

**Gutachten**  
**zu ausgewählten Problemen der Schuldenbremse**  
**Schlussbericht**

10. Juni 2003

---

Prof. Dr. Bernd Schips	Tel. 01 632 50 01
Lic. oec. Andres Frick	Tel. 01 632 51 57
PD Dr. Michael Graff	Tel. 01 632 42 19
Lic.oec. Rita Kobel Rohr	Tel. 01 632 50 05
Lic.oec. Daniel Lampart	Tel. 01 632 50 90
Dr. Christian Müller	Tel. 01 632 46 24



## Inhaltsverzeichnis

1.	Einleitung.....	1
2.	Problematik der Verwendung eines Hodrick-Prescott-Filters zur Bestimmung des BIP-Trends.....	3
3.	Berechnung von $k$ -Faktoren mit dem KOF-Makromodell – Vergleich mit dem $k$ -Faktor der EFV .....	6
3.1.	Schätzung des $k$ -Faktors mit der Produktionsfunktion des KOF-Makromodells.....	6
3.2.	Trend-BIP mit konstantem technischen Fortschritt und variablem Arbeitsangebot.....	9
3.3.	$k$ -Faktor über Anspannung auf dem Arbeitsmarkt .....	10
3.4.	Konstantes Trendwachstum.....	12
3.5.	Diskussion der Konzepte .....	14
4.	Zusammenhang zwischen Bundeseinnahmen und BIP.....	15
4.1.	Langfristige Beziehung zwischen Bundeseinnahmen und BIP .....	15
4.2.	Kurzfristige Beziehung zwischen Bundeseinnahmen und BIP .....	20
4.3.	Einnahmen und realwirtschaftliche Schwankungen – ein <i>Ex post</i> -Vergleich .....	20
4.4.	Strukturelle, konjunkturelle und zufällige Komponenten der Bundeseinnahmen.....	25
4.5:	Anhang zu Kapitel 4.....	28
4.5.1:	Bundeseinnahmen: Jährliche Veränderungsraten.....	28
4.5.1.1	Gesamteinnahmen (ETOT_K_A).....	28
4.5.1.2	Fiskaleinnahmen (FISK_K).....	29
4.5.1.3	Einnahmen Umsatz- bzw. Mehrwertsteuer (MWST) .....	30
4.5.1.7	Einnahmen Verrechnungssteuer (VST_SDO_K).....	35
Anhang 4.5.2	Schätzergebnisse 1980 bis 2002 für die Regressionen der gesamtwirtschaftlichen $k$ -Faktoren auf $k_e$ (K_EINN_HP).....	37
5.	Theoretische und praktische Probleme der Schuldenbremse.....	43
5.1.	Theoretische Aspekte der Schuldenbremse.....	43
5.1.1.	Definitionen.....	43
5.1.2.	Die gegenwärtige Formel für die Schuldenbremse und ihre Implikationen.....	45
5.1.3.	Alternativen: Schuldenquote und Einnahmenelastizität.....	48
5.2.	Anwendungen.....	49
5.2.1.	Illustration der theoretischen Überlegungen .....	49
5.2.2.	Elastizitäten und die Budgetplanung.....	51
5.3.	Interpretation und Schlussfolgerungen.....	52
5.4.	Anhang zu Kapitel 5.....	54
5.4.1.	Ein multivariates strukturelles Zeitreihenmodell für Einnahmen, Ausgaben und BIP auf Jahresbasis.....	54
5.4.2.	Ein strukturelles Zeitreihenmodell für Quartalsdaten des BIP.....	61
5.4.3.	Simulationsergebnisse.....	63
6.	Fazit.....	67
6.1.	Zusammenfassung der Ergebnisse.....	67
6.2.	Schlussfolgerungen und Rolle einer Expertengruppe.....	69



# 1. Einleitung

Die Schuldenbremse schreibt vor, dass die Ausgaben einen Plafond nicht überschreiten dürfen, der durch die Formel

$$A^*_t = E^*_t k_t \tag{1.1}$$

gegeben ist, wobei

$A^*$  = Ausgabenplafond,

$E^*$  = von der Eidg. Finanzverwaltung (EFV) erwartete effektive Einnahmen,

$k$  = Konjunkturfaktor ( $k$ -Faktor) = Trend-BIP/erwartetes BIP.

Damit soll ein mittelfristig ausgeglichenes Budget sichergestellt werden, wobei aber über den Konjunkturzyklus in der Überauslastungsphase Budgetüberschüsse und in der Unterauslastungsphase Defizite vorgesehen sind. Damit soll die Schuldenbremse eine Verstetigung der Ausgaben des Bundes bewirken in dem Sinne, dass die Ausgaben dem Trend der Einnahmen entsprechen.

In den Kapiteln 2 bis 5 dieses Gutachtens wird im Einzelnen auf folgende Aspekte näher eingegangen.

Bei der Bestimmung des Konjunkturfaktors greift die EFV zur Bestimmung des Trend-BIP auf einen Hodrick-Prescott-Filter zurück. Dieser weist aber eine Reihe von bekannten technischen Problemen auf. Grundsätzlich problematisch ist hierbei die Instabilität am aktuellen Rand. Die damit verbundenen Nachteile werden in **Kapitel 2** des Gutachtens dargelegt.

Gemäss Auftrag der EFV soll die KOF untersuchen, inwiefern über das KOF-Makromodell zur Analyse der konjunkturellen Entwicklung alternative Verfahren zur Bestimmung des Trend-BIP und des  $k$ -Faktors entwickelt werden können. In **Kapitel 3** wird zunächst geprüft, ob sich die über eine Vintage-Produktionsfunktion ermittelte Produktionskapazität des KOF-Makromodells als Indikator für das Trendwachstum im Sinne der Schuldenbremse eignet. Darüber hinaus werden auf der Grundlage des KOF-Makromodells drei Alternativverfahren zur Schätzung eines Trend-BIPs entwickelt. Auf der Basis der aktuellen KOF-Prognose werden für jedes Verfahren entsprechende  $k$ -Faktoren berechnet. Die vier Ansätze werden miteinander verglichen, wobei insbesondere diskutiert wird, inwiefern sie in den Mechanismus der Schuldenbremse eingehen könnten.

In **Kapitel 4** wird untersucht, inwiefern die der Schuldenbremse implizit zugrunde liegende Annahme einer Einnahmenelastizität von Eins gegenüber einer Veränderung des nominellen BIP zutrifft. Dazu werden die Beziehungen zwischen BIP und den Gesamteinnahmen, den Fiskaleinnahmen sowie den wichtigsten einzelnen Einnahmenarten (Mehrwertsteuer, direkte Bundessteuer, Verrechnungssteuer, Stempelabgaben und Mineralölsteuer) untersucht.

In **Kapitel 5** des Gutachtens wird über den erteilten Auftrag hinausgehend der Versuch unternommen, einen einheitlichen Rahmen für die Analyse von Konjunkturfaktoren und deren Implikationen für die Budgetentwicklung zu stecken. Ausgehend von den statistischen Eigenschaften der Zeitreihen

für die Einnahmen und Ausgaben wird gezeigt, dass die Formel der Schuldenbremse nicht zwingend zu einem ausgeglichenen Haushalt über einen Konjunkturzyklus hinweg führt. Dies wird anhand der beobachteten bzw. erwarteten Einnahmen illustriert. Zu diesem Zweck wird die Budgetpolitik zwischen 1988 und 2006 simuliert. Dafür werden Berechnungen einerseits mit den  $k$ -Faktoren der EFV, andererseits mit  $k$ -Faktoren, die aus einem strukturellen Zeitreihenmodell abgeleitet werden, durchgeführt.

Das **Kapitel 6** fasst die Ergebnisse zusammen.

## 2. Problematik der Verwendung eines Hodrick-Prescott-Filters zur Bestimmung des BIP-Trends

Der von der EFV zur Berechnung des BIP-Trends verwendete Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) dient in diesem Bericht als Referenzverfahren. Deshalb sollen zunächst einige Probleme angeführt werden, die sich bei Anwendungen dieser Methode ergeben.

Die der "Schuldenbremse" zumindest implizit zugrunde gelegte Zyklusvorstellung basiert auf der Annahme konjunkturell bedingter Abweichungen von einem davon völlig unberührten Wachstumstrend.<sup>1</sup> Das heisst mit anderen Worten, dass der die BIP-Zeitreihe erzeugende Prozess eine Komponentenstruktur aufweisen muss, bei der Trend- und Konjunkturkomponente voneinander unabhängig sind. Mit Hilfe eines geeignet parametrisierten Hodrick-Prescott-Filters soll die Trendkomponente bestimmt werden, die Abweichungen des prognostizierten BIP vom Trendwert ergeben dann die Konjunkturkomponente.

Der bei der Anwendung eines HP-Filters festzulegende Glättungsparameter entscheidet nicht nur über die "Glattheit" des Trends, sondern bestimmt gleichzeitig auch das Verhältnis der Varianzen von Trend und trendfreier Komponente. Das heisst, dass sowohl der Typ des BIP-erzeugenden Prozesses als auch das Varianzverhältnis der beiden zu trennenden Komponenten – ohne weitere Analysen zum Varianzverhältnis in der zu filternden Zeitreihe vorzunehmen – vorgegeben wird. Der jeweils gewählte Glättungsparameter entscheidet damit darüber, welche Frequenzkomponenten den Trend und welche die zyklischen Bewegungen ergeben. Das Ausmass der konjunkturell bedingten Abweichungen vom Wachstumstrend hängt also vom gewählten Glättungsparameter ab.

Je nach Wahl des Glättungsparameters ergibt sich das Problem einer mangelnden Randstabilität dieses Filters. Am aktuellen Rand tendiert der ermittelte Trendwert konstruktionsbedingt zum letzten Wert der zu filternden Zeitreihe. Insbesondere bei einer länger anhaltenden gesamtwirtschaftlichen Wachstumsschwäche führt dies dazu, dass eine auf der "Schuldenbremse" basierende Fiskalpolitik nicht, wie mit diesem Konzept an sich beabsichtigt, als automatischer Stabilisator, sondern prozyklisch wirken wird.<sup>2</sup>

Bei der Berechnung des Trends des realen BIP auf der Basis von Jahresdaten wird von der EFV ein Wert für den Glättungsparameter von 100 verwendet, was dem üblichen, von Hodrick und Prescott empfohlenen Vorgehen entspricht. Die folgende Grafik illustriert für den Zeitraum 1990 bis 2000, in welchem Ausmass die mit dem HP-Filter und dem Glättungsparameter 100 berechneten Trendwerte am aktuellen Rand von denjenigen Werten abweichen, die sich auf der Basis eines längeren Schätzzeitraums ergeben. Dabei basieren die "aktuellen" HP-Werte jeweils auf dem Schätzzeitraum 1980 bis zum betreffenden Jahr

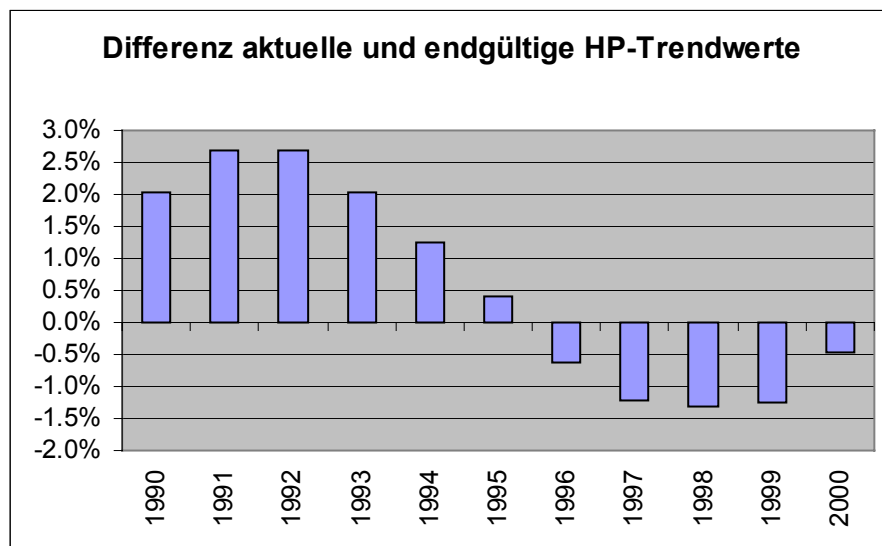
---

<sup>1</sup> Vgl. Schips, B. (2003): Die "Schuldenbremse" – ein nicht ganz unproblematischer Anwendungsfall eines Hodrick-Prescott-Filters, im Druck.

<sup>2</sup> Vgl. dazu auch: Switzerland's Debt Brake, in: International Monetary Fund, Switzerland Selected Issues, IMF Country Report No. 01/75, Washington May 2001, S. 5-29.

und die "endgültigen" HP-Werte auf dem Schätzzeitraum 1980 bis 2001 (die jüngsten Werte stehen somit noch nicht definitiv fest). Es zeigt sich, dass die Abweichungen zwischen den Schätzungen am aktuellen Rand und den "endgültigen" Werten z.T. beträchtlich ausfallen.

**Abbildung 2.1**



Im Falle der "Schuldenbremse" ist die mangelnde Randwertstabilität besonders nachteilig, da der letzte Zeitreihenwert zum Zeitpunkt der Budgetierung zwangsläufig immer nur ein Prognosewert für das reale BIP sein kann. Auch die unmittelbar vorhergehenden Zeitreihenwerte sind, wegen der unvermeidlichen Verzögerung bei der Erarbeitung der VGR, in der Regel lediglich Prognosewerte bzw. noch sehr vorläufige Schätzungen für die im Rahmen dieser finanzpolitischen Regelbindung vor allem interessierende Grösse, das reale BIP. Um dies zu illustrieren, wurden  $k$ -Faktoren "gemäss Voranschlag" berechnet, wie sie sich aus den zum Zeitpunkt der Budgeterstellung vorliegenden Schätzungen des BIP ergeben hätten. Dabei wurde von folgenden Angaben ausgegangen:

Zum Zeitpunkt der Budgeterstellung ( $t$ ) liegt ein provisorischer Wert des Bundesamtes für Statistik (BFS) für das BIP des Jahres ( $t-2$ ) vor.

Zur Berechnung des BIP der Jahre ( $t-1$ ) und ( $t$ ) wurde auf die Jahreswachstumsraten abgestellt, die von der interdepartementalen Arbeitsgruppe für Wirtschaftsprognosen geschätzt und jeweils im Jahresbericht der Kommission für Konjunkturfragen vom Dezember des Vorjahres publiziert wurden<sup>3</sup>.

Zur Berechnung des BIP des Jahres ( $t+1$ ) wurde auf die Jahreswachstumsrate gemäss Botschaft zum Voranschlag abgestellt.<sup>4</sup>

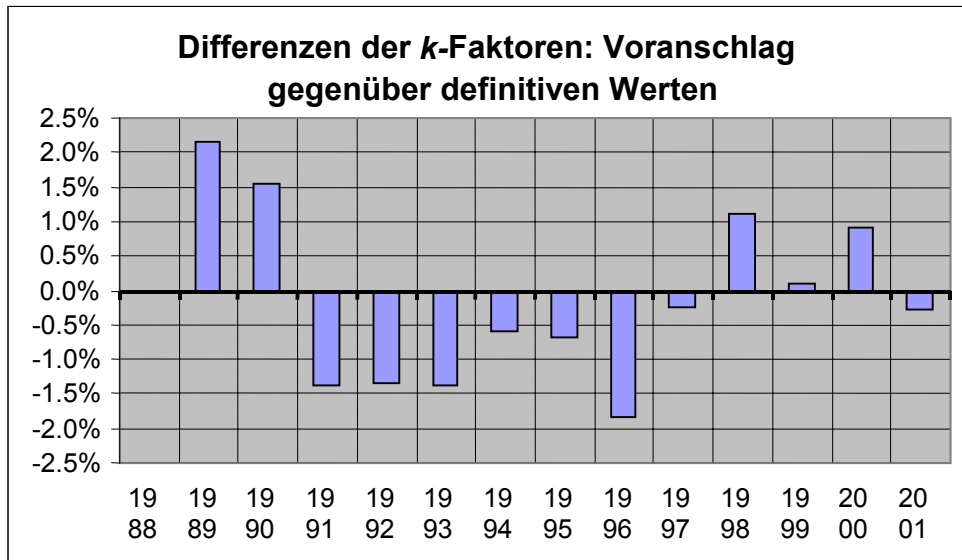
<sup>3</sup> Vgl. Die Volkswirtschaft, diverse Jahrgänge.

<sup>4</sup> Vgl. Botschaft zum Voranschlag, diverse Jahrgänge.



Die Differenzen zwischen den  $k$ -Faktoren "gemäss Voranschlag" und den Werten, die sich aufgrund der heute vorliegenden "definitiven" Informationen berechnen lassen, bringen den Einfluss der "Fehlprognosen" des realen BIP zum Ausdruck.

**Abbildung 2.2**



Die Erfahrung zeigt, dass im Budgetierungsprozess in Boomphasen die Wachstumsrate des realen BIP meist unterschätzt und in Rezessionsphasen häufig überschätzt wird. Der sich aus der Relation des für das jeweilige Budgetjahr prognostizierten BIP zum Trendwert ergebende Korrekturfaktor unterschätzt damit das Ausmass der konjunkturell bedingten Abweichungen von der "Normallage" in der Regel systematisch.

Die Randwertstabilität von Trendberechnungen mit dem HP-Filter liesse sich grundsätzlich mit einer geeigneten, genügend langen Extrapolation der BIP-Entwicklung am aktuellen Rand erhöhen. Die dazu notwendigen Prognoseannahmen bringen jedoch ein zusätzliches Element an Unsicherheit in die Berechnung des  $k$ -Faktors. Entgegen der Erwartung, mit der Methode des HP-Filters ein vorurteilsloses technisches Verfahren zur Bestimmung der zulässigen bzw. aus konjunkturpolitischen Gründen erwünschten Abweichung vom Budgetausgleich in der kurzen Frist gefunden zu haben, zeigt sich somit, dass dieses Verfahren eine ganze Reihe von Annahmen voraussetzt, die genauso diskutabel sind wie die Annahmen, die anderen Verfahren zur Ermittlung eines Trend-BIP zugrunde liegen.

### 3. Berechnung von $k$ -Faktoren mit dem KOF-Makromodell – Vergleich mit dem $k$ -Faktor der EFV

Eine triviale Lösung für das Problem des Ausgleichs der Rechnungssaldi über den Konjunkturzyklus ist  $k(t) = 1$ . Damit würde aber den jeweiligen wirtschaftlichen Gegebenheiten nicht Rechnung getragen. Gesucht sind also  $k$ -Faktoren, welche die konjunkturellen Schwankungen möglichst gut erfassen und deren Summe über den ganzen Konjunkturzyklus Eins ergibt, so dass der Schuldenstand am Ende des Konjunkturzyklus genau so hoch ist wie am Anfang.<sup>5</sup> In diesem Kapitel werden verschiedene solcher  $k$ -Faktoren betrachtet und bezüglich Randeigenschaften und Erfassung des Konjunkturphänomens miteinander verglichen.

Das KOF-Makromodell zur Analyse der konjunkturellen Entwicklung erlaubt grundsätzlich eine Einschätzung, wie stark die Produktionskapazität der Schweizer Wirtschaft ausgelastet ist. Allerdings sind im Modell verschiedene Perspektiven angelegt, die je nach Fragestellung eingenommen werden können. Zur Beurteilung und Prognose der kurzfristigen Investitionstätigkeit, aber auch im Hinblick auf die Teuerungsentwicklung steht die über eine Produktionsfunktion ermittelte Auslastung der Produktionskapazität (Abschnitt 3.1) im Vordergrund. Daneben bietet das KOF-Makromodell jedoch noch weitere Möglichkeiten, die Abweichung von der Normalauslastung abzuschätzen, nämlich über ein Trend-BIP, welches mit einem konstanten technischen Fortschritt plus der Entwicklung des Arbeitsangebots (Erwerbspersonenpotenzial) wächst (Abschnitt 3.2), und über den Arbeitsmarkt mit einem Vergleich von Arbeitsnachfrage und Arbeitsangebot (Abschnitt 3.3). Die Wachstumstrends gemäss den Abschnitten 3.2 und 3.3 sind im Vergleich zu dem Vorschlag gemäss Abschnitt 3.1 unabhängiger von konjunkturellen Schwankungen. Die damit berechneten  $k$ -Faktoren weisen folglich eine grössere Varianz auf. Mit Angaben aus dem KOF-Makromodell kann zudem ein Trend-BIP mit konstanten Wachstumsraten berechnet werden (Abschnitt 3.4). Die in diesem Kapitel berechneten  $k$ -Faktoren basieren auf den Ergebnissen der aktuellsten KOF-Prognose.

#### 3.1. Schätzung des $k$ -Faktors mit der Produktionsfunktion des KOF-Makromodells

Dem KOF-Makromodell liegt eine sogenannte Vintage-Produktionsfunktion zugrunde. Die Produktionskapazität  $YCAP_t$  der Schweizer Wirtschaft ist die Summe von neu erstellter Kapazität  $\nabla YCAP_t$  plus der Kapazität, welche in der Vorperiode in Betrieb war und nicht abgeschrieben wurde  $(1-\delta)YCAP_{t-1}$  (überlebende Vorperiodenkapazität) mit  $\delta$  als Abschreibungsrate

$$YCAP_t = \nabla YCAP_t + (1-\delta)YCAP_{t-1}. \quad (3.1)$$

---

<sup>5</sup> Der Einfachheit halber wird hier vom Problem der Nichtstationarität der Zeitreihen für die Bundeseinnahmen abgesehen (vgl. dazu Kapitel 5).

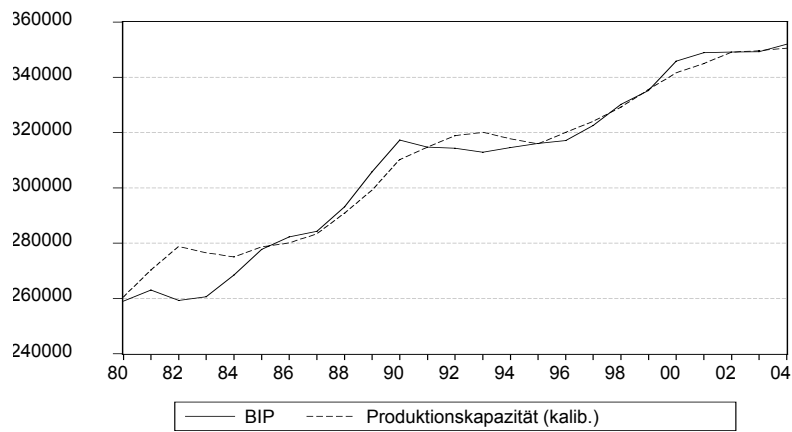
Bei der neuerstellten Kapazität  $\nabla YCAP_t$  werden die Produktionsfaktoren Arbeit und Sachkapital („Unternehmensinvestitionen“) so eingesetzt, dass der Gegenwartswert der Produktionskosten über die Lebensdauer der Produktionskapazität minimal wird. Ist die neue Kapazität installiert, ist die Faktorzusammensetzung fixiert und kann nicht mehr geändert werden (Putty-clay-Annahme).

Die Produktionskapazität gemäss KOF-Makromodell ist jedoch konjunkturellen Schwankungen unterworfen. In Zeiten schwacher Nachfrage sind die Unternehmen beim Aufbau zusätzlicher Produktionskapazität zurückhaltend. Der Produktionsapparat wird nur zögerlich erweitert, die Kapazität erhöht sich kaum. In Aufschwungphasen hingegen erhöht sich die Investitionsaktivität markant. Die Produktionskapazität steigt. Obwohl die Veränderung der Produktionskapazität nicht vollumfänglich mit den Nachfrageschwankungen einhergeht – die Kapazitätsauslastung ist prozyklisch –, passt sich die Kapazität an die Nachfrage an.

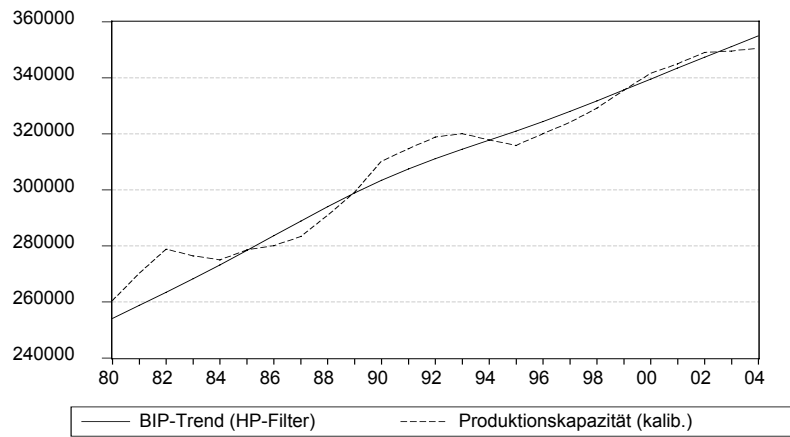
Weil die Unternehmen immer eine gewisse „geplante“ Überkapazität halten – einerseits um künftige Nachfragesteigerungen bzw. Absatzmöglichkeiten wahrnehmen zu können und andererseits um Neueintritte von Unternehmen in die Märkte abzuwehren – ist die Produktionskapazität im KOF-Makromodell auch langfristig höher als die Produktion. Für die Berechnung von  $k$ -Faktoren für die Schuldenbremse ist jedoch nicht die maximale Produktion, sondern eine "Normalauslastung" der Produktionskapazitäten als eine Art gewünschte Kapazitätsauslastung relevant. Es ist daher eine Kalibrierung von  $YCAP$  als Normalauslastung notwendig. Da sich Über- und Unterauslastung gemäss den Vorgaben der Schuldenbremse (Bundesverfassung) „auf Dauer“ – konkret über den Konjunkturzyklus – ausgleichen müssen, wird die Normalauslastung als Mittelwert von  $BIP/YCAP$  über den Zeitraum von 1990 bis 2000 berechnet. Sie beträgt 0.967. Der durchschnittliche  $k$ -Faktor ist gleich Eins.

Entspricht diese normalausgelastete Produktionskapazität gemäss KOF-Makromodell dem Trend-BIP? Grundsätzlich hat die geschätzte Kapazität Trend-Charakter, indem sie die Produktionsmöglichkeiten der Schweizer Volkswirtschaft aufzeigt – allerdings nur für die kurze Frist. Weil die Kapazität von der tatsächlichen, kurzfristigen Investitionstätigkeit abhängt, ist sie geprägt von der aktuellen Konjunktursituation. Sie enthält wesentliche prozyklische Elemente, wodurch sie zur Schätzung von strukturellen Faktoren – konkret von strukturellen Defiziten – nur bedingt geeignet ist. Wird die Produktionskapazität gemäss KOF-Makromodell einem Trend-BIP gemäss HP-Filter gegenübergestellt, zeigt sich, dass die Produktionskapazität des KOF-Makromodells stärkere prozyklische Schwankungen aufweist. Die Trend-BIP beider Verfahren sind jedoch am aktuellen Rand geprägt von der gegenwärtigen Konjunkturschwäche.

**Abbildung 3.1.1: BIP und Produktionskapazität (kalibriert auf Normalauslastung)**



**Abbildung 3.1.2: Trend-BIP (HP-Filter) und Produktionskapazität (KOF-Makromodell)**



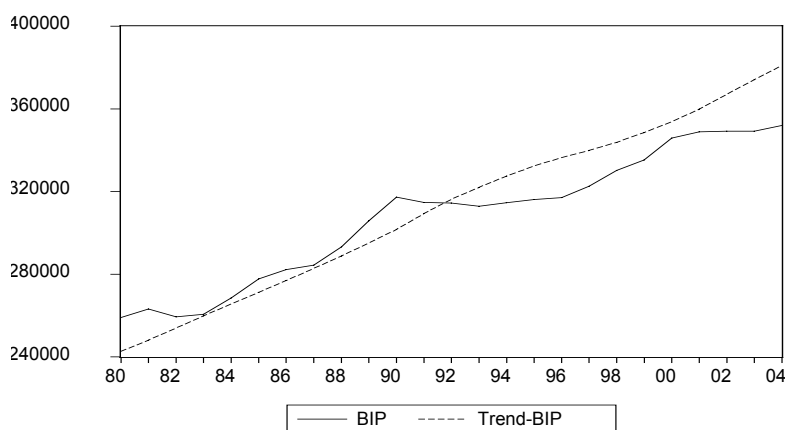
**Abbildung 3.1.3:  $k$ -Faktor (gemäss Produktionskapazität KOF-Makromodell)**



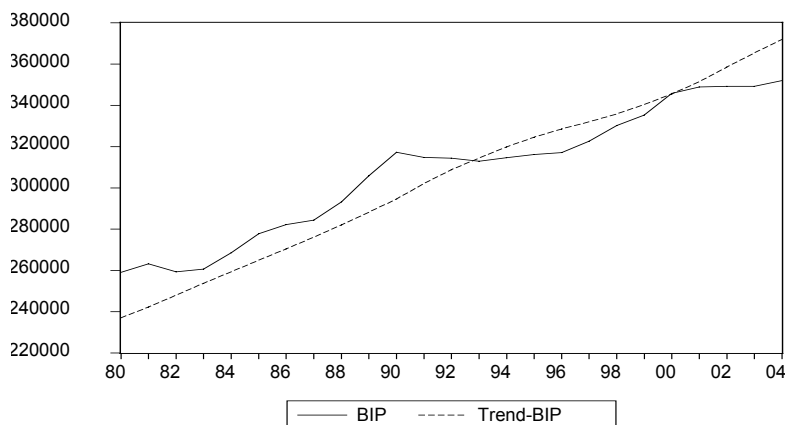
### 3.2. Trend-BIP mit konstantem technischen Fortschritt und variablem Arbeitsangebot

Die jährliche Wachstumsrate des Trend-BIP ist in dieser Spezifikation gleich der Rate des arbeitsvermehrenden (Hicks-neutralen) technischen Fortschritts (1.0% p. a.) plus der beobachteten Zuwachsrate des Erwerbspersonenpotenzials („gleichgewichtiges Wachstum“). Allerdings ist das Erwerbspersonenpotenzial abhängig von der Wirtschaftslage. Bei Hochkonjunktur ist eine verstärkte Zuwanderung zu beobachten; bei schwacher Konjunktur ist die Zuwanderung schwächer. Dieses Trend-BIP enthält daher eine prozyklische Komponente, allerdings in weitaus geringerem Ausmass als die Produktionskapazität gemäss KOF-Makromodell.

**Abbildung 3.2.1: BIP und Trend-BIP (kalibriert auf Normalauslastung 1980 bis 2000)**



**Abbildung 3.2.2: BIP und Trend-BIP (kalibriert auf Normalauslastung 1990 bis 2000)**



**Abbildung 3.2.3:  $k$ - Faktor (kalibriert auf Normalauslastung 1980 bis 2000)**



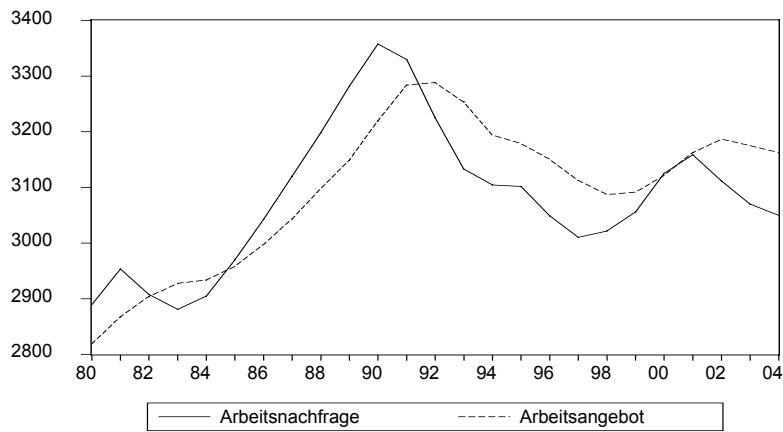
**Abbildung 3.2.4:  $k$ - Faktor (kalibriert auf Normalauslastung 1990 bis 2000)**



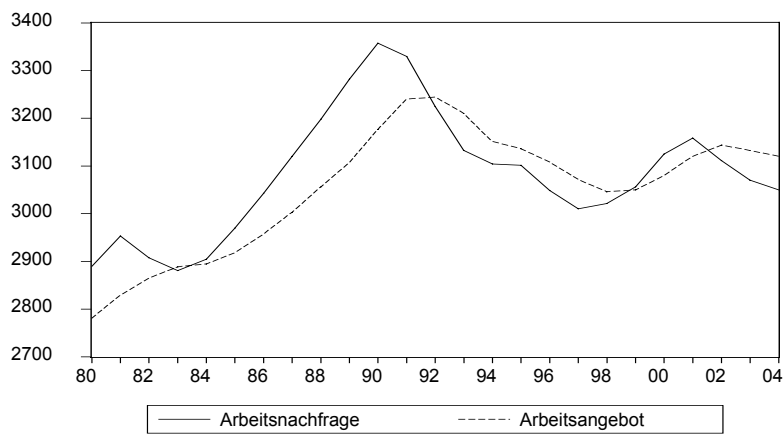
### **3.3. $k$ -Faktor über Anspannung auf dem Arbeitsmarkt**

Die Beschäftigung in der Schweizer Wirtschaft wird im KOF-Makromodell über eine Arbeitsnachfrage- und eine Arbeitsangebotsfunktion ermittelt. Je nach wirtschaftlicher Lage bestimmt die Nachfrage- oder die Angebotsseite die tatsächliche Beschäftigung. In ausgesprochenen Hochkonjunkturphasen kann die Arbeitsnachfrage so stark ansteigen, dass das Arbeitsangebot ausgeschöpft wird. Umgekehrt bestimmt in schwächeren Konjunkturphasen die Arbeitsnachfrage die Beschäftigung. Die Angebotsseite bestimmt sich über das Erwerbspersonenpotenzial, über einen geglätteten („permanenten“) Reallohn und eine Variable für den Erwerbsverzicht, die in Form eines „Discouraged worker“-Effekts ein leicht prozyklisches Muster aufweist. Die aktuelle Arbeitsnachfrage ist weitgehend gleich der Arbeitsnachfrage bei Vollauslastung der Produktionskapazität multipliziert mit der geglätteten Kapazitätsauslastung. Sie ist folglich wesentlich bestimmt durch die Absatzsituation auf den Gütermärkten und spiegelt die konjunkturelle Lage.

**Abbildung 3.3.1: Arbeitsnachfrage und -angebot (kalibriert auf Normalauslastung 1980 bis 2000)**



**Abbildung 3.3.2: Arbeitsnachfrage und -angebot (kalibriert auf Normalauslastung 1990 bis 2000)**



**Abbildung 3.3.3:  $k$ - Faktor (kalibriert auf Normalauslastung 1980 bis 2000)**



**Abbildung 3.3.4:  $k$ - Faktor (kalibriert auf Normalauslastung 1990 bis 2000)**

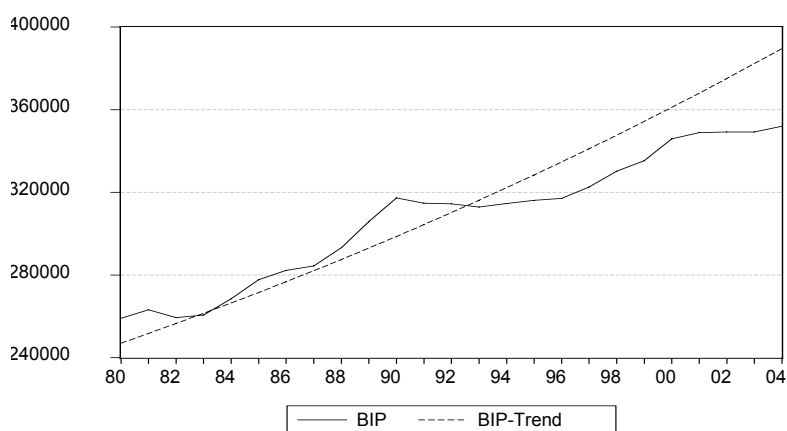


### 3.4. Konstantes Trendwachstum

Konstantes Trendwachstum von 1.9% p. a. bestehend aus der Rate des technischen Fortschritts von 1.0% p. a. und dem durchschnittlichen Wachstum des Erwerbspersonenpotenzials von 1980 bis 2002 von 0.9% p. a. (deterministischer linearer Trend).

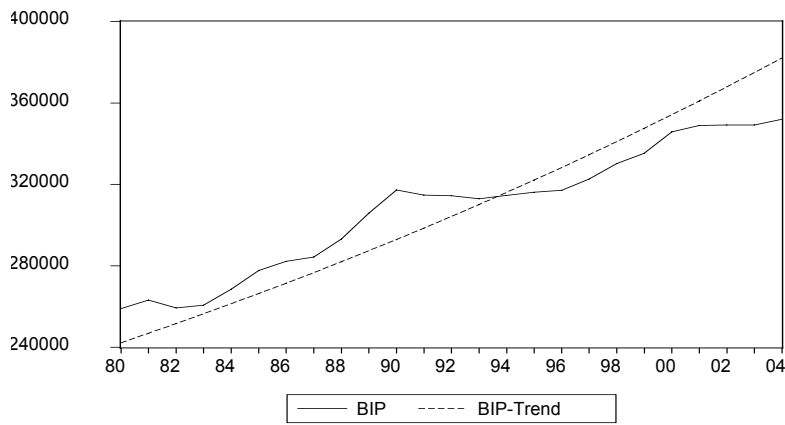
Berechnung der Normalauslastung wie oben. Allerdings ergeben sich aus dieser Berechnungsweise für die 80er-Jahre mit Ausnahme von 1983 durchwegs  $k$ -Faktoren, welche kleiner Eins sind. Die Schweizer Wirtschaft ist permanent überausgelastet. Nach 1992 hingegen betragen die  $k$ -Faktoren mehr als Eins – es herrscht Unterauslastung. Das Ergebnis weist darauf hin, dass ein linearer Trend eine zu starre Spezifikation darstellt.

**Abbildung 3.4.1: BIP und BIP-Trend (kalibriert auf Normalauslastung 1980 bis 2000)**

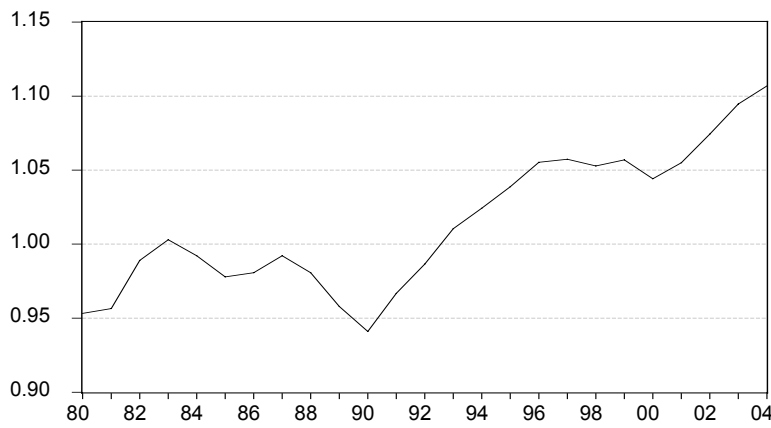




**Abbildung 3.4.2: BIP und BIP-Trend (kalibriert auf Normalauslastung 1990 bis 2000)**



**Abbildung 3.4.3:  $k$ - Faktor (kalibriert auf Normalauslastung 1980 bis 2000)**



**Abbildung 3.4.4:  $k$ - Faktor (kalibriert auf Normalauslastung 1990 bis 2000)**



### 3.5. Diskussion der Konzepte

Die drei alternativen Ansätze zur Bestimmung der  $k$ -Faktoren 3.1 bis 3.3 erfordern alle eine Prognose und sind folglich nur so gut wie die jeweilige Prognose. Im Unterschied zu dem bei der Schuldenbremse verwendeten HP-Filter muss jedoch für die Budgetierung nur das reale BIP der Budgetjahre prognostiziert werden. Die aus dem HP-Filter resultierende Randproblematik entfällt somit.

Die geschätzten Trends enthalten mit Ausnahme von Ansatz 3.4 allesamt eine prozyklische Komponente. Am ausgeprägtesten ist dies bei Ansatz 3.1 – der Produktionskapazität gemäss KOF-Makromodell – der Fall, wobei dies im Modell erwünscht ist, dient doch diese Produktionskapazität vor allem dazu, die Investitionstätigkeit der Schweizer Unternehmen abzubilden. Die prozyklische Komponente bei den Verfahren 3.2 und 3.3 ergibt sich vor allem aus Migrationsbewegungen, welche von der Arbeitsnachfrage im Inland abhängig sind. Die Wachstumstrends gemäss den Ansätzen 3.2 und 3.3 sind jedoch unabhängiger von der Konjunkturlage als beim Ansatz 3.1. Weitestgehend unbeeinflusst von der konjunkturellen Lage ist ein Trend-BIP, das als deterministischer linearer Trend gemäss Ansatz 3.4 ermittelt wird.

Die Normalauslastung wurde so berechnet, dass der durchschnittliche  $k$ -Faktor *ex post* gleich Eins ist. Über- und Unterauslastung kompensieren sich über den Konjunkturzyklus. *Ex ante* ist eine entsprechende Bestimmung der Normalauslastung jedoch nicht möglich, da weder die Länge der Unter- und Überauslastungsphasen, noch das Ausmass der Unter- und Überauslastungen bekannt sind.

Selbst wenn der  $k$ -Faktor so festgelegt ist, dass sich die Über- und Unterauslastungen über einen Konjunkturzyklus ausgleichen, ist dies bei den kumulierten Saldi der Bundesfinanzen nicht der Fall. Wird der Konjunkturzyklus so definiert, dass er mit einem Abschwung beginnt, wird am Ende des Zyklus ein kumulierter Überschuss resultieren. Umgekehrt ergibt sich bei Beginn im Aufschwung am Ende des Zyklus ein kumuliertes Defizit. Diese Überschüsse oder Defizite werden im nächsten Abschwung oder Aufschwung jedoch überkompensiert. Ursache dieser kumulierten Überschüsse oder Defizite ist, dass die Einnahmen im Zeitverlauf nicht konstant sind.

Wie aus der nachstehenden Tabelle 3.1 hervorgeht, zeigen die mit den Verfahren 3.1 bis 3.4 berechneten  $k$ -Faktoren einen grossen Streubereich. Für das Jahr 2004 beispielsweise reichen die  $k$ -Faktoren von 0.996 bis 1.086.

**Tabelle 3.1:  $k$ -Faktoren der verschiedenen Ansätze<sup>6</sup>**

	Ansatz 3.1	Ansatz 3.2	Ansatz 3.3	Ansatz 3.4	HP-Filter
2002	1.000	1.027	1.011	1.054	0.995
2003	1.001	1.046	1.020	1.074	1.006
2004	0.996	1.057	1.023	1.086	1.008
2005	0.993	1.062	1.020	1.092	1.006
2006	0.994	1.065	1.014	1.097	1.002
2007	0.993	1.062	1.010	1.094	0.992

<sup>6</sup> Ansätze 3.2-3.4 sind auf die Normalauslastung 1990–2000 kalibriert. Die Abweichung von der Normalauslastung beträgt  $1 - k$ -Faktor.

## 4. Zusammenhang zwischen Bundeseinnahmen und BIP

Der Konjunkturfaktor gemäss Schuldenbremse soll dazu dienen, die Ausgaben des Bundes unabhängig von zyklischen Einnahmenschwankungen in dem Sinne zu verstetigen, dass die Ausgaben dem Trend der Einnahmen entsprechen. Die Berechnung des Konjunkturfaktors nach der Formel (1.1) setzt also implizit voraus, dass die Elastizität der Bundeseinnahmen bezüglich der Veränderungen des BIP gleich Eins ist.

Im Folgenden wird die Beziehung zwischen BIP und Bundeseinnahmen sowohl in der langen Frist (Trends) als auch in der kurzen Frist untersucht.

Sowohl die Bundeseinnahmen ( $E$ ) als auch das nominelle BIP sind stark trendbehaftet. Sind die beiden Grössen integriert vom Grade Eins, ist ein angemessener Schätzansatz eine Fehlerkorrektur-Spezifikation nach folgender Formel:

$$d\log E(t) = c(1) + c(2)*d\log BIP(t) + c(3)*(log E(t-1) - c(4)*log BIP(t-1)) + u(t) \quad (4.1)$$

wobei  $\log$  = natürlicher Logarithmus,  $d$  = Vorperiodenveränderung (das heisst,  $d\log$  = Vorperiodenveränderung der logarithmierten Werte),  $t$  = Zeitindex und  $u$  = Fehlerterm. Der Koeffizient  $c(4)$  sollte dann die langfristige Beziehung zwischen Einnahmen und BIP, der Koeffizient  $c(2)$  die Reaktion der Jahresveränderungen der Einnahmen auf die Veränderungen des BIP zum Ausdruck bringen. Schätzungen mit Fehlerkorrektur-Spezifikationen schnitten aber statistisch sehr schlecht ab. Nicht nur die Koeffizienten für die Kurzfrist-Beziehung  $c(2)$ , sondern auch diejenigen für die langfristige Beziehung  $c(4)$  fielen in den meisten Fällen statistisch nicht signifikant aus. Dies könnte damit zusammenhängen, dass  $d\log BIP(t)$  und der Fehlerkorrektur-Term positiv miteinander korreliert sind, was noch näher abzuklären wäre. Für den Moment wurde als pragmatische Alternative eine getrennte Untersuchung der langfristigen und der kurzfristigen Beziehung gewählt.

### 4.1. Langfristige Beziehung zwischen Bundeseinnahmen und BIP

Zur Untersuchung der Langfristbeziehung wurden die Bundeseinnahmen auf das nominelle BIP über den Zeitraum 1980-2002 nach der folgenden Formel regressiert:

$$\log E = c(1) + c(2)\log BIP + u \quad (4.2)$$

Dabei fällt der Einfluss des BIP in allen Fällen statistisch signifikant aus, und das  $R^2$  ist in den meisten Fällen relativ hoch (vgl. Tabelle 4.1).<sup>7</sup> Der Koeffizient des BIP (hier: c(2)) entspricht der jeweiligen Aufkommenselastizität; zum Vergleich sind hier auch die Werte für den Koeffizienten c(4) aus der Fehlerkorrektur-Spezifikation angeführt. Für das Total und die Fiskaleinnahmen liegt sie etwas über Eins. Dies ist auf den Wechsel von der Warenumsatzsteuer (WUST) zur MWST im Jahre 1995 und die MWST-Satzerhöhung im Jahre 1999, auf die Progressionwirkung der DBST sowie auf die Entwicklung bei der Stempelabgabe zurückzuführen. Bei der MWST/WUST ergibt sich eine Elastizität von 1.4. Wird der Wechsel von der WUST zur MWST und die Satzerhöhung 1999 mit Dummy-Variablen kontrolliert, vermindert sich die Elastizität auf 1.1. Bei der Mineralölsteuer liegt die Elastizität nahe bei Eins; dieses Ergebnis ist allerdings stark durch die Satzerhöhung 1993 beeinflusst. Wird diese durch eine Dummy-Variable kontrolliert, fällt die Elastizität mit 0.6 deutlich geringer aus. Beim Verrechnungssteuersaldo ist der Erklärungsgehalt mit einem  $R^2$  von 0.2 sehr schwach.

**Tabelle 4.1: Langfrist-Beziehung zwischen Bundeseinnahmen und nominellem BIP (1980-2002)**

Variable	Regression logE auf logBIP		Fehlerkorrektur-Ansatz
	Koeffizient des BIP (in Klammern: t-Werte)	Bestimmtheitsmass ( $R^2$ )	Langfrist-Koeffizient c(4) (in Klammern: t-Werte)
ETOT_K_A	1.2 (23.54)	0.96	0.78 (0.45)
FISKK	1.2 (23.02)	0.96	0.36 (0.64)
MWST	1.4 (17.43)	0.94	
MWST mit Dummy-Variablen	1.1 (17.44)	0.98	-3.72 (0.11)
DBST	1.4 (24.92)	0.97	1.30 (10.42)
MINOEL	1.0 (15.20)	0.92	
MINOEL mit Dummy-Variable	0.6 (14.69)	0.99	-3.62 (0.31)
STEMP	1.4 (7.40)	0.72	-1.23 (-0.26)
VST_SDO_K	0.9 (2.57)	0.24	1.20 (2.98)

Abkürzungen:

ETOT\_K\_A

Total der Einnahmen gemäss Statistik der öffentlichen Finanzen (mit Korrekturen für den Fonds zur Finanzierung der grossen Eisenbahnprojekte und seit 2000 die ETH), korrigiert um Swisscom-Einnahmen 1998 und 2002 und um die geänderte Verbuchung der Verrechnungssteuer 1999, ohne Darlehensrückzahlungen der ALV

FISKK

Total der Fiskaleinnahmen, korrigiert um die geänderte Verbuchung der Verrechnungssteuer 1999

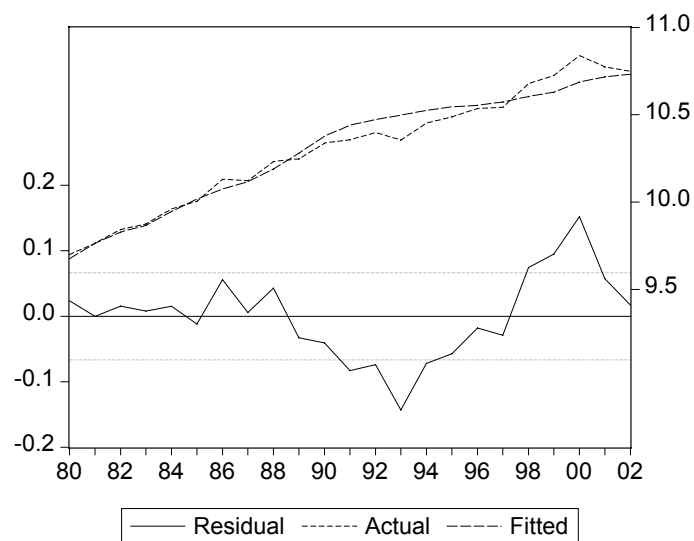
<sup>7</sup> Da beide Reihen trendbehafet, vom selben Grade integriert und kointegriert sind, sind t-Werte und Bestimmtheitsmasse allerdings mit Zurückhaltung zu interpretieren.

MWST	Mehrwertsteuer bzw. Warenumsatzsteuer
DBST	Direkte Bundessteuer
MINOEL	Mineralölsteuer
STEMP	Stempelabgabe
VST_SDO_K	Saldo der Verrechnungssteuer, korrigiert um die geänderte Verbuchung der Verrechnungssteuer 1999

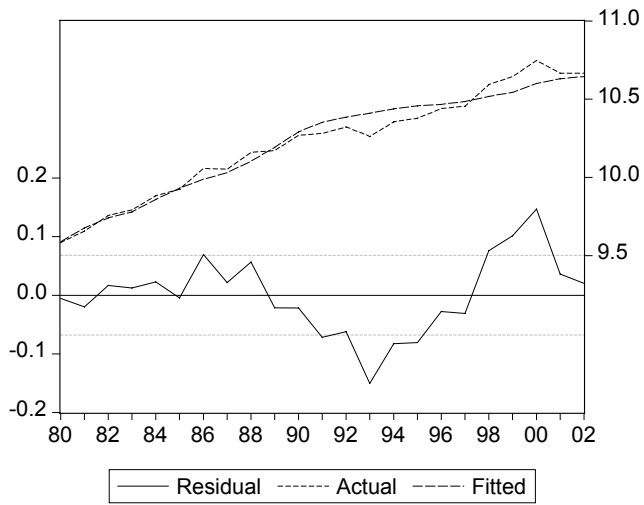
Wie die nachfolgenden Abbildungen 4.1 zeigen, ist seit 1990 ein verstärktes zyklisches Muster beim Total der Einnahmen bzw. der Fiskaleinnahmen zu beobachten. Dies ist teilweise auf die erwähnten Änderungen bei der WUST/MWST zurückzuführen. Davon abgesehen, lässt sich ein analoges Muster vor allem bei der Stempelabgabe und bei der Verrechnungssteuer, weniger ausgeprägt auch bei der DBST, feststellen. Auf die kurzfristige Beziehung (Relation der Jahresraten) zwischen Einnahmen und BIP wird weiter unten eingegangen. Hier soll nur vorerst festgehalten werden, dass die in den 90er-Jahren beobachtete Entwicklung die Einschätzung am aktuellen Rand erschwert. Wird auf den Schätzzeitraum 1980-2002 abgestellt, liegen das Total der Einnahmen, die Fiskaleinnahmen und die DBST über dem aufgrund des langfristigen Zusammenhangs zum BIP zu erwartenden Wert – was auf einen überwiegend strukturellen und zufälligen Charakter des gegenwärtigen Haushaltsdefizits hindeutet –, die MWST und die Mineralölsteuer auf diesem Wert und die Stempelabgabe und der Verrechnungssteuersaldo deutlich darunter. Es ist jedoch derzeit schwer abzuschätzen, inwiefern die Koeffizienten infolge der jüngsten Konjunkturschwäche nach unten verzerrt, der Wachstumstrend der Einnahmen und somit die aktuelle konjunkturelle Einbusse unterschätzt sind.

#### Abbildung 4.1: Ergebnisse der Regression der Bundeseinnahmen auf das nominelle BIP

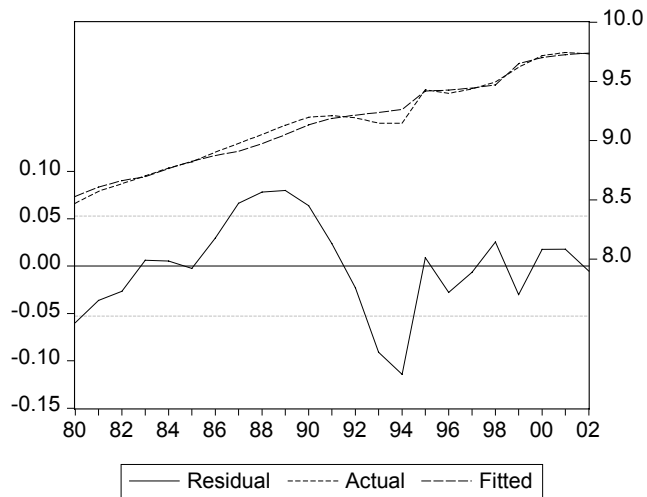
Abbildung 4.1.1: ETOT\_K\_A



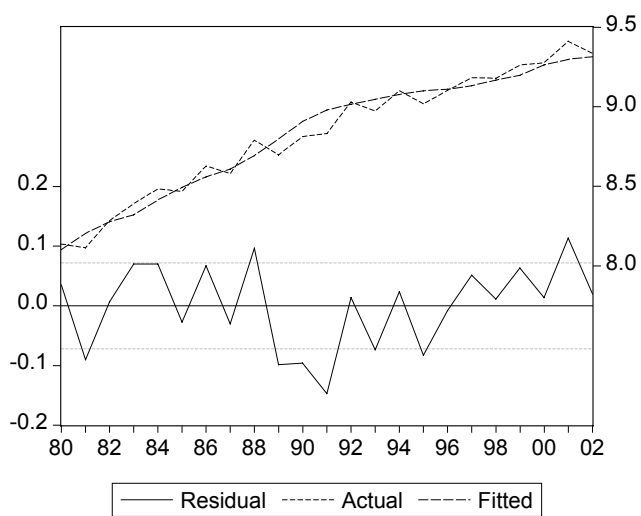
**Abbildung 4.1.2: FISKK**



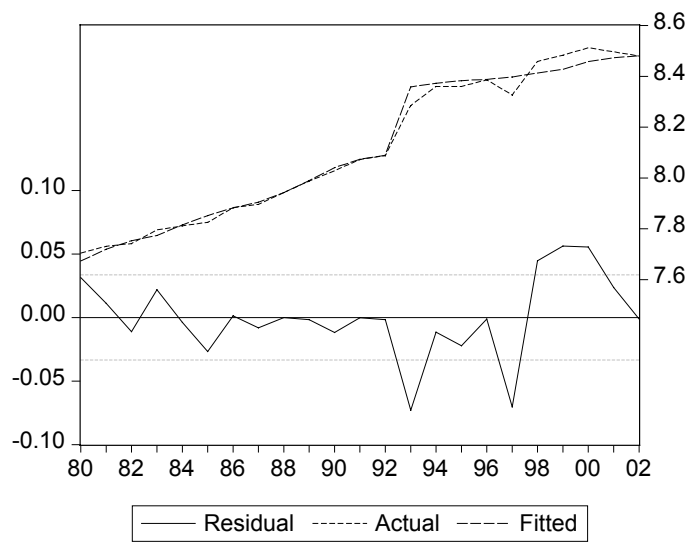
**Abbildung 4.1.3: MWST mit Dummy-Variablen**



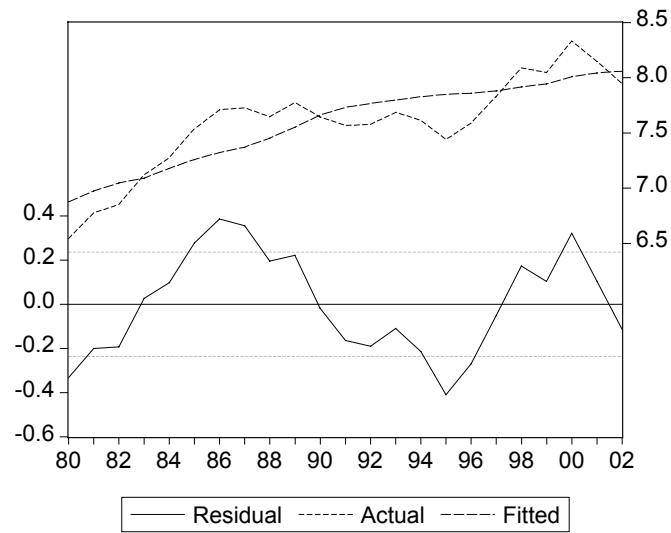
**Abbildung 4.1.4: DBST**



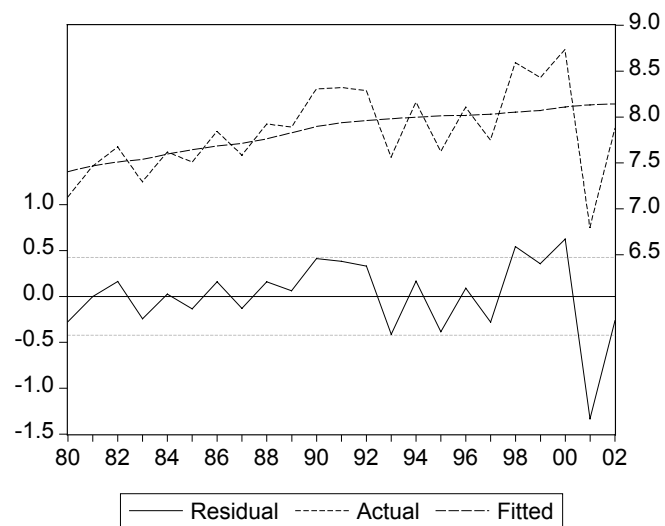
**Abbildung 4.1.5: MINOEL mit Dummy-Variable**



**Abbildung 4.1.6: STEMP**



**Abbildung 4.1.7: VST\_SDO\_K**



## 4.2. Kurzfristige Beziehung zwischen Bundeseinnahmen und BIP

Da sowohl die Bundeseinnahmen als auch das BIP stark trendbehaftet sind und die Relation zwischen diesen Trends dem politischen Entscheid bezüglich der gewünschten Steuerquote unterliegt, sagt die langfristige Aufkommenselastizität über die Kurzfristbeziehung zwischen Einnahmen und BIP – und daraus abgeleitet über die strukturelle, konjunkturelle und zufällige Komponente des jeweiligen Rechnungssaldos – u.U. wenig aus. Weil ausserdem Schätzungen mit einer Fehlerkorrektur-Spezifikation, wie oben erwähnt, in den meisten Fällen keine statistisch signifikanten Resultate generieren, wurden in einem weiteren Schritt zunächst die jährlichen Veränderungsraten der Einnahmen und des nominalen BIP aufeinander regressiert. Dieser Ansatz führt aber ebenfalls nicht zu statistisch befriedigenden Resultaten (vgl. Anhang 4.2). In einem weiteren Schritt wurde deshalb untersucht, inwiefern die Abweichungen der Einnahmen und des BIP von ihren jeweiligen Trends miteinander korreliert sind.

## 4.3. Einnahmen und realwirtschaftliche Schwankungen – ein *Ex post*-Vergleich

In diesem Abschnitt wird geprüft, ob sich einer der aus dem KOF-Makromodell berechneten  $k$ -Faktoren besser als der von der Finanzverwaltung berechnete  $k$ -Faktor dafür eignet, die konjunkturellen Einnamenschwankungen abzubilden.

Die Einnahmen  $E_t$  schwanken kurzfristig (v.a. konjunkturbedingt) um einen Trend  $ET_t$ , so dass

$$E_t = ET_t / ke_t \quad (4.3)$$

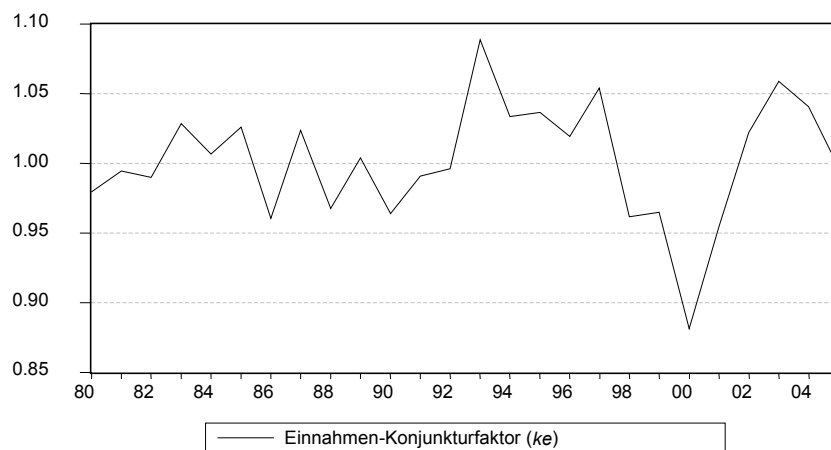
mit  $ke_t$  als Einnahmen-Konjunkturfaktor, für den ein Erwartungswert von Eins unterstellt wird.

Der Einnahmen-Trend wird mit einem HP-Filter über den Zeitraum von 1980 bis 2007 (2003 bis 2007 gemäss Einnahmenschätzungen der EFV) geschätzt. Die Einnahmen-Konjunkturfaktoren  $ke_t$  sind nun gleich dem Einnahmentrend dividiert durch die tatsächlichen Einnahmen.

Es stellt sich nun die Frage, wie diese  $ke$ -Faktoren mit den gesamtwirtschaftlichen  $k$ -Faktoren, die gemäss Finanzhaushaltsgesetz bei der Schuldenbremse zur Anwendung kommen sollen, zusammenhängen. Der Zusammenhang wird bezüglich der  $k$ -Faktoren gemäss EFV (Trend-BIP mit HP-Filter) einerseits und der in Kapitel 3 vorgestellten alternativen  $k$ -Faktoren andererseits untersucht.



**Abbildung 4.2: Einnahmen-Konjunkturfaktor ( $ke$ )**



**Tabelle 4.2: Verwendete gesamtwirtschaftliche  $k$ -Faktoren**

$(k-HP)$ $k$ -Faktor aus Trend-BIP gemäss HP-Schätzung
$(k31)$ $k$ -Faktor aus Trend-BIP gemäss Produktionsfunktion des KOF-Makromodells (vgl. Abschnitt 3.1)
$(k32)$ $k$ -Faktor aus Trend-BIP mit konstantem technischen Fortschritt und variablem Arbeitsangebot gemäss KOF-Makromodell (vgl. Abschnitt 3.2)
$(k33)$ $k$ -Faktor über Anspannung auf dem Arbeitsmarkt gemäss KOF-Makromodell (vgl. Abschnitt 3.3)
$(k34)$ $k$ -Faktor aus konstantem Trendwachstum (vgl. Abschnitt 3.4)

Einen ersten Eindruck des jeweiligen Zusammenhangs geben die Korrelationskoeffizienten in Tabelle 4.3 und die folgenden Abbildungen 4.3. Es zeigt sich, dass er nicht besonders eng ist. Hingegen sind keine Anzeichen für eine zeitliche Verzögerung zwischen den  $ke$ - und den  $k$ -Faktoren auszumachen.

**Tabelle 4.3: Korrelation zwischen dem  $k$ -Faktor der Einnahmen ( $ke$ ) und den gesamtwirtschaftlichen  $k$ -Faktoren (1990-2002)**

	$ke$	$k-HP$	$k31$	$k32$	$k33$	$k34$
$ke$	1	0.58	0.73	0.33	0.63	0.02
$k-HP$	0.58	1	0.66	0.89	0.91	0.65
$k31$	0.73	0.66	1	0.45	0.81	0.14
$k32$	0.33	0.89	0.45	1	0.86	0.92
$k33$	0.63	0.91	0.81	0.86	1	0.64
$k34$	0.02	0.65	0.14	0.92	0.64	1

Abbildungen 4.3.:  $k$ -Faktor der Einnahmen ( $ke$ ) und gesamtwirtschaftliche  $k$ -Faktoren

Abbildung 4.3.1: Gesamtwirtschaftlicher  $k$ -Faktor: HP-Trend ( $k$ -HP)

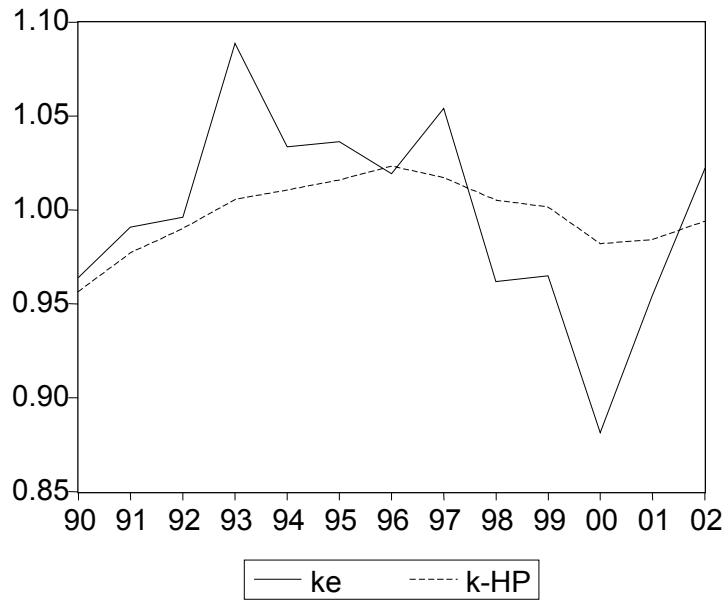


Abbildung 4.3.2: Gesamtwirtschaftlicher  $k$ -Faktor: Produktionsfunktion des KOF-Makromodells ( $k31$ )

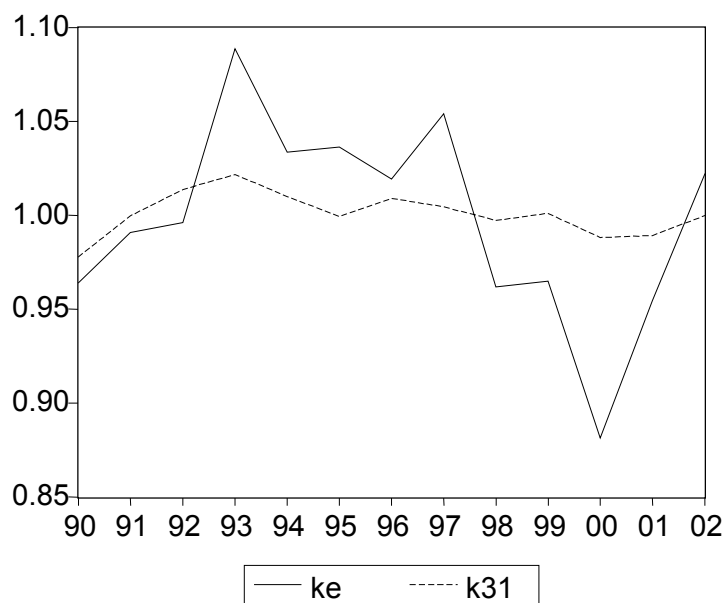


Abbildung 4.3.3: Gesamtwirtschaftlicher  $k$ -Faktor: Konstanter technischer Fortschritt ( $k_{32}$ )

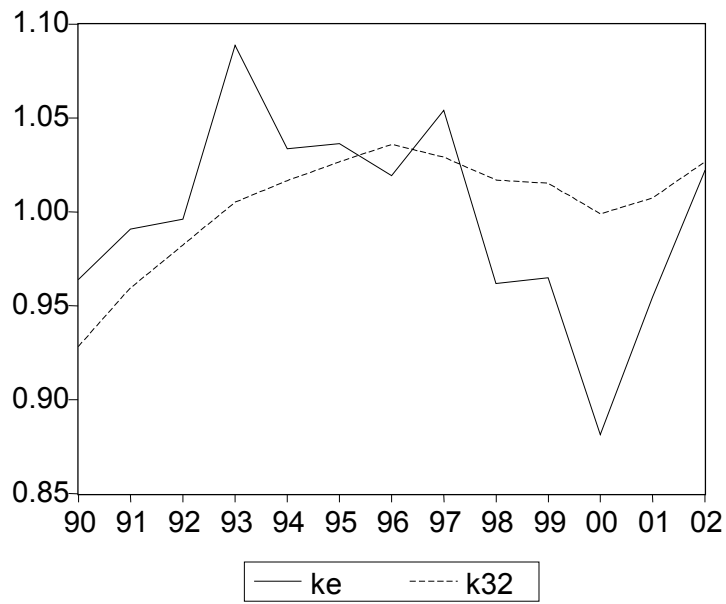
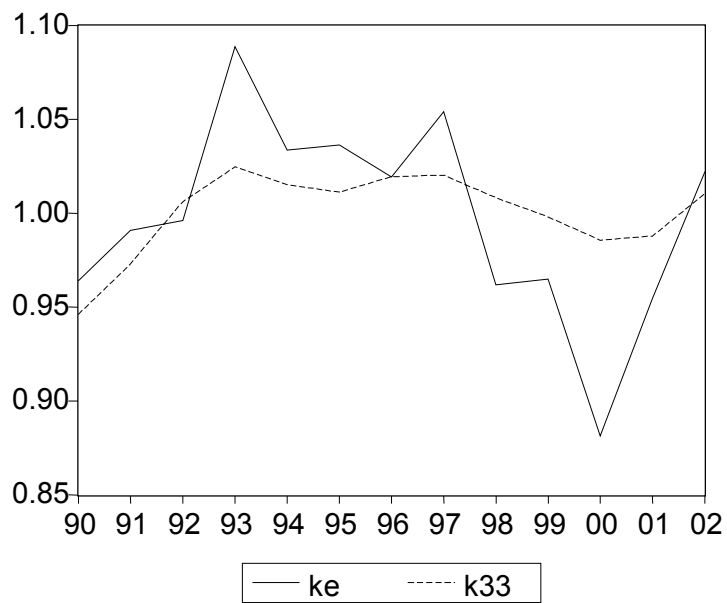
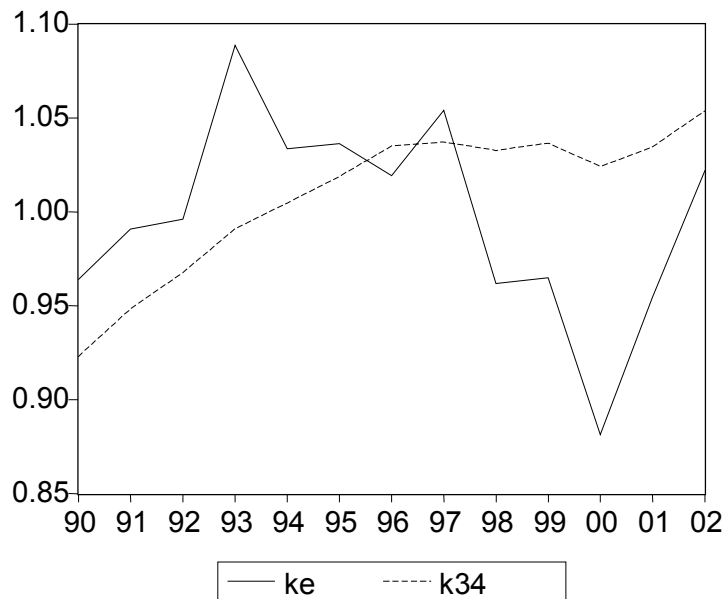


Abbildung 4.3.4: Gesamtwirtschaftlicher  $k$ -Faktor: Arbeitsmarkt ( $k_{33}$ )



**Abbildung 4.3.5: Gesamtwirtschaftlicher  $k$ -Faktor: Konstanter Trend ( $k34$ )**



In einem weiteren Schritt werden die  $ke$ -Faktoren auf die verschiedenen  $k$ -Faktoren regressiert. Geschätzt wird zunächst über den Zeitraum von 1980 bis 2002 mit Jahresdaten. Zusätzlich zu den  $k$ -Faktoren geht eine 2-Jahresdummy  $DUM2J$  zur Ausschaltung des zweijährlichen Veranlagungszyklus bei der  $DBST$  in die Spezifikation ein:

$$ke = \beta_1 + \beta_2 k - \beta_3 dum2j . \quad (4.4)$$

Betrachtet man den Zeitraum von 1980 bis 2002 lassen sich mit keinem der oben aufgelisteten  $k$ -Faktoren besonders befriedigende Ergebnisse erzielen. Die Hypothese, dass die geschätzten Koeffizienten  $\beta_2$  signifikant von Eins verschieden sind, lässt sich aber ausser für die  $k$ -Faktoren  $k32$  und  $k34$  verwerfen. Die Regressionsergebnisse finden sich im Anhang 4.5.3. Die folgende Tabelle 4.3 gibt eine Übersicht.

**Tabelle 4.3: Schätzergebnisse 1980 bis 2002**

<i>k</i> -Faktor	Koeffizient $\beta_2$	t-Werte	R <sup>2</sup>	D.W. <sup>8</sup>
( <i>k</i> -HP)	1.107	2.699	0.38	0.93
( <i>k</i> 31)	0.684	1.817	0.28	0.89
( <i>k</i> 32)	0.249	1.095	0.21	0.83
( <i>k</i> 33)	0.792	2.622	0.38	0.80
( <i>k</i> 34)	0.049	0.223	0.16	0.87

Etwas klarer präsentiert sich der Zusammenhang, wenn nur über den Zeitraum von 1980 bis 1997 geschätzt wird. Es zeigt sich, dass sich der über die Anspannung auf dem Arbeitsmarkt berechnete *k*-Faktor (*k*33) am besten eignet, um die Entwicklung des Einnahmen-*ke*-Faktors abzubilden. Dieser Zusammenhang ist ziemlich stabil. Die Hypothese, dass die geschätzten Koeffizienten  $\beta_2$  signifikant von Eins verschieden sind lässt sich nur für die *k*-Faktoren *k*-HP und *k*33 verwerfen.

**Tabelle 4.4: Schätzergebnisse 1980 bis 1997**

<i>k</i> -Faktor	Koeffizient $\beta_2$	t-Werte	R <sup>2</sup>	D.W. <sup>8</sup>
( <i>k</i> -HP)	0.811	2.758	0.55	1.04
( <i>k</i> 31)	0.350	1.194	0.34	0.81
( <i>k</i> 32)	0.567	4.571	0.72	1.63
( <i>k</i> 33)	0.880	6.726	0.83	2.14
( <i>k</i> 34)	0.619	4.372	0.70	1.56

Die Schätzung über den Zeitraum 1980 bis 2002 fällt also deutlich schlechter aus, als wenn nur die Periode 1980-1997 berücksichtigt wird. Während der Zusammenhang bis und mit 1997 noch einigermaßen stabil war – sofern mit einer Dummyvariablen die 2-Jahres-Veranlagung abgefangen wurde – wird er ab 1998 instabil (vgl. den Chow-Strukturbruchtest im Anhang 4.2). Die *ke*-Faktoren lassen sich somit in den letzten Jahren kaum mehr über die *k*-Faktoren beschreiben. Der Versuch, die Schwankungen ad hoc über zusätzliche Finanzmarktvariablen, wie beispielsweise der Abweichung der Aktienkurse von einem HP-Trend zu erklären, schlug fehl.

#### 4.4. Strukturelle, konjunkturelle und zufällige Komponenten der Bundeseinnahmen

Die Einnahmen eines jeweiligen Jahres setzen sich aus einer strukturellen, einer konjunkturellen und einer Zufallskomponente zusammen. Weil der Zusammenhang zwischen den Bundeseinnahmen und dem BIP, wie gezeigt, nicht sehr eng bzw. nicht stabil ist, ist die Ableitung der strukturellen und konjunkturellen Komponente (und der Zufallskomponente als Restgröße) aus dem Trend bzw. der zykli-

<sup>8</sup> Bei der Interpretation des D.W.-Koeffizienten ist zu beachten, dass in der Spezifikation eine Dummy-Variable enthalten ist.

schen Bewegung des BIP kaum verlässlich vorzunehmen. Als Alternative bietet sich die Bestimmung der strukturellen Komponente aufgrund des Trends der Einnahmen selbst an, wobei sich auch dann das Problem möglicher Trendänderungen stellt.

Zur Schätzung der Trends wurde hier ein HP-Filter auf die logarithmierten Einnahmen angewendet.<sup>9</sup> Nach der Umrechnung der logarithmierten Trend-Werte auf absolute Zahlen ergeben sich die strukturellen Einnahmen. In der Tabelle 4.5 sind die jeweiligen Einnahmentotals sowie die strukturellen Komponenten aufgeführt. Mit diesem Ansatz ist eine weitere Zerlegung in eine konjunkturelle und in eine zufällige Komponente jedoch nicht möglich. Werden die Differenzen zwischen den tatsächlichen (E) und den Trend-Einnahmen (ET) auf die Differenzen zwischen dem tatsächlichen und dem Trend-BIP (jeweils natürliche Logarithmen) nach der Formel

$$(\log E - \log ET) = c(1) + c(2) * (\log BIP - \log Trend-BIP) + u \quad (4.5)$$

regressiert, ergeben sich die in der letzten Spalte aufgeführten kurzfristigen Elastizitäten. Sie sind aber in keinem Fall statistisch signifikant und deshalb mit grossen Unsicherheiten behaftet.

#### **Tabelle 4.5: Strukturelle Komponente der Bundeseinnahmen**

(in Milliarden Schweizer Franken)

	2000		2001		2002		Elastizitäten zur Trendabweichung des BIP <sup>10</sup>
	Total	strukturell	Total	strukturell	Total	strukturell	
ETOT_K_A	50.9	46.0	47.7	48.0	46.5	50.0	0.24 (0.56)
FISKK	46.5	42.0	42.9	43.7	42.8	45.6	0.20 (0.43)
MWST	16.6	15.5	17.0	16.5	16.9	17.5	0.14 (0.24)
DBST	10.7	11.0	12.2	11.4	11.3	12.0	0.01 (0.02)
MINOEL	5.0	4.9	4.9	5.0	4.8	5.1	-0.18 (0.38)
STEMP	4.1	3.1	3.5	3.3	2.8	3.4	-2.04 (1.21)
VST_SDO_K	6.2	2.9	0.9	2.8	2.6	2.6	2.10 (0.51)

Abkürzungen: vgl. Abschnitt 4.1

Die Resultate sind als Richtgrössen zu verstehen. Das Ergebnis für die Gesamteinnahmen 2000 ist plausibel. Das starke Wirtschaftswachstum in jenem Jahr liess die Gesamteinnahmen deutlich ansteigen; die konjunkturelle Komponente weitete sich aus. Umgekehrt belastete die konjunkturelle Komponente die Gesamteinnahmen im letzten Jahr, wie es aus den höheren strukturellen Einnahmen im Vergleich zu den tatsächlichen Gesamteinnahmen ersichtlich ist. Bei der Betrachtung der einzelnen

<sup>9</sup> Diese Vorgehensweise schliesst die Behandlung von Sondereffekten aus. Beispielsweise würden bei Berücksichtigung der Einmaleffekte im Jahr 2000 die Trendeinnahmen wesentlich geringer ausfallen.

<sup>10</sup> In Klammern sind die t-Werte aufgeführt. Die Schätzungen erfolgten ohne die 2-Jahresdummy gemäss Gleichung 4.4, was bei den geschätzten Koeffizienten kaum einen Unterschied ausmacht.

Einnahmenarten fällt jedoch auf, dass im Jahr 2000 hauptsächlich bei der Verrechnungssteuer die Differenz zwischen tatsächlichen Einnahmen und strukturellen Einnahmen hoch ist und die Differenz bei den gesamten Bundeseinnahmen (ETOT\_K\_A) zu einem grossen Teil erklärt. Seit 1998, aber vor allem seit 2000 war eine zunehmende Dividendenausüttung von Aktiengesellschaften an Aktionäre festzustellen. Die geschätzte Elastizität von 4.3 könnte daher auch durch zufällige, vorübergehende Faktoren beeinflusst worden sein. Neben dem starken Wirtschaftswachstum erreichte die Überzeugung, Mehrwert für den Aktionär zu generieren, einen Höhepunkt. Beide Faktoren favorisierten eine höhere Dividendenausüttung. Letzterer Faktor wird sich entweder als eine institutionelle Änderung herausstellen, die sich allmählich in der langfristigen Beziehung niederschlagen wird, oder aber er ist vorübergehend und damit zufällig.

## 4.5: Anhang zu Kapitel 4

### 4.5.1: Bundeseinnahmen: Jährliche Veränderungsrate

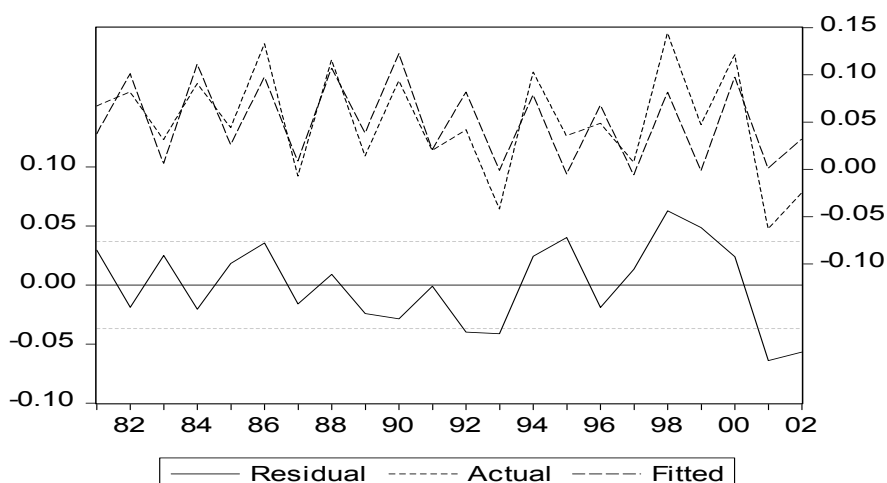
Im Folgenden wird die Beziehung zwischen der jährlichen Veränderung der gesamten Bundeseinnahmen, der Fiskaleinnahmen sowie der wichtigsten Einnahmearten und der Veränderung des nominellen Bruttoinlandprodukt für die Periode 1980 bis 2000 untersucht:

#### 4.5.1.1 Gesamteinnahmen (ETOT\_K\_A)

Total Einnahmen mit Korrekturen und ohne ALV-Rückzahlungen  
2-Jahres-Dummy; ab 2000 jährlich 0.5

Dependent Variable: @PCH(ETOT\_K\_A)  
Method: Least Squares  
Date: 03/21/03 Time: 12:44  
Sample(adjusted): 1981 2002  
Included observations: 22 after adjusting endpoints  
@PCH(ETOT\_K\_A) = C(1) + C(2)\*@PCH(BIP\_N\_PROG) +  
C(5)\*DUM2J

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.016754	0.017283	-0.969359	0.3445
C(2)	0.732418	0.356128	2.056616	0.0537
C(5)	0.079505	0.016208	4.905239	0.0001
R-squared	0.618387	Mean dependent var	0.050302	
Adjusted R-squared	0.578217	S.D. dependent var	0.056797	
S.E. of regression	0.036887	Akaike info criterion	-3.635808	
Sum squared resid	0.025852	Schwarz criterion	-3.487029	
Log likelihood	42.99389	F-statistic	15.39433	
Durbin-Watson stat	1.352401	Prob(F-statistic)	0.000106	





In der untersuchten Periode führte eine Zunahme des BIP um 1% zu einem Anstieg der Gesamteinnahmen des Bundes um rund 0.73%. Das Verhältnis zwischen den zwei Grössen ist in den 90er-Jahren und vor allem 2001 und 2002 weniger eng.

Für die Zeitperiode bis 1996 reagierten die Bundeseinnahmen mit 0.67% nur leicht schwächer auf eine Änderung des BIP. Wird der konstante Faktor C(1) ausgeklammert, reagieren die Einnahmen nur noch mit rund 0.47% auf eine Zunahme des BIP um 1%.

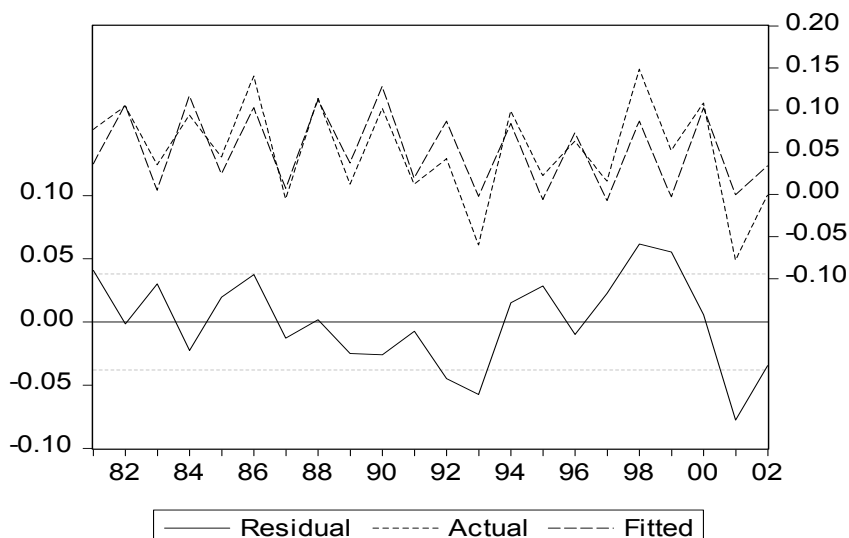
Allerdings weist die Untersuchung zu den Gesamteinnahmen, aber auch die nachfolgenden Berechnungen mit Ausnahme der die Verrechnungssteuer betreffenden auf eine Autokorrelation der Residuen hin.

#### 4.5.1.2 Fiskaleinnahmen (FISK\_K)

Total Fiskaleinnahmen mit Korrekturen  
2-Jahres-Dummy; ab 2002 jährlich 0.5

Dependent Variable: @PCH(FISK\_K)  
Method: Least Squares  
Date: 03/21/03 Time: 08:28  
Sample(adjusted): 1981 2002  
Included observations: 22 after adjusting endpoints  
 $@PCH(FISK\_K) = C(1) + C(2)*@PCH(BIP\_N\_PROG) + C(4)*DUM2J$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.018278	0.017807	-1.026437	0.3176
C(2)	0.734514	0.366926	2.001807	0.0598
C(4)	0.086257	0.016700	5.165182	0.0001
R-squared	0.636472	Mean dependent var	0.052083	
Adjusted R-squared	0.598206	S.D. dependent var	0.059957	
S.E. of regression	0.038005	Akaike info criterion	-3.576068	
Sum squared resid	0.027443	Schwarz criterion	-3.427289	
Log likelihood	42.33675	F-statistic	16.63281	
Durbin-Watson stat	1.231571	Prob(F-statistic)	0.000067	



Die Veränderung der Fiskaleinnahmen als Reaktion auf eine Veränderung des nominellen BIP ist ähnlich zu derjenigen der Gesamteinnahmen. So führt eine Zu- oder Abnahme des nominellen BIP um 1% zu einer Zu- oder Abnahme der Fiskaleinnahmen in der Grössenordnung von ebenfalls 0.73%. Im Unterschied zum Verhaltensmuster der Gesamteinnahmen reagierten die Fiskaleinnahmen in der Periode 1980 bis 1996 mit mit 0.79% etwas stärker als während des gesamten untersuchten Zeitraums. Wird der konstante Faktor C(1) ausgeklammert, ist allerdings kein Zusammenhang mehr zwischen der Veränderung des nominellen BIP und der Veränderung Fiskaleinnahmen herzustellen.

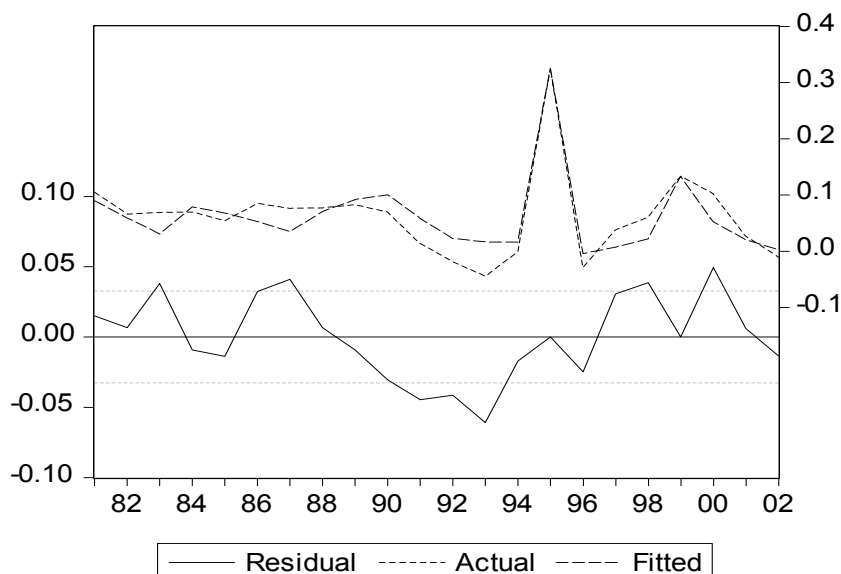
### 4.5.1.3 Einnahmen Umsatz- bzw. Mehrwertsteuer (MWST)

#### 4.5.1.3.1 Zeitperiode 1980 bis 2002

Total Einnahmen Warenumsatz- bzw. Mehrwertsteuer  
Dummies 1995 und 1999

Dependent Variable: @PCH(MWST)  
Method: Least Squares  
Date: 03/20/03 Time: 08:44  
Sample(adjusted): 1981 2002  
Included observations: 22 after adjusting endpoints  
@PCH(MWST)=C(1) + C(2)\*@PCH(BIP\_N\_PROG) + C(3)\*DUM95 + C(4)\*DUM99

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.013872	0.015567	-0.891130	0.3846
C(2)	1.397826	0.328587	4.254055	0.0005
C(3)	0.316162	0.034480	9.169401	0.0000
C(4)	0.117909	0.034140	3.453718	0.0028
R-squared	0.838673	Mean dependent var	0.061415	
Adjusted R-squared	0.811785	S.D. dependent var	0.075249	
S.E. of regression	0.032646	Akaike info criterion	-3.843235	
Sum squared resid	0.019183	Schwarz criterion	-3.644863	
Log likelihood	46.27558	F-statistic	31.19150	
Durbin-Watson stat	1.049007	Prob(F-statistic)	0.000000	



Die deutlichste Reaktion auf eine Änderung des nominellen BIP verzeichnen, von den hier untersuchten Einnahmearten, die Einnahmen aus der Umsatz- bzw. Mehrwertsteuer, nämlich mit rund 1.4%. Für den Fall einer Ausklammerung des konstanten Faktors C(1) ist der Koeffizient der Einnahmen etwas kleiner (1.14%).

Wird lediglich die Periode bis 1994 untersucht, das heisst, die Zeit vor dem Systemwechsel von der Umsatz- zur Mehrwertsteuer, so lässt sich keine Beziehung zwischen dem nominellen BIP und den Einnahmen aus der Umsatzsteuer feststellen.

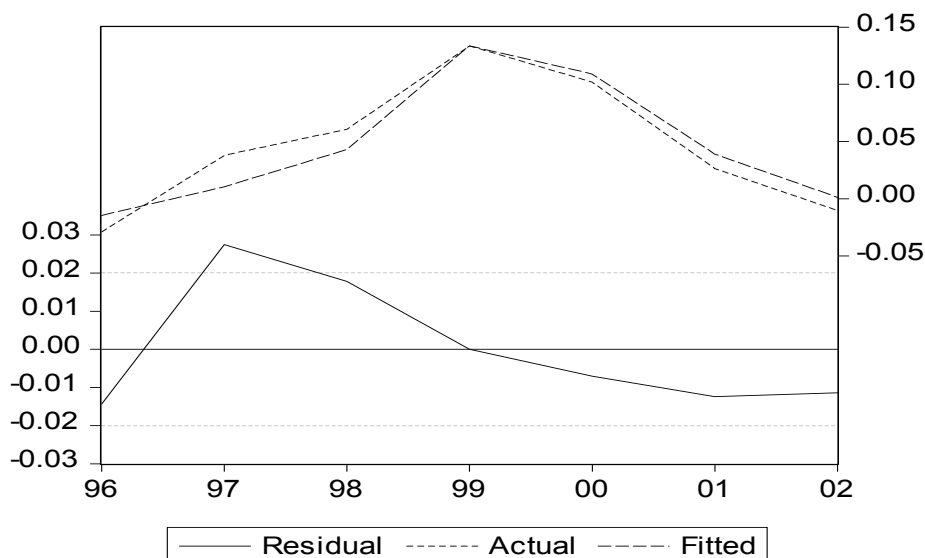
Für die Zeitperiode seit dem Systemwechsel resultiert eine Zunahme der Einnahmen aus der Mehrwertsteuer von 3% bei einer Zunahme des BIP um 1%, was – auch angesichts des kurzen Beobachtungszeitraums von nur 7 Beobachtungen – eine weitere Prüfung verlangt.

#### 4.5.1.3.2 MWST: Zeitperiode ab 1996

Total Einnahmen Umsatz- bzw. Mehrwertsteuer  
Dummies 1995 und 1999

Dependent Variable: @PCH(MWST)  
Method: Least Squares  
Date: 03/21/03 Time: 16:07  
Sample: 1996 2002  
Included observations: 7  
 $@PCH(MWST) = C(1) + C(2)*@PCH(BIP\_N\_PROG) + 0*DUM95 + C(4)*DUM99$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.035638	0.015910	-2.239933	0.0886
C(2)	3.048707	0.621645	4.904261	0.0080
C(4)	0.104849	0.021661	4.840412	0.0084
R-squared	0.920553	Mean dependent var	0.045881	
Adjusted R-squared	0.880829	S.D. dependent var	0.058075	
S.E. of regression	0.020048	Akaike info criterion	-4.683820	
Sum squared resid	0.001608	Schwarz criterion	-4.707001	
Log likelihood	19.39337	F-statistic	23.17398	
Durbin-Watson stat	1.389197	Prob(F-statistic)	0.006312	



#### 4.5.1.4 Einnahmen direkte Bundessteuer (DBST)

Total Einnahmen direkte Bundessteuer

Dependent Variable: @PCH(DBST)

Method: Least Squares

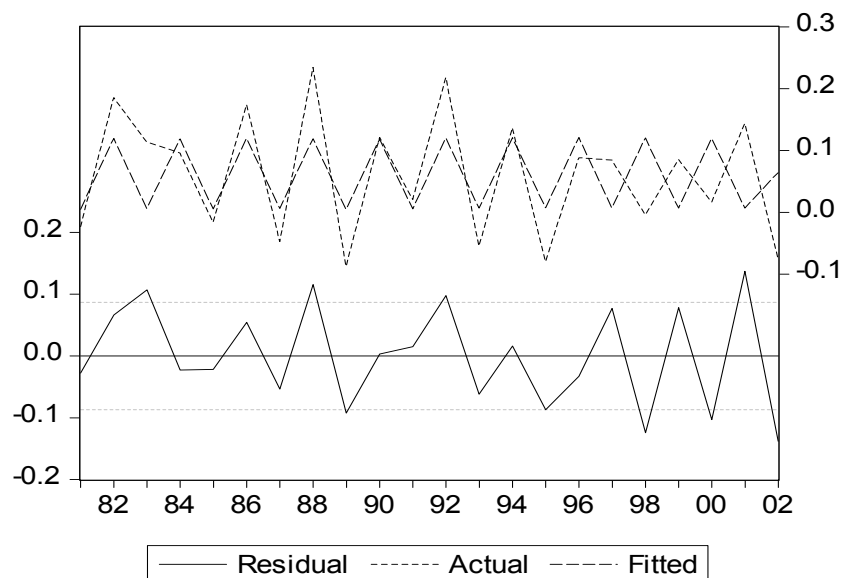
Date: 03/21/03 Time: 16:09

Sample(adjusted): 1981 2002

Included observations: 22 after adjusting endpoints

@PCH(DBST) = C(1) + C(2)\*@PCH(BIP\_N\_PROG) + C(3)\*DUM2J

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.007800	0.040737	0.191477	0.8502
C(2)	-0.040358	0.839396	-0.048080	0.9622
C(3)	0.113641	0.038203	2.974663	0.0078
R-squared	0.319524	Mean dependent var		0.060434
Adjusted R-squared	0.247895	S.D. dependent var		0.100252
S.E. of regression	0.086942	Akaike info criterion		-1.921022
Sum squared resid	0.143620	Schwarz criterion		-1.772243
Log likelihood	24.13124	F-statistic		4.460818
Durbin-Watson stat	3.042978	Prob(F-statistic)		0.025806



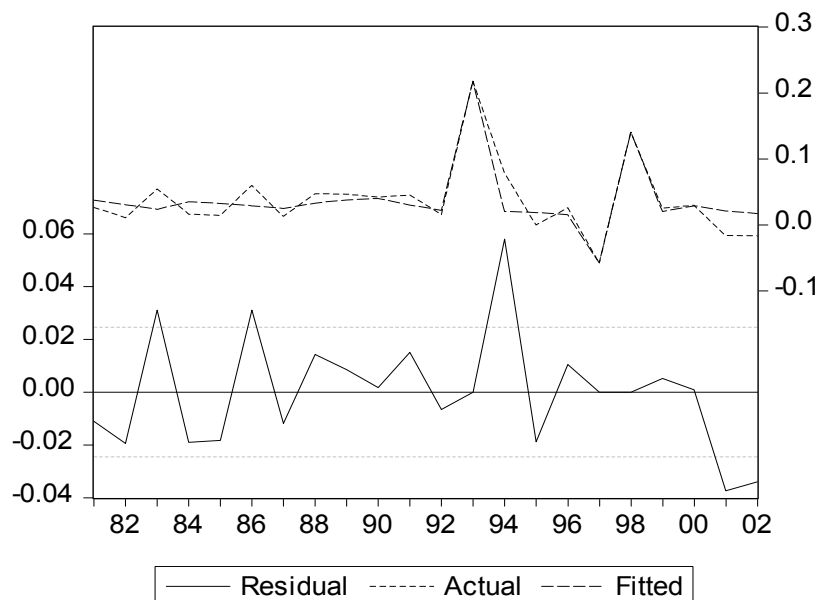
Für die untersuchte Periode ist keine Beziehung zwischen einer Veränderung des nominellen BIP und einer Veränderung der Einnahmen aus der direkten Bundessteuer festzustellen. Vor allem seit 1997 ist die Diskrepanz zwischen den Veränderungen der beiden Grössen deutlich.

#### 4.5.1.5 Einnahmen aus der Mineralölsteuer (MINOEL)

Total Einnahmen Mineralölsteuer  
Dummies 1993, 1997 und 1998

Dependent Variable: @PCH(MINOEL)  
Method: Least Squares  
Date: 03/21/03 Time: 11:04  
Sample(adjusted): 1981 2002  
Included observations: 22 after adjusting endpoints  
@PCH(MINOEL) = C(1) + C(2)\*@PCH(BIP\_N\_PROG)  
+  
C(3)\*DUM93 + C(4)\*DUM97 + C(5)\*DUM98

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.013227	0.012107	1.092453	0.2899
C(2)	0.328168	0.250910	1.307913	0.2083
C(3)	0.197371	0.025712	7.676256	0.0000
C(4)	-0.075869	0.026100	-2.906853	0.0098
C(5)	0.118912	0.025523	4.658961	0.0002
R-squared	0.843653	Mean dependent var	0.037198	
Adjusted R-squared	0.806865	S.D. dependent var	0.055814	
S.E. of regression	0.024529	Akaike info criterion	-4.381233	
Sum squared resid	0.010228	Schwarz criterion	-4.133269	
Log likelihood	53.19356	F-statistic	22.93308	
Durbin-Watson stat	2.212013	Prob(F-statistic)	0.000001	



Auch im Falle der Einnahmen aus der Mineralölsteuer ist für die untersuchte Periode kein Zusammenhang zwischen einer Veränderung des nominellen BIP und einer Veränderung dieser Einnahmeart festzustellen.

Wird der konstante Faktor C(1) ausgeklammert, ist die Beziehung zwar signifikant, aber die Veränderungsrate der Einnahme aus der Mineralölsteuer als Reaktion auf eine Veränderung des nominalen BIP von 1% liegt lediglich bei rund 0.2%.

#### 4.5.1.6 Einnahmen aus der Stempelsteuer (STEMP)

Total Einnahmen Emmissions- und Umsatzsteuer

Dependent Variable: @PCH(STEMP)

Method: Least Squares

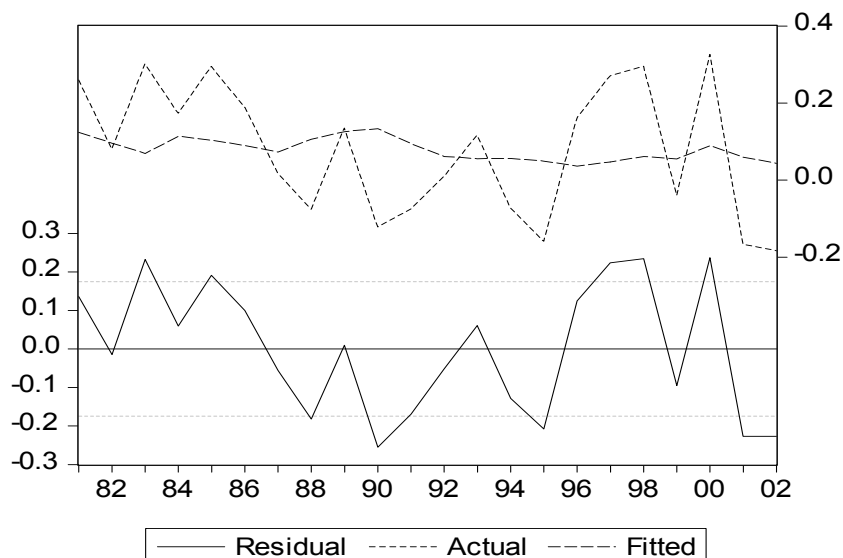
Date: 03/21/03 Time: 10:32

Sample(adjusted): 1981 2002

Included observations: 22 after adjusting endpoints

@PCH(STEMP) = C(1) + C(2)\*@PCH(BIP\_N\_PROG)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.027563	0.076145	0.361973	0.7212
C(2)	1.296338	1.672452	0.775112	0.4473
R-squared	0.029164	Mean dependent var		0.079085
Adjusted R-squared	-0.019378	S.D. dependent var		0.172555
S.E. of regression	0.174218	Akaike info criterion		-0.570506
Sum squared resid	0.607041	Schwarz criterion		-0.471321
Log likelihood	8.275568	F-statistic		0.600799
Durbin-Watson stat	1.508187	Prob(F-statistic)		0.447342



Für die untersuchte Periode ist keine Beziehung zwischen einer Veränderung der Einnahmen aus der Umsatz- und Emissionssteuer und einer Veränderung des nominellen BIP festzustellen.

#### 4.5.1.7 Einnahmen Verrechnungssteuer (VST\_SDO\_K)

Die Untersuchung der Beziehung zwischen einer Veränderung der Einnahmen aus der Verrechnungssteuer auf eine Veränderung des nominellen BIP führt zum selben Ergebnis:

Total Einnahmen Verrechnungssteuer

Dependent Variable: @PCH(VST\_SDO\_K)

Method: Least Squares

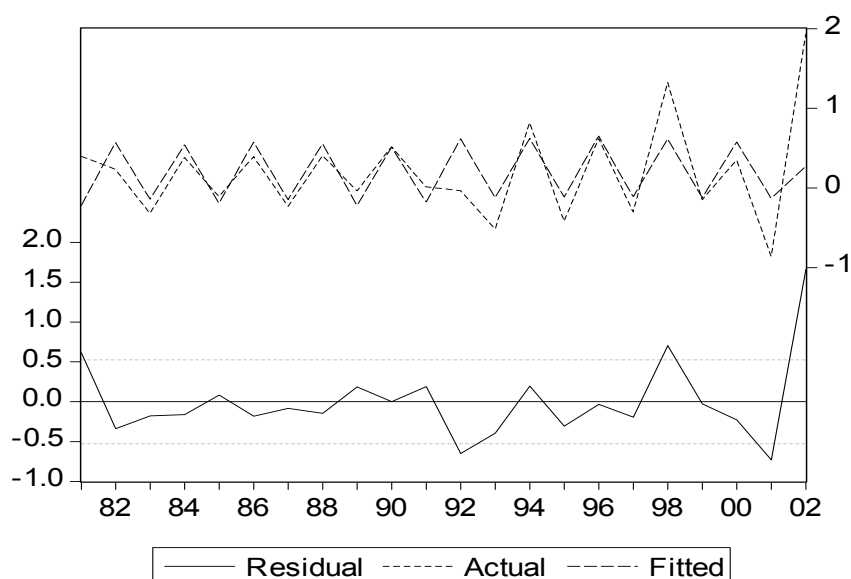
Date: 03/21/03 Time: 10:42

Sample(adjusted): 1981 2002

Included observations: 22 after adjusting endpoints

@PCH(VST\_SDO\_K) = C(1) + C(2)\*@PCH(BIP\_N\_PROG) + C(3)\*DUM2J

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.080868	0.247069	-0.327309	0.7470
C(2)	-1.836805	5.090931	-0.360800	0.7222
C(3)	0.745423	0.231701	3.217173	0.0045
R-squared	0.352652	Mean dependent var	0.201898	
Adjusted R-squared	0.284511	S.D. dependent var	0.623390	
S.E. of regression	0.527304	Akaike info criterion	1.684045	
Sum squared resid	5.282942	Schwarz criterion	1.832823	
Log likelihood	-15.52449	F-statistic	5.175268	
Durbin-Watson stat	1.908703	Prob(F-statistic)	0.016062	



#### **4.5.1.8 Ergebnis**

Die Beziehung zwischen einer Veränderung der Bundeseinnahmen sowie einzelner Einnahmearten einerseits und einer Veränderung des nominellen BIP andererseits ist nicht einheitlich. Während die Gesamt- und Fiskaleinnahmen mit weniger als 1% Veränderung auf eine Veränderung des BIP um 1% reagieren, beträgt die Reaktion der Einnahmen aus der Mehrwertsteuer über 1%. Ferner ist im Falle der direkten Bundessteuer, der Einnahmen aus der Mineralölsteuer, der Stempelsteuer und der Verrechnungssteuer keine Beziehung herzustellen. Eine Ausnahme bildet die Mineralölsteuer für den Fall einer Ausklammerung des konstanten Faktors. Die Veränderungsrate ist aber mit 0.2% sehr gering.

Die Untersuchungen weisen allerdings alle, mit Ausnahme derjenigen zu den Einnahmen aus der Verrechnungssteuer, auf eine Autokorrelation der Residuen hin. Es müsste daher beispielsweise ein «Jack-knifing» Verfahren angewendet werden.



## Anhang 4.5.2 Schätzergebnisse 1980 bis 2002 für die Regressionen der gesamtwirtschaftlichen $k$ -Faktoren auf $ke$ (K\_EINN\_HP)

$k$ -Faktor: HP-Trend (k-HP)

Dependent Variable: K\_EINN\_HP  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/15/03 Time: 08:31  
 Sample: 1980 2002  
 Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.093373	0.410771	-0.227311	0.8225
KEFV	1.107418	0.410239	2.699444	0.0138
DUM2J	-0.030733	0.014576	-2.108512	0.0478
R-squared	0.384604	Mean dependent var		0.997789
Adjusted R-squared	0.323065	S.D. dependent var		0.042356
S.E. of regression	0.034849	Akaike info criterion		-3.754503
Sum squared resid	0.024288	Schwarz criterion		-3.606395
Log likelihood	46.17678	F-statistic		6.249708
Durbin-Watson stat	0.933426	Prob(F-statistic)		0.007790



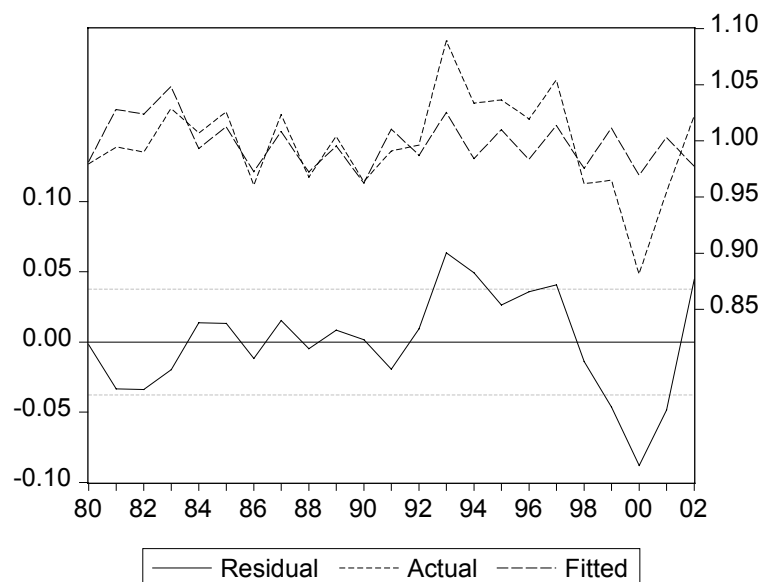
*k*-Faktor: Produktionsfunktion des KOF-Makromodells (K31)

Dependent Variable: K\_EINN\_HP  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/15/03 Time: 08:29  
 Sample: 1980 2002  
 Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.326394	0.379128	0.860908	0.3995
K31	0.684095	0.376412	1.817413	0.0842
DUM2J	-0.032935	0.015742	-2.092189	0.0494

R-squared	0.279393	Mean dependent var	0.997789
Adjusted R-squared	0.207332	S.D. dependent var	0.042356
S.E. of regression	0.037710	Akaike info criterion	-3.596674
Sum squared resid	0.028441	Schwarz criterion	-3.448566
Log likelihood	44.36175	F-statistic	3.877187
Durbin-Watson stat	0.888974	Prob(F-statistic)	0.037756



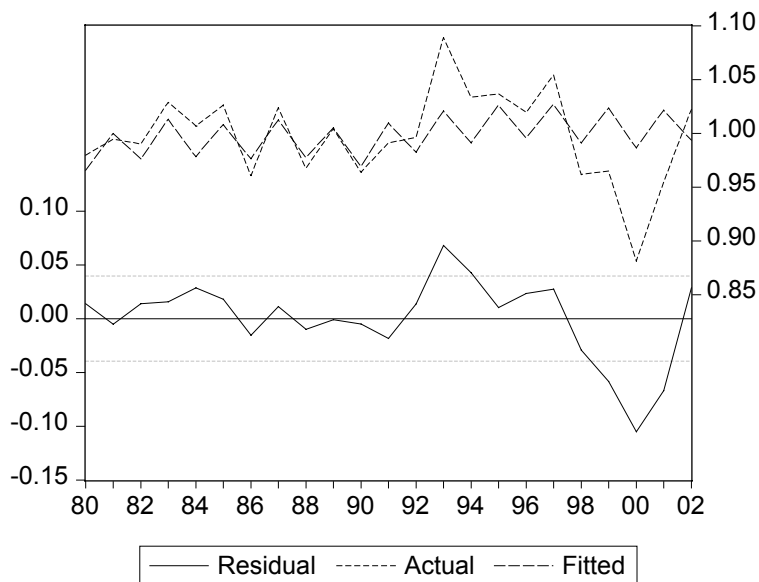
*k*-Faktor: Konstanter technischer Fortschritt (K32)

Dependent Variable: K\_EINN\_HP  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/15/03 Time: 08:32  
 Sample: 1980 2002  
 Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.770436	0.223725	3.443673	0.0026
K32	0.249132	0.227472	1.095221	0.2864
DUM2J	-0.032734	0.016509	-1.982768	0.0613

R-squared	0.207892	Mean dependent var	0.997789
Adjusted R-squared	0.128681	S.D. dependent var	0.042356
S.E. of regression	0.039537	Akaike info criterion	-3.502070
Sum squared resid	0.031263	Schwarz criterion	-3.353962
Log likelihood	43.27381	F-statistic	2.624541
Durbin-Watson stat	0.839015	Prob(F-statistic)	0.097240



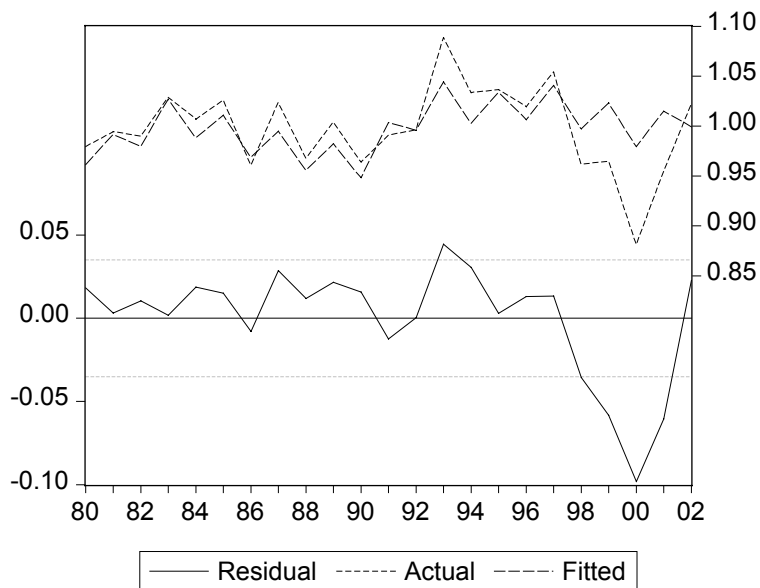
*k*-Faktor: Arbeitsmarkt (K33)

Dependent Variable: K\_EINN\_HP  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/15/03 Time: 08:30  
 Sample: 1980 2002  
 Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.232591	0.298676	0.778741	0.4452
K33	0.792079	0.302132	2.621631	0.0163
DUM2J	-0.033699	0.014659	-2.298823	0.0324

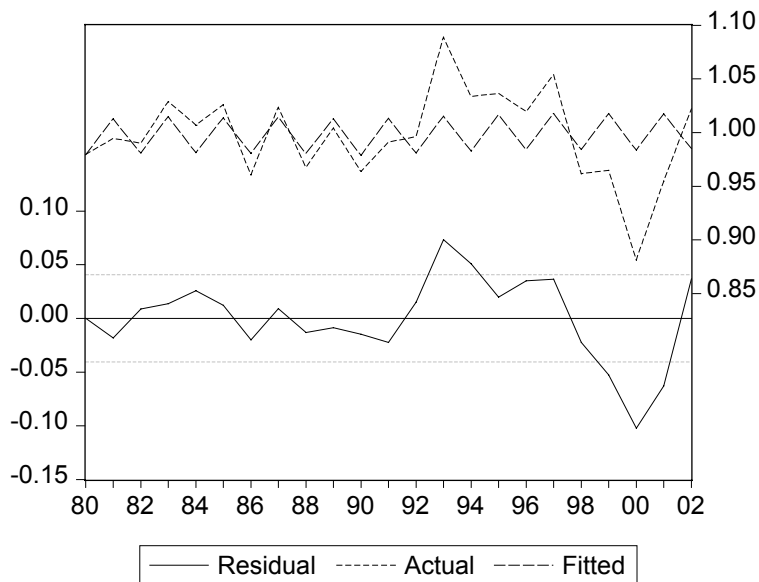
R-squared	0.375122	Mean dependent var	0.997789
Adjusted R-squared	0.312635	S.D. dependent var	0.042356
S.E. of regression	0.035116	Akaike info criterion	-3.739212
Sum squared resid	0.024663	Schwarz criterion	-3.591104
Log likelihood	46.00094	F-statistic	6.003136
Durbin-Watson stat	0.800712	Prob(F-statistic)	0.009077



*k*-Faktor: Konstanter Trend (K34)

Dependent Variable: K\_EINN\_HP  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/15/03 Time: 15:45  
 Sample: 1980 2002  
 Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.967003	0.215432	4.488662	0.0002
K34	0.048732	0.217849	0.223699	0.8253
DUM2J	-0.033193	0.016970	-1.955963	0.0646
R-squared	0.162480	Mean dependent var		0.997789
Adjusted R-squared	0.078729	S.D. dependent var		0.042356
S.E. of regression	0.040654	Akaike info criterion		-3.446324
Sum squared resid	0.033055	Schwarz criterion		-3.298216
Log likelihood	42.63272	F-statistic		1.940020
Durbin-Watson stat	0.870093	Prob(F-statistic)		0.169805



### Anhang 4.5.3 Chow-Strukturbruchtests (Null-Hypothese: Kein Strukturbruch 1998; Test ohne 2-Jahresdummy)

*k*-Faktor: HP-Trend (kefv)

Chow Breakpoint Test: 1998

F-statistic	3.754101	Probability	0.042271
Log likelihood ratio	7.659351	Probability	0.021717

*k*-Faktor: Produktionsfunktion des KOF-Makromodells (K31)

Chow Breakpoint Test: 1998

F-statistic	5.373975	Probability	0.014136
Log likelihood ratio	10.31139	Probability	0.005766

*k*-Faktor: Konstanter technischer Fortschritt (K32)

Chow Breakpoint Test: 1998

F-statistic	22.97548	Probability	0.000008
Log likelihood ratio	28.27145	Probability	0.000001

*k*-Faktor: Arbeitsmarkt (K33)

Chow Breakpoint Test: 1998

F-statistic	15.09604	Probability	0.000119
Log likelihood ratio	21.87976	Probability	0.000018

*k*-Faktor: Konstanter Trend (K34)

Chow Breakpoint Test: 1998

F-statistic	23.04885	Probability	0.000008
Log likelihood ratio	28.32336	Probability	0.000001

## 5 Theoretische und praktische Probleme der Schuldenbremse

Die Schuldenbremse verlangt ein ausgeglichenes Staatsbudget über den Konjunkturzyklus. Das bedeutet, erstens dass die Saldi von Einnahmen und Ausgaben im Zeitablauf von Null verschieden sein dürfen, deren Summe jedoch nach Ablauf einer endlichen Frist z.B. über einen Konjunkturzyklus hinweg wiederum Null bzw. nahe Null sein muss. Darüber hinaus sollte zweitens die Umsetzung der Schuldenbremse nicht zu einer prozyklischen Budgetpolitik führen.

Im ersten Teil werden theoretische Aspekte der Schuldenbremse behandelt. Darin werden wir zunächst zeigen, dass die Formel für die Schuldenbremse in ihrer jetzigen Form nur unter sehr strengen Bedingungen die erste Forderung der Schuldenbremse erfüllt, d.h. unter realistischen Annahmen nicht erfüllt. Anschliessend wird ein Vorschlag zur Implementierung der Schuldenbremse betrachtet, dem eine multivariate strukturelle Zeitreihenanalyse zugrunde liegt.

Im zweiten Teil werden empirische Analysen zur Illustration der theoretischen Überlegungen dokumentiert.

### 5.1 Theoretische Aspekte der Schuldenbremse

#### 5.1.1 Definitionen

Es wird von folgenden Variablendefinitionen ausgegangen. Mit  $E_t$ ,  $A_t$  und  $D_t = E_t - A_t$  bezeichnen wir die Einnahmen, die Ausgaben sowie das Budgetdefizit des Bundeshaushaltes zum Zeitpunkt  $t$ . Das akkumulierte Defizit,  $S_t$ , ergibt sich aus der Summe aller früheren Saldi sowie des gegenwärtigen:  $S_t = \sum^t D_t$ . Der Stand der Konjunktur wird mit  $\lambda_t$  bezeichnet. Nach Logarithmierung werden die Variablen mit Kleinbuchstaben bezeichnet. Weiterhin bezeichnet  $\Delta$  den Differenzenoperator mit  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ,  $\mathcal{E}$  den Erwartungswertoperator und  $VAR()$  die Varianz des Ausdruckes in Klammern.

**Konjunkturzyklus.** Die Konjunkturzyklen werden in drei Stufen definiert, der allgemeinen, der schwachen und der starken Form. Es sei  $\tau = \frac{t}{T}$  mit  $\lim_{t \rightarrow T} \tau = 1$ ,  $\tau_i = \frac{n_i}{T}$ ,  $T > n_{i+1} > n_i > 0$ ,  $i > 0$ ,  $\sum_{i=0}^m \sum_{j=\tau_i}^{\tau_{i+1}} \tau_j = \tau$ ,  $m > 0$ , sowie  $\dots, t-1, t, t+1, \dots T$ .

Die Konjunktur,  $\lambda_\tau = f(\tau)$ , wird als Funktion der Zeit aufgefasst, d.h. eine Referenzgrösse (für gewöhnlich das reale BIP) spielt vorläufig keine Rolle. An anderer Stelle in diesem Bericht

wird auf den Konjunkturfaktor  $k_t$  abgestellt. Dieser Faktor steht zu  $\lambda_t$  in folgender Beziehung :  
 $k_t = 1 - \lambda_t$ .

Die Formen der Konjunktur seien wie folgt definiert:

- Allgemeine Form (Stationarität)
  1.  $\mathcal{E}(\lambda_\tau) = \mu_0, |\mu_0| < \infty,$
  2.  $Var(\lambda_\tau) = \sigma^2, \sigma^2 < \infty$
- Schwache Form (Wiederkehr)
  1. + 2. sowie,
  3.  $\mathcal{E}(\lambda_{\tau_j}) = \mu_j, |\mu_j| < \infty,$
  4.  $Var(\lambda_{\tau_j}) = \sigma_j^2, \sigma_j^2 < \infty$
  5.  $\lambda_{\tau_j} \neq 0,$  für mindestens ein  $\tau_j$
  6.  $\lambda_{\tau_i} = \lambda_{\tau_{i+1}}$
- Starke Form (Symmetrie) 1. bis 5. sowie,
  7.  $\mu_j = 0, \forall j.$

Es sei angemerkt, dass Linearkombinationen  $\lambda_\tau^*$  von  $\lambda_\tau$  ebenfalls die Kriterien der Konjunkturformen erfüllen.

Die drei Formen unterscheiden sich in der Strenge der Anforderungen an einen Konjunkturzyklus. In der allgemeinen Form ist z.B. lediglich gefordert, dass die Konjunkturausschläge endlich sind. Dabei könnte jedoch ein Zyklus theoretisch unendlich lange oder nur gerade eine Periode dauern. In ihrer schwachen Form wird letztere Möglichkeit ausgeschlossen (5. Bedingung) und es wird gefordert, dass am Ende eines Zyklus' der Ausgangswert wieder erreicht wird. In der starken Form wird letztere Bedingung nicht gefordert, doch werden nur symmetrische Zyklen mit gleich starken Abweichungen nach oben und unten zugelassen. Häufig wird im Kontext der Schuldenbremse die starke Form der Konjunktur unterstellt. Alle Verfahren zur Ermittlung von  $\lambda_\tau$ , die in diesem Bericht formuliert werden (sowie der HP-Filter), unterstellen implizit mindestens die schwache Form.



**Einnahmen.** Die Einnahmen des Bundes können wie folgt charakterisiert werden:

$$\begin{aligned}\mathcal{E}(E_\tau) &= \mu_{E,\tau} \\ \text{Var}(E_\tau) &= \sigma_{E,\tau}^2\end{aligned}$$

womit das trendhafte Verhalten der Einnahmenentwicklung und ihre zumindest potenziell zeitabhängige Varianz herausgestrichen werden soll. Die Angemessenheit dieser Charakterisierung kann anhand Abbildung von 5.8 verifiziert werden.

### 5.1.2 Die gegenwärtige Formel für die Schuldenbremse und ihre Implikationen

**Probleme des Schuldenausgleichs über den Konjunkturzyklus.** Die folgende Formel wird zur Anwendung gebracht, um die Schuldenbremse umzusetzen:

$$A_\tau = (1 - \lambda_\tau)E_\tau \tag{5.1}$$

woraus für das Defizit folgt,

$$D_\tau = \lambda_\tau E_\tau. \tag{5.2}$$

Damit zeigt sich, dass für den Schuldenverlauf die Elastizität der Ausgaben bezüglich des BIP vorderhand keine Rolle spielt. Dasselbe gilt auf den ersten Blick für die Einkommenselastizität, wobei bei genauerem Hinsehen die Interaktion (Kovarianz) zwischen  $\lambda_\tau$  und  $E_\tau$  berücksichtigt werden muss.

Aus (5.2) geht allgemein gesagt hervor, dass das aktuelle Defizit eine Funktion nicht allein der Konjunktur, sondern auch des Verlaufs der Einnahmen ist. Daraus folgt, dass die Eigenschaften des Verlaufs letzterer in der Zeit für das Funktionieren der Schuldenbremse mitentscheidend sind.

Im Abschnitt 5.1.1 wurde gezeigt, dass die Einnahmen keinen zeitunabhängigen Mittelwert haben. Daraus folgt, dass sowohl die Varianz als auch der Erwartungswert von  $D_\tau$  nach Anwendung von (5.1) nicht zeitunabhängig sind. Auf die Eigenschaften von  $\lambda_\tau$  stellt jedoch die Idee der Schuldenbremse ab. Selbst wenn man also die starke Form der Konjunktur unterstellt, für die gilt  $\sum_{j=\tau_i}^{\tau_{i+1}} \lambda_{\tau_j} = 0$ , dann bedeutet dies nicht, dass auch  $\sum_{j=\tau_i}^{\tau_{i+1}} \lambda_{\tau_j} E_{\tau_j}$ , d.h. die Summe der Schulden über den Konjunkturzyklus gleich Null ist. Damit letzterer Ausdruck tatsächlich Null wird, bedarf es weiterer starker Restriktionen für  $\lambda_\tau$ , die nicht ohne weiteres in das Konzept einer Konjunkturrepräsentantin wie des  $k$ -Faktors eingefügt werden können.

**Die Rolle der Elastizitäten.** Mit Elastizitäten sind im Folgenden die langfristige Aufkommens- und Ausgabenelastizität der Einnahmen respektive der Ausgaben des Staates in Bezug auf das BIP gemeint. Wir gehen der Einfachheit halber zunächst davon aus, dass zu einem Zeitpunkt  $\tau^*$  heute oder in der Vergangenheit die Ausgaben und Einnahmen gleich hoch waren, so dass aus den Elastizitäten die Entwicklung der jährlichen Defizite in der langen Frist durch Fortschreibung der beobachteten Werte nach diesem Zeitpunkt ermittelt werden kann. Als nächstes stellen wir fest, dass für  $A_\tau - E_\tau = 0$  auch gilt, dass  $\log(A_\tau) - \log(E_\tau) = 0$ , da der Logarithmus eine lineare Transformation darstellt.<sup>11</sup> Seien  $\alpha_\theta$  und  $\eta_\theta$  die konstanten langfristigen Elastizitäten der Ausgaben und Einnahmen bezüglich des BIP ( $Y_\tau$ ), und seien mit  $a_\tau, e_\tau, y_\tau$  die Logarithmen der Ausgaben, Einnahmen sowie des BIP bezeichnet, so gilt langfristig:

$$a_\tau = \alpha_\theta y_\tau \tag{5.3}$$

$$e_\tau = \eta_\theta y_\tau \tag{5.4}$$

Des Weiteren sei angenommen, dass sowohl  $a_\tau$  und  $e_\tau$ , als auch  $y_\tau$  jeweils in die linear unabhängigen Komponenten Trend ( $\theta_{\xi,\tau}$ ,  $\xi = \{a, e, y\}$ ), Konjunktur ( $\lambda_{\xi,\tau}$ ) und Zufall ( $\varepsilon_{\xi,\tau}$ ) zerlegt werden können. Dabei ist der Trend eine Kombination aus einem deterministischen Zeittrend und gegebenenfalls einem stochastischen Trend,  $\lambda_\tau$  erfüllt die Bedingung der starken oder schwachen Form aus Abschnitt 5.1.1 und  $\varepsilon_{\xi,\tau}$  sei für alle  $\tau$  identisch und unabhängig verteilt mit Erwartungswert Null sowie der Varianz  $\sigma_\xi^2$  (kurz:  $\varepsilon_{\xi,\tau} \sim iid(0, \sigma_\xi^2)$ ). Das Subskript  $\xi$  zeigt an, welche Variable betrachtet wird

Die Zerlegung kann wie folgt interpretiert werden. Erstens,  $\theta_\xi$  widerspiegelt die langfristig treibenden, d.h. die *strukturellen* Kräfte, die hinter den Variablen stehen. Zweitens,  $\lambda_{\xi,\tau}$  bezeichnet die zyklischen oder konjunkturell bedingten Ausschläge der Variablen und drittens repräsentiert  $\varepsilon_{\xi,\tau}$  den unsystematischen, zufälligen Teil.

---

<sup>11</sup> Es gilt auch  $A_\tau, E_\tau \neq 0$ .

Die obigen Definitionen werden wie folgt operationalisiert:

$$\begin{aligned}
a_\tau &= \theta_{a,\tau^*} + \lambda_{a,\tau} + \varepsilon_{a,\tau} \\
e_\tau &= \theta_{e,\tau^*} + \lambda_{e,\tau} + \varepsilon_{e,\tau} \\
\theta_{a,\tau^*} &= \alpha_\theta \theta_{y,\tau^*} \\
\theta_{e,\tau^*} &= \eta_\theta \theta_{y,\tau^*} \\
\lambda_{a,\tau} &= \alpha_\lambda(\lambda_{y,\tau}) \\
\lambda_{e,\tau} &= \eta_\lambda(\lambda_{y,\tau})
\end{aligned}$$

wobei  $\alpha_\lambda(\cdot)$  und  $\eta_\lambda(\cdot)$  lineare Funktionen in  $\lambda_{y,\tau}$  und dem Lag-Operator sind. Daraus folgt, dass  $\lambda_{a,\tau}$  und  $\lambda_{e,\tau}$  andere Periodizitäten und Amplituden als  $\lambda_{y,\tau}$  aufweisen können, dennoch gleichwohl die Bedingungen der starken oder schwachen Form aus Abschnitt 5.1.1 erfüllen.

Aus dieser Betrachtung folgt, dass auch  $d_\tau = \log(D_\tau)$  zum Zeitpunkt  $\tau^*$  in die folgenden drei Komponenten zerlegt werden kann:

$$\begin{aligned}
d_{\tau^*} &= a_{\tau^*} - e_{\tau^*} \\
&= \theta_{a,\tau^*} - \theta_{e,\tau^*} + \lambda_{a,\tau^*} - \lambda_{e,\tau^*} + \varepsilon_{a,\tau^*} - \varepsilon_{e,\tau^*}
\end{aligned} \tag{5.5}$$

Aufgrund der linearen Beziehungen in (5.3) und (5.4) kann (5.5) auch als

$$d_{\tau^*} = (\alpha - \eta)\theta_{y,\tau^*} + \lambda_{a,e,\tau^*}^* + \varepsilon_{a,e,\tau^*} \tag{5.6}$$

geschrieben werden. Hier stellen  $\lambda_{a,e,\tau^*}^*$  und  $\varepsilon_{a,e,\tau^*}$  jeweils Linearkombinationen dar, wobei  $\varepsilon_{a,e,\tau^*} \sim iid(0, \sigma_{e,a,\tau^*}^2)$ , und  $\lambda_{a,e,\tau^*}^*$  die Bedingung der starken oder schwachen Form in Abschnitt 5.1.1 erfüllt.

Aus (5.6) folgt, dass für  $\tau > \tau^*$  ein strukturelles Defizit immer dann vorliegt, wenn  $\alpha_\theta > \eta_\theta$ .

Unter der Annahme, dass  $\alpha_\theta = \eta_\theta$ , reduziert sich (5.6) zu

$$\begin{aligned}
d_{\tau^*} &= \lambda_{a,e,\tau^*}^* + \varepsilon_{a,e,\tau^*} \\
&= \tilde{\lambda}_{\tau^*}.
\end{aligned} \tag{5.7}$$

Durch eine erneute lineare Transformation kann (5.7) in Niveauform überführt werden:

$$D_{\tau^*} = \lambda_{a,e,\tau^*} \tag{5.8}$$

**Interpretation.** In diesem Abschnitt sind wir davon ausgegangen, dass zu einem Zeitpunkt  $\tau^*$  das Budget ausgeglichen ist. Damit in den folgenden Perioden kein systematischer, d.h. struktureller Überschuss bzw. Fehlbetrag entsteht, muss gewährleistet sein, dass die Ausgaben langfristig dieselbe Elastizität zum BIP aufweisen wie die Einnahmen.

Wenn dies erfüllt ist, resultieren Budgets, welche durch konjunkturelle Schwankungen determiniert sind.<sup>12</sup> Es muss dabei beachtet werden, dass selbst unter der Annahme, dass die strukturellen Elastizitäten von Einnahmen und Ausgaben bezüglich des BIP identisch sind bzw. durch politische Entscheidungen miteinander in Übereinstimmung gebracht werden, das resultierende Budget (Gleichung (5.8)) keineswegs mit dem Budget identisch ist, welches aus der Formel für die Schuldenbremse resultiert (Gleichung (5.2)). Jedoch gewährt nur ein Defizitprozess der Art (5.8) und bei Gültigkeit der Bedingung der starken Form aus Abschnitt 5.1.1 für die Konjunkturkomponente  $\lambda_\tau$ , dass ein ausgeglichener Schuldenstand über den Konjunkturzyklus erwartet werden kann.

**Aspekte der Umsetzung.** Geht man, wie oben unterstellt, davon aus, dass nicht alle Ausgabenentscheidungen diskretionär getroffen werden, sondern auch teilweise vorherbestimmten konjunkturellen sowie zufälligen Schwankungen unterliegen, so lässt sich aus der Abschätzung der konjunkturellen Komponenten für die Einnahmen und Ausgaben durch einfache Differenzbildung die vorherbestimmte konjunkturelle Komponente  $\lambda_{a,e,\tau^*}$  ermitteln. Diese kann, muss aber nicht mit einem frei wählbaren Mass für den Zustand der Konjunktur (z.B. Konjunkturkomponente des realen BIP,  $\lambda_\tau$ ) übereinstimmen. Der zusätzliche Handlungsspielraum ergibt sich dann aus der Differenz zwischen der extern zu bestimmenden Referenzgrösse und dem vorherbestimmten Wert  $\lambda_{a,e,\tau^*}$ . Die Bestimmung dieses Spielraums ist Gegenstand der empirischen Analyse im Abschnitt 5.2.

### 5.1.3 Alternativen: Schuldenquote und Einnahmenelastizität

Eine "strikte" Erfüllung des Ziels eines Haushaltsausgleichs über den Konjunkturzyklus hinweg mit Hilfe von (5.1) scheitert an dem Zusammenhang zwischen dem BIP ( $y_\tau$ ) und den Einnahmen der häufig durch die Einnahmenelastizität charakterisiert wird. Dieser bewirkt, dass die

---

<sup>12</sup> Die stochastische Komponente kann gemäss Abschnitt 5.1.1 ohne Änderung der Aussagen unter die Konjunkturkomponente subsummiert werden.

Einnahmen trendhaftes Verhalten aufweisen, womit die Defizitentwicklung nicht alleine vom Konjunkturverlauf abhängig wird.

Betrachtete man statt der absoluten Schuldenhöhe, die Schuldenquote,  $\xi_\tau$ , mit  $\xi_\tau = s_\tau - y_\tau$ , welche das Verhältnis von Schuldenstand zum BIP ausdrückt, ergeben sich eine Reihe neuer Aspekte und es lässt sich folgende Aussage treffen:

Die Anwendung der Schuldenformel (5.1) führt zu einer stationären (langfristig konstanten) Schuldenquote genau dann, wenn  $\frac{\alpha_\theta}{\eta_\theta}$  konstant ist.

Die Stationarität des (absoluten) Schuldenstandes kann daraus jedoch nicht abgeleitet werden. Dagegen könnte bei dieser Zielsetzung für die Schuldenquote eine prozyklische Wirkung der Budgetpolitik verhindert werden.

## 5.2 Anwendungen

In den folgenden beiden Abschnitten gehen wir zunächst von idealen Voraussetzungen aus, wie z.B. vollständige Information über die Zukunft. Dadurch soll gewährleistet werden, dass die untersuchten Mechanismen die Eigenschaften aufweisen, die sie im bestmöglichen Fall annehmen würden. Darüber hinaus treffen wir Aussagen über die nächste Zukunft aufgrund der zurzeit verfügbaren Vorhersagen.

### 5.2.1 Illustration der theoretischen Überlegungen

Für die Simulationen verwenden wir die Daten für das BIP der VGR bis 2001 sowie die Daten der aktuellen KOF-Prognose für 2002. Als Konjunkturfaktoren kommen solche der EFV sowie eine Berechnung der KOF zur Anwendung. Die Ableitung der letzteren wird im Abschnitt 5.4.2 skizziert.

Der Simulation liegen Berechnungen der Einnahmen der EFV zugrunde, welche vergangene und prognostizierte Werte einschliessen. Erster und letzter Wert sind durch die Datenverfügbarkeit bestimmt. Simulationen mit (5.1) können 1983 bzw. 1980 beginnen und bis 2006 durchgeführt werden. Den Konjunkturfaktoren der EFV zufolge, markiert das Jahr 1988 den

Beginn einer Expansionsphase. Daher wählen wir 1988 als Startpunkt für die Simulationen und schreiben den Schuldenstand von 1987 mit der Regel (5.1) fort. Dabei ist zu beachten, dass die Konjunkturfaktoren der EFV allenfalls die Bedingungen der schwachen Form erfüllen, da in dem gesamten Zeitraum seit 1987 oder 1988 keine Teilsumme aller Konjunkturfaktoren existiert, die kleiner ist als Null mit Ausnahme des  $k$ -Faktors von 1987 selbst. Als eine mögliche Alternative zu den  $k$ -Faktoren der EFV wird ein Faktor berechnet der bezüglich Beginn und Dauer der Zyklen dem der EFV vergleichbar ist, jedoch andere Ausschläge ausweist (siehe Abbildung 5.8). Darüber hinaus ist dieser Faktor (bezeichnet als  $k$ -Faktor nach dem strukturellem Zeitreihenmodell 1 - kurz SZM1) so konstruiert, dass er von zufälligen Schwankungen separiert ist. Dies unterscheidet ihn u.a. von dem Verfahren der EFV.

Im Abbildungsanhang werden die Ergebnisse von ex-post sowie ex-ante Simulationen wiedergegeben. Die Anwendung der Regel (5.1) (siehe Abbildung 5.9) führt wie erwartet die Verschuldung nicht auf das Ausgangsniveau des Zyklus' 1988 – 2001 zurück. Wird der Konjunkturfaktor nach SZM 1 auf die Regel (5.1) angewandt, beträgt der Schuldenstand im Jahr 1999 (dem Ende des Zyklus') Fr. 36,7 Mrd. gegenüber Fr. 38,6 Mrd. 1988. Dagegen beläuft sich die Verschuldung mit dem  $k$ -Faktor der EFV auf Fr. 38,5 Mrd., was ungefähr dem Ausgangswert des Jahres 1988 von Fr. 38,7 Mrd. entspricht. Das bedeutet, dass es einerseits zwar nicht ausgeschlossen werden kann, dass ein Konjunkturfaktor im Zusammenwirken mit der Regel (5.1) den Schuldenstand annähernd wieder auf das Ausgangsniveau zurückführt, andererseits wäre es allerdings falsch davon auszugehen, dass dies im Allgemeinen und systematisch geschieht. Im oben betrachteten Zeitraum z.B. fielen die  $k$ -Faktoren zu Beginn relativ hoch aus mit dem Ergebnis, dass eine (ungewöhnlich) hohe "Rücklage" hätte gebildet werden müssen. Dass dieser Zusammenhang nicht systematisch ist, kann auch an den ex-ante Simulationen verifiziert werden. Für den Zeitraum 1999 – 2005 wird ein neuer Konjunkturzyklus vorhergesagt. Der Ausgangsstand der Verschuldung ist wie oben, die Schulden betragen 2005 jedoch im Szenario der EFV Fr. 37,7 Mrd. bzw. Fr. 37,6 Mrd. nach SZM 1, was einer Differenz von nunmehr Fr. 800 Mio bzw. Fr. 900 Mio gegenüber der Ausgangssituation entspricht. Im vorangegangenen Zyklus (1988 – 1999) kam diese Differenz gemäss der von der EFV praktizierten Vorgehensweise auf lediglich Fr. 100 Mio zu liegen.

**Tabelle 5.1:** Komponenten des Budgets in Millionen Schweizer Franken

Jahr	Einnahmen - Ausgaben		Korrektur		Summe 2+4 (Defizit neu)	Irregulär <sup>c</sup>	Realisation (Defizit)
	strukt.	konj. <sup>a</sup>	konj. <sup>b</sup>	4-3			
1	2	3	4	5	6	7	8
1999	-5189.27	1962.50	-2087.77	-4050.27	-7277.04	2391.57	-821.75
2000	-5201.12	1896.51	-1610.49	-3507.00	-6811.61	5667.45	2736.00
2001	-5190.15	1500.35	-958.36	-2458.71	-6148.51	262.27	-3400.49
2002	-5148.46	1387.63	-927.38	-2315.01	-6075.84	-1544.86	-5302.63
2003	-5101.25	868.60	-398.73	-1267.33	-5499.98	-	-
2004	-5048.28	264.30	120.17	-144.13	-4928.11	-	-
2005	-4989.28	-327.27	553.19	880.46	-4436.09	-	-

<sup>a</sup> Die Konjunkturkomponente, die den Einnahmen und Ausgaben "inhärent" ist.

<sup>b</sup> Gewünschte konjunkturelle Schwankung des Defizits berechnet mit konstanter Skalierung durch den Trendwert der Einnahmen von 2002 ( $E^* = E_{2002}$ ) und dem BIP-Konjunkturfaktor wie in Abbildung 5.4.

<sup>c</sup> Die Irreguläre Komponente ist 2000 mit dem Wert des Einmaleffektes versehen, der durch eine Dummyvariable berechnet wurde. Dadurch ergab sich 2000 ein Einnahmenüberschuss.

## 5.2.2 Elastizitäten und die Budgetplanung

Im theoretischen Teil wurde ausgeführt, dass die ursprüngliche Schuldenformel dahingehend modifiziert werden kann, dass anstelle von frei wählbaren Ausgaben davon ausgegangen wird, dass ein Teil der Einnahmen und Ausgaben bereits inhärente Schwankungen z.B. konjunktureller Art aufweisen. Dann ergäbe sich der diskretionäre Budgetspielraum als Differenz zwischen den bereits gegebenen konjunkturellen Schwankungen der Einnahmen und Ausgaben (=Defizitkonjunktur) sowie einem exogen zu bestimmenden  $k$ -Faktor, der z.B. Bezug auf die Entwicklung des BIP nimmt.

Im Anhang wird ein Modell beschrieben, das eine Zerlegung der Zeitreihen für die totalen Einkommen, Ausgaben und das nominale BIP jeweils in eine trendhafte (strukturelle), eine konjunkturelle und eine unsystematische, d.h. zufällige Komponente ermöglicht.

Tabelle 5.1 gibt für den Zeitraum 1999 – 2005 Aufschluss über die wichtigsten Ergebnisse. Es ist zu beachten, dass ab 2003 keine stochastische Komponente mehr ausgewiesen werden kann, da die Werte für 2003 und folgende von der EFV prognostiziert wurden und die Erwartung über den Störterm gleich Null ist.

Aus der zweiten Spalte in Tabelle 5.1 geht hervor, dass das strukturelle Defizit im betrachteten Zeitraum bei ca. 5 Mrd. Schweizer Franken liegt. Vom Defizit 2002 sind fast zwei Mrd. Fr. konjunkturell bedingt, was in etwa auch dem Einfluss der Zufallskomponente entspricht. Im betrachteten Zeitraum gehen diese beiden Faktoren als Überschüsse in den Defizitbetrag ein.

**Tabelle 5.2:** Ausgabenhöhe im Alternativszenario

Jahr	Ausgaben real, davon			Ausgaben
	strukt.	konj. <sup>a</sup>	gesamt <sup>b</sup> (2+3)	alternativ (2-3) <sup>c</sup>
1	2	3	4	5
1999	48322.08	-1302.42	46252	50302.27
2000	49882.38	-1163.29	48208	51715.00
2001	51318.87	-840.27	51136.5	53595.20
2002	52539.56	-794.22	51845.2	54160.24
2003	53789.28	-446.61	-	55056.62
2004	55068.74	-62.97	-	55212.87
2005	56378.63	295.94	-	55498.16

<sup>a</sup> Die Konjunkturkomponente, die den Ausgaben "inhärent" ist.

<sup>b</sup> Ab 2003 Gesamtausgaben nicht verfügbar.

<sup>c</sup> Ausgaben, die getätigt werden würden, wenn antizyklisches Ausgabenverhalten unterstellt wird.

Der Korrekturbedarf (Spalte 5) ergibt sich aus der Differenz zwischen dem Zielwert, d.h. der gewünschten konjunkturellen Schwankung des Budgets (Spalte 4) und des gegebenen konjunkturellen (und prozyklischem) Budgetdefizits (Spalte 3). In Spalte 6 ist das Defizit abgetragen, welches sich nach der Korrektur ergeben hätte. Tabelle 5.2 gibt für dieses Szenario die Konsequenzen für die Ausgaben wieder.

Die Umsetzung der Schuldenbremse soll durch Variation der Ausgabenseite realisiert werden. Da für die Zeit 1999 – 2002 der Konjunkturindikator noch eine Unterauslastung der Wirtschaft ausweist, während die Einnahmenüberschüsse über ihrem Trendwert liegen, wären die Ausgaben in den Jahren höher ausgefallen. Erst 2005 kehrt sich diese Situation um, sodass die Ausgaben unter ihrem Trendwert zu liegen kommen müssten. Mit anderen Auslastungsmassen würde sich der Umfang der notwendigen Korrekturen ändern. Aufgrund der Ergebnisse aus Abschnitt 5.1.1 kann geschlussfolgert werden, dass das Ausgabenschema gemäss Tabelle 5.2 nicht zu einem ausgeglichenen Haushalt im Konjunkturverlauf führen wird. Die Ursache dafür ist jedoch nicht in der Wahl des Konjunkturindikators zu suchen, sondern bei (5.1) sowie der Tatsache, dass Konjunkturverläufe nicht systematisch symmetrisch (gleiche Amplitude, gleiche Länge) sind.

### 5.3 Interpretation und Schlussfolgerungen

Theoretische Überlegungen zeigen, dass mit der gegenwärtigen Formel für die Schuldenbremse (5.1) nur unter sehr speziellen Voraussetzungen das verfassungsmässige Ziel eines Haushaltsausgleichs über einen Konjunkturzyklus hinweg exakt erreicht werden kann. Zur erfolgreichen



Anwendung dieser Regel müsste bereits zu Beginn eines Zyklus' dessen Dynamik und Dauer vollständig bekannt sein. Das Auftreten einer solchen speziellen Situation kann jedoch praktisch ausgeschlossen werden. Die in der Vergangenheit (1988 – 1999) beobachtete und ex-post weitgehend erfüllte Forderung nach dem Schuldenausgleich mit Hilfe von (5.1) und dem  $k$ -Faktor der EFV lässt sich nicht auf die Zukunft übertragen. Sie lässt sich auch nicht auf Faktoren übertragen, die z.B. dieselbe Dauer der Konjunkturphasen wie o.g. Faktor abbilden, sich jedoch hinsichtlich Abstraktion von zufälligen Einflüssen von ihnen unterscheiden.

Bezüglich der praktischen Umsetzung der Mechanismen basierend auf Schätzungen mit historischen Werten muss beachtet werden, dass sie in der dargelegten Form nur durchführbar ist, wenn sich durch die Umsetzung die Analyseergebnisse nicht ändern würden. Das ist jedoch unwahrscheinlich. Aber selbst unter der Annahme der Strukturkonstanz sind die geschätzten Unsicherheitskomponenten relativ hoch (siehe u.a. Tabelle 5.1). Zudem scheinen systematische und zufällige Effekte einander zumindest teilweise zu kompensieren (siehe Tabellen 5.3, 5.4).

Ein weiteres grundsätzliches Problem ergibt sich aus der Wahl des Referenzindikators. Hier kann allerdings gezeigt werden, dass trotz der möglichen Vielfalt, wie sie auch in diesem Kapitel zum Ausdruck kommt, nicht so sehr die Wahl eines bestimmten Indikators entscheidend ist, sondern vielmehr dessen Eigenschaften und vor allem die Möglichkeit, diesen Indikator ex-ante zuverlässig zu bestimmen. Es lässt sich zeigen, dass durch eine Modifikation der Formel für die Schuldenbremse auch die Anforderungen an die Prognostizierbarkeit deutlich gesenkt werden können.

## 5.4 Anhang zu Kapitel 5

### 5.4.1 Ein multivariates strukturelles Zeitreihenmodell für Einnahmen, Ausgaben und BIP auf Jahresbasis

Wir gehen von folgendem strukturellem Zeitreihenmodell mit scheinbar unverbundenen Zeitreihen aus:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{y}_t &= \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\psi}_t + \Lambda \mathbf{w}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) \\
 \boldsymbol{\mu}_t &= \boldsymbol{\mu}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}_{t-1}, \\
 \boldsymbol{\beta}_t &= \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\zeta}_t, \quad \boldsymbol{\zeta}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\zeta) \\
 \boldsymbol{\psi}_t &= \Phi \boldsymbol{\psi}_{t-1} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\epsilon)
 \end{aligned} \tag{5.9}$$

mit  $\mathbf{y}_t$  als  $(n \times 1)$  Vektor endogener Variablen  $(e_t, a_t, y_t)$  und für die  $(n \times n)$  Varianz-Kovarianz Matrizen der Innovationen  $\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\epsilon}_t, \boldsymbol{\zeta}_t$  gilt  $\text{rk}(\boldsymbol{\Sigma}_\zeta) = r \leq n$  sowie  $\text{rk}(\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) = \text{rk}(\boldsymbol{\Sigma}_\epsilon) = n$ . Die Innovationen  $\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\epsilon}_t$  und  $\boldsymbol{\zeta}_t$  sind voneinander linear unabhängig für alle  $t$ . Der Vektor  $\mathbf{w}_t$  enthält Dummy-Variablen.

Das Modell (5.9) kann mit Worten als multivariates Zeitreihenmodell mit stochastischem sowie deterministischem Trend ( $\mathbf{y}_t$ ), zyklischer Komponente ( $\boldsymbol{\psi}_t = \boldsymbol{\psi}(\lambda_{a,t}, \lambda_{e,t}, \lambda_{y,t})$ ) und Interventionsteil ( $\mathbf{w}_t$ ) beschrieben werden. Die Strukturkomponenten der einzelnen endogenen Variablen stehen durch die Korrelation der jeweiligen Innovationsterme miteinander in Verbindung. Sollte den Einnahmen, den Ausgaben und dem BIP derselbe Trend zugrunde liegen, wäre  $r = 1$  und (5.9) könnte geschrieben werden als:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{y}_t &= \Theta \boldsymbol{\mu}_t^\dagger + \boldsymbol{\mu}_\Theta + \boldsymbol{\psi}_t + \Lambda \mathbf{w}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) \\
 \boldsymbol{\mu}_t^\dagger &= \boldsymbol{\mu}_{t-1}^\dagger + \boldsymbol{\beta}_{t-1}^\dagger, \\
 \boldsymbol{\beta}_t^\dagger &= \boldsymbol{\beta}_{t-1}^\dagger + \boldsymbol{\zeta}_t^\dagger, \quad \boldsymbol{\zeta}_t^\dagger \sim NID(\mathbf{0}, \sigma_\zeta) \\
 \boldsymbol{\psi}_t &= \Phi \boldsymbol{\psi}_{t-1} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\epsilon)
 \end{aligned} \tag{5.10}$$

wobei  $\Theta \sigma_\zeta \Theta' = \boldsymbol{\Sigma}_\zeta$  sowie  $\boldsymbol{\mu}_\Theta = \bar{\boldsymbol{\mu}} + \bar{\boldsymbol{\beta}}t$  mit  $\bar{\boldsymbol{\mu}}$  und  $\bar{\boldsymbol{\beta}}$  als Linearkombinationen von  $\boldsymbol{\mu}_\Theta, \boldsymbol{\beta}$  und  $\Theta$ .

Die Parameter der Modelle (5.9) und (5.10) können mit Hilfe des Maximum-Likelihood-Prinzips geschätzt werden, allerdings erfordert dies numerische Optimierungen, welche die Ergebnisse unter Umständen anfällig machen können bei Neudefinitionen des Stützbereiches oder der Formulierung des Problems (Reihenfolge der Variablen).

Folgende Interpretationen sind möglich. Erstens, falls  $r = 1$  werden alle drei endogenen Variablen von demselben *gemeinsamen stochastischen* Trend getrieben. Sollte ferner  $\tilde{\beta} = 0$  sein, so divergieren die einzelnen Variablen nicht systematisch in der Zeit. D.h. sie werden auch von einem *gemeinsamen deterministischen* Trend bestimmt. Für  $\Lambda \neq 0$  gilt, dass Strukturbrüche vorliegen, die entweder das Niveau, die durchschnittliche Wachstumsrate oder beides betreffen. Ausserdem werden mit  $w_t$  mögliche Einmaleffekte abgebildet. Falls  $r = 1$  und die Gewichtungsmatrix  $\Theta$  aus identischen Gewichten besteht, so ist die langfristige Elastizität der Einnahmen gegenüber dem BIP und den Ausgaben gleich 1.

Die Vorgehensweise bei der Bestimmung der Koeffizienten ist wie folgt. Alle Variablen werden in ihrer logarithmierten Form betrachtet. Zunächst wird dann das Modell (5.9) frei geschätzt. Dabei wird durch den Vektor  $w_t$  eine Niveauverschiebung ab 1991 zugelassen und die aussergewöhnlichen Steuereinnahmen im Jahr 2000 werden durch eine Dummyvariable modelliert. Aufgrund der Nichtstationarität der Variablen ist die Niveauverschiebung potenziell auch mit einer Änderung der durchschnittlichen Wachstumsrate verknüpft.

Sollte den Variablen tatsächlich ein gemeinsamer stochastischer Trend zugrunde liegen, so würde sich das im reduzierten Rang der Matrix  $\Sigma_\zeta$  manifestieren. Folglich wird das Modell erneut geschätzt, dieses Mal jedoch in der Form (5.10) und die Loglikelihood der beiden Versionen verglichen. Die doppelte Differenz zwischen beiden Werten ist auch im Hundertstel Bereich nicht von Null verschieden, so dass eine Einschränkung von (5.9) nach (5.10) keinerlei analytische Nachteile mit sich bringt. Die Anpassung des Modells an die einzelnen Variablen ( $R^2$ ) wird gemessen für die ersten Differenzen, und beläuft sich auf .53, .52 und .55 für die Einnahmen, die Ausgaben und das nominale BIP.

Im Ergebnis wird die (normalisierte) Gewichtungsmatrix  $\Theta$  als  $\tilde{\Theta} = (1, 1.3, 1.8)'$  geschätzt und  $\tilde{\beta} = (-.014, -.044)'$ .<sup>13</sup> Das zweite und dritte Element von  $\tilde{\Theta}$  scheint nicht sehr stark von 1 abzuweichen.

Ein Likelihood-Ratio-Test der Hypothese  $\mathcal{H}_0^1 : \Theta = (1, 1, 1)'$  liefert den Testwert 9.7, welcher  $\chi^2$ -verteilt ist mit 2 Freiheitsgraden. Man kann durch äquivalente bivariate Modelle, bei denen mehr Information relativ zu der geringen Zahl der Beobachtungen zur Verfügung steht, zeigen, dass die Annahme  $\Theta = (1, 1, 1)'$  gerechtfertigt ist. Deshalb wird im Weiteren damit gearbeitet.

---

<sup>13</sup> Geschätzte Koeffizienten werden durch  $\tilde{\cdot}$  gekennzeichnet.

Zusammengefasst bedeutet die Gültigkeit von  $\mathcal{H}_0^1$ , dass alle drei endogenen Variablen von einem stochastischen Trend getrieben werden, der auf alle drei mit demselben Gewicht einwirkt. Darüber hinaus gibt es jedoch deterministisch in der Zeit zu- oder abnehmende Unterschiede im Niveau der Variablen. Folgende Beziehungen zwischen den logarithmierten Einnahmen, Ausgaben und dem BIP können demzufolge am Ende des Schätzzeitraumes beobachtet werden.

$$\begin{aligned} e_t &= a_t + .1 - .003t \\ &= y_t + 2.2 - .011t \end{aligned} \tag{5.11}$$

Betrachtete man die Zusammenhänge ohne die Niveauverschiebung des Jahres 1991, so erhielte man:

$$\begin{aligned} e_t &= a_t - .02 - .003t \\ &= y_t + 2.2 - .011t \end{aligned} \tag{5.12}$$

woraus deutlich wird, dass für den grössten Teil der strukturellen Differenz zwischen Einnahmen und Ausgaben (=strukturelles Defizit), diese Verschiebung verantwortlich ist. Grafisch kann das anhand der Abbildung 5.1 veranschaulicht werden.

Zudem geht aus (5.11) und (5.12) hervor, dass die Einnahmen zum Ende der Stichprobe schneller wachsen, sowohl als die Ausgaben wie auch als das BIP.

Aus Abbildung 5.1 wird deutlich, dass das Defizit relativ zu den jeweiligen Trends über einen langen Zeitraum zumindest nicht zunahm. Am Ende des Schätzzeitraumes beträgt das strukturelle Defizit nach dieser Anschauung ca. 5.1 Mrd. Schweizer Franken. Aufgrund der eben erwähnten Differenz der Wachstumsraten von Einnahmen und Ausgaben, kann allerdings erwartet werden, dass sich die Lücke zwischen laufenden Einnahmen und Ausgaben (langfristig) schliesst. Die Abbildung 5.2 veranschaulicht diese Schlussfolgerung.

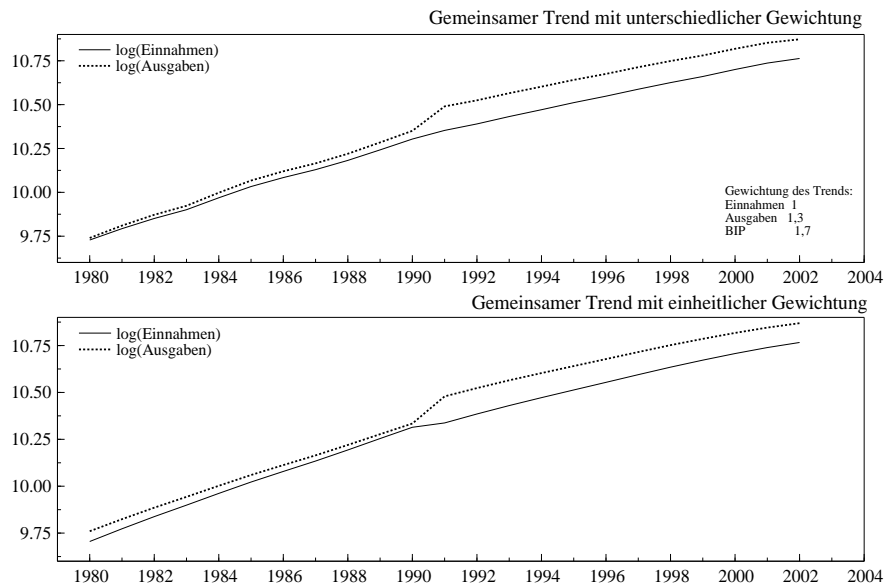
Gemeinsam mit den strukturellen Komponenten wurden auch die zyklischen Komponenten geschätzt. Abbildung 5.3 stellt diese einander gegenüber.

Es erweist sich, dass die Ausgaben und das nominelle BIP ungefähr derselben Konjunktur unterliegen, während die Einnahmen eher antizyklisch erscheinen.<sup>14</sup> Tabelle 5.3 gibt über die

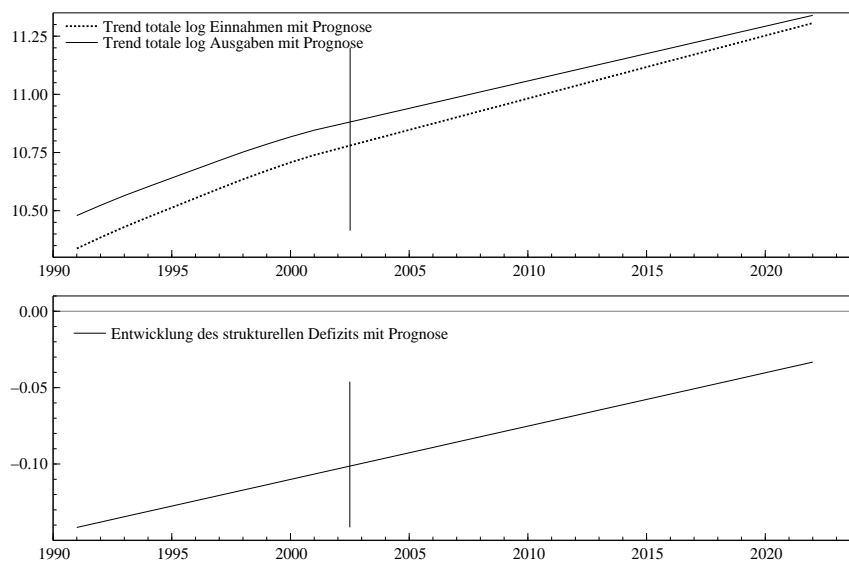
---

<sup>14</sup> Massgebend für Steuereinnahmen ist häufig der Zeitpunkt der Deklaration von Einkommen, nicht dessen tatsächliches Auftreten. Das kann neben anderem zu systematischen Verzögerungen der Einnahmen des Staates gegenüber der BIP-Entwicklung führen, was sich möglicherweise in einer Phasenverschiebung und somit systematisch antizyklischem Verhalten der Einnahmen ausdrückt.

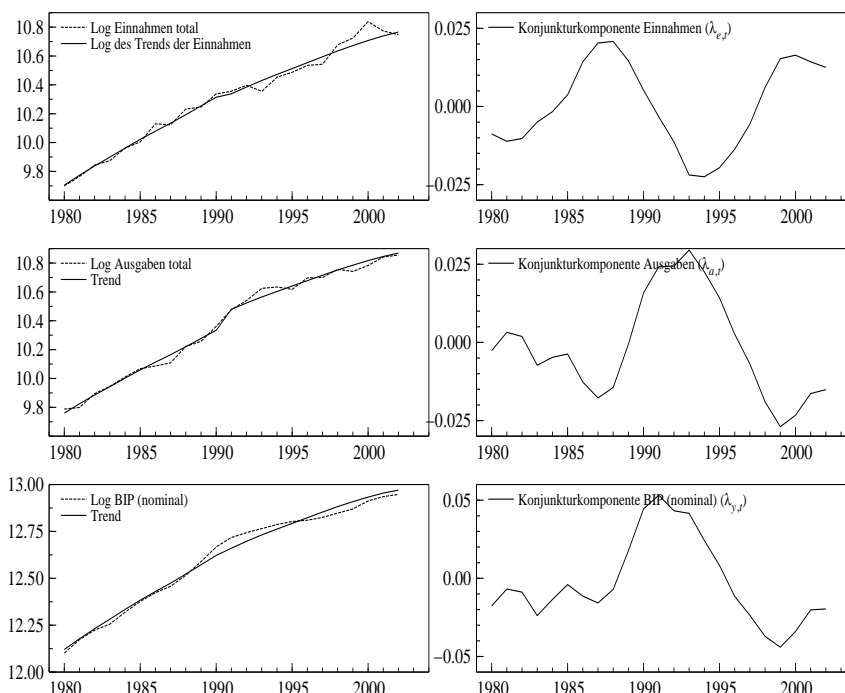
**Abbildung 5.1:** Langfristige Trends von Einnahmen und Ausgaben



**Abbildung 5.2:** Trends von Einnahmen und Ausgaben mit Prognose



**Abbildung 5.3:** Die endogenen Variablen, Trends und Zyklen



**Tabelle 5.3:** Korrelationen zwischen Einnahmen-, Ausgaben-, BIP- und Defizitzyklus

	$\lambda_{e,t}$	$\lambda_{a,t}$	$\lambda_{y,t}$	$\lambda_{e,a,t}$
$\lambda_e$	1	-.77	-.42	-
$\lambda_a$	-	1	.91	-
$\lambda_y$	-	-	1	-.73
$\lambda_{e,a,t}$	-	-	-	1

Korrelationen zwischen den genannten sowie einem "Defizitzyklus" Auskunft. Letzterer ergibt sich aus der Differenz der Einnahmen- und Ausgabenzyklen.

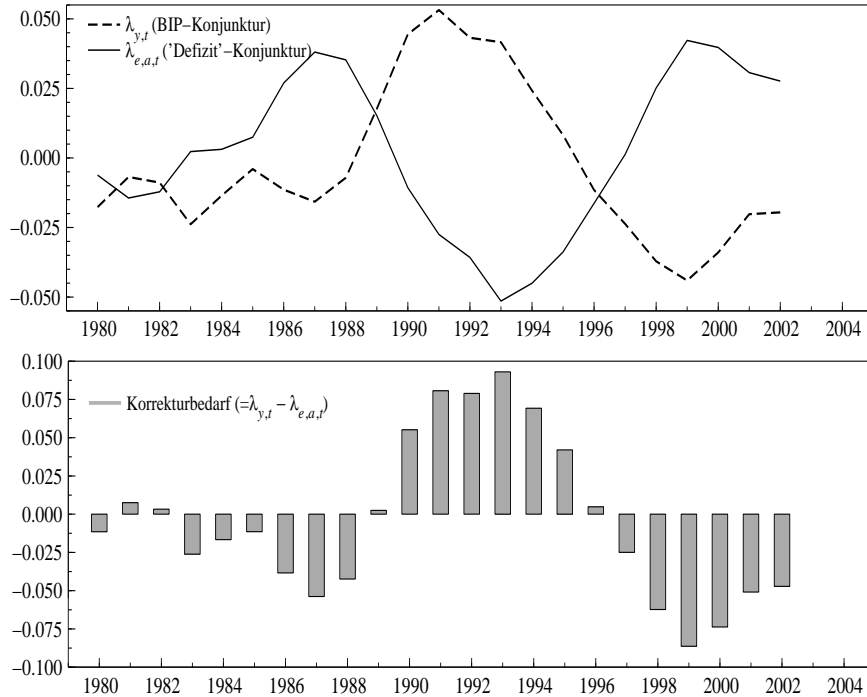
Diesem Ergebnis zufolge sind die Konjunkturkomponenten sowohl der Einnahmen als auch des Defizits negativ mit der BIP-Konjunkturkomponente verbunden, die Ausgaben jedoch positiv.<sup>15</sup> Dagegen sind jedoch die Innovationen, welche die Variablen treiben, korreliert mit dem jeweils gegenteiligen Vorzeichen (siehe Tabelle 5.4). Dies erklärt die Unterschiede der Ergebnisse in diesem und im Kapitel 4.

<sup>15</sup> Im unrestringierten Modell werden noch stärkere Zusammenhänge gemessen.

**Tabelle 5.4:** Korrelationen zwischen den Innovationen ( $\varepsilon_t$ )

	$\varepsilon_t^e$	$\varepsilon_t^a$	$\varepsilon_t^y$
$\varepsilon_t^e$	1	-.0	.91
$\varepsilon_t^a$	-	1	-.41
$\varepsilon_t^y$	-	-	1

**Abbildung 5.4:** Die Konjunkturkomponenten für das BIP und das Defizit

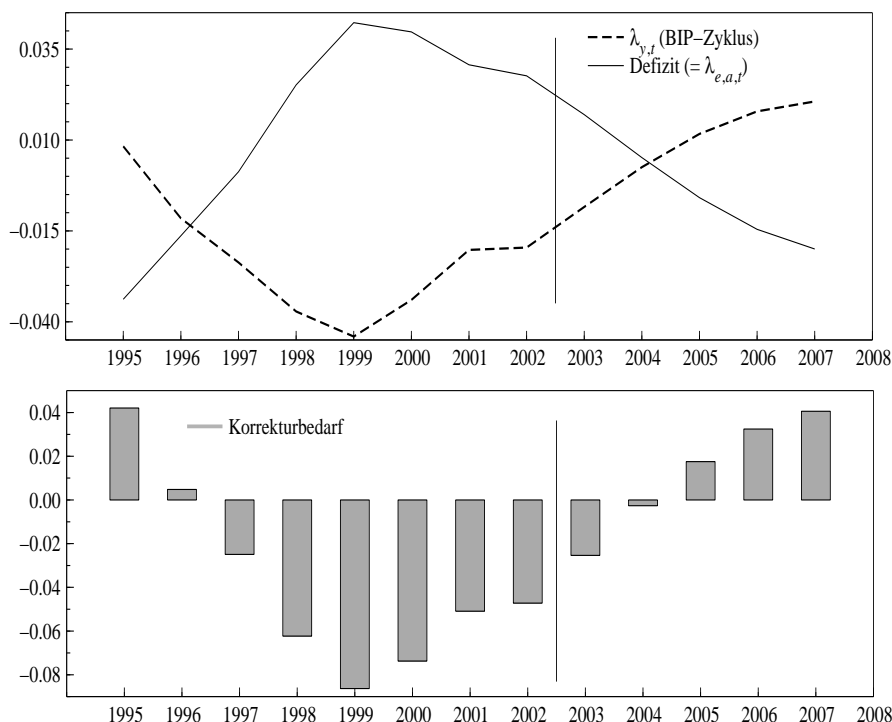


Es wurde argumentiert, dass die "gegebene" Konjunkturkomponente des Defizits mit einer exogenen Konjunkturkomponente (dem  $k$ -Faktor) abgeglichen werden soll, um den Spielraum für die Budgetpolitik auszuloten. Abbildung 5.4 veranschaulicht die Vorgehensweise.<sup>16</sup>

Da die Referenzreihe des  $k$ -Faktors wie oben beschrieben im Prinzip frei gewählt werden kann, stellt Abbildung 5.4 im unteren Teil die Konsequenzen für die Budgetplanung vor. Nähme man den Konjunkturfaktor wie er im oberen Teil vorgeschlagen ist, entstünde ein Korrekturbedarf, der in einer glatten Umkehrung der konjunkturellen Komponente des Budgetdefizits bestünde. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die bislang beobachteten Budgets dezidiert pro-

<sup>16</sup> Durch die Verwendung eines Dummies für 2000 liegt der Höhepunkt der Konjunktur nicht im Jahr 2000, sondern erscheint bereits 1999.

Abbildung 5.5: Künftiger Korrekturbedarf



zyklisch ausgefallen sind.<sup>17</sup>

Zwei Bemerkungen sind für die Interpretation ausserdem notwendig. Erstens, das Modell (5.9) nimmt implizit eine Wechselwirkung zwischen den endogenen Variablen an. Würde nun der Budgetspielraum wie oben beschrieben ausgenutzt, muss davon ausgegangen werden, dass sich die Koeffizienten des Modells ändern könnten. Dies hätte zur Folge, dass die Gültigkeit der Prognosen sofort in Frage stünde und somit ein anderer als der errechnete Handlungsspielraum zur Verfügung stünde. In welche Richtung diese Änderungen gehen würden, bedürfte einer gesonderten Analyse.

Zweitens, wäre das strukturelle Defizit Null, gäbe die Anwendung der Formel der EFV auch bei Verwendung des dargestellten Verfahrens keine Gewähr für die Erfüllung eines Schuldenausgleichs im Konjunkturzyklus. Würde stattdessen die Ausgabenformel so modifiziert, dass nicht die laufenden Einnahmen mit dem Konjunkturfaktor multipliziert würde, sondern ein fixer Betrag, so müsste dieser  $k$ -Faktor die Bedingungen der starken Form der Konjunktur erfüllen.

<sup>17</sup> Als Referenzwert kommt ein fixer Wert, z.B. der Wert der Trendeinnahmen 2002 = 47.4 Mrd. Fr. in Frage.



Zusammenfassend lässt sich Folgendes sagen: Um dauerhaft ein strukturelles Defizit von Null zu haben wäre entweder darauf zu vertrauen, dass der z.Z. stärkere Einnahmentrend automatisch zu einem strukturellen Defizit von Null führt oder es könnte ein einmaliger oder schrittweiser Niveaueausgleich erfolgen. In beiden Fällen müssten die Einnahme- und Ausgabentrends im Anschluss einander exakt angeglichen werden.

Aber auch nach dem Erlangen eines strukturell ausgeglichenen Haushalts müsste unabhängig vom gewählten  $k$ -Faktor eine andere Formel für die Schuldenbremse als (5.1) angewendet werden, um das Ziel eines ausgeglichenen Haushalts über den Konjunkturzyklus hinweg strikt zu erreichen.

#### 5.4.2 Ein strukturelles Zeitreihenmodell für Quartalsdaten des BIP

Als Beispiel für eine Möglichkeit, einen Konjunkturfaktor zu berechnen, unterstellen wir in diesem Abschnitt ein strukturelles Zeitreihenmodell für das BIP. Aus einer Gruppe von drei Kandidatenmodellen wird im Folgenden dasjenige vorgestellt - Strukturelles Zeitreihenmodell 1 (SZM 1) - welches die beste Anpassung an die Daten ermöglicht sowie die höchste Resistenz gegenüber Variationen der Stichprobeninformation aufweist.

Die Zeitreihe  $Y_\tau$  (reales BIP) wird wie folgt zerlegt:

$$\begin{aligned}
 Y_\tau &= Y_{\tau-\frac{1}{T}} + \text{deterministischer Trend} + \text{deterministischer Anstieg} \\
 &\quad + \text{stochastischer Zyklus} + \text{Niveaueverschiebung 1991q1} \\
 &\quad + \text{stochastisches Residuum}
 \end{aligned}
 \tag{5.13}$$

Daraus folgt, dass insgesamt zwei Zufallskomponenten den Prozess treiben.<sup>18</sup> Im Unterschied zum multivariaten Modell wird keine Dummyvariable für 2000 verwendet, da diese durch die Einnahmen motiviert war. Dies hat u.a. zur Folge, dass im univariaten Modell eine Überauslastung für 2000 konstatiert wird. Dagen wird als weitere erklärende Variable die erste Verzögerung der abhängigen Variablen verwendet.

Der Konjunkturfaktor wird berechnet aus der Differenz zwischen den logarithmierten Werten der Schätzung von  $Y_\tau$  mit allen erklärenden Variablen und den logarithmierten Werten der Schätzung von  $Y_\tau$  mit den erklärenden Variablen unter Ausschluss der zyklischen Komponente.

---

<sup>18</sup> Die Niveaueverschiebung ist auf die Revision der VGR zurückzuführen.

**Tabelle 5.5:** Deskriptive Statistiken für SZM 1

Statistic	$y_t$
Std.Error	376.48
Normality	0.36298
H( 24)	0.66780
r( 1)	-0.074038
r( 9)	0.12535
DW	2.0591
Q( 9, 6)	20.580
$Rd^2$	0.32158

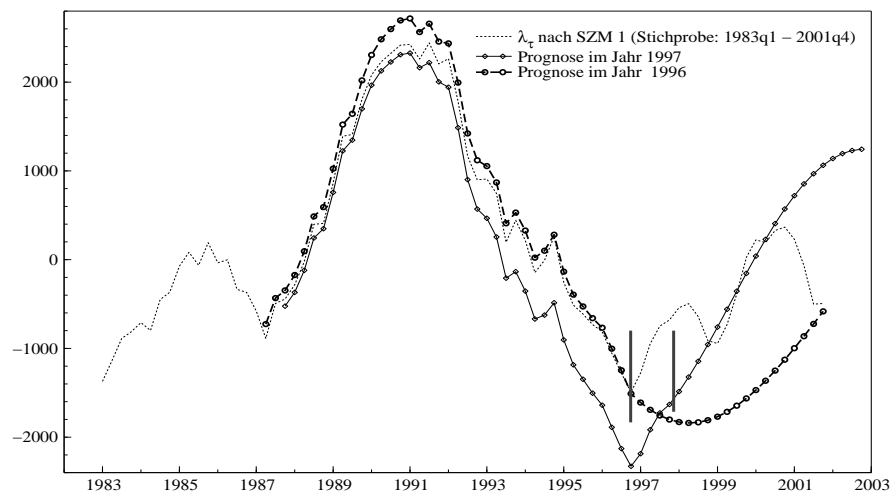
**Tabelle 5.6:** Eigenschaften der Innovationen und des Zyklus' nach SZM 1

Component	$dci_t$	(q-ratio)
Irr	31246.	(0.3683)
Cy3	84832.	(1.0000)
Charakteristika des Zyklus'		
periodicity (yrs)	15.69	
amplitude	495.696	
dampening	.968	

Die Anpassung des Modells ist zufriedenstellend (siehe Tabelle 5.5), obgleich die Hypothese, dass keine Autokorrelation höherer Ordnung im Residuum vorhanden ist, verworfen werden muss. Die relative Bedeutung der Zufallskomponenten geht aus Tabelle 5.6 hervor, ebenso wie die Eigenschaften der geschätzten zyklischen Komponente.

Das Ergebnis, die zyklische Komponente, ist in Abbildung 5.7 dargestellt. Zusätzlich werden in Abbildung 5.6 die Vorhersagen für den Konjunkturverlauf mit den Informationsständen von 1996 und 1997 sowie SZM 1 dargestellt. Wie sich zeigt, könnte die Prognose insbesondere an den Wendepunkten noch verbessert werden.

Abbildung 5.6: Prognosen der Konjunkturkomponente nach SZM 1.

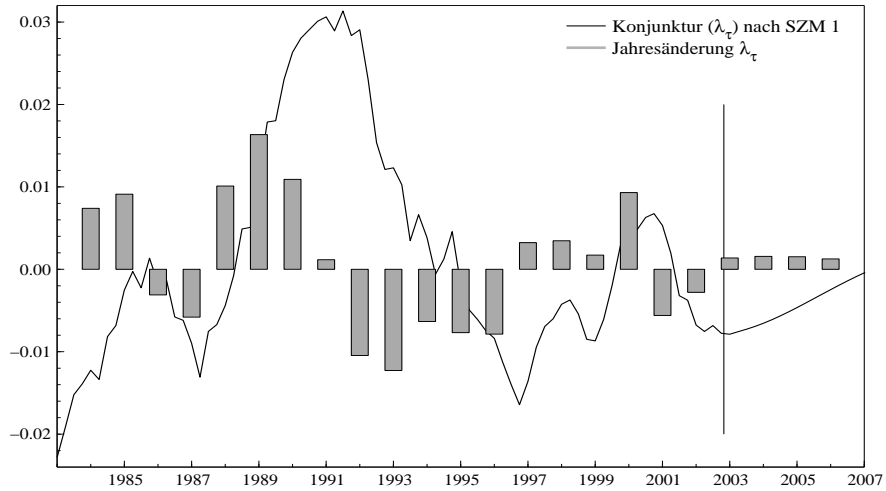


### 5.4.3 Simulationsergebnisse

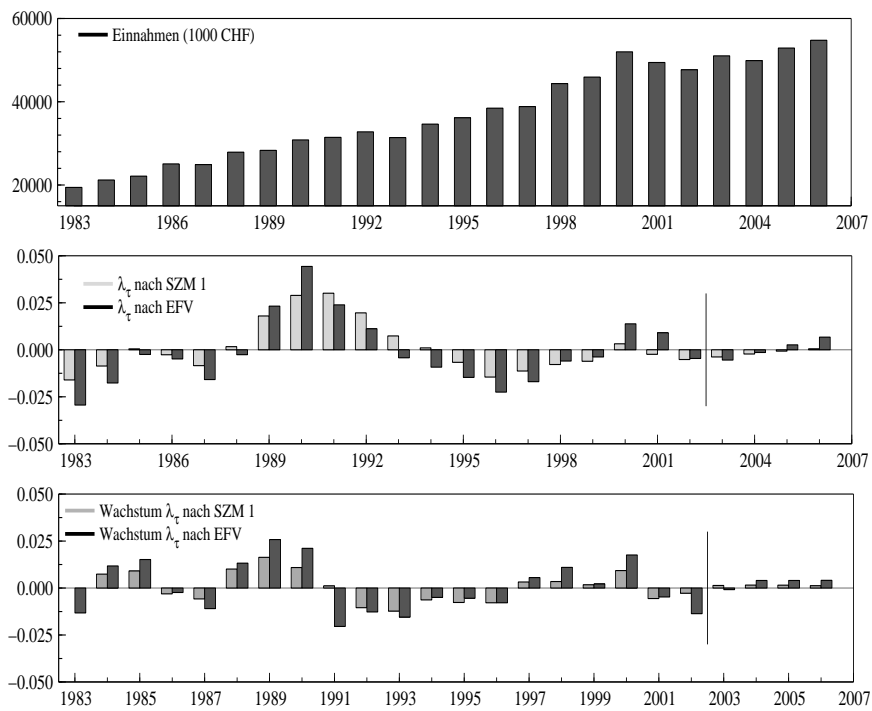
Dieser Abschnitt illustriert die Simulationsergebnisse für den Budgetmechanismus nach Gleichung (5.1) sowie für zwei verschiedene Verfahren zur Bestimmung des  $k$ -Faktors (bzw.  $\lambda$ ). Diese werden im Folgenden  $\lambda$  nach EFV bzw. nach SZM 1 genannt.

Aus Abbildung 5.9 wird ersichtlich, dass auch bei Befolgen der Regel für die Schuldenbremse über den Konjunkturzyklus *kein* Schuldenausgleich erfolgt. Die Rückkehr zum Ausgangsniveau ist eine zufällige Entwicklung, welche keine oder nur kaum eine Beziehung zum Konjunkturzyklus aufweist. Zudem wird in der Simulation mit dem bestmöglichen Szenario gerechnet, welches so in der Realität nicht anzutreffen ist.

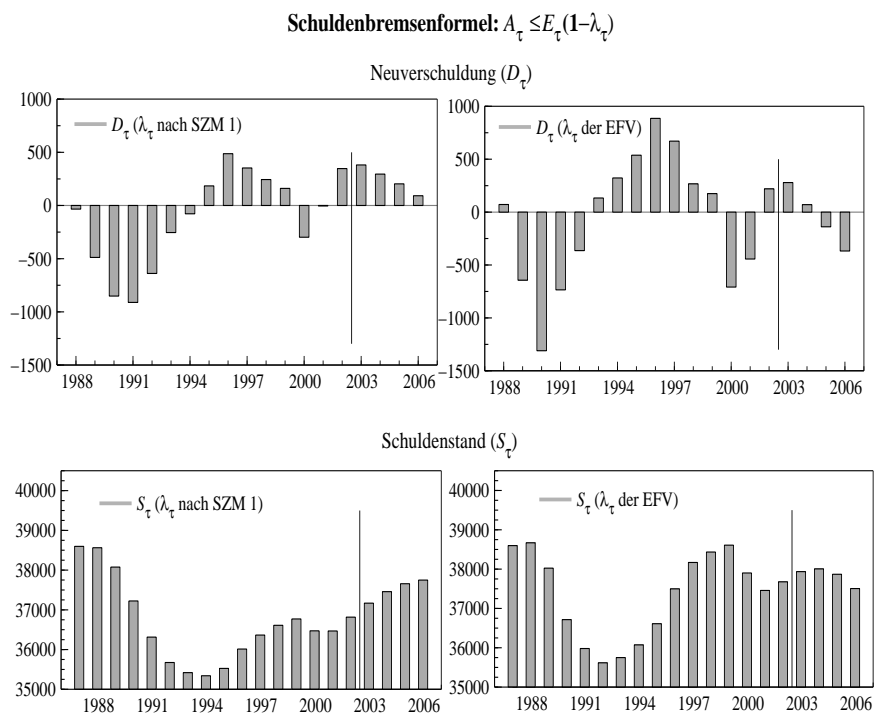
**Abbildung 5.7:** Konjunkturkomponente und annualisierte Änderungsraten nach strukturellem Zeitreihenmodell 1.



**Abbildung 5.8:** Einnahmen und  $\lambda$  1993 - 2006 mit Prognose ab 2003.



**Abbildung 5.9:** Die Entwicklung der Bundesschulden in Abhängigkeit von  $\lambda$ , ab 2003 Prognose





## 6. Fazit

### 6.1. Zusammenfassung der Ergebnisse

Die Schätzung des Trend-BIP mit einem Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) durch die Eidgenössische Finanzverwaltung (EFV) hat den Nachteil, dass der ermittelte Trendwert am aktuellen Rand konstruktionsbedingt zum letzten Wert der zu filternden Zeitreihe tendiert. Je nach Wahl des Glättungsparameters ergibt sich das Problem einer mangelnden Randstabilität dieses Filters. Die Abweichungen zwischen den Schätzungen am aktuellen Rand und den "endgültigen" Werten können beträchtlich sein. Die Randwertstabilität von Trendberechnungen mit dem HP-Filter liesse sich grundsätzlich mit einer geeigneten, genügend langen Extrapolation der BIP-Entwicklung am aktuellen Rand erhöhen. Die dazu notwendigen Prognoseannahmen bringen jedoch ein zusätzliches Element an Unsicherheit in die Berechnung des  $k$ -Faktors.

Basierend auf dem KOF-Makromodell wurden deshalb alternative Verfahren zur Berechnung eines Trend-BIP entwickelt. Die Unabhängigkeit dieser BIP-Trends von konjunkturellen Einflüssen ist jedoch, bedingt durch die Funktionalität des Modells, unterschiedlich. Die im KOF-Makromodell ausgewiesene Produktionskapazität – Verfahren 3.1 – enthält ebenfalls wesentliche prozyklische Elemente und ist daher geprägt von der aktuellen Konjunktursituation. Dies ist im KOF-Makromodell erwünscht, da sie vor allem dazu dient, die Investitionstätigkeit der Schweizer Unternehmen abzubilden. Als alternative Methode für die Bestimmung des Trend-BIP und daraus abgeleitet des  $k$ -Faktors eignet sie sich nicht. Verglichen mit dem HP-Trend für das BIP weist sie stärkere prozyklische Schwankungen auf. Die weiteren auf der Grundlage des KOF-Makromodells entwickelten Alternativverfahren, Verfahren 3.2 (Trend-BIP mit konstantem technischen Fortschritt und variablem Arbeitsangebot), 3.3 ( $k$ -Faktor über Anspannung auf dem Arbeitsmarkt) und 3.4. (konstantes Trendwachstum), erweisen sich als weniger von der aktuellen Konjunkturlage beeinflusst. Die prozyklische Komponente ergibt sich bei den Verfahren 3.2 und 3.3 vor allem aus den Migrationsbewegungen, die von der Arbeitsnachfrage im Inland und folglich von der Konjunktursituation abhängig sind. Weitgehend unbeeinflusst von der konjunkturellen Lage ist das gemäss 3.4 ermittelte Trend-BIP (deterministischer linearer Trend). Die mit diesem Verfahren ermittelten  $k$ -Faktoren weisen allerdings darauf hin, dass ein linearer Trend – v.a. im Falle von Trendbrüchen – eine zu starre Spezifikation darstellt. Bei den hier vorgestellten alternativen Verfahren wurde die Normalauslastung so berechnet, dass der durchschnittliche  $k$ -Faktor *ex post* gleich Eins ist. Über- und Unterauslastung kompensieren sich über den Konjunkturzyklus. *Ex ante* ist eine entsprechende Bestimmung der Normalauslastung jedoch nicht möglich, da weder die Dauer noch das Ausmass von Unter- und Überauslastungssituationen bekannt sind.

Abgesehen vom Problem der Randstabilität stellt sich die Frage, inwiefern die ermittelten  $k$ -Faktoren mit der von den Wirtschaftslage verursachten Schwankungen der Bundeseinnahmen zusammenhängen. Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass die Entwicklung der Bundeseinnahmen von der

Entwicklung der Wirtschaftslage positiv beeinflusst wird. Konkret setzt die Berechnung des Konjunkturfaktors implizit voraus, dass die Elastizität der Bundeseinnahmen bezüglich der Veränderungen des BIP gleich Eins ist. Bei der Untersuchung der Langfristbeziehung stellt sich heraus, dass – unter Verwendung einer Regression der Bundeseinnahmen auf das nominelle BIP – die Gesamteinnahmen und Fiskaleinnahmen mit einem Koeffizienten von 1.2 leicht überproportional auf eine Veränderung des BIP reagieren. Generell wirken sich aber Anpassungen der Steuersätze auf die Berechnung der Elastizitäten aus, was die Interpretation des langfristigen Zusammenhangs erschwert. Für die Prognose des Einnahmetrends entschärft sich dieses Problem allerdings insofern, als die trendmässige Beziehung zwischen Einnahmen und BIP eine politische Steuergrösse darstellt. Die Elastizität kann somit als Zielwert vorgegeben und Abweichungen in der mittleren Frist über Steuersatzänderungen korrigiert werden.

Zur Untersuchung des kurzfristigen Zusammenhangs wurde über die Schätzung eines HP-Trends für die Einnahmen ein Einnahmenkonjunkturfaktor  $ke$  berechnet und untersucht, ob die über das KOF-Makromodell ermittelten  $k$ -Faktoren die konjunkturellen Einnahmeschwankungen genauer abbilden, als ein HP-basierter  $k$ -Faktor, wie er von der EFV verwendet wird. Es zeigt sich, dass der Zusammenhang bei allen untersuchten  $k$ -Faktoren, inklusive dem von der EFV verwendeten, nicht sehr eng ist. Für den Zeitraum 1980 bis 1997 bildet das Verfahren 3.3 (Anspannung auf dem Arbeitsmarkt gemäss KOF-Makromodell) die konjunkturbedingten Einnahmeschwankungen am besten ab. Wie bei den übrigen Verfahren auch, wird jedoch der Zusammenhang zwischen der realwirtschaftlichen Konjunkturlage und den konjunkturellen Einnahmeschwankungen bei diesem Verfahren ab 1998 instabil.

Aufgrund des unbefriedigenden Zusammenhangs zwischen BIP und Bundeseinnahmen wurde zur Abschätzung des strukturellen Einnahmenniveaus auf die mit einem HP-Filter berechneten Einnahmetrends abgestellt. Die Ergebnisse, welche als Richtgrössen zu verstehen sind, zeigen, dass die Gesamteinnahmen im Jahr 2000 deutlich höher liegen als die strukturellen Einnahmen. Im Jahr 2002 ist es umgekehrt. Ein Blick auf die einzelnen Einnahmenkategorien zeigt, dass die Differenz im Jahr 2000 vor allem auf die Entwicklungen bei der Verrechnungssteuer zurückgeführt werden kann. Inwiefern es sich dabei um strukturelle Änderungen handelt, die sich erst allmählich im Trend widerspiegeln, wird sich erst mit der Zeit erweisen. Im Jahr 2002 hingegen blieben bei allen Einnahmenkategorien die tatsächlichen Gesamteinnahmen hinter den strukturellen Einnahmen zurück.

Theoretische Überlegungen zeigen, dass mit der gegenwärtigen Formel für die Schuldenbremse (5.1) nur unter sehr speziellen Voraussetzungen das verfassungsmässige Ziel eines Haushaltsausgleichs über einen Konjunkturzyklushinweg exakt erreicht werden kann. Zur erfolgreichen Anwendung der Regel für die Ausgaben müsste bereits zu Beginn eines Zyklus' dessen Dynamik und Dauer vollständig bekannt sein. Das Auftreten einer solchen Situation kann jedoch praktisch ausgeschlossen werden. Die in der Vergangenheit (1988–1999) beobachtete und ex-post weitgehend erfüllte Forderung nach dem Schuldenausgleich mit Hilfe der Formel und dem  $k$ -Faktor der EFV lässt sich nicht auf die



Zukunft übertragen. Sie lässt sich auch nicht auf andere  $k$ -Faktoren übertragen, die z.B. dieselbe Dauer der Konjunkturphasen wie der  $k$ -Faktor gemäss EFV abbilden, sich jedoch hinsichtlich Abstraktion von zufälligen Einflüssen unterscheiden.

Bezüglich der praktischen Umsetzung der Mechanismen, die auf Werten aus der Vergangenheit basieren, muss beachtet werden, dass sie in der dargelegten Form nur durchführbar sind, wenn sich durch die Umsetzung die Analyseergebnisse nicht ändern würden. Das ist jedoch unwahrscheinlich. Aber selbst unter der Annahme der Strukturkonstanz sind die geschätzten Unsicherheitskomponenten relativ hoch. Zudem scheinen systematische und zufällige Effekte sich einander zumindest teilweise zu kompensieren.

Ein weiteres grundsätzliches Problem ergibt sich aus der Wahl des Referenzindikators ( $k$ -Faktor). Hier kann allerdings gezeigt werden, dass trotz der möglichen Vielfalt, wie sie auch in diesem Bericht zum Ausdruck kommt, nicht so sehr die Wahl eines bestimmten Indikators entscheidend ist, sondern vielmehr dessen Eigenschaften und vor allem die Möglichkeit, diesen Indikator ex-ante zuverlässig zu bestimmen. Es lässt sich zeigen, dass durch eine Modifikation der Formel für die Schuldenbremse auch die Anforderungen an die Prognostizierbarkeit deutlich gesenkt werden können.

## **6.2. Schlussfolgerungen und Rolle einer Expertengruppe**

Die Schuldenbremse soll bezwecken, dass die Ausgaben des Bundes den strukturellen Einnahmen entsprechen. Dies bedeutet, sofern die Rechnung im Ausgangszeitpunkt strukturell ausgeglichen ist, dass die Ausgaben dem Trend der Einnahmen folgen sollen.

Zur Umsetzung der Schuldenbremse werden nach dem Konzept der EFV die geschätzten Einnahmen mit einem Konjunkturfaktor korrigiert, um auf den zulässigen Ausgabenplafonds zu kommen. Mit diesem Verfahren werden zwei Arten von Störfaktoren auf die Ausgaben übertragen:

1. Der  $k$ -Faktor bildet die konjunkturellen Schwankungen der Einnahmen unzureichend ab, weil die konjunkturellen Schwankungen des BIP nicht richtig erfasst werden und/oder weil die konjunkturellen Schwankungen der Einnahmen nicht eng mit denen des BIP korreliert sind und/oder die Einnahmenelastizität nicht einen Wert von Eins aufweist.
2. Sämtliche Zufallseinflüsse auf die Einnahmen gehen in die Bestimmung des Ausgabenplafonds ein, wenn diese bei den Einnahmenschätzungen nicht eliminiert werden können.

Von der quantitativen Bedeutung her dürfte der zweite Störfaktor der gewichtigere sein; die Untersuchungen in diesem Bericht haben gezeigt, dass die Bundeseinnahmen beträchtliche stochastische Schwankungen aufweisen.

Angesichts dieser Schwierigkeiten könnte es sich als zielführend erweisen, den Trend der Einnahmen direkt zu schätzen. Allerdings wäre auch dieser Ansatz fehlerbehaftet und müsste laufend an neue Informationen angepasst werden. Die Aufgabe einer Expertengruppe würde nach diesem Vorgehen in der Bestimmung des Einnahmetrends liegen. Dabei wäre dieser Trend periodisch ex post zu überprüfen und insbesondere darauf hin zu untersuchen, ob sich bei den Einnahmen strukturelle Änderungen ergeben haben. Ein Ausgleich der Bundesrechnung über einen Konjunkturzyklus könnte jedoch auf diese Weise auch nicht garantiert werden. Dies trifft aber für alle anderen betrachteten Verfahren, die eine prozyklische Wirkung der Bundesfinanzen zu vermeiden trachten, auch zu. Zwischen der Erfordernis des garantierten Rechnungsausgleichs über den Konjunkturzyklus und dem Bestreben nach Vermeidung von prozyklischen Wirkungen besteht – nach dem gegenwärtigen Erkenntnisstand – ein nicht zu vermeidender Zielkonflikt. Auf der Basis des in Kapitel 5 herangezogenen Zeitreihenmodells ergibt sich z.B. der folgende Einnahmentrend.

Einnahmen (Mrd. Fr.)

Jahr	Total	Trend
1995	35862	36794.87
1996	37613	38328.64
1997	37902	39930.69
1998	43374	41559.35
1999	45430.25	43132.81
2000	50944	44681.24
2001	47736	46128.72
2002	46542.6	47391.10
2003		48688.03
2004		50020.46
2005		51389.35
2006		52795.70
2007		54240.54

