. This disaggregated method allows for a better analysis of situations in which some of the basic macro variables do not develop in accordance with GDP. As to be expected, the results do not differ much between the two approaches in the long and medium run. For the assessment of fiscal policy in individual years, however, the disaggregated approach offers some analytical insights with respect to the pattern and causes of the cyclical movement of the balance. This is important not at least for an assessment of the respective current year. Furthermore, it is argued that in general the impact of the cycle on the balance is smaller than has been assumed so far.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Das Konzept des konjunkturbereinigten Saldos	2
3	Konjunkturbedingte Einnahmen und Ausgaben	5
3.1	Umsatzsteuer und spezielle Verbrauchsteuern	5
3.2	Lohnsteuer	8
3.3	Sozialversicherungsbeiträge	11
3.4	Steuern auf Betriebsüberschuss und Selbständigeneinkommen	12
3.5	Ausgaben bei Arbeitslosigkeit	13
3.6	Personalausgaben	13
3.7	Bundeszuschuss zur Rentenversicherung	15
4	Zur Anwendung des Hodrick-Prescott-Filters	16
4.1	Das Endpunktproblem und makroökonomische Schocks	18
4.2	Zur Wahl des Glättungsparameters	21
4.3	Das Problem artifizierlicher Zyklen	29
5	Die Entwicklung des Finanzierungssaldos von 1991 bis 2000	30
5.1	Prozyklische Fiskalpolitik	32
5.2	Die Konjunkturreakibilität des Gesamthaushalts	33
5.3	Die Konjunkturreakibilität des Saldos im Vergleich	34
6	Schlussfolgerungen	37
	Literaturverzeichnis	39
	Anhang 1: Verzeichnis der verwendeten Symbole	42
	Anhang 2: Zyklische Komponenten des gesamtstaatlichen Saldos	43
	Anhang 3: Zyklischer Saldo mit und ohne zyklische Personalausgaben	44

Ein disaggregierter Ansatz zur Berechnung konjunkturbereinigter Budgetsalden für Deutschland: Methoden und Ergebnisse

„But the one thing economists know about cyclical adjustments is that we do not know how to do them...“ (Barry Eichengreen¹)

1 Einleitung

Der gesamtstaatliche Haushaltssaldo ist ein wichtiger finanzpolitischer Indikator, der jedoch von vielfältigen Einflussfaktoren bestimmt wird. So spiegeln sich hier einerseits politische Willensbildungs- und Entscheidungsprozesse wider, andererseits aber auch das gesamtwirtschaftliche Umfeld, das selbst wiederum fiskalpolitischen Impulsen ausgesetzt ist. Dies erschwert eine Interpretation der Entwicklung des Haushaltssaldos und die Identifizierung von konjunkturbedingten Einflüssen und temporären Sondereffekten einerseits und der Wirkungen diskretionärer Maßnahmen andererseits.

Von daher sind oft Methoden vorgestellt worden, um zu einem von kurzfristigen Einflüssen weitgehend befreiten „strukturellen“ Haushaltssaldo zu kommen.² Ein solches Konzept hat nicht zuletzt auch vor dem Hintergrund des europäischen Stabilitäts- und Wachstumspakts erheblich an Bedeutung gewonnen, da der Pakt die Mitgliedstaaten der Europäischen Union auf ein mittelfristig ausgeglichenes oder überschüssiges Budget verpflichtet. Im strukturellen Saldo sollten auch die vielfältigen und zum Teil gegensätzlich wirkenden Konjunktoreinflüsse, die eine Einschätzung der längerfristigen Ausrichtung der Finanzpolitik erschweren können, eliminiert werden.

Der konjunkturbereinigte Saldo ist definiert als der Saldo des öffentlichen Gesamthaushalts in der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen abzüglich der

¹ In einem Kommentar zu Alesina, Perotti und Tavares (1998), Brookings Papers on Economic Activity 1, 1998, S.256.

² Jäger (1990); Giorno, Richardson Roseveare und van den Nord (1995); European Commission (1995), S.35-55; Ziebarth (1995), Schaft (1998); Banca d'Italia (1999); Hagemann (1999); Leibfritz (1999); van den Noord (2000).

konjunkturbedingten Komponenten. Grundsätzlich ist zu betonen, dass es vom konjunkturbereinigten Saldo zum oft zitierten „strukturellen“ Saldo weiterer Schritte bedarf: Die fiskalischen Auswirkungen einmaliger Sondereffekte müssen zusätzlich in Abzug gebracht werden. Diese allerdings werden hier nicht behandelt.

In diesem Beitrag wird ein Verfahren zur Konjunkturbereinigung des öffentlichen Haushaltssaldos für Deutschland vorgestellt, das es erlaubt, den zyklischen Saldo in einzelne Einnahmen- und Ausgabenkomponenten zu zerlegen.³ Eine Analyse der Entwicklung des gesamtstaatlichen Saldos in den vergangenen Jahren ergibt, dass die Konjunkturabhängigkeit des öffentlichen Gesamthaushalts in Deutschland relativ gering ist und dass in den Neunzigerjahren die Fiskalpolitik eine eher prozyklische Ausrichtung zeigte.

In Abschnitt 2 wird kurz das hier angewandte Konzept der Konjunkturbereinigung dargestellt. Abschnitt 3 behandelt die Anwendung des Verfahrens auf die einzelnen konjunktur reagiblen Einnahmen- und Ausgabenkomponenten. Methodische Fragen der Auswahl des angemessenen Filters werden in Abschnitt 4 erörtert. In Abschnitt 5 werden die wesentlichen Ergebnisse diskutiert. Abschnitt 6 enthält eine kurze, abschließende Diskussion der Vor- und Nachteile des Verfahrens.

2 Das Konzept des konjunkturbereinigten Saldos

Der gesamtstaatliche Budgetsaldo B wird analytisch in eine konjunkturbedingte Komponente B_c , eine strukturelle Komponente B_s und eine Restkomponente B_r zerlegt. Der konjunkturbereinigte Saldo $B - B_c$ ist damit definiert als

$$B - B_c = B_s + B_r .$$

Der konjunkturbereinigte Budgetsaldo ist somit nicht mit dem strukturellen Saldo identisch, da er noch die Restkomponente B_r enthält. Letztere setzt sich aus Messfehlern, Schwankungen der Einnahmen, die sich beispielsweise aus Verzögerungen in der Steueranlagung oder aus der wechselhaften Zahlungsmoral der Steuerzahler ergeben können, sowie insbesondere einmaligen Einnahmen (wie beispielsweise Vermögensveräußerungen)

³ Dieser disaggregierte Ansatz wurde bereits in Deutsche Bundesbank (2000) in seinen Grundzügen vorgestellt. Eine dem hier vorgestellten Verfahren in weiten Teilen sehr ähnliche Methode wird mit einigen, harmonisierungsbedingten Abweichungen im Rahmen des ESZB zur Beurteilung der öffentlichen Finanzen der Länder der europäischen Union verwendet. Eine Veröffentlichung dieses harmonisierten Ansatzes erfolgt voraussichtlich in naher Zukunft (Bouthevillain u.a. 2001).

und Ausgaben des Staates zusammen.⁴ Daher wird hier auch nicht vom strukturellen sondern vom konjunkturbereinigten Saldo gesprochen. Der konjunkturbedingte Saldo soll damit im Wesentlichen das Wirken der automatischen Stabilisatoren auf den Staatshaushalt abbilden.

Es existieren verschiedene Methoden zur Konjunkturbereinigung des öffentlichen Saldos. Am gebräuchlichsten ist die Elastizitätenmethode: Die einem Konjunktуреinfluss unterliegenden Einnahmen- und Ausgabenkomponenten des öffentlichen Gesamthaushalts werden auf makroökonomische Aggregate - wie beispielsweise den privaten Konsum der privaten Haushalte oder das Arbeiternehmerentgelt - bezogen, die den Bemessungsgrundlagen der Einnahmen und Ausgaben möglichst nahe kommen. Diese makroökonomischen Bezugsgrößen werden ihrerseits auf die zyklische Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts zurückgeführt, das durch die Abweichung von einem längerfristigen Potenzial- oder Trendwert beschrieben wird. Die Zusammenhänge zwischen den makroökonomischen Bezugsgrößen und den Einnahmen- und Ausgabenkomponenten des Haushalts einerseits und den Bezugsgrößen und dem Bruttoinlandsprodukt andererseits werden über Elastizitäten geschätzt. Nach den in der Praxis üblichen Verfahren werden als konjunkturbedingte Einnahmen und Ausgaben jene Bestandteile des Saldos gemessen, die durch die Abweichung des realen Produktionsniveaus vom Produktionspotenzial Y_g bedingt sind. Definiert man y_c als Produktionslücke $(Y - Y_g)/Y$, folgt daraus für die konjunkturbedingten Einnahmen des Saldos⁵

$$T_c^i = T^i \eta_{T^i, V^i} \eta_{V^i, Y} y_c,$$

wobei η_{T^i, V^i} die Elastizität der Einnahme T^i nach der Bezugsgröße V^i , $\eta_{V^i, Y}$ die Elastizität von V^i nach dem Bruttoinlandsprodukt Y bezeichnen. Im herkömmlichen Ansatz wird damit implizit eine prozentuale, zyklische Abweichung der Bezugsgröße V^i von ihrem Trend definiert:

$$v_c^i = \eta_{V^i, Y} y_c$$

Die konjunkturbedingten Ausgaben sind dementsprechend als $X_c^j = X^j \eta_{X^j, V^j} \eta_{V^j, Y} y_c$ definiert.

⁴ Idealerweise sollte der konjunkturbereinigte Saldo die regelmäßig auftretenden und institutionell bedingten Verzögerung der Steuereinnahmen berücksichtigen.

⁵ Genaugenommen ist die Produktionslücke definiert als $(Y - Y_g)/Y_g$. Die hier gewählte Definition von y_c ist aber in diesem Zusammenhang zweckmäßiger. Der Unterschied zwischen diesen beiden Definitionen ist vernachlässigbar gering.

Hierbei wird unterstellt, dass auch auf kurze Sicht eine stabile Beziehung zwischen der Bemessungsgrundlage und dem BIP besteht, die in der Elastizität zum Ausdruck kommt, sodass das sich ergebende Konjunkturmuster von V^i mit dem des BIP identisch ist und die zyklischen Abweichungen der relevanten makroökonomischen Größen von ihrem Trend zu denen des BIP parallel verlaufen. So werden in diesem Ansatz letztlich alle einem Konjunkturfaktor unterworfenen Einnahmen und Ausgaben auf die Konjunkturbewegungen des realen Bruttoinlandsprodukts zurückgeführt.

In langfristiger Sicht ist diese Vorgehensweise auch gerechtfertigt, da langfristig das Bruttoinlandsprodukt mit seinen Komponenten in einem engen Zusammenhang steht. Kurzfristig kann es hier jedoch zu Abweichungen kommen, die für eine Bewertung der Finanzpolitik gerade auch am aktuellen Rand von Bedeutung sind. Eine allein auf die konjunkturelle Entwicklung des BIP bezogene Betrachtungsweise kann somit in einzelnen Jahren zu Fehleinschätzungen führen. Hier wird daher der Versuch unternommen, den Elastizitätenansatz so zu modifizieren, dass sich die kurzfristige Entwicklung der wichtigsten makroökonomischen Bezugsgrößen von der des Bruttoinlandsprodukts unterscheiden kann. Dabei wird das zyklische Muster dieser Größen jeweils als Abweichung vom eigenen, langfristigen Trend dargestellt.⁶ Im Unterschied zum herkömmlichen Elastizitätenansatz, in dem Abweichungen vom Potenzial- oder Trendwert des *realen* BIP den Konjunkturverlauf charakterisieren, werden hier jedoch die Trendabweichungen der nominalen anstatt der realen Bezugsgrößen gewählt, da diese letztlich die für die Elastizitäten der Einnahmen- und Ausgabenkomponenten wesentlichen Variablen darstellen.

Im hier verfolgten disaggregierten Ansatz wird somit die Trendabweichung v_c^i als relative Abweichung vom eigenen Trend ermittelt, sodass das konjunkturelle Muster der Bemessungsgrundlage von dem des BIP verschieden sein kann. Wenn v_c^i die prozentuale Trendabweichung der Bezugsgröße V^i bezeichnet, kann die konjunkturelle Komponente der Einnahmenkategorie T^i mit

$$T_c^i = T^i \eta_{T^i, V^i} v_c^i,$$

berechnet werden. In gleicher Weise wird bei den Ausgabenkomponenten verfahren. Benennt man mit X^j die Ausgabekomponente j , setzt sich der konjunkturbedingte Saldo aus der Summe der zyklisch bedingten Einnahmen abzüglich der Summe der konjunkturbedingten Ausgaben zusammen:

$$B_c = \sum_i T_c^i \eta_{T^i, V^i} v_c^i - \sum_j X^j \eta_{X^j, V^i} v_c^j = \sum_i T_c^i - \sum_j X_c^j$$

3 Konjunkturbedingte Einnahmen und Ausgaben

In der Praxis hat sich - vor allem durch den Beitrag der OECD (Giorno, Richardson, Roseveare und van den Noord 1995 sowie van den Noord 2000) motiviert - in der Identifizierung der einem Konjunkturlauf unterliegenden Budgetposten ein Standard durchgesetzt. Dabei ist die Frage maßgebend, ob Einnahmen- und Ausgabenkategorien ohne diskretionäre Eingriffe des Staates auf konjunkturelle Veränderungen der jeweiligen Bemessungsgrundlagen reagieren. So werden auf der Einnahmenseite Steuereinnahmen und Beiträge zu den Sozialversicherungen konjunkturbereinigt, auf der Ausgabenseite jedoch allein die Ausgaben für Arbeitslosigkeit. Dieser Standard wird hier im Wesentlichen übernommen. Er wird jedoch an einigen Stellen an das institutionelle Design in Deutschland angepasst.

Einnahmen	Makroökonomische Bezugsgrößen
Umsatzsteuer ⁽¹⁾	nominaler Konsum der privaten Haushalte
Verbrauchssteuern ⁽²⁾	realer Konsum der privaten Haushalte
Lohnsteuer mit Solidaritätszuschlag	Durchschnittliches nominales Arbeitnehmerentgelt und abhängig Beschäftigte im privaten Sektor
Sozialversicherungsbeiträge ⁽³⁾	nominales Arbeitnehmerentgelt im privaten Sektor
Steuern auf Betriebsüberschuss und Selbständigeneinkommen ⁽⁴⁾	Betriebsüberschuss und Selbständigeneinkommen
Ausgaben	Makroökonomische Bezugsgrößen
Ausgaben für Arbeitslosengeld ⁽⁵⁾	Arbeitslose
Kurzarbeitergeld	Kurzarbeiter
allgemeiner Bundeszuschuss an die Rentenversicherung der Arbeiter und Angestellten	nominales Arbeitnehmerentgelt im privaten Sektor, durchschnittliches nominales Arbeitnehmerentgelt im privaten Sektor
Personalausgaben des Staates	Tariflöhne im privaten Sektor

⁽¹⁾ Bereinigt um Umsatzsteuer auf Käufe des Staates.
⁽²⁾ Umfasst die Summe aus Mineralöl-, Tabak-, Kaffee-, Branntwein-, Schaumwein-, Bier-, Kfz- und Versicherungssteuer. Ab 1999 zuzüglich Stromsteuer.
⁽³⁾ Nur Beiträge an die Bundesanstalt für Arbeit und für die gesetzliche Kranken- und Pflegeversicherung, bereinigt um die von der Bundesanstalt für Arbeit und der Rentenversicherung entrichteten Beiträge.
⁽⁴⁾ Summe aus veranlagter Einkommensteuer, Körperschaftsteuer, nicht veranlagten Steuern vom Ertrag, Zinsabschlag, jeweils einschließlich Solidaritätszuschlag, und Gewerbesteuer.
⁽⁵⁾ Bereinigt um Sozialversicherungsbeiträge der Bundesanstalt für Arbeit.

Tabelle 3.1: Zuordnung von Einnahmen und Ausgaben zu makroökonomischen Bezugsgrößen

Es sind vor allem diese Anpassungen, die schließlich zu einer geringeren Konjunkturabhängigkeit des Saldos führen, als bisher berechnet wurde. So werden auf der Einnahmenseite die Beiträge zur staatlichen Rentenversicherung außen vor gelassen und auf der Ausgabenseite der allgemeine Bundeszuschuss zur Rentenversicherung sowie die

⁶ Zu einem ähnlichen Vorgehen siehe Momigliano und Staderini (1999).

Ausgaben für das Personal im öffentlichen Dienst als konjunkturabhängige Komponenten einbezogen. Tabelle 3.1 zeigt die Zuordnung von Einnahmen und Ausgaben zu den entsprechenden makroökonomischen Bezugsgrößen.

Für die Wahl der Bezugsgrößen ist ausschlaggebend, dass sie die wichtigsten Komponenten des BIP im *privaten Sektor* abbilden sollen. Der staatliche Sektor bleibt hier außen vor, damit das der Konjunkturbereinigung zu Grunde gelegte zyklische Muster nicht allzu sehr durch diskretionäre Maßnahmen des Staates verzerrt wird. Gleichzeitig werden - von bestimmten Ausnahmen abgesehen - die berücksichtigten Komponenten des Staatshaushalts um Zahlungen innerhalb des Staatssektors bereinigt, sodass konjunkturbedingte Einnahmen oder Ausgaben, die an anderer Stelle zu entsprechenden Ausgaben oder Einnahmen in gleicher Höhe führen (und umgekehrt), netto ausgewiesen werden.

3.1 Umsatzsteuer und spezielle Verbrauchsteuern

Dies bedeutet im Falle der Umsatzsteuer, dass ein auf die Käufe des Staates entfallender geschätzter Teil des Umsatzsteueraufkommens abgezogen werden muss.⁷ Dazu wird die Summe der umsatzsteuerbelasteten Käufe des Staates ermittelt und danach die darin enthaltene Umsatzsteuer geschätzt.

Die umsatzsteuerbelasteten Käufe des Staates umfassen zunächst die Investitionen und die Sachkäufe (Vorleistungen und soziale Sachleistungen) des Staates. Von den Letzteren ist der Teil der sozialen Sachleistungen der Gebietskörperschaften abzusetzen, der nicht umsatzsteuerbehaftet ist. Dies sind im Wesentlichen die in den sozialen Sachleistungen der Gebietskörperschaften enthaltenen Personalausgaben, die mit 70% der gesamten sozialen Sachleistungen der Gebietskörperschaften geschätzt werden.⁸ Schließlich sind noch umsatzsteuerbelastete Sachkäufe der Sozialversicherungen zu addieren, wobei von den Sozialversicherungen im Wesentlichen nur die Kranken- und die Pflegeversicherung betroffen sind. Deren Ausgaben für Krankenhausleistungen und Leistungen der Pflegeheime enthalten umsatzsteuerbelastete Anteile, da Krankenhäuser und Pflegeheime nicht zum

⁷ Hierbei wird unterstellt, dass der auf die Käufe des Staates entfallende Anteil des Umsatzsteueraufkommens durch den Anteil dieser Käufe an der Inlandsnachfrage ohne Investitionen im privaten Sektor angenähert werden kann. Wahrscheinlich ergibt sich hier eine Unterschätzung, da davon ausgegangen werden kann, dass der Staat zu einem geringeren Teil mit dem niedrigeren Satz besteuerte Güter erwirbt als die privaten Haushalte.

⁸ 70% entspricht etwa dem Anteil der Personalausgaben der Krankenhäuser an ihren Gesamtausgaben. Es wird unterstellt, dass die sozialen Sachleistungen der Gebietskörperschaften, die hauptsächlich die für den Betrieb von Heimen und Anstalten anfallenden Kosten darstellen, eine vergleichbare Struktur aufweisen.

Vorsteuerabzug berechtigt sind.⁹ Diese belasteten Anteile bestehen überwiegend aus den darin enthaltenen Sachaufwendungen, die mit etwa 30% der gesamten Krankenhausleistungen und der Aufwendungen für die Unterbringung in Heimen angesetzt werden können.

In einem nächsten Schritt wird eine makroökonomische Größe gesucht, welche die tatsächliche Bemessungsgrundlage des Umsatzsteueraufkommens möglichst gut approximiert. Die für die Konjunkturbereinigung letztlich verwendete makroökonomische Bezugsgröße stellt der private Konsum dar, denn hier sind der Staatskonsum und die Investitionen des Staates als diskretionäre Elemente der inländischen Verwendung nicht mehr enthalten.¹⁰ Die mit Umsatzsteuer belasteten Anteile an den Sachkäufen des Staates machen etwa 17 bis 18% dieser modifizierten inländischen Verwendung aus. Da der Tarif der Umsatzsteuer gut durch einen linearen Tarif angenähert werden kann, wird davon ausgegangen, dass auch etwa 17% des gesamten Umsatzsteueraufkommens aus den umsatzsteuerbelasteten Anteilen an den Sachkäufen des Staates resultieren und vor der Konjunkturbereinigung vom Umsatzsteueraufkommen abgezogen werden müssen.

Die Umsatzsteuer folgt einem proportionalen Tarif mit einem niedrigeren Steuersatz für ausgewählte Güter. Unter der Annahme, dass sich der Anteil der mit dem niedrigeren Satz besteuerten Güter im Konjunkturverlauf nicht wesentlich ändert, kann von einer Elastizität des Umsatzsteueraufkommens hinsichtlich des Konsums der privaten Haushalte von eins ausgegangen werden. Als Konjunkturkomponente des Umsatzsteueraufkommens ergibt sich somit

$$T_{c,t}^U = T_t^U c_{c,t},$$

wobei T_U das tatsächliche, um die Umsatzsteuer auf Käufe des Staates bereinigte Umsatzsteueraufkommen bezeichnet.

Die speziellen Verbrauchsteuern (mit Mineralöl-, Tabak- und Branntweinsteuer als den wichtigsten Komponenten) werden als überwiegende Mengensteuern auf den realen privaten Konsum bezogen. Diese Zuordnung ist insofern nicht genau, insoweit die Preisentwicklung der mit den speziellen Verbrauchsteuern belegten Güter von der Preisentwicklung des privaten Konsums insgesamt abweicht. Allerdings lässt sich empirisch ein

⁹ Es wird vereinfachend unterstellt, dass die in den Sachkäufen der Krankenhäuser und Pflegeheime enthaltene Umsatzsteuer voll auf die Sozialversicherungskassen überwältzt wird.

¹⁰ Dabei ist zu berücksichtigen, dass die makroökonomischen Bezugsgrößen für die Einnahmen und Ausgaben nur als Annäherung an die wahren Bemessungsgrundlagen zu verstehen sind. So enthält der private Konsum Komponenten, die nicht umsatzsteuerbelastet sind, wie beispielsweise Mieten.

enger Zusammenhang zwischen beiden Aggregaten nachweisen, sodass die Zuordnung als Annäherung geeignet ist. Die kurzfristige Elastizität der speziellen Verbrauchsteuern auf Veränderungen des realen Konsums der privaten Haushalte wird mit 0,8 geschätzt, und man erhält für die Konjunkturkomponente der speziellen Verbrauchsteuern T^V

$$T_{c,t}^V = T_t^V \cdot 0,8 \cdot c_{r,c,t}$$

3.2 Lohnsteuer

Zwei Einflussfaktoren auf das Aufkommen der progressiven Lohnsteuer sind analytisch zu trennen: Zum einen reagiert das Aufkommen auf eine reine Ausweitung der Beschäftigung bei angenommener Konstanz der durchschnittlichen Einkommen der Arbeitnehmer mit einer Elastizität von eins. Zum anderen hat der progressive Tarifverlauf der Einkommensteuer zur Folge, dass sich Veränderungen des durchschnittlichen Arbeitnehmer-einkommens bei unterstellter Konstanz der Beschäftigung mit einer deutlich größeren Elastizität auswirken. Die Schätzung der Elastizität des Lohnsteueraufkommens erfolgt auf der Basis eines Lohnsteuermodells, welches unter Berücksichtigung des jeweils aktuellen Steuertarifs mit den wichtigsten Freibeträgen und der Verteilung der Einkommen aus un-selbständiger Arbeit innerhalb der Steuerklassen eine Schätzung der Bemessungsgrundlagen- und der Tarifelastizität erlaubt. Hierbei wird vereinfachend eine im Zeitverlauf konstante Einkommensverteilung unterstellt.

Jahr	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Bemessungsgrundlagenelastizität	1,23	1,24	1,23	1,23	1,21	1,17	1,17	1,16	1,16	1,16	1,15
Tarifelastizität	1,47	1,47	1,47	1,47	1,46	1,60	1,60	1,60	1,62	1,66	1,65
Aufkommenselastizität	1,81	1,82	1,81	1,81	1,77	1,87	1,87	1,86	1,88	1,93	1,90

Tabelle 3.2: Lohnsteuerelastizitäten

Die so gewonnenen Schätzungen der Aufkommenselastizitäten - das Produkt der Bemessungsgrundlagen- und der Tarifelastizität - sind nicht konstant, da sie vom aktuellen Steuerrecht beeinflusst werden (Tabelle 3.2). Beispielsweise macht sich die Erhöhung des Grundfreibetrags im Jahr 1996 in einem Sprung in der Tarifelastizität um 0,14 deutlich bemerkbar. Im Jahr 1995 wurde die Vorsorgepauschale stark angehoben. Entsprechend sinkt die Bemessungsgrundlagenelastizität, die Elastizität des zu versteuernden Einkommens nach dem Einkommen. Insgesamt ist die Bandbreite der Elastizitäten jedoch gering. Der Mittelwert liegt bei 1,85.

Diese Schätzung der Elastizität des Lohnsteueraufkommens lässt sich durch eine ökonomische Schätzung untermauern. Es bezeichnen τ , w und l die Logarithmen des Lohnsteueraufkommens, des Arbeitnehmerentgelts und der abhängig Beschäftigten. ADF-Tests haben ergeben, dass die Größen l , w und τ als $I(1)$ -Prozesse aufgefasst werden können. Die Residuen ε_t aus der geschätzten Langfristbeziehung

$$\tau_t = \alpha_0 + \alpha_1(w_t - l_t) + \alpha_2 l_t + \delta I_{90} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

erweisen sich als stationär. In die Schätzgleichung (3.1) wird zusätzlich die Dummyvariable I_{90} integriert. Sie nimmt den Wert 1 für das Jahr 1990 und ansonsten den Wert 0 an und berücksichtigt damit die Einnahmefälle aus dem Steuerreformgesetz 1988 die damals mit etwa 30 Mrd. DM veranschlagt wurden. Damit können mit Hilfe des Fehlerkorrekturmodells

$$\Delta\tau_t = \gamma_0 + \gamma_1\tau_{t-1} + \gamma_1\gamma_2(w_{t-1} - l_{t-1}) + \gamma_1\gamma_3 l_{t-1} + \beta_1(\Delta w_t - \Delta l_t) + \beta_2\Delta l_t + \delta I_{90} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

die kurzfristigen Aufkommenselastizitäten β_i und die langfristigen Elastizitäten γ_i nicht-linear geschätzt werden.¹¹

Die Schätzung ergibt plausible Parameterwerte (Tabelle 3.3) und bestätigt im Wesentlichen die Erwartungen. Alle Elastizitätsparameter sind signifikant. Die Test-Statistik für den Anpassungsparameter γ_1 , der die Reaktion des Steueraufkommens auf Abweichungen von dem durch die Kointegrationsbeziehung definierten langfristigen Gleichgewicht wiedergibt, ist unter der Nullhypothese, dass keine Kointegrationsbeziehung vorliegt, nicht signifikant.¹² In großen Stichproben könnte man in einem solchen Fall die Nullhypothese nicht verwerfen. Die Stärke dieses Tests auf Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung ist jedoch in kleinen Stichproben gering. Auch erscheint es aus theoretischen Gründen nicht sinnvoll, eine langfristige Beziehung zwischen dem Lohnsteueraufkommen einerseits und dem durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelt und den abhängig Beschäftigten andererseits zu verneinen. Berücksichtigt man zusätzlich das Resultat des Engle-Granger Tests, nach dem die Residuen aus der Schätzung der langfristigen Gleichung (3.1) als stationär angesehen werden können, so kann hier trotz der unter der Nullhypothese zu geringen Teststatistik für

¹¹ Zusätzliche Terme mit verzögerte Differenzen der endogenen und exogenen Variablen erwiesen sich als nicht signifikant.

¹² Unter der Nullhypothese, dass keine Kointegrationsbeziehung vorliegt, ist der kritische Wert aus der t -Verteilung hier nicht relevant. Der kritische Wert für den Parameter γ_1 beträgt dann 3,57 (Banerjee, Dolado und Mestre 1998).

den Anpassungsparameter γ_1 von der Existenz einer Kointegrationsbeziehung ausgegangen werden.¹³

Langfristige Beziehung				
	Parameter	Standardfehler	t-Statistik	Prob.
α_0	4,274479	0,221482	19,29940	0,0000
α_1	1,542673	0,021105	73,09628	0,0000
α_2	-0,867569	0,101680	-8,532314	0,0000
δ	-0,137309	0,055121	-2,491029	0,0175
R^2	0,997502	R^2 adj.	0,997367	
Jahresdaten, 1961 bis 1999				
Fehlerkorrekturmodell				
	Parameter	Standardfehler	t-Statistik	Prob.
γ_0	1,392555	0,530269	2,626130	0,0131
γ_1	-0,366886	0,119065	-3,081397	0,0042
γ_2	-1,532719	0,047371	-32,35563	0,0000
γ_3	-0,818039	0,167522	-4,883183	0,0000
β_1	1,912115	0,254425	7,515431	0,0000
β_2	1,076086	0,137419	7,830673	0,0000
δ	-0,132591	0,036328	-3,649835	0,0009
R^2	0,825716	R^2 adj.	0,793038	
Jahresdaten, 1961 bis 1999				

Tabelle 3.3: Fehlerkorrekturmodell zur Schätzung der Elastizität des Lohnsteueraufkommens

Die kurzfristige Elastizität des Lohnsteueraufkommens nach der Zahl der abhängig Beschäftigten wird mit 1,08, also nahezu 1 geschätzt. Die kurzfristige Elastizität nach dem durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelt beträgt 1,9 und liegt damit nahe an den aus dem Lohnsteuermodell gewonnenen Größen von 1,8 bis 1,9. Die langfristige Elastizität nach dem Durchschnittseinkommen wird sowohl in der Engle-Granger Gleichung (Tabelle 3.3, oberer Teil) als auch im Fehlerkorrekturmodell nahezu gleich hoch mit etwa 1,5 geschätzt und liegt damit eindeutig unter der kurzfristigen Elastizität.

¹³ Unter der Voraussetzung, dass eine Kointegrationsbeziehung vorliegt, ist der Anpassungsparameter γ_1 t-verteilt und wäre damit signifikant auf dem 5% Niveau.

3.3 Sozialversicherungsbeiträge

Man kann von einem nahezu linearen Zusammenhang zwischen den Sozialversicherungsbeiträgen und dem Arbeitnehmerentgelt und somit einer Elastizität von eins ausgehen.¹⁴ Der konjunkturelle Effekt auf die Beitragseinnahmen berechnet sich damit wie folgt:

$$T_{c,t}^S = T_t^S w_{q,c,t}.$$

Anders als in bisher bekannten Verfahren zur Konjunkturbereinigung werden hier nur Beiträge zur gesetzlichen Pflege- und Krankenversicherung sowie zur Bundesanstalt für Arbeit und damit nur etwa 38% der gesamten Einnahmen aus Sozialversicherungsbeiträgen berücksichtigt.

Der Haushalt der gesetzlichen Rentenversicherung muss derzeit bis auf einen geringen Überschuss, der die Schwankungsreserve auf dem Niveau von einer Monatsausgabe hält, ausgeglichen sein. Auf Grund dieser Verpflichtung zu einem leicht überschüssigen Saldo werden die Beitragssätze angehoben (gesenkt), wenn die Versichertenentgelte im Konjunkturverlauf sinken (steigen).¹⁵ Zyklische bedingte Schwankungen im Saldo der gesetzlichen Rentenversicherung können also nur dann entstehen, wenn das jährliche Punktziel grundsätzlich zu Gunsten eines größeren Schwankungsintervalls aufgegeben würde.¹⁶

Die jährliche Anpassung des Beitragssatzes zur gesetzlichen Rentenversicherung beruht auf einer Schätzung der Entwicklung des Arbeitnehmerentgelts im jeweiligen Jahr. Der Haushaltsausgleich ist daher immer nur ex ante gegeben, ex post können Schätzfehler zu einem unausgeglichenen Saldo über oder unter dem zum Erhalt der vorgeschriebenen

¹⁴ Der unmittelbar regressiv wirkende Effekt der Beitragsbemessungsgrenzen wird durch die jährliche Anpassung der Grenzen konterkariert, so dass als gute Annäherung von einem proportionalem Tarif der Sozialversicherungsbeiträge ausgegangen werden kann.

¹⁵ Die damit verbundene prozyklische Reaktion auf der Einnahmenseite wird allerdings dadurch abgeschwächt, dass auch die Rentenausgaben - mit einjähriger Verzögerung - grundsätzlich der durchschnittlichen Lohnentwicklung folgen.

¹⁶ Vor 1992 musste ausgeschlossen werden, dass die Schwankungsreserve innerhalb einer 15-jährigen Planungsperiode in jeweils zwei aufeinanderfolgenden Jahren die Höhe einer Monatsausgabe unterschritt, und der Beitragssatz musste entsprechend angepasst werden. Nach 1992 sollte in jedem Jahr die Schwankungsreserve eine Monatsausgabe erreichen. Da der Beitragssatz nicht schnell genug an die neue Regelung angepasst wurde, ergaben sich in einer zweijährigen Übergangsperiode bis 1994 Überschüsse der Rücklagen über die vorgeschriebene Höhe einer Monatsausgabe. In einer solchen Ausnahmekonstellation können konjunkturbedingte Schwankungen der Beitragseinnahmen auf das Budget der Rentenversicherung voll durchschlagen so dass für diesen Fall angenommen zyklische Reaktionen des Saldos der gesetzlichen Rentenversicherung zu berücksichtigen wären.

Schwankungsreserve notwendigen Betrag führen. Solche Schätzfehler werden nicht als konjunkturbedingt angesehen. Sie wären bei der Berechnung eines strukturellen Defizits zusätzlich als Sondereffekte zu berücksichtigen.

Die Pflicht zum Haushaltsausgleich gilt auch für die anderen Sozialversicherungskassen, führt aber anders als bei der Rentenversicherung nicht unmittelbar zu einem konjunkturneutralen Saldo. So erfolgt im Falle der Pflegeversicherung keine automatische Anpassung des Beitragssatzes. Hier und auch im Falle der gesetzlichen Krankenversicherung erlauben über die vorgeschriebene Höhe hinausgehende Rücklagen ein Durchschlagen der Konjunktur auf den Haushalt. Im Falle der Bundesanstalt für Arbeit wird der Haushaltsausgleich durch den Bundeszuschuss hergestellt, sodass sich Konjunkturreffekte in der Entwicklung der Beitragseinnahmen und in den unten besprochenen Ausgaben für Arbeitslosigkeit letztlich im Bundeshaushalt niederschlagen.

3.4 Steuern auf Betriebsüberschuss und Selbständigeneinkommen

Bei den insoweit besprochenen Einnahmenkomponenten kann von einem engen empirischen Zusammenhang zur jeweiligen makroökonomischen Bezugsgröße ausgegangen werden. Im Falle der aggregierten Steuern auf Betriebsüberschuss und Selbständigeneinkommen - der Summe aus veranlagter Einkommensteuer, Körperschaftsteuer, Gewerbesteuer und den Kapitalertragsteuern - ist dieser Zusammenhang jedoch deutlich unsicherer, wofür im Wesentlichen zwei Gründe zu nennen sind: Zum Ersten folgt das Aufkommen der gewinnbezogenen Steuern den Bemessungsgrundlagen mit stark schwankenden Verzögerungen gegenüber der Periode, in der die Steuerschuld entsteht. Zum Zweiten stellt die makroökonomische Bezugsgröße dieser Steuern einen in hohem Maße mit Messfehlern behafteten Rest aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen dar. Die vorgenommene stilisierte Zerlegung dieses Steueraggregats in eine zyklische und eine bereinigte Komponente unter den Annahmen stabiler zeitlicher Verzögerungen im Aufkommen und stabiler Elastizitäten kann daher gerade hier in einzelnen Jahren zu Fehlschätzungen führen. Sie muss gegebenenfalls durch eine qualitative Einschätzung modifiziert werden.

Versuche, die Aufkommenselastizität der veranlagten Steuern und die Lag-Struktur des Aufkommens ökonometrisch zu bestimmen, scheiterten. Die Lag-Struktur kann aber annähernd über die Steuerstatistik ermittelt werden, wenn man das Aufkommen der Vorauszahlungsmonate mit dem der Nachzahlungsmonate vergleicht. Da die Höhe der Nachzahlungen in den Vorauszahlungsmonaten nicht bekannt ist, wird vereinfachend unterstellt, dass in den Vorauszahlungsmonaten keine Nachzahlungen erfolgen. So ermittelt man, dass etwa 70% des Aufkommens der veranlagten Steuern auf die Vorauszahlungsmonate ent-

fallen. Von den restlichen 30% wird angenommen, dass sie zu gleichen Anteilen auf Gewinne in den beiden vorangegangenen Jahre zuzurechnen sind. Unterstellt man für das Aufkommen der veranlagten Einkommensteuer eine Elastizität von 1,5 und für die restlichen Steuern dieses Steueraggregats eine von 1, kann die Elastizität der Steuern auf Betriebsüberschuss- und Selbständigeneinkommen als gewichtete Summe von 1,3 hergeleitet werden. Die Gleichung

$$T_{c,t}^P = T_t^P (0,9 \cdot p_{c,t} + 0,2 \cdot p_{c,t-1} + 0,2 \cdot p_{c,t-2})$$

bestimmt somit die zyklische Komponente dieses Steueraggregats.

3.5 Ausgaben bei Arbeitslosigkeit

Unter den Ausgaben sind die für Arbeitslosengeld und das Kurzarbeitergeld zweifelsfrei als konjunkturellen Einflüssen unterliegende Positionen anzusehen. Das Kurzarbeitergeld wird in seiner gesamten Höhe als konjunkturbedingte Ausgabe verbucht. Beim Arbeitslosengeld hingegen ist zu berücksichtigen, dass Arbeitslosigkeit zu einem hohen Teil als strukturell einzustufen ist. Daher wird hier ähnlich wie auch bei den Einnahmenkategorien verfahren: Die Trendabweichung der relevanten Bezugsgröße - der Zahl der Arbeitslosen - bestimmt die zyklische Komponente der Ausgaben für Arbeitslosengeld. Dabei wird angenommen, dass alle konjunkturell arbeitslos gewordenen Arbeitnehmer ein Arbeitslosengeld in Höhe des durchschnittlichen Bezugs pro Arbeitslosengeldempfänger erhalten, der noch um die darauf entfallenden Beiträge der Bundesanstalt für Arbeit an die gesetzliche Krankenversicherung zu bereinigen ist. Das Produkt aus dem so berechneten durchschnittlichen Nettobezug und der Zahl der konjunkturbedingten Arbeitslosen ergibt die zyklische Komponente des Arbeitslosengeldes.

3.6 Personalausgaben

Die Ausgaben der öffentlichen Hand für die Löhne und Gehälter ihrer Beschäftigten bilden eine weitere konjunkturabhängige Komponente auf der Ausgabenseite. Im strengen Sinne sind diese Ausgaben in voller Höhe als diskretionär anzusehen und werden deswegen in bisher angewandten Verfahren zur Konjunkturbereinigung auch nicht berücksichtigt. Das impliziert jedoch, dass jede Erhöhung der Löhne und Gehälter im Staatssektor in Gänze auf den konjunkturbereinigten (und damit auch den strukturellen) Saldo durchschlägt - auch

dann, wenn sie hinter der entsprechenden Entwicklung im privaten Sektor zurückbleibt. Im Falle Deutschlands allerdings erscheint die dahinter stehende Annahme, dass der Staat normalerweise eine von der allgemeinen Lohnentwicklung unbeeinflusste Lohnpolitik betreibt, wenig plausibel. In dem hier institutionell üblichen Lohnfindungsprozess nimmt der private Industriesektor mit seinen Tarifabschlüssen eine Vorreiterrolle ein, und die öffentliche Hand orientiert sich faktisch daran. Dies spiegelt sich auch in der deutlichen statistischen Beziehung zwischen den Änderungsraten der durchschnittlichen Personalausgaben und den Änderungsraten der Indizes der realen Tariflöhne und -gehälter im privaten Sektor auf Jahresbasis wider.

Abhängige Variable: reale Personalausgaben des Staates, dlog				
	Parameter	Standardfehler	t-Statistik	Prob.
c	-0,007876	0,02517	-31,128533	0,0042
dlog(reale Tariflöhne, privater Sektor)	1,174508	0,087551	13,41510	0,0000
R ²	0.869543			
R ² , adj.	0.864711			
DW:	1.488655			
Jahresdaten, 1961 bis 1999				

Tabelle 3.4: Wachstumsrate der durchschnittlichen realen Personalausgaben des Staates

Tabelle 3.4 zeigt das Ergebnis einer einfachen Regression. Die Tariflohn­elastizität der realen durchschnittlichen Personalausgaben des Staates wird hier mit 1,17 und damit nahe eins geschätzt.¹⁷ Es erscheint daher gerechtfertigt, eine zyklische Komponente der Personalausgaben des Staates wie folgt auszuweisen:

$$X_{c,t}^{\ddot{}} = X_t^{\ddot{}} f_{q,c,t}.$$

Die Lohn- und Gehaltszahlungen der öffentlichen Hand werden um jenen Teil bereinigt, der sich durch die Anpassung der tariflichen Löhne und Gehälter an die entsprechende konjunktur­bedingte Entwicklung im privaten Sektor ergibt. In diesem Sinne sind nur noch solche Änderungen in den Personalausgaben diskretionär, die entweder auf Veränderungen der Beschäftigung im öffentlichen Sektor oder auf von konjunkturellen Entwicklungen im privaten Sektor abweichende Lohn- und Gehaltsanpassungen zurückzuführen sind.

¹⁷ Der Index der Tariflöhne- und Gehälter und die durchschnittlichen Personalausgaben wurden mit dem Preisindex des privaten Verbrauchs deflationiert.

3.7 Bundeszuschuss zur Rentenversicherung

Der allgemeine Zuschuss des Bundes an die Rentenversicherung der Arbeiter und Angestellten wird im laufenden Jahr entsprechend der prozentualen Veränderung des durchschnittlichen Arbeitnehmereinkommens im Vorjahr und der prozentualen Veränderung des Beitragssatzes zur Rentenversicherung im aktuellen Jahr angepasst. Aus dieser Regel lassen sich die Elastizitäten des Bundeszuschusses ableiten.¹⁸ In vereinfachter Darstellung setzen sich die Einnahmen der Rentenversicherung T^R aus den Beitragseinnahmen und dem Bundeszuschuss zusammen:

$$T_t^R = r_t W_t + X_t^Z. \quad (3.3)$$

Die Ausgaben bestehen aus den Rentenzahlungen:

$$X_t^R = N_t^R R_t. \quad (3.4)$$

Die durchschnittliche Rente wächst mit der Lohnentwicklung des Vorjahres:

$$\Delta R_t = R_t (\hat{W}_{t-1} - \hat{L}_{t-1}). \quad (3.5)$$

Der Bundeszuschuss wird an die prozentualen Veränderungen der Lohnentwicklung des Vorjahres und des Beitragssatzes im laufenden Jahr angepasst:

$$\Delta X_t^Z = X_t^Z (\hat{W}_{t-1} - \hat{L}_{t-1} + \Delta r_t / r_t). \quad (3.6)$$

Die Rentenkassen verändern den Beitragssatz so, dass ihr Haushalt ausgeglichen ist und somit die Bedingung $\Delta X_t^R = \Delta T_t^R$ erfüllt ist. Zusammen mit Gleichung (3.3) und Gleichung (3.4) folgt daraus für die Anpassung:

$$\Delta r_t = (N_t^R R_t (\hat{W}_{t-1} - \hat{L}_{t-1}) - r_t \Delta W_t - \Delta X_t^Z) / W_t \quad (3.7)$$

Setzt man in Gleichung (3.6) für Δr_t das Ergebnis aus Gleichung (3.7) ein, ergibt sich nach einigen Umformungen für die Änderungsrate des Bundeszuschusses:

$$\hat{X}_t^Z = (2 - z_t)(\hat{W}_{t-1} - \hat{L}_{t-1}) - (1 - z_t)\hat{W}_t \quad (3.8)$$

¹⁸ Dabei wird bis 1999 nur der allgemeine Bundeszuschuss berücksichtigt. Die durch das Aufkommen der Ökosteuer finanzierten Zuschüsse des Bundes für Kindererziehungszeiten werden zwar seit 1998 geleistet, jedoch erst ab 2000 automatisch angepasst. Das gleiche gilt für den an die Entwicklung des Umsatzsteueraufkommens gekoppelten, zusätzlichen Bundeszuschuss.

Die Elastizitäten hängen vom Anteil des allgemeinen Bundeszuschusses z an den Rentenausgaben der Rentenversicherungen ab. Dieser Anteil macht derzeit etwa 20% aus, und die Konjunkturkomponente des Bundeszuschusses kann über

$$X_{c,t}^z = X_t^z (1,8 \cdot (w_{q,c,t-1} - l_{q,c,t-1}) - 0,8 \cdot w_{q,c,t}) \quad (3.9)$$

definiert werden. Damit steigt der Bundeszuschuss um etwa 1,8%, wenn das durchschnittliche Lohnneinkommen des Vorjahres um 1% steigt und sinkt um etwa 0,8% wenn das laufende Arbeitnehmerentgelt um 1% steigt.

4 Zur Anwendung des Hodrick-Prescott-Filters

Die Messung des Produktionspotenzials oder der konjunkturbedingten Produktionslücke ist keineswegs trivial und wirft weit reichende konzeptionelle Probleme auf. In der Praxis werden oft zwei Methoden unterschieden:¹⁹

- die Schätzung einer Produktionsfunktion, wobei hier die Bestimmung des Trends der gesamtwirtschaftlichen Produktion über eine Schätzung der Normalauslastung der Produktionsfaktoren erfolgt oder
- die Anwendung von zeitreihenanalytischen Methoden auf die Zeitreihe des Volkseinkommens (statistische Verfahren).

In praktischen Anwendungen wird häufig das erste Verfahren angewendet (siehe beispielsweise Giorno u.a. 1995, van den Nord 2000 oder Hagemann 1999). Hierbei wird die zyklische Komponente des BIP als Abweichung von der sich bei Normalauslastung der Produktionsfaktoren einstellenden gesamtwirtschaftlichen Produktion berechnet. Dieser Ansatz erlaubt eine theoretisch befriedigendere Erklärung der Produktionslücke, die sich dann explizit durch eine Unterauslastung der Produktionsfaktoren erklären lässt. Die einfachen, univariaten Filterverfahren wie die lineare, deterministische Trendbestimmung, der Hodrick-Prescott-Filter (Hodrick und Prescott 1980, 1995), der Baxter-King-Filter (Baxter und King 1999), die Beveridge-Nelson-Zerlegung (Beveridge und Nelson 1981) oder auch univariate, zeitreihentheoretische Modelle unbeobachteter Komponenten (Harvey 1989)

¹⁹ Eine Übersicht über verschiedene Methoden der Schätzung des Produktionspotenzials findet sich beispielsweise in Morrow und Roeger (2001), S.8-32.

sind im Gegensatz hierzu als untheoretisch anzusehen, die kaum Freiheitsgrade zur Berücksichtigung ökonomischer Kriterien in der Bestimmung des Trends bieten.²⁰

Alle diese auf die Produktionslücke konzentrierten Vorgehensweisen erlauben es kaum, in einem differenzierten Ansatz mögliche divergierende konjunkturelle Entwicklungen der Bemessungsgrundlagen der einzelnen Einnahmen- und Ausgabenkomponenten zu berücksichtigen, da hier die Konjunkturlage alleine durch die reale Produktionslücke bestimmt wird. Schließlich ist es gerade auch für die Konjunkturbereinigung wichtig, dass sich Abweichungen vom Potenzial oder Trend in überschaubaren Zeiträumen nahezu ausgleichen, was in den auf Produktionsfunktionen basierenden Ansätzen in der Regel nicht der Fall ist. Weiterhin zeichnen sich gerade univariate Filterverfahren durch Einfachheit in der Anwendung und vergleichsweise geringe Manipulierbarkeit aus. Aus diesen Gründen erscheint es sinnvoll auf ein univariates Filterverfahren zur Berechnung der Trendabweichungen der makroökonomischen Bezugsgrößen zurückzugreifen.²¹ Unter diesen Verfahren wurde der Hodrick-Prescott-Filter ausgewählt. Ein linearer, deterministischer Trend verweist stochastische Trendbestandteile in die zyklische Komponente und führt zu sehr großen und persistenten Trendabweichungen, wohingegen der Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) sowohl deterministische als auch stochastische Trendbestandteile herausfiltert. Die Beveridge-Nelson-Zerlegung führt zu der unplausiblen Implikation, dass die Wachstumsrate der zugrundeliegenden Ursprungsreihe mit der zyklischen Komponente negativ korreliert ist, sofern die Wachstumsrate der Ursprungsreihe positiv autokorreliert ist (Mc Morrow und Roeger 2001). Modelle mit unbeobachteten Komponenten - in der Anwendung deutlich komplexer und damit manipulierbarer als der Hodrick-Prescott-Filter - scheinen oft zu sehr ähnlichen Resultaten zu führen (Mc Morrow und Roeger 2001, S.15). Die mit einem Baxter-King-Filter erzeugten Trendabweichungen ähneln ebenfalls sehr den mit einem Hodrick-Prescott-Filter generierten Abweichungen.

Der Hodrick-Prescott-Filter stellt einen gleitenden Durchschnitt dar, und damit können einzelne Komponenten des Bruttoinlandsprodukts konsistent gefiltert werden: Die gefilterte Summe der Komponenten ist identisch mit der Summe der gefilterten

²⁰ Allerdings ist der Übergang zu einer ökonomisch fundierten Modellierung bei einigen Methoden fließend. Multivariate Erweiterungen der Beveridge-Nelson-Zerlegung und des Modells unbeobachteter Komponenten erlauben die Einbeziehung theoretischer Aspekte bei der Modellierung des Produktionspotenzials (siehe hierfür beispielsweise Kuttner 1994).

²¹ Wegen eines Vergleichs der statistischen Verfahren siehe Mc Morrow und Roeger (2001).

Komponenten. Diese Eigenschaft ist auch gerade in dem hier gewählten disaggregierten Verfahren zur Konjunkturbereinigung von Bedeutung.²²

Somit errechnen sich die zyklischen Komponenten der Einnahmen- und Ausgabenposten - mit der Ausnahme des Kurzarbeitergeldes - jeweils als Produkt des Aufkommens, der Elastizität und der mit Hilfe des Hodrick-Prescott-Filters bestimmten Trendabweichung der jeweiligen makroökonomischen Bezugsgröße. Definiert man die Trendkomponente Y_g und die zyklische Komponente Y_c einer Zeitreihe Y , dann lässt sich der Hodrick-Prescott-Filter als das Resultat der Minimierung der folgenden Verlustfunktion beschreiben:

$$\sum_{t=2}^{T-1} \left((Y_t - Y_{g,t})^2 + \lambda (\Delta Y_{g,t+1} - \Delta Y_{g,t})^2 \right) \quad (4.1)$$

In die Verlustfunktion gehen die quadrierte Summe der Abweichungen der tatsächlichen Werte von den Trendwerten und die Variabilität des Trends ein. Die Reihe der Trendwerte Y_g wird so gewählt, dass die Zielfunktion minimiert wird. Das Ziel der Optimierung besteht in der Generierung eines Trends, der zwar im Zeitverlauf flexibel ist, aus dem aber die kurz- und mittelfristigen konjunkturellen Bewegungen der Ursprungsreihe weitgehend herausgefiltert sind. Der Parameter λ bestimmt das relative Gewicht, mit dem die Trendvariabilität im Vergleich zu den Abweichungen der tatsächlichen Werte vom Trend in den Minimierungsansatz eingeht. Je größer der Wert für λ gewählt wird, desto stärker wird die Variabilität des Trends im Optimierungskalkül „bestraft“, desto starrer verläuft der resultierende Trend und desto größer sind die Trendabweichungen. Im Fall von $\lambda = 0$ ist die Trendreihe mit der Ursprungsreihe identisch, und es gibt dann keine Trendabweichungen. Lässt man λ unendlich groß werden, nähert sich der Filter einem starren, linearen Trend an, sodass die Trendabweichungen ihr größtmögliches Ausmaß annehmen.

4.1 Das Endpunktproblem und makroökonomische Schocks

Die sich aus der Lösung des Optimierungsproblems in Gleichung (4.1) ergebenden Trendwerte stellen zweiseitige, gleitende Durchschnitte der Ursprungsreihe dar.²³ Allerdings sind die Trendwerte - und damit auch die Abweichungen vom Trend - am Anfang und Ende der

²² Diese günstige Eigenschaft des Hodrick-Prescott-Filters setzt allerdings voraus, dass alle Komponenten mit demselben Wert des Glättungsparameters λ gefiltert werden. Die Bedeutung des Glättungsparameters und die Wahl eines geeigneten Wertes werden in Abschnitt 4.2 erläutert.

²³ Zur Lösung des Optimierungsproblems siehe beispielsweise Danthine und Girardin 1989.

Zeitreihe verzerrt, weil in der Nähe der Ränder Werte zur Berechnung eines zweiseitigen Durchschnitts fehlen, sodass der Filter an den Rändern in einen einseitigen gleitenden Durchschnitt übergeht. Insofern konjunkturbereinigte Salden als ein Instrument der aktuellen Politikanalyse dienen sollen, ist gerade die Verzerrung am aktuellen Rand besonders unerwünscht. Sie ist ein Spiegelbild fehlender Informationen über die zukünftige Entwicklung: Erst wenn die Werte für $T+1$, $T+2$, $T+3...$ bekannt sind, kann ein Urteil über den „wahren“ Verlauf des Trends in T , $T-1$, $T-3...$ gefällt werden. Dies hat zur Folge, dass sich die Trendwerte - und damit auch die Trendabweichungen - am aktuellen Rand mitunter beträchtlich ändern können, wenn neue Datenpunkte hinzukommen,²⁴ wie Abbildung 4.1 zeigt.

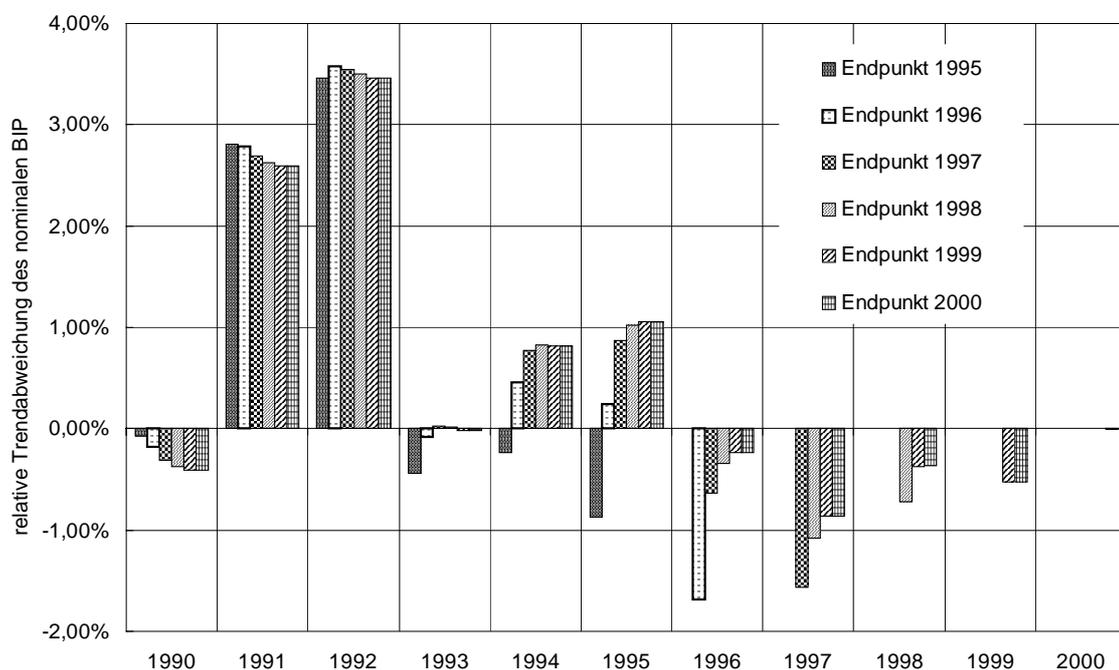


Abbildung 4.1: Endpunktproblem des HP-Filters am Beispiel des nominalen BIP

Hier wurde die Zeitreihe des nominalen Bruttoinlandsprodukts jeweils im Jahr T ($T = 1995, 1996, \dots, 2000$) abgeschnitten, die so definierten 6 Reihen wurden gefiltert (wobei $\lambda = 20$ gesetzt wurde), und anschließend wurden die relativen Trendabweichungen berechnet. Revisionen in den Trendabweichungen können in einzelnen Jahren beträchtlich sein. So erhält man mit dem Informationsstand des Jahres 1995 eine Trendabweichung für das Jahr 1995 von knapp -1%. 6 Jahre später, mit dem Informationsstand des Jahres 2000, hätte man für das Jahr 1995 eine positive Trendabweichung von gut 1% erhalten.

²⁴ Strenggenommen ändern sich alle Werte, nicht nur die in der Nähe des aktuellen Rands. Jedoch werden die Revisionen zur Mitte der Zeitreihe hin schnell vernachlässigbar gering.

Diese Instabilität des Filters in der Nähe des aktuellen Rands kann reduziert werden, wenn die Zeitreihe zuvor mit Prognosen um einige Perioden in die Zukunft verlängert wird und der Filter dann auf die so verlängerte Zeitreihe angewendet wird (Kaiser und Maravall 1999). Oft werden mit einem ARIMA-Modell gewonnene Prognosen verwendet, die von Kaiser und Maravall für Quartalsdaten empfohlen werden. Im Fall von Jahresdaten würde ein ARIMA-Modell rasch konstante Wachstumsraten prognostizieren.

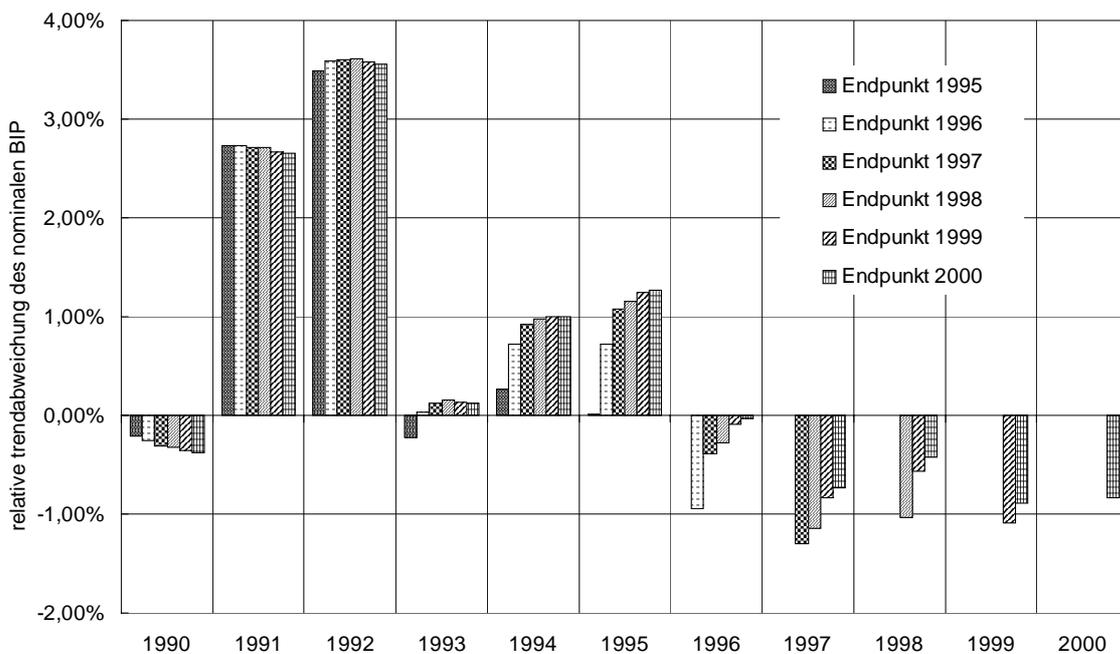


Abbildung 4.2: Milderung des Endpunktproblems durch Verlängerung

Daher werden hier die Zeitreihen vor der Anwendung des Filters nicht mit ARIMA-Prognosen, sondern mit konstanten Wachstumsraten künstlich verlängert.²⁵ Abbildung 4.2 zeigt den Effekt einer künstlichen Verlängerung der Zeitreihe des nominalen Bruttoinlandsprodukts um 5 Jahre unter der Annahme einer konstanten jährlichen Wachstumsrate von 3,5%. Damit wird beispielsweise das Ausmaß der Revision in der geschätzten Trendabweichung für das Jahr 1995 von etwa 2 auf 1,25 Prozentpunkte reduziert.

²⁵ Problematisch ist allerdings, dass solche Prognosen - auch die durch ARIMA-Modelle erzeugten - nicht mit dem Zeitreihenmodell kompatibel sind, das dem HP-Filter implizit zugrunde liegt. Konsistente Prognosen würden das Endpunktpunktproblem jedoch nicht mildern (Tödter 2001a). Tödter (2000) empfiehlt die erweiterte exponentielle Glättung (EEG), die ein deutlich günstigeres Revisionsverhalten aufweist, als eine Alternative zum HP-Filter. Grundsätzlich passt das der EEG zugrundeliegende Zeitreihenmodell besser zu Zeitreihen, die integriert von der Ordnung eins sind, wie dies für die meisten preisbereinigten, makroökonomischen Größen gilt. Für nominale Größen, die in der Regel I(2) sind, erscheint dahingegen das Zeitreihenmodell des HP-Filters angemessener (Tödter 2001b).

Im Rahmen des disaggregierten Ansatzes werden das nominale Arbeitnehmerentgelt, der nominale private Verbrauch, der nominale Betriebsüberschuss und die Selbständigen-einkommen zwischen 2003 und 2007 unter der Annahme eines jährlichen Wachstums von 3,5% verlängert.²⁶ Für den realen privaten Verbrauch und die Zahl der abhängig Beschäftigten werden Wachstumsraten von 2,0% und 0,25% angenommen. Die Zahl der Arbeitslosen wird für diese Zeit als konstant unterstellt.

Ein weiterer Nachteil des Filters besteht in der unzureichenden Verarbeitung von makroökonomischen Schocks, wie etwa der deutschen Vereinigung oder der Niveauverschiebung des BIP im Zuge der Umstellung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf das Europäische System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 1995 (ESVG 1995). Diesen Problemen wird durch eine Verkettung der Zeitreihen begegnet: Ab 1993 wird die gesamtdeutsche Reihe nach dem ESVG 1995 übernommen. Für die Jahre davor werden die Zeitreihen mit westdeutschen Wachstumsraten „zurückgeschrieben“. Grundsätzlich könnte auch das Vereinigungsjahr 1991 anstelle von 1993 als Jahr des Strukturbruchs gewählt werden. Allerdings kann man davon ausgehen, dass sich aufgrund von Anpassungsproblemen die Integration der ehemals planwirtschaftlichen ostdeutschen Volkswirtschaft in den westlichen marktwirtschaftlichen Rahmen nicht bereits 1991 sondern erst mit einiger Verzögerung in der Erhöhung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotenzials und damit auch des Trendwertes der Produktion niederschlug. Die genaue Dauer dieser Verzögerung lässt sich nicht bestimmen. Die gewählte Frist von zwei Jahren stellt eine pragmatische Lösung dar.

4.2 Zur Wahl des Glättungsparameters

Der Wert für λ bestimmt das Gewicht, mit dem die auf bestimmte Frequenzen zurückgehenden Varianzen Eingang in die zyklische Komponente finden. Die Transferfunktion²⁷ des Filters bildet das Gewichtungsschema ab (Abbildung 4.3).

²⁶ Für die Jahre 2001 und 2002 werden interne kurzfristige Prognosen verwendet.

²⁷ Die Quadratwurzel der Transferfunktion wird als Gewinnfunktion bezeichnet. Während die Transferfunktion als Gewichtungsschema über die auf Schwingungen unterschiedlicher Länge zurückzuführenden Varianzanteile zu interpretieren ist, definiert die Gewinnfunktion Gewichte über die Schwingungskomponenten selbst. Zur Spektralanalyse allgemein sei auf Harvey (1993) oder Pedersen (1998b) verwiesen.

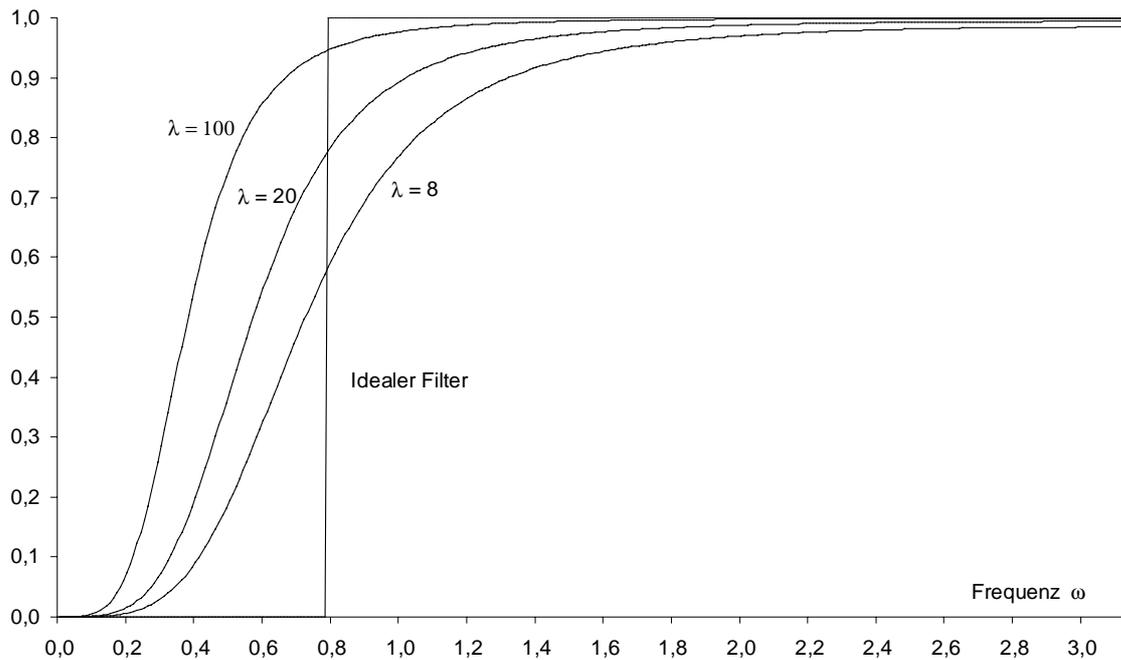


Abbildung 4.3: Transferfunktion des Hodrick-Prescott-Filters für verschiedene Werte für λ

Größere Werte für λ bewirken eine Verschiebung der Transferfunktion nach links, sodass mehr und mehr auf kurzweilige Frequenzen²⁸ (also auf Zyklen längerer Dauer) zurückzuführende Varianzanteile in der zyklischen Komponente erscheinen. Zusätzlich zeigt Abbildung 4.3 die Transferfunktion eines idealen Filters für einen achtperiodigen Referenzzyklus. Dieser weist Zyklen mit einer Länge von acht oder weniger Perioden ein Gewicht von 1, Zyklen von längerer Dauer eines von 0 zu. Der ideale Filter ist ein maximal trennscharfer Filter, der ein theoretisches Konstrukt darstellt, das in der Praxis zwar approximiert jedoch nicht erreicht werden kann. Tatsächlich angewandte Filterverfahren werden immer Verluste in Form von Unschärfen in der Trennung der Varianzkomponenten - immer im Vergleich zu einem vorgegebenen Referenzzyklus - aufweisen: Varianzanteile, die vollständig der zyklischen Komponente zugewiesen werden sollten, erscheinen tatsächlich dort mit einem Gewicht unter 1 (Kompressionsverluste) und auf lange Schwingungen zurückgehende Varianzanteile, die nicht in der zyklischen Komponente auftauchen sollten, werden dennoch mit einem Gewicht größer als null versehen (Durchlassverluste).

²⁸ Die Beziehung zwischen der Frequenz ω und der Schwingungsdauer L lautet $L = 2\pi/\omega$.

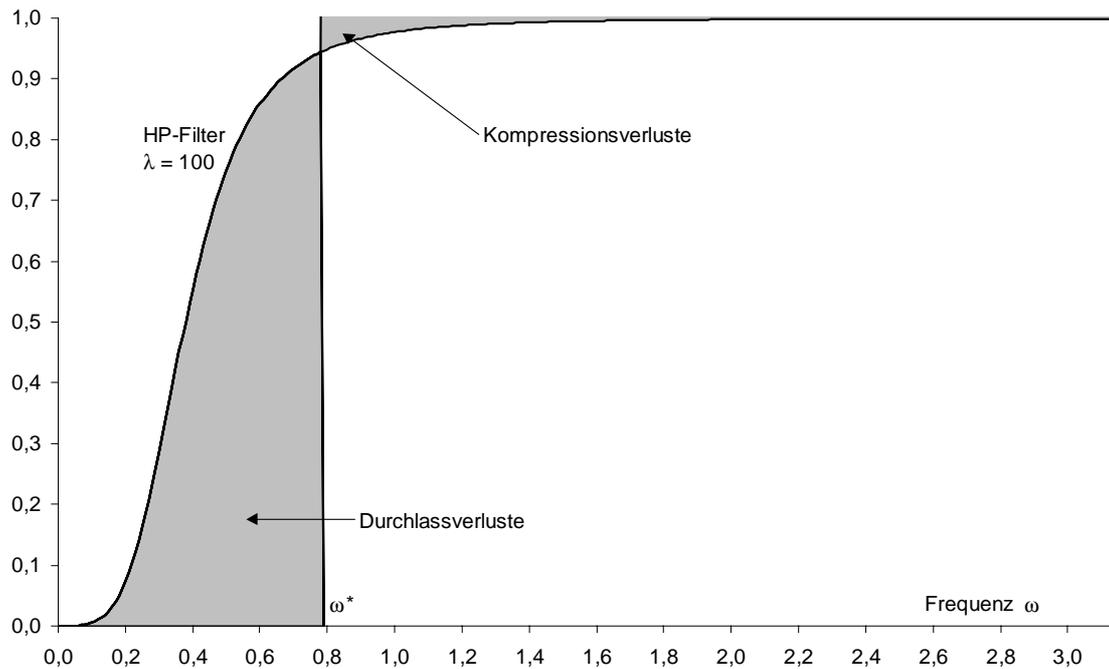


Abbildung 4.4: Durchlass- und Kompressionsverluste des HP-Filters

Abbildung 4.4 zeigt die Durchlass- und Kompressionsverluste des HP-Filters für den in der Literatur für Jahresdaten weitverbreiteten Wert für λ von 100. Wie man sieht, sind die Durchlassverluste für diesen Wert recht groß, was dazu führt, dass eine mit $\lambda = 100$ erzeugte zyklische Komponente in hohem Maße durch lange Zyklen geprägt sein wird. Niedrigere Werte führen zu geringeren Durchlass-, jedoch höheren Kompressionsverlusten.

Zur Bestimmung des Glättungsfaktors λ findet sich keine einheitliche Position in der Literatur. Hodrick und Prescott (1980, 1997) selbst empfehlen die Werte von 100 für Jahresdaten und 1600 für Quartalsdaten. Viele Autoren sind dieser Empfehlung gefolgt, sodass sie sich als Standard etabliert hat. Hodrick und Prescott (1997:4) gehen davon aus, dass „a five percent cyclical component is moderately large as is a one-eighth of one percent change in the rate of growth in the quarter“, und sie unterstellen, dass Veränderungen der Wachstumsrate und Veränderungen der zyklischen Komponente durch miteinander unkorrelierte Zufallsprozesse beschrieben werden können. Unter diesen Voraussetzungen kann gezeigt werden, dass der HP-Filter einen optimalen Filter darstellt, wenn für Quartalsdaten $\sqrt{\lambda} = 5/(1/8)$ oder $\lambda = 1600$ gewählt wird.²⁹

Weiterhin scheinen die empfohlenen Werte für Quartals- und Jahresdaten nicht miteinander konsistent zu sein. So ermitteln Ravn und Uhlig (2001) einen Umrechnungsfaktor von

²⁹ Die Plausibilität dieser Annahmen wird jedoch von Reeves, Blyth, Triggs und Small (1996) in Frage gestellt.

etwa 256 für den Übergang von Jahres auf Quartalsdaten.³⁰ Die zu $\lambda = 1600$ für Quartalsdaten kompatible Wahl des Parameterwertes für Jahresdaten setzen sie daher nicht mit 100 sondern mit $1600/256 = 6,25$ an.

Die Wahl des Parameters hängt auch von der Länge eines Referenzzyklus ab, der typischerweise mit acht Jahren angenommen wird. Der von Hodrick und Prescott empfohlene Wert von 100 für Jahresdaten scheint hierzu jedoch nicht kompatibel zu sein. Kaiser und Maravall (1999) stellen eine theoretische Beziehung zwischen der vorgegebenen Länge des Referenzzyklus und einem geeigneten Parameterwert her. Für einen achtjährigen Referenzzyklus erhalten sie Werte für den Glättungsparameter von 1600 im Fall von Quartalsdaten oder von 7 für Jahresdaten. Ein Wert für λ von 100 hingegen entspräche bei Jahresdaten einem sehr langen Referenzzyklus von etwa 16 Jahren.

Baxter und King (1999) zeigen für Jahresdaten, dass die Hochpassvariante ihres Filters für einen achtjährigen Referenzzyklus und ein HP-Filter mit $\lambda = 8$ zu sehr ähnlichen Ergebnissen führen.

Pedersen (1998a) leitet den Wert des Glättungsparameters endogen über ein Optimierungskalkül her, in dem für einen vorgegebenen Referenzzyklus die Abweichungen des theoretischen Spektrums der mit einem HP-Filter erzeugten zyklischen Komponente vom Spektrum der mit einem maximal trennscharfen, idealen Filter gewonnenen zyklischen Komponente minimiert werden. Er kommt für eine vorgegebene Länge des Referenzzyklus von 8 Jahren zu einem vergleichsweise niedrigen Parameterwert von etwa 4 für preisbereinigte, makroökonomische Jahreszeitreihen (und von etwa 1200 für Quartalsdaten).

Der Ansatz von Kaiser und Maravall (1999) und das Optimierungskalkül von Pedersen (1998a) verarbeiten bestimmte stochastische Eigenschaften der zu filternden Zeitreihe - im Wesentlichen den das langfristige Verhalten der Reihe bestimmenden Integrationsgrad, weniger hingegen ihre kurzfristige Zyklik. Das Verfahren nach Pedersen wird hier nicht als Grundlage zur Bestimmung des Wertes des Glättungsparameters verwendet: Es ist in der Literatur nicht hinreichend rezipiert, wohingegen der Ansatz nach Kaiser und Maravall eher den in der Spektralanalyse üblichen Methoden folgt. Weiterhin führt die Verwendung des von Pedersen empfohlenen niedrigen Wertes von 4 für den Glättungsparameter zu einem unplausiblen Verlauf der zyklischen Komponente des deutschen realen BIP, der sich kaum mit dem aus anderen Quellen bekannten Muster des Auslastungsgrades

³⁰ Ravn und Uhlig (2001) ermitteln den Umrechnungsfaktor anhand einer Konsistenzbedingung für die Gewinnfunktion des Filters. Wird die Beobachtungsperiodizität mit den Faktor s multipliziert, so kann der Umrechnungsfaktor für den Glättungsparameter mit s^4 angenähert werden.

- etwa dem Ifo Konjunkturindikator - in Einklang bringen lässt. Die Wahl des Glättungsparameters orientiert sich daher an Kaiser und Maravall (1999).

Wie in allen anderen Ansätzen auch, wird bei Kaiser und Maravall (1999) der Wert für λ nicht vollständig endogen bestimmt, sondern hängt von der Länge eines exogen vorgegebenen Referenzzyklus ab, die in Abhängigkeit vom jeweiligen Untersuchungsziel zu definieren ist. In diesem Beitrag geht es darum, vor dem Hintergrund des Stabilitäts- und Wachstumspaktes einen geeigneten Indikator für konjunkturbereinigte Haushaltssalden zu finden. Mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt haben sich die Mitgliedsländer der europäischen Union auf einen auf mittlere Sicht ausgeglichenen oder überschüssigen Haushalt festgelegt. Ein Indikator eines um konjunkturelle (und etwaige Sondereffekte) bereinigten Saldos sollte so definiert sein, dass er eine akzeptable Operationalisierung des im Stabilitätspakt unbestimmten Zeithorizonts der mittleren Sicht beinhaltet. Ein Ausgleich auf mittlere Sicht kann als Ausgleich des um konjunkturelle Effekte (und um temporäre Sondereinflüsse) bereinigten Saldos interpretiert werden. Wird somit der Ausgleich des strukturellen Saldos gefordert, muss jedoch zwischen zwei Aspekten abgewägt werden. Zum einen sollten sich konjunkturbedingte Defizite und Überschüsse innerhalb einer nicht zu lang bemessenen Periode ausgleichen. Wollte man hier der Finanzpolitik sehr enge Zügel anlegen, würde man diese Referenzperiode sehr kurz halten und auf wenige Jahre beschränken was einen sehr kleinen Wert für den Glättungsparameter impliziert. Zum anderen sollte aber auch vermieden werden, dass eine auf den Ausgleich des konjunkturbereinigten Saldos bedachte Finanzpolitik letztlich die Wirkungen der automatischen Stabilisatoren abwürgt. Ein möglichst freies „Atmen“ der automatischen Stabilisatoren, das mit einer auf den Ausgleich des strukturellen Saldos bedachten Politik kompatibel wäre, ist mit einem sehr großen Wert für den Glättungsparameter zu erreichen.³¹

Hier wird der Wert des Glättungsparameters einheitlich für alle zu glättenden Jahreszeitreihen auf 20 gesetzt, wobei sich die Methode zur Bestimmung des Glättungsparameters stark an Kaiser und Maravall (1999) anlehnt. Das theoretische Spektrum $\tilde{S}_Y(\omega, \lambda)$ der mit dem HP-Filter gewonnenen zyklischen Komponente der Zeitreihe Y ergibt sich als Produkt aus dem geschätzten Spektrum von Y und der Transferfunktion des HP-Filters, $P_{HP}(\omega, \lambda)$

$$\tilde{S}_Y(\omega, \lambda) = S_Y(\omega) P_{HP}(\omega, \lambda), \quad (4.2)$$

³¹ Methodisch entspricht ein Abwägen zwischen diesen zwei Politikzielen dem Abwägen zwischen den Durchlass- und Kompressionsverlusten in der Anwendung von Filtern.

wobei das Spektrum der Ursprungsreihe S_Y mit Hilfe der autoregressiven Spektralschätzung ermittelt werden kann.³² Kaiser und Maravall setzen den Wert des Glättungsparameters mit λ^* so fest, dass $\tilde{S}_{Y_c}(\omega, \lambda^*)$ bei der durch den Referenzzyklus vorgegebenen Frequenz ω^* ein Maximum annimmt:

$$\lambda^* : \tilde{S}_{Y_c}(\omega^*, \lambda^*) = \text{Max}_{\omega} \tilde{S}_{Y_c}(\omega, \lambda^*) \quad (4.3)$$

Damit wird erreicht, dass die Varianz der zyklischen Komponente wesentlich durch Frequenzen in der Nähe von ω^* herum determiniert wird. Ein Problem hierbei ist, dass das tatsächlich geschätzte Spektrum der zyklischen Komponente, welches mittels einer autoregressiven Spektralschätzung der zyklischen Komponente selbst gewonnen wird, mit dem theoretischen Spektrum nur unter der Fiktion eines unendlichen Zeithorizonts identisch ist, sodass im Allgemeinen $\tilde{S}_{Y_c}(\omega, \lambda) \neq S_{Y_c}(\omega, \lambda)$ gilt: Das theoretische Spektrum weicht von der direkten autoregressiven Spektralschätzung $S_{Y_c}(\omega, \lambda)$ der zyklischen Komponente ab. Dies liegt unter anderem an dem bereits erwähnten Endpunktproblem, der Verzerrung des Filters an den Rändern der Zeitreihe. Es erscheint daher angemessener, die Wahl des Glättungsparameters mehr auf die tatsächlichen Eigenschaften der zu filternden, endlich langen Zeitreihe abzustellen, indem nicht das Maximum des theoretischen Spektrums, sondern das des tatsächlich geschätzten Spektrums der zyklischen Komponente gesucht wird:

$$\lambda^* : S_{Y_c}(\omega^*, \lambda^*) = \text{Max}_{\omega} S_{Y_c}(\omega, \lambda^*) \quad (4.4)$$

Das Spektrum der tatsächlichen Komponenten wird mit Hilfe einer autoregressiven Spektralschätzung ermittelt. Die Zeitreihe des nominalen BIP für Deutschland wird mit verschiedenen Werten für λ gefiltert, an die resultierenden Trendabweichungen werden AR(2)-Modelle angepasst³³, und für jedes geschätzte Modell wird das Spektrum ermittelt. Schließlich wird derjenige Wert für λ ausgewählt, der das in Gleichung (4.4) definierte Kriterium erfüllt. Die Parameter der autoregressiven Schätzungen für $\lambda = 8, 20$ und 100 sind in Tabelle 4.1 aufgeführt.

³² In der Regel ist Y ein nichtstationärer Prozess, so dass genau genommen nur das Pseudospektrum von Y geschätzt werden kann. Zum Konzept des Pseudospektrums siehe Parzen (1969) und Berk (1974).

³³ Die Laglänge von 2 wird anhand des Schwarz-Kriteriums bestimmt.

$y_{c,t} = a_1 y_{c,t-1} + a_2 y_{c,t-2} + \dots + \varepsilon_t$				
	Parameter	Parameterwert	Standardfehler	t-Statistik
$\lambda = 8$	a_1	0,583292	0,136820	4,263211
	a_2	-0,400248	0,136821	-2,925335
	R^2	0,305287		
	DW	1,998383		
	Schwarz-Kriterium	9,090615		
$\lambda = 20$	a_1	0,820368	0,137620	5,961127
	a_2	-0,390699	0,137665	-2,838029
	R^2	0,445962		
	DW	1,985905		
	Schwarz -Kriterium	9,392128		
$\lambda = 100$	a_1	1,126486	0,133624	8,430281
	a_2	-0,463009	0,133634	-3,464750
	R^2	0,672814		
	DW	2,015617		
	Schwarz-Kriterium	9,726987		

Tabelle 4.1: Autoregressive Modelle der zyklischen Komponente des nominalen BIP für verschiedene Werte für λ

Aus den geschätzten Parametern a_i und der geschätzten Varianz σ^2 des AR-Modells lässt sich das Spektrum $S(\omega) = (\sigma^2 / 2\pi)(1 - \sum a_i e^{-i\omega})^{-2}$ berechnen. Abbildung 4.5 zeigt die Spektren der mit $\lambda = 8, 20$ und 100 gewonnenen zyklischen Komponenten. Für $\lambda = 20$ liegt das Maximum bei einer Frequenz von $0,76$ - was in etwa einem achtjährigen Referenzzyklus entspricht.³⁴ Damit wäre das in Gleichung (4.4) definierte Kriterium für die Wahl des Parameterwertes erfüllt. Für $\lambda = 100$ und $\lambda = 8$ liegen die Maxima der Spektren hingegen bei Frequenzen von $0,48$ und $1,06$ und damit bei Referenzzyklen von etwa 13 oder etwas über 6 Jahren.

³⁴ Der in Leibfritz (1999) verwendete Wert für λ von 5000 für preisbereinigte Quartalsdaten entspricht gemäß der Umrechnungsregel von Ravn und Uhlig (2001) etwa dem hier gefundenen Wert von etwa 20 für Jahresdaten. Im harmonisierten Verfahren zur Konjunkturbereinigung innerhalb des ESZB werden preisbereinigte Jahresreihen mit $\lambda = 30$ gefiltert (Bouthevillain u.a. 2001). Grundsätzlich weichen mit $\lambda = 20$ und $\lambda = 30$ erzeugte zyklische Komponenten kaum voneinander ab.

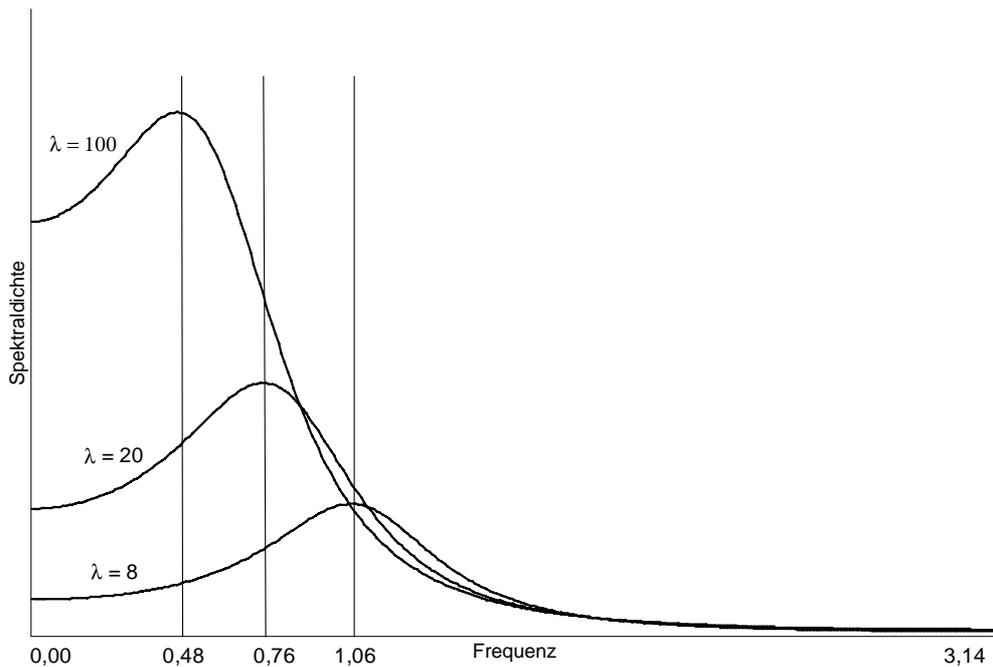


Abbildung 4.5: Spektra der zyklischen Komponente des BIP für unterschiedliche Werte für λ

Die Festlegung des Glättungsparameters erfolgt anhand der Eigenschaften der Zeitreihe des nominalen BIP im Frequenzbereich. Allerdings werden im disaggregierten Verfahren der Konjunkturbereinigung Einnahmen- und Ausgabenposten nicht auf das BIP, sondern auf einzelne Komponenten des BIP bezogen, sodass man für jede Ausgabenkomponente nach dem oben beschriebenen Verfahren unterschiedliche Glättungsparameter festlegen müsste. Dieser Weg wird hier jedoch nicht beschrrieben. Der Filter verliert die oben beschriebene Eigenschaft der Additivität, wenn man für jede einzelne Komponente des BIP einen anderen Wert für den Glättungsparameter verwendet: Die Trendabweichungen der Komponenten des BIP addieren sich dann nicht mehr zur Trendabweichung des BIP auf. Mit der einheitlichen Festsetzung des Glättungsparameters wird eine gewisse Bandbreite in der durch die Maxima der jeweiligen Spektra definierten Länge des Referenzzyklus erkauft.

Wie Abbildung 4.6 zeigt ist diese Bandbreite jedoch nicht groß. Die Maxima der Spektra liegen bei Frequenzen zwischen 0,70 für den nominalen privaten Verbrauch und 1,15 für den Betriebsüberschuss. Im Rahmen des disaggregierten Ansatzes definiert damit die Festlegung des Wertes für den Glättungsparameter λ auf 20 einen Referenzzyklus von einer Dauer zwischen sechs und neun Jahren.

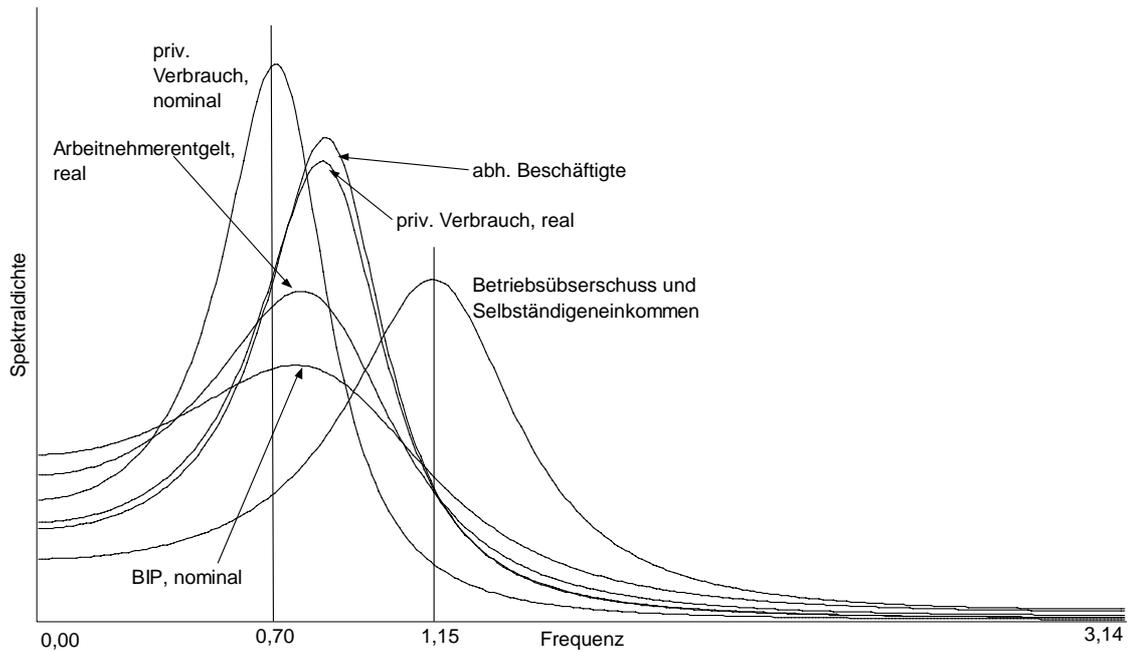


Abbildung 4.6: Spektrogramm der zyklischen Komponenten der makroökonomischen Bemessungsgrundlagen ($\lambda = 20$)

4.3 Das Problem artifiziieller Zyklen

Es ist bereits deutlich geworden, dass in der Wahl des Glättungsparameters ein gewisser Ermessensspielraum besteht. Es wird nicht behauptet, dass der Konjunkturzyklus in Deutschland eine durchschnittliche Länge von sechs bis neun Jahren aufwies. Vielmehr stellt der achtjährige Referenzzyklus eine Setzung dar, die zwischen der Zielvorgabe des Stabilitäts- und Wachstumspaktes einerseits und dem Bestreben, andererseits die automatischen Stabilisatoren - ausgehend von einer ausgeglichenen Grundposition der öffentlichen Haushalte - möglichst frei wirken zu lassen, abwägt. In diesem Sinne stellen die mit dem HP-Filter gewonnenen zyklischen Komponenten der makroökonomischen Basisvariablen keine *Messung* der Konjunktur dar sondern sind das Ergebnis einer *Varianzzerlegung* mit der vor dem Hintergrund eines bestimmten Erkenntnisinteresses die Daten strukturiert werden.

Aus diesem Blickwinkel müssen auch einige in der Literatur diskutierte Schwachpunkte des HP-Filters relativiert werden. Der Filter wird kritisiert, weil seine Anwendung zu artifiziiellen Zyklen in der zyklischen Komponente führen kann (Harvey und Jäger 1993, King und Rebelo 1993, Jäger 1994, Cogley und Nason 1995). Filtert man beispielsweise einen random walk oder einen Prozess weißen Rauschens mit dem HP-Filter, finden sich Zyklen in der resultierenden zyklischen Komponente, obwohl in der Ursprungsreihe keine ent-

halten waren, da der Filter das Autokorrelationsmuster einer Zeitreihe in systematischer Weise verändert. Weiterhin - und als Implikation davon - sind die mit dem Filter gewonnenen zyklischen Komponenten zweier zuvor unkorrelierter Zeitreihen miteinander korreliert, wenn auch nur schwach. Solche Verzerrungen sind allerdings unvermeidlich in der Anwendung univariater Filter, sodass diese Kritik nicht nur den HP-Filter trifft. Ehlig (1998) zeigt, dass auch ein optimaler Filter, der die Eigenschaft aufweist, dass die Summe der quadrierten Abweichungen der gemessenen von der wahren zyklischen Komponente ein Minimum annimmt, solche artifiziellen Zyklen erzeugt.³⁵ Die Einwände werden hinfällig, wenn man den Filter als eine Möglichkeit der Varianzzerlegung vor dem Hintergrund eines bestimmten Erkenntnisinteresses und nicht als Instrument zur Messung der Konjunktur interpretiert, da in diesem Fall systematische Veränderungen in den zweiten Momenten ja beabsichtigt sind. Einen ähnlichen Standpunkt vertreten Kaiser und Maravall:

„...the use of the [HP filter] to measure the cycle implies an a-priori choice: The analyst should first *decide* the length of the period around he wishes to measure economic activity. Then, given d (the number of unit roots at the zero frequency in the series), he can choose the appropriate value of λ . For example, a business cycle analyst involved in policy making may be interested in using 8 or 10-years cycles; an economic historian, looking at several centuries, may be interested in spreading activity over longer periods. Viewed in this way, the HP cycle cannot be seen as spurious but as an arbitrary yet perhaps sensible way to look at the data.“ (Kaiser und Maravall 1999, S.24, Hervorhebungen von mir).

5 Die Entwicklung des Finanzierungssaldos von 1991 bis 2000

Ein Vergleich des unbereinigten Saldos mit dem konjunkturbereinigten Saldo (Abbildung 5.1) zeigt einen wenig konjunkturreagiblen gesamtstaatlichen Haushalt in Deutschland:³⁶ Nach den Ausnahmejahren 1991 und 1992 im Gefolge der Deutschen Vereinigung ist der konjunkturbedingte Saldo 1993 und 1994 mit -0,25% des BIP leicht negativ, erholt

³⁵ Die Varianz eines beliebigen stochastischen Prozesses kann in Varianzanteile über den gesamten Frequenzbereich von 0 bis π zerlegt werden. Weißes Rauschen beispielsweise ist dadurch charakterisiert, dass alle Frequenzen die Gesamtvarianz des Prozesses in gleichem Maße bestimmen. So gesehen sind auch alle Frequenzen - und damit auch Zyklen beliebiger Länge - in einem Prozess weißen Rauschens enthalten und die durch eine Varianzzerlegung erzeugten Zyklen wären von daher nicht als artifiziell anzusehen.

³⁶ Die Daten beruhen auf den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und der Finanzstatistik. Die Datenbasis schließt eigene Schätzungen für die Jahre 2001 und 2002 ein.

sich 1995 auf etwa 0,2%, fällt auf -0,5% im Jahr 1997 und stabilisiert sich auf etwa -0,1% in den Jahren 1999 und 2000. Insgesamt verläuft somit der bereinigte Saldo recht nahe am unbereinigten.

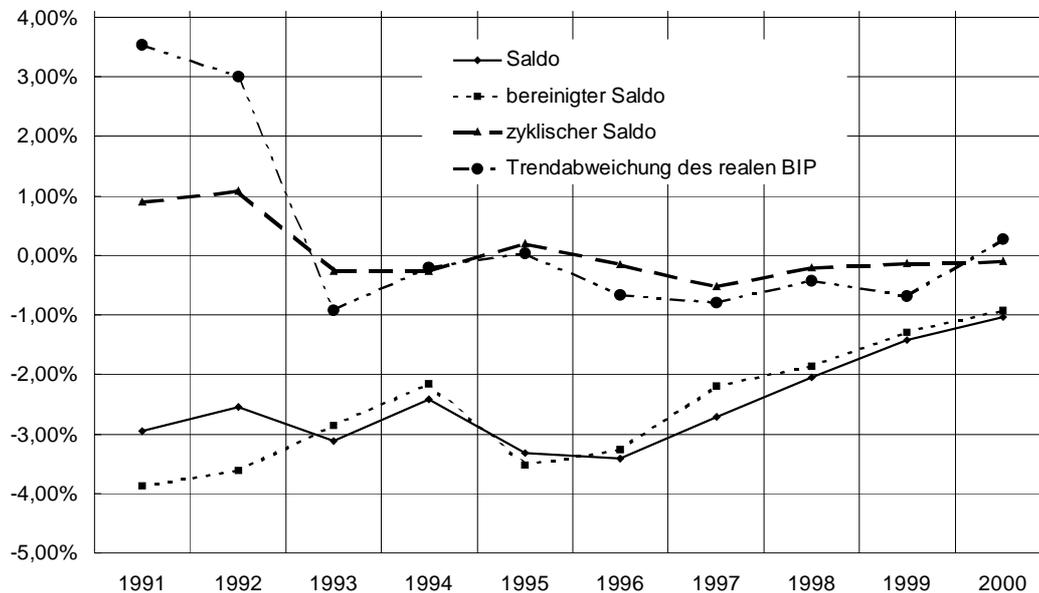


Abbildung 5.1: Gesamtstaatlicher Haushaltssaldo und konjunkturbereinigter gesamtstaatlicher Haushaltssaldo für Deutschland (in Prozent des BIP)

Im Wesentlichen ist dies darauf zurückzuführen, dass zum einen die Ausgaben für Rentenzahlungen und Personalausgaben, zum anderen nur ein Teil der Sozialversicherungsbeiträge konjunkturbereinigt werden und zusätzlich bei der Umsatzsteuer ein geschätztes, auf Staatskäufe entfallendes Aufkommen abgezogen wird. Damit unterliegen in dem hier diskutierten Verfahren Einnahmen in Höhe von etwa 30% und Ausgaben in Höhe von gut 10% des nominalen BIP zyklischen Reaktionen. Unter den Ausgaben stellen die Rentenzahlungen sowie die Personalausgaben eine bedeutende Größen dar, die mit ihren prozyklischen Reaktionen Auswirkungen der Einnahmenentwicklung im Konjunkturverlauf auf den Saldo zum Teil neutralisieren.³⁷

In den entsprechenden Berechnungen anderer Institutionen (OECD, IWF und Europäische Kommission) ist es üblich, auf der Einnahmenseite die gesamten Beiträge zur Sozialver-

³⁷ Eine Konjunkturbereinigung der Personalausgaben mag umstritten sein. Wie bereits in Abschnitt 3.6 erörtert wurde, legt eine strenge Definition diskretionärer Maßnahmen nahe, Personalausgaben nicht als konjunkturell beeinflusst sondern als rein diskretionär anzusehen. Ein Vergleich des konjunkturbedingten Saldos mit einer Konjunkturbereinigung der Personalausgaben mit dem konjunkturbedingten Saldo ohne eine solche Bereinigung in Anhang 3 zeigt jedoch, dass sich der resultierende Effekt auf den zyklischen Saldo in Grenzen hält.

sicherung - einschließlich jener Beiträge, die für öffentlich Bedienstete geleistet werden - von Konjunkturlinflüssen zu bereinigen und keine konjunkturbedingten Ausgaben der Rentenversicherung zu berücksichtigen. Auch werden Personalausgaben durchgängig als vollständig diskretionär angesehen. Beides erklärt zu einem erheblichen Teil die im längerfristigen Durchschnitt größere Konjunkturreagibilität des Saldos in diesen Berechnungen.

5.1 Prozyklische Fiskalpolitik

In der Gegenüberstellung der Entwicklung des zyklisch bereinigten mit der des konjunkturbedingten Saldos lässt sich die Stärke der pro- oder antizyklischen Ausrichtung der Fiskalpolitik dokumentieren. Hier stechen die in vielen Jahren gegenläufigen Entwicklungen der beiden Salden ins Auge, sodass alles in allem die deutsche Finanzpolitik in den Neunzigerjahren eher prozyklisch gewirkt hat. So führten im konjunkturellen Abschwung im Jahr 1993 Konsolidierungsmaßnahmen zu einer Verbesserung des bereinigten Saldos. Das unbereinigte Defizit in den davor liegenden Jahren 1991 und 1992 fällt wegen vereinigungsbedingter Mehrbelastungen deutlich höher aus, als es von der günstigen Konjunktur in diesen Jahren her zu erwarten gewesen wäre. Im folgenden Abschwung konnte dann ein Durchschlagen der Konjunktur auf das Defizit nicht mehr hingenommen werden, und die Konsolidierung erfolgte gerade in der Rezession. Zu Beginn des Jahres 1997 wurde der Beitragssatz zur Rentenversicherung deutlich angehoben, mit dem Ziel, die Rücklage auf das gesetzlich vorgeschriebene Mindestniveau von einer Monatsausgabe aufzustocken. Zusätzlich haben sich auch die Beitragssätze zur Kranken- und Pflegeversicherung erhöht. Dies und eine auf einen strikten Sparkurs ausgerichtete Haushaltspolitik der Gebietskörperschaften erklären die prozyklische Veränderung des Saldos von 1996 nach 1997.

Hingegen ist der gegenläufige Verlauf der Salden von 1994 auf 1995 einem einmaligen Buchungseffekt geschuldet: Erst mit Beginn des Jahres 1995 wurde der Haushalt der Treuhandanstalt in den öffentlichen Gesamthaushalts integriert. Damit wurde in diesem Jahr die Zinsbelastung auf die Treuhandschulden defizitwirksam und der Saldo verschlechterte sich entsprechend, obwohl die konjunkturbedingten Komponenten eher eine Verbesserung erwarten ließen.

5.2 Die Konjunkturreakibilität des Gesamthaushalts

Auf lange Sicht folgt der zyklische Saldo der Trendabweichung des realen Bruttoinlandsprodukts. Allerdings wird auch deutlich, dass in einzelnen Jahren das Bewegungsmuster des konjunkturbedingten Saldos vom Konjunkturmuster des BIP abweicht. So schlagen sich die starken Veränderungen der Trendabweichungen des realen BIP von 1993 auf 1994 und von 1998 auf 1999 nicht im Verlauf des konjunkturbedingten Saldos nieder. Der Grund für diese Abweichung ist eine zum BIP gegenläufige Entwicklung der Trendabweichungen der Arbeitnehmerentgelte. Von 1993 auf 1994 sinkt die zyklische Komponente dieser Größe von der aufkommensstarke Einnahmeposten wie die Lohnsteuer und die Sozialversicherungsbeiträge abhängen (siehe Abbildung 5.2).³⁸ Im Jahr 1999 sank trotz der sich verschlechternden Trendabweichung des BIP die Arbeitslosigkeit und die Beschäftigung stieg an. Auch in den übrigen Jahren zeigt sich, dass ein invariabler Zusammenhang zwischen der Veränderungsrate des BIP und der Veränderung der Defizitquote nicht besteht.

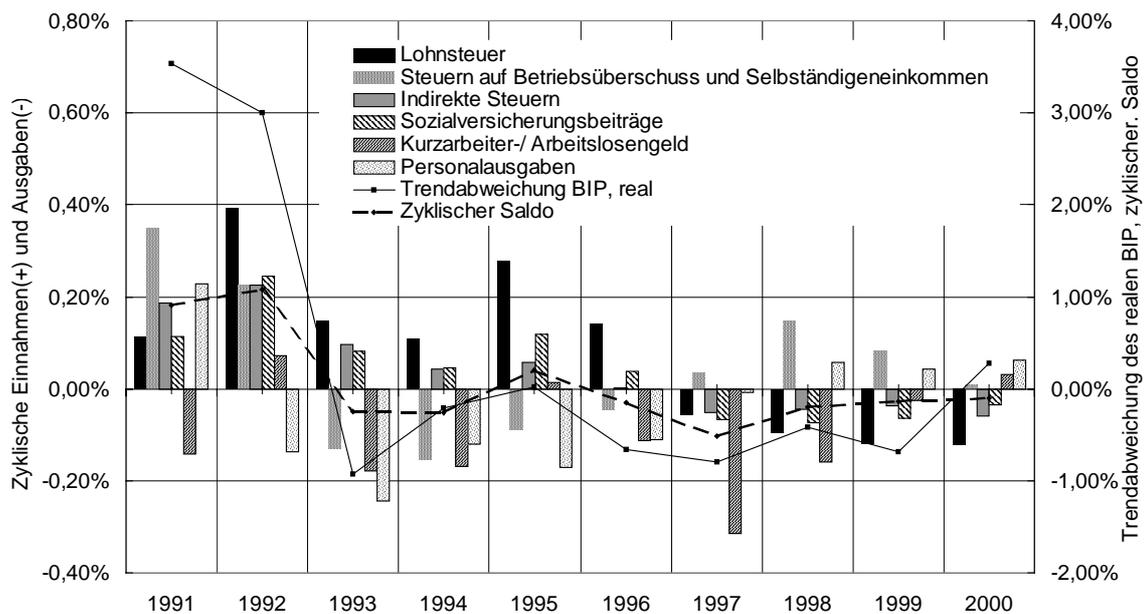


Abbildung 5.2: Komponenten des konjunkturbedingten Saldos für Deutschland (in Prozent des BIP)

³⁸ Die zu Abbildung 5.2 gehörigen Zahlen finden sich in Anhang 2.

5.3 Die Konjunkturreagibilität des Saldos im Vergleich

In diesem Abschnitt soll der hier vorgestellte disaggregierte Ansatz anderen Methoden zur Berechnung zyklischer Salden gegenübergestellt werden. In Abbildung 5.3 werden die zyklischen Salden, die sich aus den Berechnungen der OECD, des IWF und der EU Kommission ergeben, mit denen des disaggregierten Ansatzes verglichen. Bis auf die Jahre 1993 bis 1995 im Gefolge der deutschen Vereinigung, weisen die zyklischen Salden in allen Berechnungen dieselben Vorzeichen auf. Allerdings fällt auf, dass im disaggregierten Ansatz der zyklische Saldo ein deutlich geringeres Gewicht besitzt als in den anderen Schätzungen.

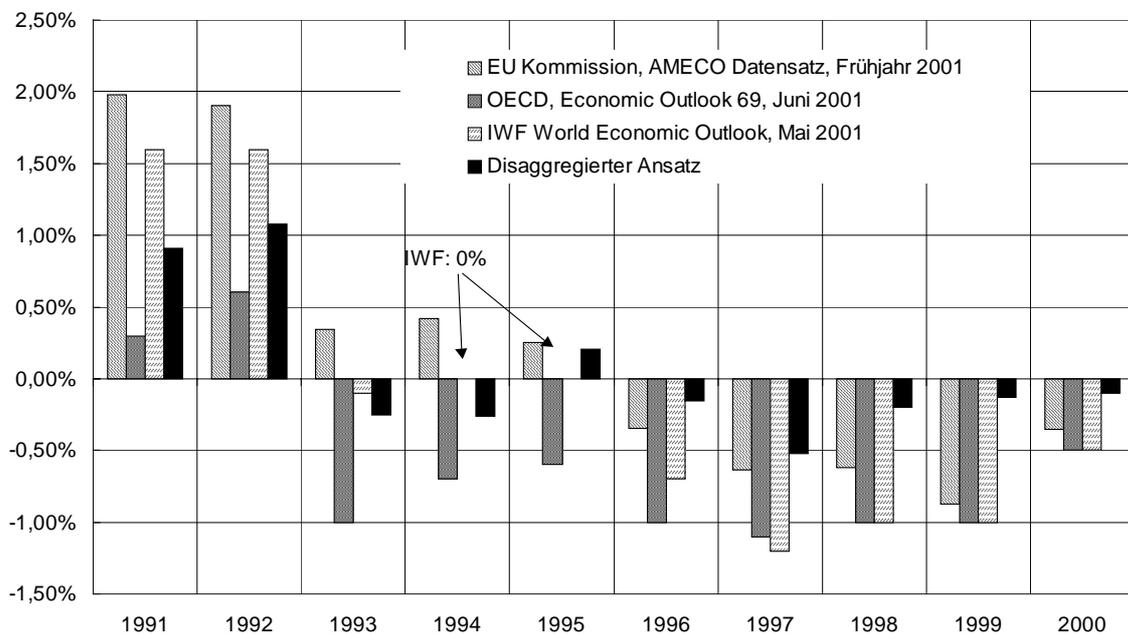


Abbildung 5.3: Vergleich der zyklischen Salden der OECD, des IWF und der EU Kommission mit dem zyklischen Saldo des disaggregierten Ansatzes (jeweils in % des BIP)

Die Gründe hierfür sind vielfältig, da die Dynamik des zyklischen Saldos sowohl von der Methode der Potenzial- oder Trendschätzung als auch von den zugrundeliegenden Abgrenzungen der fiskalischen Größen und den Schätzungen der fiskalischen Elastizitäten sowie - mit Ausnahme des disaggregierten Ansatzes - der makroökonomischen Elastizitäten bestimmt wird. Der Effekt der Abgrenzungen und Elastizitäten der Fiskalgrößen lässt sich in etwa mit Hilfe der Sensitivität σ_B , die als Semielastizität des Saldos hinsichtlich des BIP definiert ist, abschätzen:

$$\sigma_B \equiv \frac{\Delta(B/Y)}{\Delta Y/Y} = \sum \frac{T^i}{Y} \eta_{T^i, Y} - \sum \frac{R^i}{Y} \eta_{R^i, Y} - \frac{B}{Y} \quad (5.1)$$

Sie gibt an, um wieviel Prozentpunkte sich das Verhältnis des Saldo zum BIP verändert, wenn sich das BIP um ein Prozent verändert und stellt damit eine von der Methode der Trend- oder Potenzialschätzung unabhängige Messzahl dar. Die produktionsorientierten Verfahren lassen sich auf diese Messzahl reduzieren, da in einem produktionsorientierten Ansatz die Sensitivität als eine über längere Zeiträume konstante Strukturgröße anzusehen ist³⁹ und hier der konjunkturbedingte Saldo als das Produkt der Sensitivität mit der Produktionslücke definiert ist. Im disaggregierten Ansatz ist die Sensitivität naturgemäß nicht definiert. Ein Vergleich zwischen dem disaggregierten Ansatz und einem anderen Verfahren - etwa dem der OECD - ist jedoch möglich, wenn für den Ansatz der OECD dieselben Abgrenzungen und Elastizitäten der Einnahmen- und Ausgabenkomponenten unterstellt werden wie im disaggregierten Verfahren. Die Differenz der aus diesem modifizierten OECD-Verfahren resultierenden Sensitivität mit der Sensitivität des reinen Ansatzes der OECD kann dann als fiskalischer Abgrenzungs- und Elastizitäteneffekt interpretiert werden. Die Methode der OECD wird hier deshalb zum Vergleich herangezogen, da deren Abgrenzungen und Elastizitäten der fiskalischen Größen in den anderen Ansätzen übernommen werden.⁴⁰

Das reine OECD Verfahren weist für Deutschland eine Sensitivität des Saldos von 0,51 aus, der modifizierte OECD Ansatz hingegen eine von 0,32 (siehe Tabelle 5.1). die Differenz von 0,19 kann durch Unterschiede in den Abgrenzungen und Elastizitäten der fiska-

³⁹ Da die Sensitivität von den zugrundeliegenden fiskalischen und makroökonomischen Elastizitäten abhängt, kann sie nur insoweit als konstante Strukturgröße interpretiert werden, insofern diese Elastizitäten selbst als konstant angesehen werden können. Ereignisse, welche einen bedeutsamen Einfluss auf die Elastizitäten ausüben, wie beispielsweise Änderungen des Steuerrechts oder strukturelle Veränderungen in der Gesamtwirtschaft, können eine Aktualisierung der Sensitivität erfordern.

⁴⁰ Hierbei ist zu berücksichtigen, dass im Verfahren der OECD nicht nur der private Sektor, sondern auch der staatliche Sektor konjunkturbereinigt wird. Im disaggregierten Ansatz wird hingegen unterstellt, dass die Nachfrage im staatlichen Sektor keinem Konjunktуреinfluss unterliegt. In gewisser Weise ist die Herangehensweise in van den Noord (2001) inkonsistent, da hier einerseits bei der Bestimmung des Produktionspotenzials unterstellt wird, dass sich der staatliche Sektor immer auf seinem Potenzialpfad befindet andererseits aber die makroökonomischen Bemessungsgrundlagen für die Gesamtwirtschaft und nicht nur für den privaten Sektor definiert werden. Allerdings sollte diese Inkonsistenz in den ökonometrischen Schätzungen der makroökonomischen Elastizitäten ausgeglichen werden, insofern die Voraussetzung, dass sich der staatliche Sektor immer auf seinem Potenzialpfad befindet, korrekt ist. Beispielsweise sollte dann die im Verfahren der OECD geschätzte BIP-Elastizität der Zahl der abhängig Beschäftigten geringer sein als die BIP-Elastizität der Zahl der abhängig Beschäftigten im privaten Sektor und dadurch die zu groß gewählte Bemessungsgrundlage für die Sozialversicherungsbeiträge (und für den auf die privaten Haushalte entfallenden Anteil der direkten Steuern) wieder ausgeglichen werden. Dennoch wäre die Schätzung der makroökonomischen Elastizitäten innerhalb des Verfahrens der OECD möglicherweise präziser, wenn diese - im Einklang mit der Methode der Bestimmung des Produktionspotenzials - nur auf den privaten Sektor bezogen wäre.

lischen Größen zwischen dem disaggregierten Ansatz und dem Verfahren der OECD weitgehend erklärt werden.

Etwas mehr als die Hälfte dieser Differenz (0,10 Prozentpunkte) ist hierbei auf die zusätzliche Berücksichtigung der Ausgaben der gesetzlichen Rentenversicherung und der Personalausgaben im staatlichen Sektor im disaggregierten Ansatz zurückzuführen. Beide Größen werden im Verfahren der OECD als nicht zyklisch beeinflusst angesehen. Der Rest der Differenz ist mit Unterschieden in den fiskalischen Elastizitäten einerseits und mit unterschiedlichen Abgrenzungen fiskalischer Größen andererseits zu erklären. Die fiskalischen Elastizitäten im disaggregierten Ansatz sind etwas größer als im Verfahren der OECD. Unterstellte man im Verfahren der OECD hierfür dieselben Werte wie im disaggregierten Ansatz, ergäbe sich hier eine um 0,03 Prozentpunkte höhere Sensitivität des Saldos.

Sensitivität des Saldos	
OECD	0,51
OECD, modifiziert ¹	0,32
Differenz	0,19
zurückzuführen auf	
zyklische Komponente der Ausgaben der öffentlichen Rentenversicherung	0,07
zyklische Komponente der Löhne und Gehälter im öffentlichen Sektor	0,03
unterschiedliche fiskalische Elastizitäten	-0,03
unterschiedliche Abgrenzungen relevanter Einnahmen und Ausgaben, darunter	0,11
Sozialversicherungsbeiträge	0,04
direkte Steuern	0,02
indirekte Steuern	0,02
Ausgaben im Zusammenhang mit Arbeitslosigkeit	0,03
unerklärte Effekte (Rundungsfehler u.ä.)	0,01

¹ Fiskalische Abgrenzungen und Elastizitäten des disaggregierten Ansatzes und makroökonomische Elastizitäten nach van den Noord (2000)

Tabelle 5.1: Effekt der Abgrenzungen und Elastizitäten der fiskalischen Größen im disaggregierten Ansatz auf die Sensitivität des gesamtstaatlichen Saldos im Vergleich zum Verfahren der OECD

Die engere Abgrenzung der Einnahmen- und Ausgabenkomponenten im disaggregierten Verfahren wirkt dagegen in die andere Richtung und ist wesentlich gewichtiger. So werden hier im Unterschied zum Verfahren der OECD die Sozialversicherungsbeiträge um Zahlungen zwischen verschiedenen Sozialversicherungsträgern bereinigt. Indirekte Steuern, die innerhalb des staatlichen Sektors gezahlt werden, werden als nicht zyklisch

angesehen. Weiterhin werden im Verfahren der OECD die in der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen von den privaten Haushalten gezahlten direkten Steuern der Bemessungsgrundlage „Arbeitnehmerentgelt“ zugeschlagen, wobei diese direkten Steuern dann mit einer wegen der Progressivität des Lohnsteuertarifs vergleichsweise hohen Elastizität auf Schwankungen des durchschnittlichen Arbeitnehmerentgelts reagieren. Im disaggregierten Verfahren wird hingegen nur das Aufkommen der Lohnsteuer dem Arbeitnehmerentgelt zugeordnet, nicht hingegen die veranlagte Einkommensteuer, die Zinssteuer und die veranlagten Steuern vom Ertrag. Letztere werden den Steuern auf Betriebsüberschuss und Selbständigeneinkommen zugeordnet, die mit einer deutlich geringeren Elastizität reagieren als die Lohnsteuer. Diese Analyse zeigt, dass die im Vergleich zu den anderen Institutionen deutlich geringere Konjunkturreakibilität des gesamtstaatlichen Saldos im disaggregierten Ansatz zu einem erheblichen Teil einerseits auf die engere Abgrenzung bestimmter Einnahmen- und andererseits auf die Berücksichtigung zusätzlicher konjunkturreakibler Ausgabenkomponenten zurückzuführen ist.

6 Schlussfolgerungen

Es ist deutlich geworden, dass die Konjunkturreakibilität des Budgets in hohem Maße durch institutionelle Besonderheiten geprägt ist. Schriebe man beispielsweise der gesetzlichen Rentenversicherung eine Schwankungsreserve in Höhe eines mehrjährigen Durchschnitts vor, dann könnte der Haushalt insgesamt stärker mit der Konjunktur atmen als dies gegenwärtig der Fall ist.⁴¹ Auch wirkten die Personalausgaben weniger konjunkturverstärkend, wenn man die Entwicklung der Löhne und Gehälter der öffentlichen Hand auf mittlerer Frist verstetigte und damit stärker von der kurzfristigen Entwicklung im privaten Sektor abgekoppelte. In diesem Fall wäre die Konjunkturreakibilität des Budgets jedoch immer noch recht niedrig, da wiederum andere Faktoren gegenzurechnen wären: Wenn die Personalausgaben vollkommen konjunkturunabhängig wären, müssten die konjunkturbedingten Einnahmen um das auf die Beschäftigten im öffentlichen Dienst entfallende Aufkommen der Lohnsteuer und der Sozialversicherungsbeiträge bereinigt werden.

Der konjunkturbereinigte Saldo stellt zweifellos ein wichtiges Analyseinstrument für die laufende Fiskalpolitik dar, gerade auch vor dem Hintergrund des europäischen Stabilitäts- und Wachstumspakts, der für die Mitgliedstaaten der Europäischen Union einen mittelfristig nahezu ausgeglichenen oder überschüssigen Haushalt vorschreibt, was als Ausgleich

⁴¹ Dies setzt allerdings voraus, dass die Rücklagen der gesetzlichen Rentenversicherung zunächst erheblich aufgestockt werden müssten, oder dass eine Kreditfinanzierung der Renten zugelassen würde.

des strukturellen Saldos interpretiert werden kann. Gleichwohl sollte nicht außer Acht gelassen werden, dass dieses Konzept nur einen eng umgrenzten Aspekt der Fiskalpolitik beleuchtet. So wird die aktuelle Beanspruchung des Kreditmarktes durch die staatliche Nettokreditaufnahme mit dem aktuellen und nicht mit dem bereinigten Defizit gemessen. Weiterhin muss betont werden, dass der gesamtstaatliche Haushalt nicht nur kurzfristigen, konjunkturellen Risiken, sondern auch langfristigen, unter anderem demographisch bedingten Gefahren ausgesetzt ist, die sich nur durch mehrjährige Modellrechnungen abschätzen lassen. Ein ausgeglichener konjunkturbereinigter Haushalt ist daher sicher eine notwendige aber für sich alleine nicht hinreichende Voraussetzung für eine auf Stabilität ausgerichtete Fiskalpolitik.

Die hier gewählte Methode der Konjunkturbereinigung kann in verschiedenen Punkten kritisiert werden. So mag man einwenden, dass hier unterstellt wird, dass die Wirtschaftsaktivität rein exogen auf den gesamtstaatlichen Haushalt wirkt und umgekehrt der Einfluss fiskalischer Impulse auf die Ökonomie ausgeblendet wird. Der Indikator des konjunkturbedingten Saldos kann daher nur als implizites Resultat der „reduzierten Form“ eines umfassenderen makroökonomischen Modells angesehen werden. Dieser Einwand ist berechtigt, betrifft allerdings weniger den Indikator selbst, der in der Tat die reduzierte Form abbilden sollte. Allerdings ist eine Charakterisierung der Finanzpolitik als pro- oder antizyklisch unter diesem Vorbehalt zu sehen, da der hier vorgestellte Ansatz (wie auch die herkömmliche Elastizitätenmethode) es nicht erlaubt, zwischen einer rein konjunkturellen Komponente und einer auf Rückwirkungen fiskalischer Impulse zurückgehenden Komponente zu differenzieren. Hierfür wären aufwendigere ökonometrische Methoden erforderlich.⁴² Insofern diese auf einer modellhaften Beschreibung der Interaktion zwischen dem privaten Sektor und dem Staatssektor beruhen, wäre damit auch eine ökonomisch gehaltvollere Interpretation der Entwicklung konjunkturbereinigter Salden möglich, was die hier vorgestellte, auf der Anwendung eines theoretisch „blinden“ Filters beruhende Methode nicht leisten kann. Der eigentliche Beitrag des Verfahrens liegt einerseits in einer präziseren Abgrenzung der für die Konjunkturbereinigung bedeutsamen Einnahmen - und Ausgabenposten des gesamtstaatlichen Haushalts sowie in ihrer angemesseneren Zuordnung zu makroökonomischen Bezugsgrößen und andererseits in einer differenzierteren Behandlung des konjunkturellen Einflusses der Bezugsgrößen.

⁴² Hier bieten sich beispielsweise VAR Modelle an, die beispielsweise in Bruneau und de Bandt (1999) sowie in Dalsgaard und de Serres (2000) geschätzt werden.

Literaturverzeichnis

- Alesina, A., R. Perotti und J. Tavares (1998): The Political Economy of Fiscal Adjustments, Brookings Papers on Economic Activity, 1.
- Banca d'Italia (Hrsg.) (1999): Indicators of Structural Budget Balances. Essays Presented at the Bank of Italy Workshop Held in Perugia, 26-28 November 1998, Banca D'Italia.
- Banerjee, A., J.J. Dolado und R. Mestre (1998): Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single Equation Framework, Journal of Time Series Analysis, 19, S.267-284.
- Baxter, M. und R.G. King (1999): Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, Review of Economics and Statistics, 81, S.575-93.
- Bell, W. (1984): Signal Extraction for Nonstationary Time Series, Annals of Statistics 12, S.646-664.
- Berk, K.N. (1974): Consistent Autoregressive Spectral Estimates, The Annals of Statistics 2, S.489-504.
- Beveridge, S. und C.R. Nelson (1981): A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transient Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle, Journal of Monetary Economics, 7.
- Bruneau, C. und O. de Bandt (1999): Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model, Notes d'Études et de Recherche 60, Banque de France, Direction des Études Économiques et la Recherche.
- Bouthevillain, C., P. Cour-Thimann, P.H. de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliani, M. Tujula, G. van den Dool (voraussichtlich 2001): Cyclically Adjusted Budget Balances. An Alternative Approach, Europäische Zentralbank, Working Paper.
- Cogley, T. und J.M. Nason (1995): Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series. Implications for Business Cycle Research, Journal of Economic Dynamics and Control 19, S.253-278.
- Deutsche Bundesbank (2000): Zur Konjunkturbereinigung des staatlichen Finanzierungssaldos in Deutschland. Ein disaggregierter Ansatz, Deutsche Bundesbank, Monatsbericht April 2000.
- Dalsgaard, T. und A. de Serres (2000): Estimating Prudent Budgetary Margins for EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach, OECD Economic Studies 30, S.115-145.
- Danthine, J.-P. und M. Girardin (1989): Business Cycles in Switzerland. A Comparative Study, European Economic Review 33, S.31-50.
- Ehlgén, J. (1998): Distortionary Effects of the Optimal Hodrick-Prescott filter, Economics Letters 61, S.345-349.
- European Commission (1995): Technical Note: The Commission Services' Method for the Cyclical Adjustment of Government Budget Balances, European Economy 60.

- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare und P. van den Nord (1995): Potential Output, Output Gaps, and Structural Budget Balances, OECD Economic Studies No. 24, 1995/II.
- Hagemann, R. (1999): The Structural Budget Balance. The IMF's Methodology, IMF Working Paper WP/99/95, IMF.
- Harvey, A.C. (1989): Forecasting, Structural Time Series Models, and the Kalman Filter, Cambridge.
- Harvey, A.C. (1993): Time Series Models, New York et al. (Harvester Wheatsheaf).
- Harvey, A.C. und A. Jaeger (1993): Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle, Journal of Applied Econometrics, 8, S.231-247.
- Hodrick., R.J. und E.C. Prescott (1980): Post War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Carnegie-Mellon University, Discussion Paper No 451.
- Hodrick., R.J. und E.C. Prescott (1997): Post War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Journal of Money, Credit, and Banking 29, S.1-16.
- Jäger, A. (1990): The Measurement and Interpretation of Structural Budget Balances, Empirica 17, S.155-169.
- Jäger, A. (1994): Mechanical Detrending by Hodrick-Prescott Filtering: A Note, Empirical Economics 19, S.493-500.
- Kaiser, R. und A. Maravall (1999): Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter, Banco de Espana, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo no 9912.
- King, R.G. und S.T. Rebelo (1993): Low Frequency Filtering and Real Business Cycles, Journal of Economic Dynamics and Control 17, S.207-231.
- Kuttner, K.N. (2004): Estimating Potential Output as a Latent Variable, Journal of Business and Economic Statistics 12, S.361-368.
- Mc Morrow, K. und W. Roeger (2001): Potential Output: Measurement Methods, "New" Economy Influences and Scenarios for 2001-2010. A Comparison of the EU15 and the US, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Economic Working Papers No 150.
- Momigliano, S. und A. Staderini (1999): A New Method of Assessing the Structural Budget Balance: Results for the Years 1995-2000, in: Banca d'Italia (Hrsg.) (1999), S.119-157.
- Leibfritz, W. (1999): Finanzpolitik und Konjunktur: Die automatischen Stabilisatoren in Deutschland, ifo-Schnelldienst 29/99.
- Parzen, E. (1969): Multiple Time Series Modelling, in: Krishnaiah (Hrsg.): Multivariate Analysis, Vol. 2, New York.
- Pedersen, T.M. (1998a): The Hodrick Prescott Filter, the Slutsky Effect, and the Distortionary Effect of Filters, University of Copenhagen, Institute of Economics, Working Paper.
- Pedersen, T.M. (1998b): Spectral Analysis of Business Cycles and Filtering of Economic Time Series, University of Copenhagen, Institute of Economics, Working Paper. (<http://www.econ.ku.dk/tmp/manuscripts.htm#thesis>).

- Ravn, M.O. und H. Uhlig (2001): On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations, Center for Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research (CESifo) Working Paper No. 479.
- Reeves, J.J., C.A. Blyth, A.M. Triggs und J.P. Small (1996): The Hodrick Prescott Filter, a Generalisation, and a New Procedure for Extracting an Empirical Cycle From a Series. University of Auckland. Department of Economics Working Paper Series No 163.
- Schaft, W. (1998): Die Problematik struktureller Defizite, Wirtschaftsdienst 78, S.177-183.
- Tödter, K.-H. (2000): Erweiterte exponentielle Glättung als Instrument der Zeitreihenanalyse I. Eine Alternative zum Hodrick-Prescott Filter, mimeo, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Tödter, K.-H. (2001a): Erweiterte exponentielle Glättung als Instrument der Zeitreihenanalyse IV. Idealer Filter, Gewichtung und Revisionsverhalten, mimeo, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Tödter, K.-H. (2001b): Decomposing the HP Filter Distortion, mimeo, Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- van den Noord, P. (2000): The Size and the Role of Automatic Fiscal Stabilisers in the 1990s and Beyond, Economics Department Working Papers No. 230, OECD.
- Ziebarth, G. (1995): Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite, Diskussionspapier 2/95, Deutsche Bundesbank.

Anhang 1: Verzeichnis der verwendeten Symbole

Y_g, Y_c	Trendkomponente, zyklische Komponente der Größe Y.
$y_{c,t} = \log(Y_t) - \log(Y_{g,t})$	prozentuale Trendabweichung der Größe Y im Jahr t.
$\eta_{X,Y} = (\Delta X/X)/(\Delta Y/Y)$	Elastizität der Größe X nach der Größe Y.
$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$	absolute Änderung der Größe Y im Jahr t.
W, W_q	Arbeitnehmerentgelt, insgesamt und im privaten Sektor.
L, L_q	Beschäftigte, insgesamt und im privaten Sektor.
F_q	Index der Tariflöhne im privaten Sektor.
P	Unternehmens- und Vermögenseinkommen (Inlandskonzept).
K, K_r	Nominaler und realer Konsum der privaten Haushalte.
T^W, T^P, T^V, T^U, T^S	Lohnsteuer, Steuern auf Unternehmens- und Vermögenseinkommen, spezielle Verbrauchsteuern, Umsatzsteuer, Beiträge zur Sozialversicherung.
X^O, X^L, X^K, X^Z	Personalausgaben, Arbeitslosengeld, Kurzarbeitergeld, allgemeiner Bundeszuschuss an die Rentenversicherung.
T^i, X^i	Einnahme i, Ausgabe i.
B	Gesamtstaatlicher Budgetsaldo.
σ_B	Sensitivität des Saldos.
z	Anteil des allgemeinen Bundeszuschusses an den Rentenausgaben der Rentenversicherung.
R	Rentenzahlungen der öffentlichen Rentenversicherung.
r	Beitragssatz zur öffentlichen Rentenversicherung.
A, h	Arbeitslose, durchschnittliches Arbeitslosengeld pro Empfänger.

Anhang 2: Zyklische Komponenten des gesamtstaatlichen Saldos

Jahr	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
zyklische Einnahmen insgesamt	0,76	1,09	0,19	0,04	0,37	0,13	-0,14	-0,06	-0,14	-0,21
Umsatzsteuer ⁽¹⁾	0,12	0,16	0,08	0,05	0,05	0,01	-0,02	-0,02	-0,04	-0,05
Verbrauchssteuern ⁽²⁾	0,07	0,07	0,01	-0,01	0,01	-0,01	-0,03	-0,02	0,00	-0,01
Lohnsteuer mit Solidaritätszuschlag	0,11	0,39	0,15	0,11	0,28	0,14	-0,06	-0,10	-0,12	-0,12
Sozialversicherungsbeiträge ⁽³⁾	0,11	0,25	0,08	0,04	0,12	0,04	-0,07	-0,07	-0,06	-0,04
Steuern auf Betriebsüberschuss und Selbständigeneinkommen ⁽⁴⁾	0,35	0,22	-0,13	-0,15	-0,09	-0,05	0,04	0,15	0,08	0,01
zyklische Ausgaben insgesamt	-0,15	0,00	0,45	0,31	0,17	0,28	0,39	0,13	0,00	-0,11
Ausgaben für Arbeitslosengeld ⁽⁵⁾	-0,22	-0,19	0,05	0,11	-0,04	0,07	0,29	0,14	0,01	-0,05
Kurzarbeitergeld	0,36	0,11	0,13	0,06	0,03	0,04	0,03	0,02	0,02	0,02
allgemeiner Bundeszuschuss an die Rentenversicherung der Arbeiter und Angestellten	-0,06	-0,06	0,03	0,02	0,01	0,06	0,06	0,03	0,01	-0,02
Personalausgaben des Staates	-0,23	0,14	0,24	0,12	0,17	0,11	0,01	-0,06	-0,04	-0,06
Zyklischer Saldo	0,91	1,09	-0,26	-0,27	0,20	-0,15	-0,53	-0,19	-0,14	-0,10

⁽¹⁾ Bereinigt um Umsatzsteuer auf Käufe des Staates.

⁽²⁾ Umfasst vereinfachend nur die Summe aus Mineralöl-, Tabak-, Kaffee-, Branntwein-, Schaumwein-, Bier-, Kfz- und Versicherungssteuer. Ab 1999 zuzüglich Stromsteuer

⁽³⁾ Nur Beiträge an die Bundesanstalt für Arbeit und für die gesetzliche Kranken- und Pflegeversicherung, bereinigt um die von der Bundesanstalt für Arbeit und der Rentenversicherung entrichteten Beiträge.

⁽⁴⁾ Summe aus veranlagter Einkommensteuer, Körperschaftsteuer, nicht veranlagte Steuern vom Ertrag, Zinsabschlag, jeweils einschließlich Solidaritätszuschlag, und Gewerbesteuer.

⁽⁵⁾ Bereinigt um Sozialversicherungsbeiträge der Bundesanstalt für Arbeit.

Tabelle A.2.1: Zyklische Komponenten des gesamtstaatlichen Saldos für Deutschland
(in Prozent des BIP)

Anhang 3: Zyklischer Saldo mit und ohne zyklische Personalausgaben

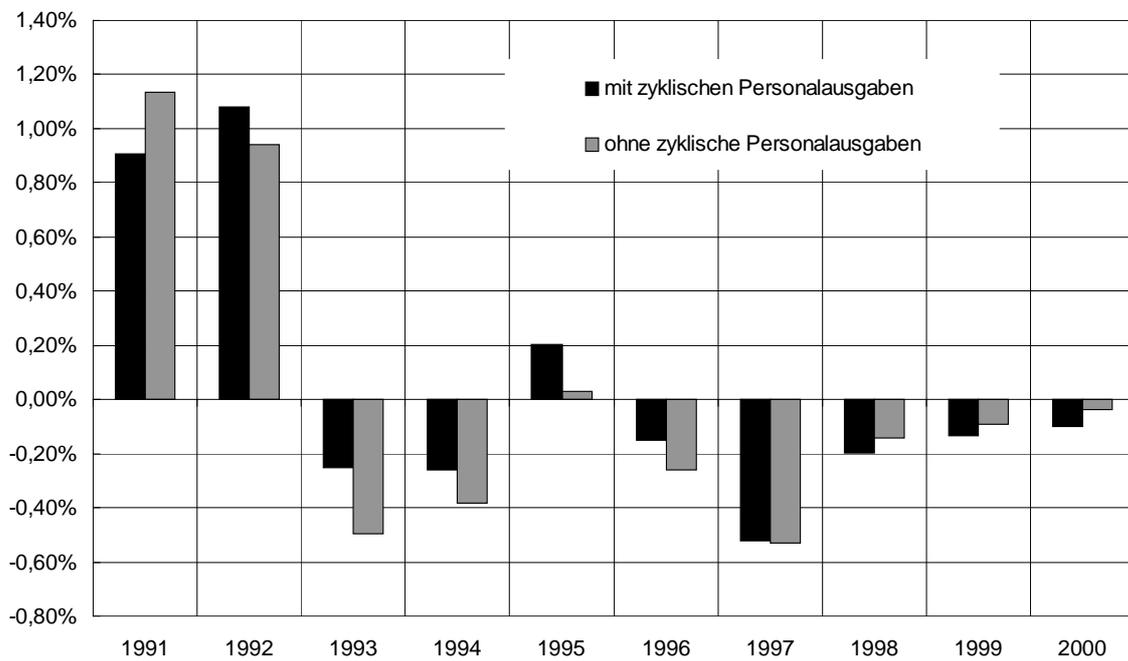


Abbildung A.3.1: Zyklischer Saldo im disaggregierten Ansatz mit und ohne zyklische Personalausgaben (in Prozent des BIP)

In der vorliegenden Schriftenreihe seit 2000 erschienen:

Februar	2000	How Safe Was the „Safe Haven“? Financial Market Liquidity during the 1998 Turbulences *)	Christian Uppner
Mai	2000	The determinants of the euro-dollar exchange rate – Synthetic fundamentals and a non-existing currency *)	Jörg Clostermann Bernd Schnatz
Juli	2000	Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview *)	Ronald MacDonald
August	2000	Kerinflationsraten: Ein Methodenvergleich auf der Basis westdeutscher Daten	Bettina Landau
September	2000	Exploring the Role of Uncertainty for Corporate Investment Decisions in Germany *)	Ulf von Kalckreuth
November	2000	Central Bank Accountability and Transparency: Theory and Some Evidence *)	Sylvester C.W. Eijffinger Marco M. Hoeberichts
November	2000	Welfare Effects of Public Information *)	Stephen Morris Hyung Song Shin
November	2000	Monetary Policy Transparency, Public Commentary, and Market Perceptions about Monetary Policy in Canada *)	Pierre L. Siklos

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

November	2000	The Relationship between the Federal Funds Rate and the Fed's Funds Rate Target: Is it Open Market or Open Mouth Operations? *)	Daniel L. Thornton
November	2000	Expectations and the Stability Problem for Optimal Monetary Policies *)	George W. Evans Seppo Honkapohja
Januar	2001	Unemployment, Factor Substitution, and Capital Formation *)	Leo Kaas Leopold von Thadden
Januar	2001	Should the Individual Voting Records of Central Banks be Published? *)	Hans Gersbach Volker Hahn
Januar	2001	Voting Transparency and Conflicting Interests in Central Bank Councils *)	Hans Gersbach Volker Hahn
Januar	2001	Optimal Degrees of Transparency in Monetary Policymaking *)	Henrik Jensen
Januar	2001	Are Contemporary Central Banks Transparent about Economic Models and Objectives and What Difference Does it Make? *)	Alex Cukierman
Februar	2001	What can we learn about monetary policy transparency from financial market data? *)	Andrew Clare Roger Courtenay
März	2001	Budgetary Policy and Unemployment Dynamics *)	Leo Kaas Leopold von Thadden
März	2001	Investment Behaviour of German Equity Fund Managers – An Exploratory Analysis of Survey Data *)	Torsten Arnswald

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

April	2001	Der Informationsgehalt von Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung für die Geldpolitik	Christina Gerberding
Mai	2001	Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries *)	Zsolt Darvas
Juli	2001	Interbank lending and monetary policy Transmission: evidence for Germany *)	Michael Ehrmann Andreas Worms
September	2001	Precommitment, Transparency and Monetary Policy *)	Petra Geraats
September	2001	Ein disaggregierter Ansatz zur Berechnung konjunkturbereinigter Budgetsalden für Deutschland: Methoden und Ergebnisse	Matthias Mohr

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Aufenthalt als Gastforscher bei der Deutschen Bundesbank

Die Bundesbank bietet Gastforschern die Möglichkeit eines Aufenthalts im volkswirtschaftlichen Forschungszentrum. Dabei ist in erster Linie an Professoren und Habilitanden auf dem Gebiet der Volkswirtschaftslehre gedacht. Der Aufenthalt im Forschungszentrum soll dazu dienen ein Forschungsprojekt aus den Feldern Makroökonomie, monetäre Ökonomie, Finanzmärkte oder internationale Beziehungen zu bearbeiten. Ein Forschungsaufenthalt kann zwischen drei und sechs Monate dauern. Die Bezahlung richtet sich nach den Erfahrungen des Gastforschers.

Bewerber werden gebeten, einen Lebenslauf, neuere Forschungsarbeiten, Empfehlungsschreiben und einen Projektvorschlag zu senden an:

Deutsche Bundesbank
Personalabteilung
Wilhelm-Epstein-Str. 14

60431 Frankfurt

