

Eidgenössische Finanzverwaltung, Bundesgasse 3, CH-3003 Bern  
Administration fédérale des finances, Bundesgasse 3, CH-3003 Berne  
Amministrazione federale delle finanze, Bundesgasse 3, CH-3003 Berna  
Swiss Federal Finance Administration, Bundesgasse 3, CH-3003 Bern

Doc. No.: ÖT/2003/07

**Author: F. Bodmer**

## **Eine Analyse der Einnahmenschwankungen**

Working Paper – April 2003



**TEAM**

The work of the FFA group of economic advisors does not necessarily reflect the official position of the office or federal department or that of the Federal Council. The authors themselves are responsible for the assumptions and any errors which may be contained in the work.

## 1. Einleitung

Eine zentrale Grösse für den Mechanismus der Schuldenbremse sind die Einnahmenschätzungen, die zusammen mit dem Konjunkturfaktor den Ausgabenplafonds bestimmen. Dabei bestehen zwei grosse Probleme: *Erstens* schwanken die Einnahmen sehr stark und lassen sich damit nur sehr schwer prognostizieren. Gerade in den letzten 10 Jahren scheint sich diese Variabilität stark vergrössert zu haben. So waren Ende der 90er Jahre jährliche Schwankungen von 20 % nach oben und 10 % nach unten zu beobachten. Zum Vergleich sei daran erinnert, dass das Ausgleichskonto der Schuldenbremse nicht grösser werden sollte als 6 % der Ausgaben. *Zweitens* besteht das Problem, dass nicht bekannt ist, welcher Anteil der Einnahmen strukturell ist und welcher Anteil aufgrund von Sonderfaktoren oder konjunkturellen Schwankungen zustande kommt. Dieser Punkt ist wichtig, weil die Schuldenbremse letztlich ein strukturell ausgeglichenes Budget anstrebt. Die beiden Probleme hängen natürlich miteinander zusammen. Die Einnahmen schwanken so stark und sind so schlecht prognostizierbar, weil Sonderfaktoren eine so prominente Rolle spielen.

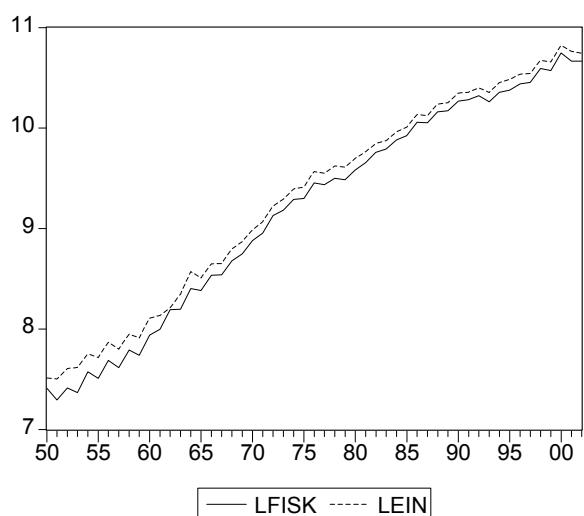
Die vorliegende Arbeit gibt einen Überblick zu diesen zwei Problemen und vergleicht einige mögliche Methoden. Im Mittelpunkt steht dabei die Unterscheidung der Einnahmen in strukturelle, konjunkturelle und irreguläre Komponenten. Diese Unterscheidung ist per se interessant, da es von Bedeutung sein kann zu wissen, wie hoch die strukturellen Einnahmen sind. Sie ist aber auch wichtig für die Prognose der Einnahmen. Die Idee ist natürlich, dass sich strukturelle und konjunkturelle Komponenten einigermassen prognostizieren lassen, während das bei den irregulären Komponenten nicht mehr der Fall ist. Die Aufteilung in die drei Komponenten wird sich dabei je nach Methode unterscheiden, wie auch die Prognostizierbarkeit der regulären Komponenten je nach Methode unterschiedlich gut sein wird.

Der nächste Abschnitt gibt einen Überblick zur Problemstellung und zu den verschiedenen Methoden. In den folgenden Abschnitten werden dann die Resultate einzelner Methoden besprochen. Der Fokus soll dabei auf den Gesamteinnahmen und den Fiskaleinnahmen liegen. Eine Analyse der einzelnen Komponenten soll zu einem späteren Zeitpunkt erfolgen.

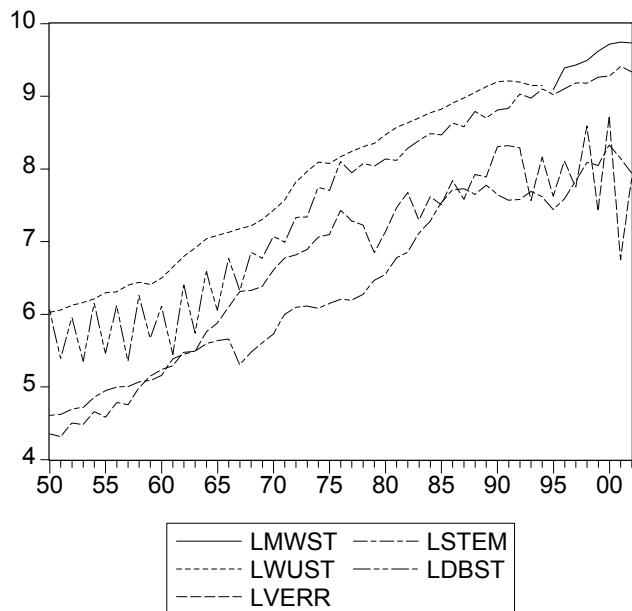
## 2. Die Problemstellung

Grundproblem sind die starken Schwankungen bei den Einnahmen. Diese Schwankungen erschweren die Prognosen, und sie machen es schwierig festzustellen, wie nahe das Budget vom strukturellen Gleichgewicht entfernt ist. *Grafik 1* gibt die Gesamteinnahmen und die Fiskaleinnahmen für die Jahre 1950 bis 2000, wobei die ersteren um Sonderfaktoren wie Rückzahlungen der Arbeitslosenversicherung, Einnahmen aus Swisscom-Aktienverkauf und –rückkauf sowie UMTS- und WLL-Auktionen bereinigt wurden.

**Grafik 1. Gesamteinnahmen und Fiskaleinnahmen, 1950-2002 (in Logs)**



Auffällig sind dabei die starken Schwankungen am Anfang und am Ende der Periode, während sie zwischen 1965 und 1990 viel kleiner waren. Die Betrachtung der einzelnen Steuerarten ergibt einen gewissen Aufschluss, woher die Schwankungen kommen. Wie in *Grafik 2* zu sehen ist, kamen die Schwankungen zu Beginn der Periode vor allem von der Direkten Bundessteuer, während sie seit Beginn der 90er Jahre hauptsächlich von der Verrechnungssteuer herrühren.

**Grafik 2: Steuerarten, 1950-2002 (in Logs)**

Für die weitere Analyse ist es nützlich, die Einnahmen resp. deren Schwankungen in drei Komponenten zu zerlegen:

$$\text{Ein}_{\text{Total}} = \text{Ein}_{\text{Strukturell}} + \text{Ein}_{\text{Konjunkturell}} + \text{Ein}_{\text{Irregulär}}$$

Die entsprechende Zerlegung kann anhand einer Reihe von Verfahren gemacht werden.

Erstens kann dazu ein einfaches Glättungsverfahren verwendet werden, wie gleitende Durchschnitte oder der Hodrick-Prescott-Filter. Dabei erfolgt die Zerlegung nur in zwei Komponenten, nämlich Trend und Abweichungen vom Trend. Der Trend würde dabei als die strukturelle Komponente interpretiert, konjunkturelle und irreguläre Komponenten würden als Abweichungen vom Trend zusammengefasst. Es handelt sich um ein rein statistisches Verfahren, das wenig Raum für ökonomische Interpretationen lässt. Es wird z.B. bei der Bestimmung des Trend-BIP's verwendet.

Zweitens kann ein Zeitreihenverfahren verwendet werden, dass die Zeitreihe in die drei Komponenten zerlegt. Es existiert dazu ein spezielles Verfahren, das den Kalman-Filter verwendet. Auch hier handelt es sich im wesentlichen um ein statistisches Verfahren, das nur wenig ökonomische Struktur enthält. In der Sprache der Ökonometrie lässt es sich auch als ein *nicht-parametrisches Verfahren* beschreiben, zumindest solange keine Rechthandvariablen verwendet werden. Dieses Verfahren wird in der Budget-Literatur

kaum angewendet, eignet sich aber zumindest im Prinzip sehr gut, da es direkt eine Zerlegung in die drei Komponenten von Interesse ergibt.

Als drittes Verfahren kann ein traditionelles ökonometrisches Vorgehen verwendet werden, bei der eine Gleichung für die abhängige Variable (z.B. Fiskaleinnahmen) als Funktion von unabhängigen Variablen (z.B. BIP oder verzögerte Werte der abhängigen Variablen) geschätzt wird. Dies kann als *parametrisches Verfahren* bezeichnet werden. Es unterlegt dem Problem eine bestimmte ökonomische Struktur, wie eben die Abhängigkeit der Einnahmen vom BIP. Die Zerlegung erfolgt dabei eigentlich auch nur in zwei Komponenten, nämlich in eine erklärte und eine nicht-erklärte Komponente. Die nicht-erklärte oder irreguläre Komponente entspricht dem Residuum der Schätzgleichung. Eine zyklische Komponente lässt sich insofern berechnen, als dass das BIP eine Rechthandvariable ist und dadurch die Einnahmen eine konjunkturelle Komponente erhalten. Allerdings ist dabei zu beachten, dass auch andere Rechthandvariablen mit dem Konjunkturzyklus in Verbindung stehen können, weshalb die Analogie etwas hinkt.

Im folgenden sollen die drei Verfahren auf die Gesamteinnahmen und die Fiskaleinnahmen angewandt werden. Neben der Möglichkeit einer Zerlegung in die einzelnen Komponenten soll dabei auch die Prognostizierbarkeit als zweites Ziel im Auge behalten werden. Diese ergibt einige spezielle Probleme, auf die zuerst etwas näher eingegangen werden soll.

### **3. Zur Prognose-Problematik**

Ein wesentliches Ziel der ökonometrischen Einnahmenschätzungen ist das Erhalten von Prognosen. Dabei sind allerdings wichtige Einschränkungen zu beachten. Ein zentraler Problembereich ist, dass *alle Schätzungen auf historischen Daten beruhen*. In diesen historischen Daten finden sich nun regelmässige Veränderungen von wichtigen Grössen, wie den Steuersätzen oder (bei den Aggregaten) gar den Steuerarten. Auch kann sich das Verhalten über die Zeit verändert haben. So wurden die Steuererhebungsverfahren geändert. Und auch das Verhalten der Steuerbasis kann anders sein, sei es wegen eines exogenen Rückgangs oder Wachstums der Steuerbasis oder wegen einer veränderten Sensitivität der Steuerbasis auf die Steuerhöhe. Einige Beispiele sollen dies verdeutlichen.

Bei der Direkten Bundessteuer spielen eine Reihe von Veränderungen eine Rolle. Erstens scheint das Erhebungsverfahren bereits Mitte der 60er Jahre geändert worden zu sein, wie die Daten in Grafik 2 andeuten. Weiter wurde von einer zwei- auf eine einjährige Veranlagung umgestellt (ab 1995 bei den juristischen Personen und stufenweise bei den natürlichen Personen), was wiederum zu Änderungen des Zeitverlaufs der Steuereinnahmen führen dürfte. Wichtig ist auch die Abschaffung der kalten Progression, die Mitte der 80er Jahre erfolgte. Die kalte Progression führte dazu, dass Steuerzahler allein aufgrund der Inflation in höhere Progressionsstufen gerieten. Sie entspricht deshalb einer konstanten Erhöhung der Steuersätze, was sich beispielsweise in einer Elastizität der Einnahmen in Abhängigkeit des BIP von deutlich über Eins äussern dürfte.

Bei der Verrechnungssteuer spielen folgende Punkte eine Rolle: Erstens hat sich in den letzten Jahren eine Verschiebung von den Zins- zu den Dividendeneinkünften ergeben. Diese machen im Moment 70 % der Einnahmen aus und sind um einiges volatiler als die Zinseinkommen. Weiter kam es wohl auch zu einer Erosion der Basis, mit der Erhöhung der Zahl von Doppelbesteuerungsabkommen. Drittens wurde Ende 2000 eine Änderung bei der Verbuchung der Zahlungen an Tochtergesellschaften vorgenommen, die bisher im Dezember als Eingänge und dann im Januar als Ausgänge verbucht wurden. Diese zweimalige Buchung, welche die Einnahmen in einem Jahr erhöht und im nächsten senkt, bleibt in Zukunft aus.

Nun wäre es sicherlich wünschbar, solche Verschiebungen bei den Schätzungen miteinzubeziehen. In der Praxis dürfte das aber kaum möglich sein. Einerseits hat es sehr viele Änderungen gegeben. Andererseits werden einige der Änderungen eine Auswirkung auf die Niveaugrössen haben, andere auf die Verhaltensparameter, was zu weiteren Komplikationen führt.

Für die Prognosen zukünftiger Einnahmen haben diese Verschiebungen natürlich unerwünschte Auswirkungen. Schätzungen aufgrund historischer Verhaltensparameter, die selber nur ein grober Durchschnitt sind, werden relativ wenig Information über die Zukunft enthalten.

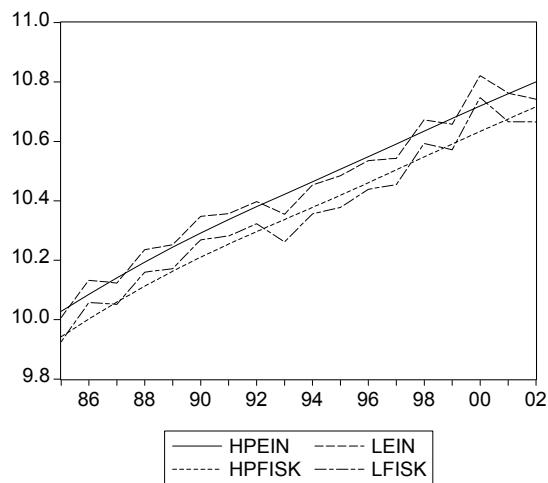
*Ein weiteres Problem* ist, dass – sobald Rechthandvariablen verwendet werden – auch *Prognosen dieser Rechthandvariablen* benutzt werden müssen. In einigen Fällen wird dies problematischer sein als in anderen. Bei den Einnahmen aus der Stempelabgabe dürfte die Situation am Aktienmarkt eine wichtige Determinante sein: bei einem boomenden

Aktienmarkt steigen sowohl der Umsatz als auch die Emissionen von Aktien. Prognosen über den Verlauf des Aktienmarktes sind aber bekanntlich nur schwer zu machen.

#### 4. Verwendung eines Glättungsverfahrens

An dieser Stelle soll nur der Hodrick-Prescott-Filter als ein mögliches Glättungsverfahren verwendet werden. Wie bereits besprochen ergibt sich daraus eine Zerlegung in Trend und Abweichungen vom Trend. In Grafik 3 finden sich die Resultate dieses Verfahrens für die Gesamt- und die Fiskaleinnahmen, wobei nur die Zahlen ab 1988 beigelegt sind, die Berechnungen aber auf einem Sample von 1950 bis 2000 beruhen. Wie ersichtlich ist, verläuft die Entwicklung der Trendeinnahmen sehr gleichmäßig. Ist man bereit, die Trendeinnahmen als strukturelle Einnahmen zu interpretieren uns sieht man vom Problem der Randinstabilität ab, so erscheint dieses Verfahren deshalb durchaus geeignet zur Bestimmung der strukturellen Einnahmen. Nach dieser Interpretation wären die strukturellen Gesamteinnahmen im Jahre 2002 etwa bei 49 Mia. SFr. gelegen, die strukturellen Fiskaleinnahmen etwa bei 45 Mia SFr (*Grafik 3*).

**Grafik 3: Hodrick-Prescott-Filter für Fiskal- und Gesamteinnahmen**



Das zweite Ziel ist eine Prognose der strukturellen Einnahmen. Der HP-Filter ist zwar kein Prognoseverfahren, aber eine einfache Möglichkeit wäre es, ganz einfach den Trend ins nächste Jahr fortzuschreiben. Dabei ist aber das Problem der Randinstabilität zu beachten: Wie aus den BIP-Berechnungen bekannt, kann ein deutlicher Effekt der letzten Beobachtung auf den Trend resultieren (Bruchez (2003)). Dies ist dann der Fall, wenn –

wie bei den Fiskaleinnahmen – die letzte Beobachtung stark vom Trend abweicht. Die Prognose für das nominale Wachstum 2003 ist 1.8 %, für das nominale Trendwachstum etwas mehr (2.5%). Damit ergäbe sich eine Erhöhung der strukturellen Gesamteinnahmen auf 50.2 Mia SFr. resp. der strukturellen Fiskaleinnahmen auf 46.2 Mia SFr..

## 5. Strukturelle Zeitreihenverfahren

Bei strukturellen Zeitreihenmethoden wird eine Zeitreihe direkt in ihre nicht-beobachtbaren Komponenten zerlegt. In unserem Fall sind dies:

$$(2) \quad x_t = b_t + c_t + e_t,$$

wobei  $x_t$  die Einnahmen sind,  $b_t$  die Trendkomponente der Einnahmen,  $c_t$  die zyklische Komponente und  $e_t$  die irreguläre Komponente. Um diese Zerlegung durchführen zu können, braucht es Annahmen über die zugrundeliegenden Prozesse der drei Komponenten. Ein erster Schritt ist dabei, die drei Komponenten stochastisch zu modellieren. D.h. dem Trend und der zyklischen Komponente wird ein Irrtums-Term beigeordnet. Zweitens braucht es Annahmen über die Prozesse, die diesen beiden Komponenten zugrundeliegen. Bei diesen Annahmen sind drei Dinge zu beachten: a) Die Gestalt der Zeitreihe gibt einen gewissen Aufschluss über den möglichen Prozess. So müssen für nicht-stationäre Reihen andere Annahmen getroffen werden als für stationäre Reihen. b) Die Annahmen lassen sich über die traditionellen Testmethoden überprüfen. c) Es bestehen Apriori-Vorstellungen über die Art eines ökonomischen Prozesses. So ist es z.B. nicht plausibel, dass der Trend bei ökonomischen Größen wie dem BIP deterministisch ist.

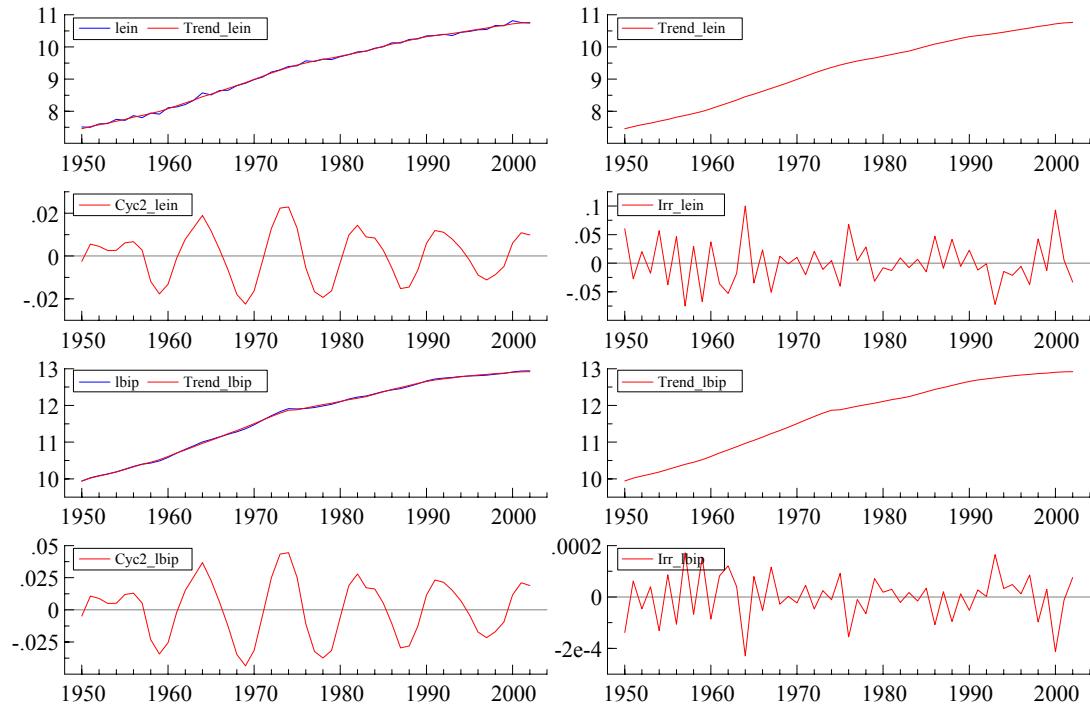
Für die Schätzung struktureller Prozesse existiert eine benutzerfreundliche Software (STAMP), die im folgenden verwendet wird. Die präsentierten Resultate sind als in höchstem Mass vorläufig zu betrachten und durchliefen nicht den üblichen Testprozess.<sup>1</sup> Trotzdem sollte deutlich werden, welche Möglichkeiten die strukturelle Zeitreihenmethode bietet. Im folgenden werden Resultate eines bivariaten Prozesses wiedergegeben. Dabei werden die Schätzungen für das BIP und die Einnahmen simultan gemacht, in einem bivariaten Verfahren. Die alleinige Zerlegung der Einnahmen scheint nicht möglich zu

---

<sup>1</sup> Die gewählte Spezifikation wurde von Bruno Parnisari vorgeschlagen.

sein, aufgrund der grossen Fluktuationen der Einnahmen. Die Schätzungen wurden mit der Möglichkeit eines Trend-Bruchs für das BIP-Wachstum ab 1975 geschätzt.

#### Grafik 4: Zerlegung von BIP und Einnahmen in Trend, Zyklus und Irreg. Komp.

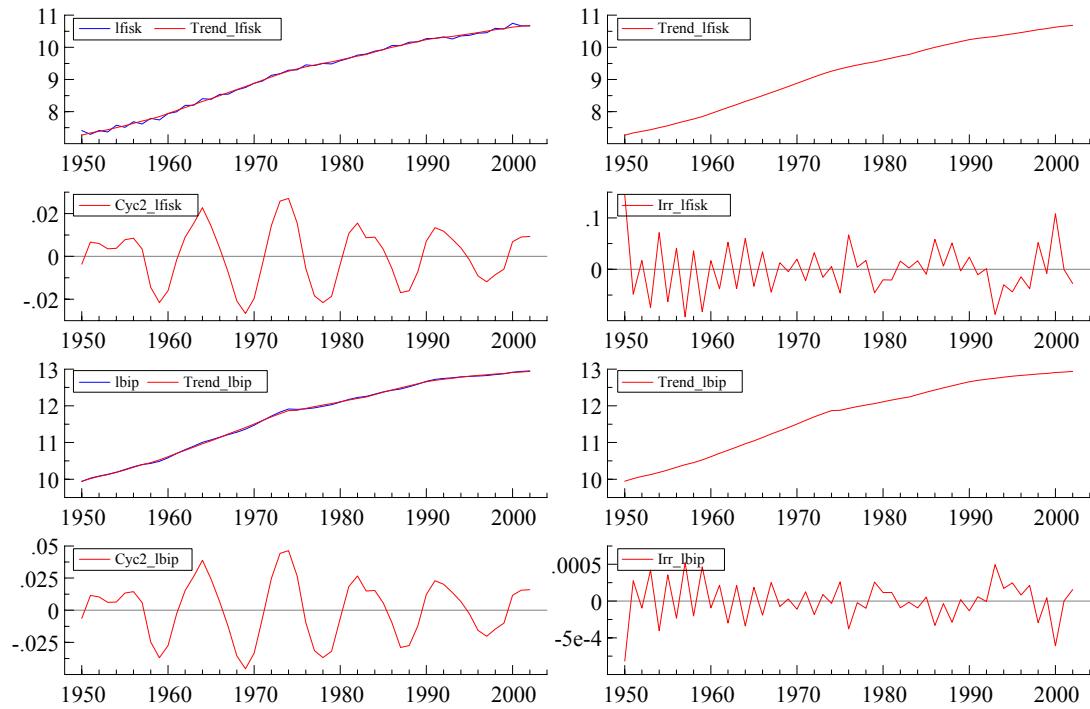


Einige Dinge können etwas näher kommentiert werden: Für beide Serien resultiert ab 1975 ein Trendbruch. Die Länge des Zyklus beider Serien beträgt etwa 9 Jahre. Die zyklischen Schwankungen der Einnahmen werden klar von den irregulären Schwankungen dominiert. Beim BIP können der stochastische Trend und die zyklische Komponente dagegen die gesamte Entwicklung erfassen.

Die Höhe der Schwankungen der zyklischen Komponente von BIP und Einnahmen können direkt verglichen werden, da es sich jeweils um prozentuale Veränderungsraten handelt. Dabei wird deutlich, dass die prozentualen Schwankungen der zyklischen Komponente des BIP grösser sind als diejenigen der Einnahmen. Nach diesen Schätzungen ist deshalb die zyklische Elastizität der Einnahmen (auf BIP-Schwankungen) kleiner als Eins, nämlich nur etwas über 0.5.

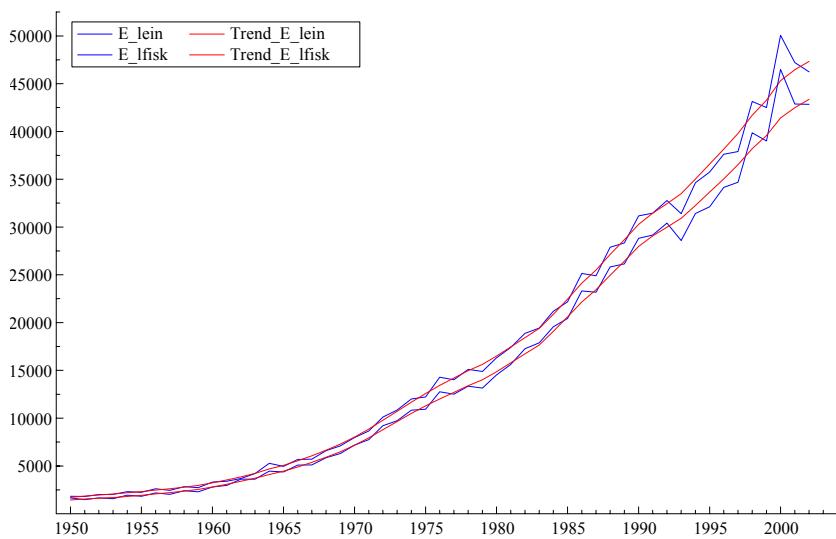
Im folgenden sollen noch die Schätzungen für die Fiskaleinnahmen anstelle der gesamten Einnahmen präsentiert werden. Wie aus Grafik 5 ersichtlich wird, sind diese ganz ähnlich wie für die Gesamteinnahmen.

**Grafik 5: Zerlegung von BIP und Fiskal-Einnahmen in Trend, Zyklus und Irreg. Komp.**



Als letztes können die Trendeinnahmen noch etwas näher betrachtet werden. Für die Gesamteinnahmen sind das etwa 47.3 Mia SFr. und für die Fiskaleinnahmen etwa 44 Mia SFr. (Grafik 6). Bei diesem Verfahren ergibt sich im übrigen dasselbe Randwertproblem wie beim HP-Filter, da der Trend auch hier stark auf die letzte Beobachtung reagieren kann.

**Grafik 6: Trend von Gesamteinnahmen und Fiskaleinnahmen**



## 6. Parametrisches Verfahren

Die letzte Variante, die präsentiert wird, basiert auf einem parametrischen Verfahren, d.h. auf einem traditionellen ökonometrischen Modell mit den Einnahmen als abhängiger Variable und einer Reihe von Rechthandvariablen. Zuerst muss dabei überlegt werden, wie die Gleichung zu spezifizieren ist, d.h. ob die Gleichung in Niveaus oder in Differenzen geschätzt wird und welche Rechthandvariablen einzufügen sind. Folgende Punkte können dazu gesagt werden:

- 1) Als Rechthandvariablen werden nur das BIP (gleiches und vorherige Jahre) und verzögerte Werte der Einnahmen verwendet. Hier wäre eventuell zu überlegen, ob noch weitere Rechthandvariablen einbezogen werden sollten.
- 2) Es bestehen verschiedene Lags bei den Einnahmen: Einerseits galt für den grössten Teil der betrachteten Periode, dass die direkte Bundessteuer mit einer Mehrjährigen Verzögerung auf die Einkommensentstehung eingezogen wurde. Andererseits führen hohe Verrechnungssteuereinnahmen in einem Jahr zu hohen Rückerstattungen im nächsten Jahr. In den Regressionen werden deshalb auch verzögerte Werte des BIP und der Einnahmen miteingeschlossen.
- 3) Sowohl die Einnahmen wie auch das BIP sind nicht-stationär. Das Schätzverfahren muss deshalb die Nichtstationarität berücksichtigen. Ein übliches Vorgehen, mit Nichtstationarität umzugehen, ist in einem ersten Schritt zu testen, ob zwischen den Variablen eine Kointegrationsbeziehung besteht. Diese besteht dann, wenn das Residuum aus der Schätzung einer Niveaugleichung stationär ist. Ist das der Fall, so ist diese Niveau-Schätzung unverzerrt und die Residuen können für eine Schätzung eines sogenannten Fehler-Korrektur-Modells (FKM) verwendet werden. Dabei wird die erste Differenz der abhängigen Variablen (so diese stationär ist) auf die erste Differenz der unabhängigen Variablen (so diese stationär ist) sowie das Residuum aus der Niveauschätzung (verzögert um eine Periode) und verzögerte Werte der Differenzen von exogenen und endogener Variablen regressiert. Dies soll im folgenden gemacht werden:

## 6.1 Die Schätzung der Gesamteinnahmen

Als erstes sollen die Gesamteinnahmen analysiert werden. Das Schätzverfahren ist wie gesagt zweistufig. Zuerst wird folgende Schätzung gemacht:

$$(2) \quad lein_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot lbip_t + \varepsilon_t,$$

wobei  $lein$  der natürliche Logarithmus der Einnahmen ist,  $lbip$  derjenige des BIP's. Dies ergibt folgendes Resultat:

**Tabelle 1: OLS-Schätzung für Gleichung (2), 1950-2002**

Dependent Variable: LEIN

Method: Least Squares

Date: 04/03/03 Time: 12:44

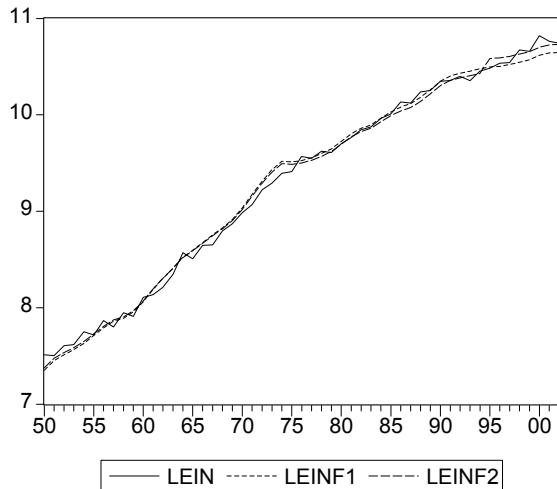
Sample: 1950 2002

Included observations: 53

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.555734	0.128576	-27.65482	0.0000
LBIP	1.097455	0.010941	100.3040	0.0000
R-squared	0.994956	Mean dependent var	9.298169	
Adjusted R-squared	0.994858	S.D. dependent var	1.061860	
S.E. of regression	0.076147	Akaike info criterion	-2.275298	
Sum squared resid	0.295716	Schwarz criterion	-2.200947	
Log likelihood	62.29539	F-statistic	10060.90	
Durbin-Watson stat	0.836205	Prob(F-statistic)	0.000000	

Gleichung (2) gibt mit  $\alpha_2$  auch eine Schätzung für die langfristige Elastizität der Einnahmen auf BIP-Änderungen (ca. 1.1). Gleichung (2) ergibt weiter eine Schätzung für die Trendeinnahmen, nämlich unter Verwendung des Trend-BIP. Geht man davon aus, dass das BIP im Jahre 2002 auf seinem Trend-Niveau lag, ergibt das strukturelle Einnahmen von nur etwa 42 Mia SFr. für das Jahr 2002. Diese verhältnismässig tiefen Schätzungen werden auch aus einem Vergleich von effektivem und prognostiziertem Wert klar ( $lein_f$  in Grafik 7).

### Grafik 7: Die Trendeinnahmen auf Basis von Gleichung (2)



Deshalb wird eine zweite Schätzung mit einer Dummy-Variable für die Jahre 1995 bis 2002 gemacht (*Tabelle 2*). Die Dummy-Variable zeigt eine knapp 15%ige Erhöhung der Steuereinnahmen für die Jahre nach 1995 an. Dies ergibt natürlich, dass die geschätzten Werte für die letzten Jahre wesentlich näher bei den effektiven liegen (*leinf2* in *Grafik 6*). Allerdings kann dieses Vorgehen nicht vollständig befriedigen, da hier in einer einzigen Periode ein Trend-Bruch erlaubt wird. Der ökonometrisch geschätzte Trendbruch passt sich dabei natürlich sehr stark an die effektive Entwicklung an. Dabei bleibt aber die Frage offen, wieviel des beobachteten Einnahmenanstiegs wirklich strukturell bedingt ist.

**Tabelle 2: OLS-Schätzung für Gleichung (2), 1950-2002**

Dependent Variable: LEIN  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/13/03 Time: 11:00  
 Sample: 1950 2000  
 Included observations: 51

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.357353	0.134430	-24.97467	0.0000
LBIP	1.079682	0.011647	92.69647	0.0000
D95	0.147360	0.034083	4.323500	0.0001
R-squared	0.995791	Mean dependent var	9.253992	
Adjusted R-squared	0.995616	S.D. dependent var	1.053088	
S.E. of regression	0.069729	Akaike info criterion	-2.431380	
Sum squared resid	0.233382	Schwarz criterion	-2.317744	
Log likelihood	65.00020	F-statistic	5678.214	
Durbin-Watson stat	1.447996	Prob(F-statistic)	0.000000	

Die Residuen der Schätzung in *Tabelle 2*) werden als nächstes auf ihre Stationarität hin getestet, z.B. mit einem Phillips-Perron-Test. Nach diesem Test kann Nicht-Stationarität verworfen werden:

**Tabelle 3: Phillips-Perron-Test für Residuen von Gleichung (2)**

PP Test Statistic	-5.513559	1% Critical Value*	-3.5598
		5% Critical Value	-2.9178
		10% Critical Value	-2.5964

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	( Newey-West suggests: 3 )
Residual variance with no correction	0.003154
Residual variance with correction	0.003653

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LEINRES2)

Method: Least Squares

Date: 04/07/03 Time: 13:06

Sample(adjusted): 1951 2002

Included observations: 52 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEINRES2(-1)	-0.690407	0.127383	-5.419943	0.0000
C	-0.002548	0.007942	-0.320759	0.7497
R-squared	0.370085	Mean dependent var	-0.002386	
Adjusted R-squared	0.357487	S.D. dependent var	0.071451	
S.E. of regression	0.057273	Akaike info criterion	-2.844287	
Sum squared resid	0.164007	Schwarz criterion	-2.769240	
Log likelihood	75.95147	F-statistic	29.37578	
Durbin-Watson stat	2.318778	Prob(F-statistic)	0.000002	

Nachdem die Residuen der ersten Stufe stationär sind, kann in einer zweiten Stufe das FKM geschätzt werden. Dabei werden die Residuen aus der Niveau-Schätzung mit Dummy genommen. Folgende Spezifikation wurde verwendet:

$$(3) \quad dlein_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0}^4 \gamma_i \cdot dblip_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \theta_i \cdot dlein_{t-i} + v_t,$$

wobei  $dlein$  und  $dblip$  die ersten Differenzen der beiden Variablen sind und  $\varepsilon_{t-1}$  der um eine Periode verzögerte Wert des Residuums aus der Schätzung von *Gleichung (2)*. Die Schätzung mit je vier Lags ergibt folgende Resultate:

**Tabelle 4: Schätzung für Gleichung (3), 1955-2002, mit vier Lags**

Dependent Variable: DLEIN

Method: Least Squares

Date: 04/03/03 Time: 12:39

Sample(adjusted): 1955 2002

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.042603	0.019581	2.175772	0.0360
LEINRES(-1)	-0.503273	0.140732	-3.576102	0.0010
DLBIP	1.241872	0.304080	4.084027	0.0002
DLBIP(-1)	-0.686306	0.480454	-1.428453	0.1615
DLBIP(-2)	0.128245	0.495630	0.258752	0.7973
DLBIP(-3)	0.086739	0.480126	0.180659	0.8576
DLBIP(-4)	-0.001543	0.324180	-0.004758	0.9962
DLEIN(-1)	-0.307153	0.164440	-1.867871	0.0697
DLEIN(-2)	-0.030653	0.167614	-0.182876	0.8559
DLEIN(-3)	-0.186979	0.163490	-1.143671	0.2601
DLEIN(-4)	0.115861	0.145944	0.793875	0.4323
R-squared	0.740417	Mean dependent var		0.062343
Adjusted R-squared	0.670259	S.D. dependent var		0.072977
S.E. of regression	0.041906	Akaike info criterion		-3.308745
Sum squared resid	0.064975	Schwarz criterion		-2.879928
Log likelihood	90.40987	F-statistic		10.55361
Durbin-Watson stat	1.951721	Prob(F-statistic)		0.000000

Nachdem ein Grossteil der Lags nicht signifikant ist, werden diese von der Schätzung eliminiert, was folgende Resultate ergibt:

**Tabelle 5: Schätzung für Gleichung (3), 1952-2002**

Dependent Variable: DLEIN

Method: Least Squares

Date: 04/03/03 Time: 12:40

Sample(adjusted): 1952 2002

Included observations: 51 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.044890	0.012035	3.729997	0.0005
LEINRES(-1)	-0.441876	0.108921	-4.056865	0.0002
DLBIP	0.904037	0.190694	4.740760	0.0000
DLEIN(-1)	-0.537526	0.093351	-5.758103	0.0000
R-squared	0.686258	Mean dependent var		0.063521
Adjusted R-squared	0.666232	S.D. dependent var		0.072045
S.E. of regression	0.041622	Akaike info criterion		-3.445189
Sum squared resid	0.081423	Schwarz criterion		-3.293673
Log likelihood	91.85232	F-statistic		34.26826
Durbin-Watson stat	1.813702	Prob(F-statistic)		0.000000

Es ergibt sich eine kurzfristige Elastizität der Einnahmen auf BIP-Änderungen von ca. 0.90. Dies steht in klarem Gegensatz zu den Resultaten in Litschig (2002). Dieser findet

eine langfristige Elastizität von etwa 1.2 und eine kurzfristige Elastizität von über 1.5, dies bei Verwendung des gleichen Schätzverfahrens. Der Grund dürfte in der unterschiedlichen Datenperiode liegen. Litschig (2002) verwendet in der Regel ein Sample von 1970 bis 2000. In diesem kürzeren und späteren Sample scheinen die Elastizitäten höher zu sein, was wohl auf die deutliche Erhöhung des Verhältnisses von Einnahmen zu BIP in dieser Zeit zurückzuführen sein dürfte. Die Erhöhung dieser Einnahmequote führt – bei über die ganze Periode einheitlichen Koeffizienten – zu einer Überschätzung der Elastizität. Das kann auch in einem Vergleich von *Tabelle 1* und *Tabelle 2* gesehen werden. Nach Einschluss einer Dummy-Variable für die Jahre ab 1995 sinkt der Wert der Elastizität von 1.1 auf 1.08.

Die übrigen Koeffizienten sind plausibel: Das um eine Periode verzögerte Residuum aus der Niveauschätzung hat das gewünschte negative Vorzeichen. D.h. dass Abweichungen von den Gleichgewichtswerten mit der Zeit wieder abgebaut werden. Der Koeffizient der um eine Periode verzögerten abhängigen Variablen hat ein negatives Vorzeichen und ist relativ gross. Das entspricht der klaren Zickzack-Bewegung in den Einnahmen, die bereits auf einen AR(1)-Prozess schliessen liess. Aufgrund eines  $R^2$  von 0.69 kann der Fit des Modells als befriedigend bezeichnet werden.

Als letztes interessiert noch, welche Prognosen sich aus dem parametrischen Verfahren ergeben. Für die Prognosen müssen die Schätzungen aus Gleichung (3) verwendet werden, da diese die kurzfristigen Änderungen erfassen. Es werden in *Grafik 8* die „In-Sample“ Prognosen für *dlein* gegeben (*dleinf*).<sup>2</sup>

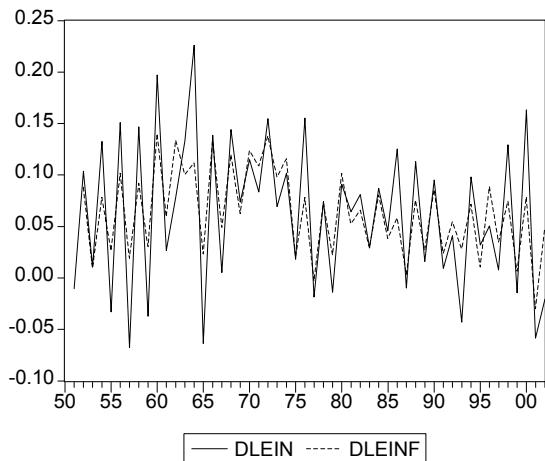
Wie aufgrund des guten Fit bereits zu schliessen war, werden die Bewegungen der Einnahmenänderungen vom Modell recht gut abgebildet. Allerdings ergeben sich in absoluten Werten beachtliche Schätzfehler. So prognostiziert das Modell für 2002 einen sehr viel höheren Wert als denjenigen der letztendlich erzielt werden konnte. Der Unterschied zwischen Prognose und effektivem Wert für die Einnahmenänderung ist (in natürlichen Zahlen) gross und beträgt über drei Milliarden SFr: das Modell hätte zwischen 2001 und 2002 eine Einnahmensteigerung von ca. 2.3 Mia SFr. prognostiziert, während effektiv ein Minus von 0.9 Mia SFr. resultierte. Diese Abweichung ist in der Realität noch

---

<sup>2</sup> Die Prognose für 2002, die auf Basis einer Schätzung nur für die Jahre 1950 bis 2001 gemacht wurde, ist im übrigen praktisch identisch.

bedenklicher, da bei den Einnahmen unerwartete Mehreinnahmen aus dem Aktienrückkauf der Swisscom miteingeschlossen sind.

### Grafik 8: Die Prognose der Einnahmenänderungen



### 6.2 Die Schätzung der Fiskaleinnahmen

Als nächstes sollen die Fiskaleinnahmen einer entsprechenden Analyse unterzogen werden wie im obigen Abschnitt die gesamten Einnahmen. Es wird das gleiche zweistufige Schätzverfahren verwendet, wobei bei der ersten Stufe wiederum das Problem eines möglichen Trendbruchs ab 1995 auftaucht. Dieses Problem wird auch hier über den Einschluss einer Dummy-Variable für die Jahre ab 1995 „gelöst“.

Wie aus Tabelle 6 ersichtlich wird, ergibt sich auch hier eine Elastizität von etwa 1.1. In Grafik 9 sind sodann die Werte für die effektiven Fiskaleinnahmen ( $lfisk$ ) sowie für die Prognosen des Trends ohne ( $lfiskf$ ) sowie mit Perioden-Dummy ( $lfiskf2$ ) eingefügt. Für den Trend bei den Fiskaleinnahmen ergibt sich dabei dasselbe Bild wie bei den Gesamteinnahmen, mit einem Trendbruch nach 1995.

**Tabelle 6: OLS-Schätzung für Gleichung (2), Fiskaleinnahmen, 1950-2002**

Dependent Variable: LFISK

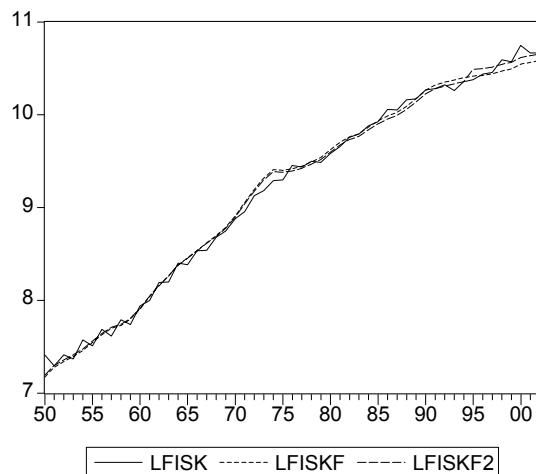
Method: Least Squares

Date: 02/13/03 Time: 12:57

Sample: 1950 2002

Included observations: 53

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.831944	0.128909	-29.72595	0.0000
LBIP	1.109620	0.011169	99.34725	0.0000
D95	0.114925	0.029839	3.851540	0.0003
R-squared	0.996414	Mean dependent var	9.182152	
Adjusted R-squared	0.996271	S.D. dependent var	1.095139	
S.E. of regression	0.066878	Akaike info criterion	-2.516949	
Sum squared resid	0.223635	Schwarz criterion	-2.405423	
Log likelihood	69.69915	F-statistic	6946.766	
Durbin-Watson stat	1.592391	Prob(F-statistic)	0.000000	

**Grafik 9: Der Trend der Fiskaleinnahmen**

Als nächstes erfolgt wiederum die Schätzung des FKM-Modells, zuerst mit je vier Lags (Tabelle 7), danach mit einer reduzierten Anzahl Lags (Tabelle 8).

Entgegen den Erwartungen sind es nicht die verzögerten Werte des BIP, die einen starken Einfluss haben, sondern die verzögerten Werte der Fiskaleinnahmen (Tabelle 7). Dies ist insofern überraschend, als dass die Verzögerungen bei der direkten Bundessteuer einen Effekt des BIP der Vorjahre erwarten liessen. Wiederum werden insignifikante verzögerte Werte schrittweise eliminiert, womit sich die Spezifikation in Tabelle 8 ergibt.

**Tabelle 7: Schätzung für Gleichung (3), Fiskaleinnahmen, 1955-2002, mit vier Lags**

Dependent Variable: DLFISK  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/14/03 Time: 10:14  
 Sample(adjusted): 1955 2002  
 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022283	0.016393	1.359316	0.1823
LFISKRES2(-1)	-0.454661	0.128220	-3.545950	0.0011
DLBIP	1.109488	0.265078	4.185512	0.0002
DLBIP(-1)	-0.459468	0.406317	-1.130813	0.2654
DLBIP(-2)	-0.040896	0.406536	-0.100597	0.9204
DLBIP(-3)	-0.024129	0.400086	-0.060309	0.9522
DLBIP(-4)	-0.189740	0.275251	-0.689337	0.4949
DLFISK(-1)	-0.061691	0.169832	-0.363247	0.7185
DLFISK(-2)	0.225726	0.167558	1.347154	0.1861
DLFISK(-3)	-0.126282	0.162289	-0.778131	0.4414
DLFISK(-4)	0.233495	0.144920	1.611201	0.1156
R-squared	0.833261	Mean dependent var		0.064380
Adjusted R-squared	0.788196	S.D. dependent var		0.078973
S.E. of regression	0.036345	Akaike info criterion		-3.593466
Sum squared resid	0.048876	Schwarz criterion		-3.164649
Log likelihood	97.24318	F-statistic		18.49037
Durbin-Watson stat	1.794303	Prob(F-statistic)		0.000000

**Tabelle 8: Schätzung für Fiskaleinnahmen, 1954-2002**

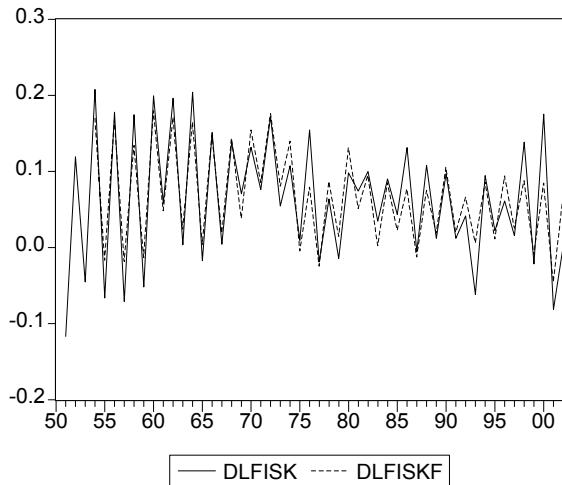
Dependent Variable: DLFISK  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/13/03 Time: 17:12  
 Sample(adjusted): 1954 2002  
 Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.034376	0.014191	2.422414	0.0197
LFISKRES2(-1)	-0.379729	0.106764	-3.556711	0.0009
DLBIP	0.911924	0.185663	4.911717	0.0000
DLFISK(-1)	-0.236779	0.138864	-1.705116	0.0954
DLFISK(-2)	0.179675	0.120382	1.492549	0.1429
DLFISK(-3)	-0.288085	0.119631	-2.408110	0.0204
R-squared	0.821404	Mean dependent var		0.067306
Adjusted R-squared	0.800637	S.D. dependent var		0.080786
S.E. of regression	0.036071	Akaike info criterion		-3.692374
Sum squared resid	0.055948	Schwarz criterion		-3.460722
Log likelihood	96.46315	F-statistic		39.55327
Durbin-Watson stat	1.678153	Prob(F-statistic)		0.000000

Die kurzfristige Elastizität ist auch hier kleiner als Eins, nämlich 0.91. Der Fit der Gleichung ist ebenfalls gut, mit einem  $R^2$  von 0.8. Und die Gleichung kann wiederum für Prognosen verwendet werden. Da der Fit des Modells (In-sample) gut ist, werden die Veränderungen der Fiskaleinnahmen einigermassen gut vorhergesagt (Grafik 10). Trotzdem ergeben sich auch hier grosse absolute Abweichungen. So wird für 2002 ein

Wachstum von 2.8 Mia SFr. vorhergesagt, während die effektiven Einnahmen um 31 Mio sanken.

### Grafik 10: Prognosen für Änderungen der Fiskaleinnahmen



## 7. Abschliessende Bemerkungen

Die präsentierten Schätzungen sind als in hohem Mass provisorisch anzuschauen. Sie sollten vor allem einer Veranschaulichung und einem Vergleich verschiedener Methoden dienen. In Bezug auf die gestellten Fragen lässt sich trotzdem schon einiges sagen:

Die Schätzung für die Trendeinnahmen hat bei den ersten beiden Verfahren in etwa zum gleichen Resultat geführt. Beim parametrischen Vorgehen ergab sich – ohne Korrekturen – dagegen ein klar tieferer Wert. Dieses Problem verschwindet erst, wenn eine Dummy-Variable für die Jahre ab 1995 eingefügt wird, was aber etwas willkürlich ist. Es bleibt die Frage, ob hier ein wirklicher Strukturbruch erfasst wird, oder ob die Schätzung nur künstlich verbessert wird. Im Vergleich zu anderen Verfahren – wie einem solchen das über Steuerquoten geht – kann gesagt werden, dass strukturellen Einnahmen nach den ersten zwei Verfahren klar überschätzt und nach dem dritten Verfahren unterschätzt werden (Bodmer (2003)).

Bei den Prognosen sieht die Sache auch nicht allzu gut aus. Der HP-Filter ist per se kein Prognoseverfahren. Allenfalls könnte der Trend fortgeschrieben werden, was aber noch keine Schätzung für den erwarteten Wert für die nächste Periode ergibt. Die gezeigten

Resultate aus parametrischen Verfahren haben zwar einen guten Fit, aber trotzdem starke Abweichungen von den effektiven Werten ergeben. Das Problem ist natürlich, dass die Einnahmen sehr stark schwanken. Allenfalls müsste hier geprüft werden, ob diese Schätzungen über eine Disaggregation verbessert werden könnten, und ob Bottom-Up-Verfahren bessere resp. weniger schlechte Resultate ergäben.

Wie in Abschnitt 3 im Detail besprochen, ist ein Grundproblem all dieser Verfahren, dass sich sowohl die Verhaltensparameter als auch die Steuersätze über die Zeit geändert haben. Diese Änderungen beeinflussen die Schätzresultate, womit deren Nützlichkeit für Vorhersagen über die Zukunft stark reduziert wird.

## Literaturverzeichnis

Bodmer, Frank (2003): "Die strukturellen Einnahmen und das strukturelle Defizit: 2002 bis 2007", Working Paper of the Group of Economic Advisers, No. 6, Swiss Finance Administration.

Bruchez, Pierre-Alain (2003), "A Modification of the HP Filter: Aiming at Reducing the End-Point Bias, Working Paper of the Group of Economic Advisers, No. 3, Swiss Finance Administration.

Litschig, S. (2002): „Macroeconomic Stabilization Properties of the Swiss Expenditure Rule: An Assessment“, Lizentiatsarbeit, Université de Genève.