

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/2003/05

Author: C. Colombier

**Der Zusammenhang zwischen dem Bruttoinlandsprodukt
und
den Schweizer Bundeseinnahmen**

Working Paper – July 2003; revised Dec 2003

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.

Dr. Carsten Colombier
EFV, Ökonomenteam
Bundesgasse 3
3003 Bern
Tel. +41 31 322 63 32
Fax: +41 31 323 08 33
Email: carsten.colombier@efv.admin.ch

Zusammenfassung

Der Konnex zwischen dem Bruttoinlandsprodukt und den Staatseinnahmen ist ein wichtiger Indikator für die Finanzpolitik. Eine verlässliche Schätzung dieses Zusammenhangs – also der kurz- und langfristigen Einkommenselastizitäten - ermöglicht eine stetigere und konjunkturgerechtere Finanzpolitik. So wirkt die Schweizer Budgetregel – die Schuldenbremse – prozyklisch, wenn keine korrekten Einkommenselastizitäten unterstellt werden. In Abweichung zu bisherigen Arbeiten nahm diese Studie Schätzungen mit um Strukturbrüchen und um volatile Komponenten bereinigten Einnahmenaggregaten vor. Dabei kamen bei Annahmenverletzungen des OLS-Modells robuste Regressionen zum Einsatz, was die Qualität der Schätzungen erhöhte. Die Resultate dieser Studie deuten auf Einkommenselastizitäten von eins hin. Zudem wurden strukturelle Verzerrungen der Einkommenselastizitäten identifiziert.

JEL: C10, E62.

Stichworte: Einkommenselastizität der Bundeseinnahmen, Konjunktur, Fiskalpolitik.

1. Einleitung*

Für die Festlegung des Ausgabenplafonds im Rahmen des Konzeptes der Schuldenbremse ist neben der Einnahmenschätzung und der Bestimmung des Konjunkturfaktors auch der Zusammenhang zwischen dem Wirtschaftsgang und der Entwicklung der Bundeseinnahmen von Interesse. Das gegenwärtige Konzept der Schuldenbremse unterstellt eine Elastizität der Einnahmen hinsichtlich der Outputlücke (ausgedrückt als Verhältnis des realen Trend-BIP zum realen BIP) von eins (s. Danninger, 2002, 17, Fn. 11). Unabhängig von den Elastizitäten, die das Eidgenössische Finanzdepartement (EFD) bei der Schätzung der Einnahmen zugrunde legt, fusst das Konzept der Schuldenbremse somit auf einer Elastizität der Einnahmen bzgl. des realen BIP von eins (s. Colombier, Frick, 2001, 22; Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich (KOF), 2003, 51; Colombier, 2003). Dies gilt ebenfalls für den Zusammenhang zwischen dem Trend-BIP und den Trendeinnahmen (Colombier, 2003). Gewöhnlich wird auch davon ausgegangen, dass die Einkommenselastizität in Bezug auf das Einkommen – jedoch das Nominale - gleich eins ist.¹ Allerdings legen jüngere Untersuchungen den Schluss nahe, dass die Einkommenselastizität der Bundeseinnahmen in Bezug auf das nominale BIP eher bei 1.2 liegen (s. Litschig, 2002, 28; KOF, 2003, 16).

Für die Bestimmung des Ausgabenplafonds und einer konjunkturgerechten Finanzpolitik wäre jedoch ein Unterschied zwischen korrekter und angenommener Einkommenselastizität nicht unerheblich.² Wäre die Einkommenselastizität grösser als bisher in der Schuldenbremse unterstellt, würde dies das Risiko einer prozyklischen Fiskalpolitik erhöhen. Sollen – wie im Konzept der Schuldenbremse intendiert – die automatischen Stabilisatoren konjunkturgerecht wirken, ist es wichtig die Beziehung zwischen Einnahmen und Einkommen möglichst genau zu kennen.

* Für Kommentare und Anregungen bedanke ich mich bei Frank Bodmer, Pierre-Alain Bruchez, Alain Geier, Toni Haniotis, Margit Himmel und Urs Plavec. Für verbleibende Fehler zeichnet allein der Autor verantwortlich. Für über das Papier hinausgehende Auskünfte bzgl. der empirischen Tests oder anderer Fragen können Sie sich an mich persönlich wenden (s. Titelseite).

¹ Der Bezug der Einnahmen auf das reale BIP erscheint nicht sehr plausibel. Bei näherer Betrachtung des Mechanismus der Schuldenbremse wird jedoch deutlich, dass eine Bereinigung der Einnahmen um konjunkturelle Einflüsse nur dann gelingen kann, wenn die Einkommenselastizität in Bezug auf das *nominale* BIP gleich eins ist. Dies deutet darauf hin, dass im Rahmen der Schuldenbremse die nominalen Einkommenselastizitäten relevant sind (Colombier, 2003).

² Zu den möglichen Konsequenzen s. Colombier, 2003.

Im Folgenden wird versucht, die Einkommenselastizität in Bezug auf das nominale BIP zu schätzen. Dabei wird insbesondere aussergewöhnlichen Entwicklungen bei den Einnahmen als auch Strukturveränderungen des Steuersystems Rechnung getragen (s. Abschnitt 3). Zudem wird eine Unterscheidung in lang- und kurzfristige Einkommenselastizitäten vorgenommen (s. Abschnitt 4-5). Die langfristige Elastizität gibt an, in welchem Ausmass die Bundeseinnahmen im Trend, d.h. konjunkturunabhängig, von der Entwicklung des BIP abhängen. Die kurzfristige Elastizität soll widerspiegeln wie die Bundeseinnahmen auf Fluktuationen des BIP, also auf Konjunkturschwankungen, reagieren (s. Sobel and Holcombe, 1996, 544).

Zunächst wird im folgenden Abschnitt eine Übersicht zu den jüngeren Studien über die Elastizität der Bundeseinnahmen bzgl. des nominalen BIP gegeben.

2. Jüngere Studien zur Einkommenselastizität der Bundeseinnahmen

Die Eidgenössische Finanzverwaltung (EFV) hat im Zuge der Einführung der Schuldenbremse im Jahr 2002 Untersuchungen zur Elastizität der Einnahmen auf das nominale Bruttoinlandsprodukt (BIP) durchgeführt. Beljean (2002) kommt bei seinen Schätzungen auf eine langfristige Einkommenselastizität, die nicht signifikant von eins verschieden ist (s. Tabelle 1). Die Schätzungen sind für den Zeitraum von 1962 bis 2001 durchgeführt worden. Dabei wurden zwei unterschiedliche Verfahren gewählt. Zum einen wurden die Wachstumsraten der Einnahmen und des BIP aufeinander regressiert und zum anderen wurde die Analyse mit Hilfe eines Zustandsraummodells durchgeführt.^{3,4} Bei Letzterem lässt sich die Annahme implementieren, dass die Beziehung zwischen den Einnahmen und dem BIP über den Zeitablauf nicht konstant ist. Trotzdem führen beide Analysen zum selben Ergebnis. Auffällig ist bei diesen Analysen, dass die Elastizitätsschätzungen hohe Standardfehler aufweisen, so dass nicht ausgeschlossen werden kann, dass die Elastizität in der langen Frist über eins liegt.

³ Es wurden Wachstumsraten gewählt, um die Trends aus den Zeitreihen des BIP und der Einnahmen zu entfernen. Eine Regression trendbehafteter Zeitreihen kann zu Scheinkorrelationen führen. Mit Hilfe einer Kointegrationsanalyse lässt sich jedoch testen, ob ein langfristiger Zusammenhang zwischen dem Verlauf des BIP und der Bundeseinnahmen vorliegt (s. Anhang A).

⁴ Allerdings kann mit den von Beljean (2002) verwendeten Ansätzen die Einkommenselastizität nicht direkt über die Koeffizienten der Schätzgleichung ermittelt werden. Hierzu bedarf es einer Umrechnung. Die von Beljean (2002) gewählten Verfahren implizieren zugleich, dass die Einkommenselastizität zeitabhängig ist, was von den Annahmen des zugrunde liegenden theoretischen Modells (s. Gleichung (1)) abweicht.

Allerdings war die EFV im Jahr 2002 mit dem Problem konfrontiert, dass noch keine bereinigte Einnahmenreihe zur Verfügung stand. Mit einer Bereinigung wird der Versuch unternommen, Einnahmenänderungen aufgrund von strukturellen Effekten des Steuersystems, wie Steuersatzänderungen, aus den Einnahmen herauszurechnen. Das angeführte Problem dürfte auch die Einnahmenschätzungen der anderen in jüngerer Zeit durchgeführten Analysen zur Einkommenselastizität verzerrt haben.

So schätzt die KOF (2003, 16f.) für die Langfristbeziehung zwischen dem BIP und den Bundeseinnahmen für den Zeitraum von 1980 bis 2002 eine Elastizität von 1.2 (s. Tabelle 1). Gemäss der KOF-Analyse (2003, 51) existiert kurzfristig kein enger Zusammenhang zwischen dem BIP-Verlauf und der Einnahmenentwicklung, so dass es für die kurze Frist nicht sinnvoll sei, eine Elastizität anzugeben.

Litschig (2002, 28) stellt mit ca. 1.3 die höchste langfristige Einkommenselastizität fest (s. Tabelle 1). Diese ist für den Zeitraum von 1980 bis 2000 gemessen worden. Kurzfristig schätzt er eine Einkommenselastizität von ca. 1.2. Demnach würden die Bundeseinnahmen langfristig stärker auf das BIP reagieren als kurzfristig. Da Litschig (2002) keine Bereinigungen vorgenommen hat, ist die langfristig höhere Einkommenselastizität wohl u.a. auf strukturelle Änderungen des Steuersystems zurückzuführen. So ist 1995 die Mehrwertsteuer eingeführt worden und Ende der 90er-Jahre gab es einige Änderungen bei der direkten Bundessteuer.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Studien zwar z.T. Einkommenselastizitäten von grösser als eins messen, aber Strukturänderungen des Steuersystems, z.B. die Einführung des Meldeverfahrens bei der Verrechnungssteuer im Jahre 2001, welche auf die Einnahmenentwicklung wirken, weitgehend unberücksichtigt geblieben sind. Daher wird im Folgenden u.a. geprüft, ob und in welchem Ausmass die angesprochenen Effekte die Schätzungen der Elastizitäten verzerren.

Tabelle 1: Übersicht zu den Schätzungen der Einkommenselastizitäten^{5,6}

Schätzung	Litschig (2002)	Beljean (2002)	KOF (2003)
Zeitraum	1980-2000	1962-2001	1980-2002
Einnahmenaggregat	Bundeseinnahmen	Bundeseinnahmen gem. Schuldenbremse	Bundeseinnahmen bereinigt um Swisscom- Einnahmen, Verbuchungsänderung Verrechnungssteuer u. Darlehensrückzahlungen an die ALV sowie inkl. Korrekturen für den Fonds Eisenbahn- projekte und seit 2000 mit ETH
Methode	Lineare Regression (lange Frist); Fehlerkorrekturmodell (kurze Frist)	Lineare Regression u. Zustandsraummodell jeweils mit den Wachs- tumsraten der Variablen	Lineare Regression (lange Frist); Fehlerkorrekturmodell u. lin. Regression mit den Wachstumsraten der Variablen (kurze Frist)
Langfristige Elast.	1.28	1.06*	1.2
Kurzfristige Elast.	1.21	-	keine enge Beziehung

*: Bei diesem Wert handelt es sich nicht um die Einkommenselastizität. Vielmehr gibt dieser Wert an, wie sich die Wachstumsrate der Bundeseinnahmen verändert, wenn die Wachstumsrate des BIP variiert.

⁵ Die angegebenen Werte sind signifikant auf dem 5%-Niveau.

⁶ Litschig (2002, 28) führt ebenfalls Schätzungen auf Basis von BIP-Daten aus der alten Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) – der Nationalen Buchhaltung (NB) – durch. Für die Periode von 1965 bis 1995 erhält er eine kurzfristige Elastizität von 1.51 und eine Langfristige von 1.12. Bereits 1990 haben Chouraqui et. al (1990, 69) im Rahmen einer OECD-Studie Schätzungen für die Einkommenselastizität – allerdings für den gesamten Staatssektor – für den Zeitraum von 1979 bis 1989 durchgeführt. Da sich seitdem die Regeln für die Unternehmensbesteuerung gravierend verändert haben und die Ermittlung des BIP seit 1995 mit Hilfe des ESVG 78 stattfindet, wird an dieser Stelle nicht auf die Schätzergebnisse eingegangen.

3. Der Zusammenhang zwischen BIP und Bundeseinnahmen – eine erste Annäherung

a) Die verwendeten Einnahmereien

Das Ziel der vorliegenden Analyse ist es, eine möglichst solide Aussage über den kurzfristigen und langfristigen Zusammenhang zwischen dem nominalen BIP und den Bundeseinnahmen zu treffen. Diese Beziehungen werden durch die Elastizitäten der Bundeseinnahmen in Bezug auf das BIP ausgedrückt. Das nominale BIP dient dabei als grober Indikator für die Steuerbasis. In empirischen Schätzungen wird die Einkommenselastizität bzgl. des BIP in der Regel ohne die Berücksichtigung möglicher anderer Einflussfaktoren ermittelt (s. z.B. Abschnitt 2). Dies liegt daran, dass viele Einfüsse wie Verhaltensänderungen von Wirtschaftssubjekten kaum quantitativ erfassbar sind. Zugleich sind die Änderungen des Steuersystems vielfältig und fast permanent, so dass sie in einer empirischen Schätzung nur schwer berücksichtigt werden können. Diese Umstände bringen jedoch Probleme für die empirische Schätzung mit sich. Fehlen wichtige Einflussfaktoren, führt dieses zu Verzerrungen der Hypothesentests. So können gewisse Beziehungen als statistisch signifikant ausgewiesen werden, obwohl sie es gar nicht sind.

Um diesen Problemen zu begegnen, sind nicht nur Schätzungen mit den gesamten Bundeseinnahmen vorgenommen worden, sondern ebenfalls mit bereinigten Reihen. Für die bedeutendste Einnahmenquelle des Bundes – der Mehrwertsteuer (MWSt) – ist versucht worden, die Strukturbrüche durch Änderungen des Umsatzsteuersystems – v.a. die Ersetzung der Warenumsatzsteuer (WUSt) durch die Mehrwertsteuer – quantitativ zu erfassen. Dabei muss es sich notwendig um Schätzungen handeln (s. `total_mwk` und `fiskal_mwk`).⁷ Weiterhin sind einmalige Effekte, die ausserordentliche Einnahmen im Sinne der Schuldenbremse darstellen – wie die Erlöse aus dem Verkauf von Bundesanteilen der Swisscom –, aus den gesamten Bundeseinnahmen herausgerechnet worden (s. `total_2`). Darüber hinaus ist eine Einnahmenreihe zur Schätzung verwendet worden, die Stempelabgaben und Verrechnungssteuer unberücksichtigt lässt (s. `fiskal_of_k`). Die letzteren beiden Einnahmenarten hängen zum grossen Teil von Entwicklungen in der Finanzbranche ab, welche einerseits gewöhnlich nicht dem Wirtschaftsgang in anderen Branchen folgen und deren Wertschöpfung andererseits nur ungenügend im Rahmen des derzeitigen BIP-Konzeptes erfasst wird. Daneben sind die Gesamteinnahmen um die nicht-fiskalischen

⁷ Die Bereinigungen der direkten Bundessteuer und anderer Einnahmenarten um strukturelle Effekte lassen sich leider nicht zuverlässig genug durchführen.

Einnahmen (v.a. Vermögenserträge und Entgelte) bereinigt worden (s. Reihen fiskal_), die allerdings nur ca. 10% der Gesamteinnahmen ausmachen. Schliesslich ist eine Einnahmenreihe erstellt worden, die die Einnahmen gemäss Schuldenbremse abbildet (s. total_1).

Als Grundlage für die Schätzungen werden also die Daten der EFV für die Bundeseinnahmen und die Zahlen des BFS für das nominale BIP verwendet. Für die Schätzung wurde der Zeitraum von 1950 bis 2001 zugrunde gelegt. Dabei sind für die Bundeseinnahmen die folgenden Reihen verwendet worden:⁸

1. die tatsächlichen Bundeseinnahmen (**total**),
2. die Bundeseinnahmen bereinigt gemäss neuer Finanzrechnung, d.h. gemäss Schuldenbremse (**total_1**),
3. die Bundeseinnahmen gemäss neuer Finanzrechnung bereinigt um die ausserordentlichen Einnahmen gemäss Schuldenbremse (1998: Verkauf Swisscom-Aktien, 2000: Gebühr für Funklizenzen WLL; 2001: Gebühr für UMTS-Lizenzen) (**total_2**); somit ist total_2 fast identisch zu total_1,⁹
4. die Bundeseinnahmen total_2 mit der um strukturelle Effekte¹⁰ korrigierten Reihe der MWSt bzw. der WUSt (**total_mwk**),
5. die Fiskaleinnahmen gemäss neuer Finanzrechnung ohne die ausserordentlichen Einnahmen (**fiskal**), welche rd. 90% der Gesamteinnahmen des Bundes ausmachen; die Fiskaleinnahmen umfassen Einnahmen aus Steuern, Zöllen und Abgaben,
6. die Fiskaleinnahmen fiskal mit der um strukturelle Effekte korrigierten Reihe der MWSt bzw. der WUSt (**fiskal_mwk**),
7. die Fiskaleinnahmen fiskal_mwk ohne Berücksichtigung der Einnahmen aus der Verrechnungssteuer und den Stempelabgaben (**fiskal_of_k**),
8. das Residuum der Fiskaleinnahmen; hauptsächlich: Mineralölsteuer, Einfuhrzölle und Tabaksteuer, also ohne Berücksichtigung von direkter Bundessteuer, Mehrwertsteuer bzw. WUSt, Verrechnungssteuer und Stempelabgaben (**fiskal_rest**).

⁸ Zur Bereinigung der Bundeseinnahmen s. Anhang B.

⁹ Darum wird total_1 in der untenstehenden Grafik 1a nicht dargestellt.

¹⁰ Bei den strukturellen Effekten handelt es sich in erster Linie um Änderungen des Steuersystems (s. Anhang B).

b) Eine grafische Analyse

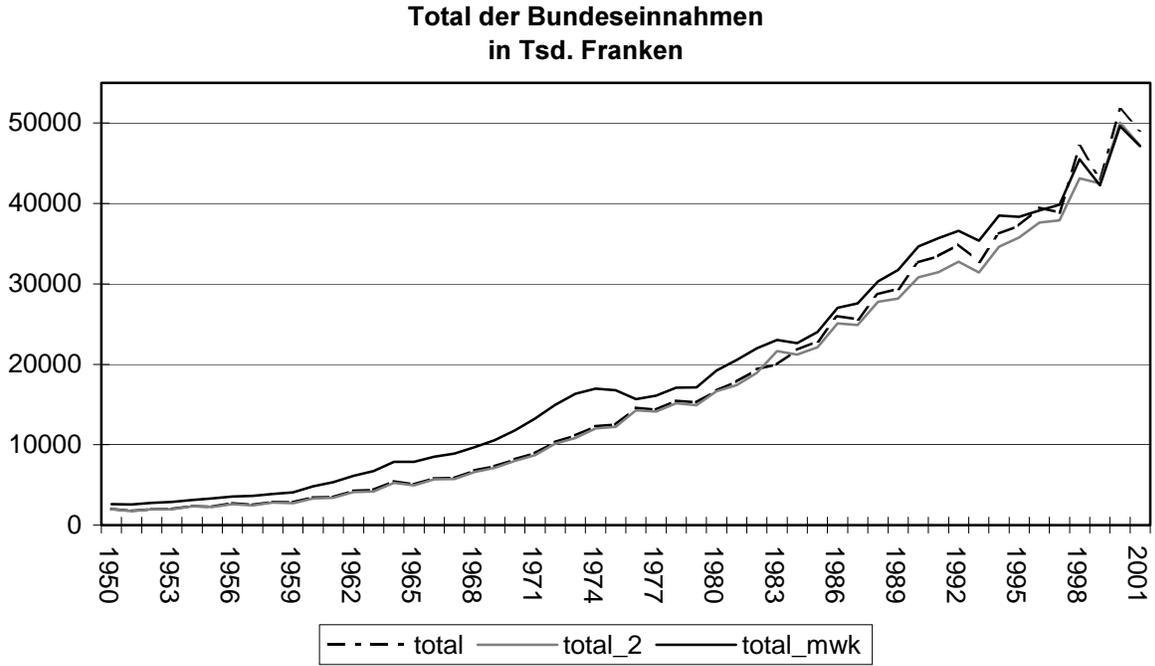
Bevor auf die Ergebnisse der empirischen Untersuchungen eingegangen wird, soll anhand der folgenden Grafiken 1a – 1c die Beziehung zwischen dem nominalen BIP und den Bundeseinnahmen erörtert werden.

Bei einem Vergleich der Grafiken fällt auf, dass sowohl die Bundeseinnahmen als auch das nominale BIP im Zeitablauf zugenommen haben. Dabei kann a priori von einem kausalen Zusammenhang ausgegangen werden, weil ein Grossteil der Steuerbasen wie die Einkommen juristischer und natürlicher Personen als auch der Konsum Bestandteil des BIP sind. Auf eine zumindest langfristig kausale Beziehung deuten ebenso die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse hin.¹¹

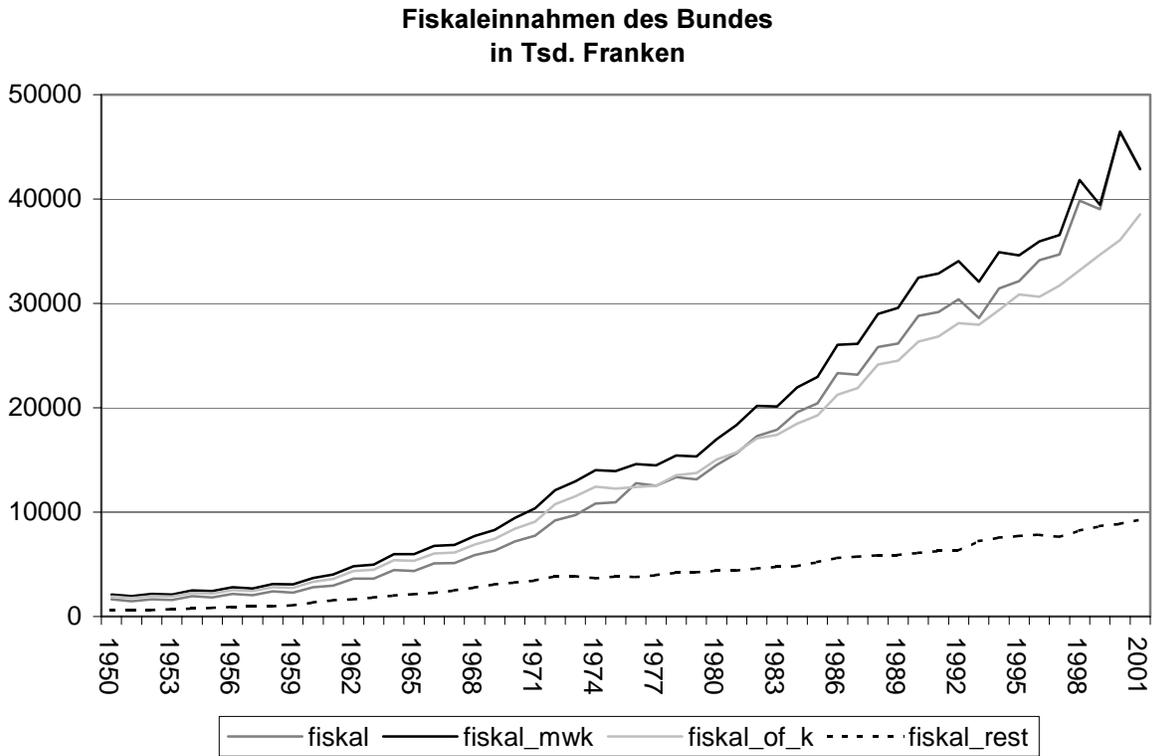
Für die empirische Analyse ist es wichtig zu wissen, welche Einflussfaktoren neben dem BIP auf die Bundeseinnahmen wirken können. Daher gehe ich als Ausgangspunkt für die grafische Analyse von der einfachen Vorstellung aus, dass ein proportionaler Zusammenhang zwischen dem BIP und den Bundeseinnahmen besteht. Diese Annahme impliziert, dass sich die Steuerbasen proportional zum BIP entwickeln und die Steuereinnahmen wiederum in proportionaler Abhängigkeit zu den Steuerbasen stehen. Dementsprechend sind Abweichungen von dieser Beziehung durch andere Einflüsse zu erklären.

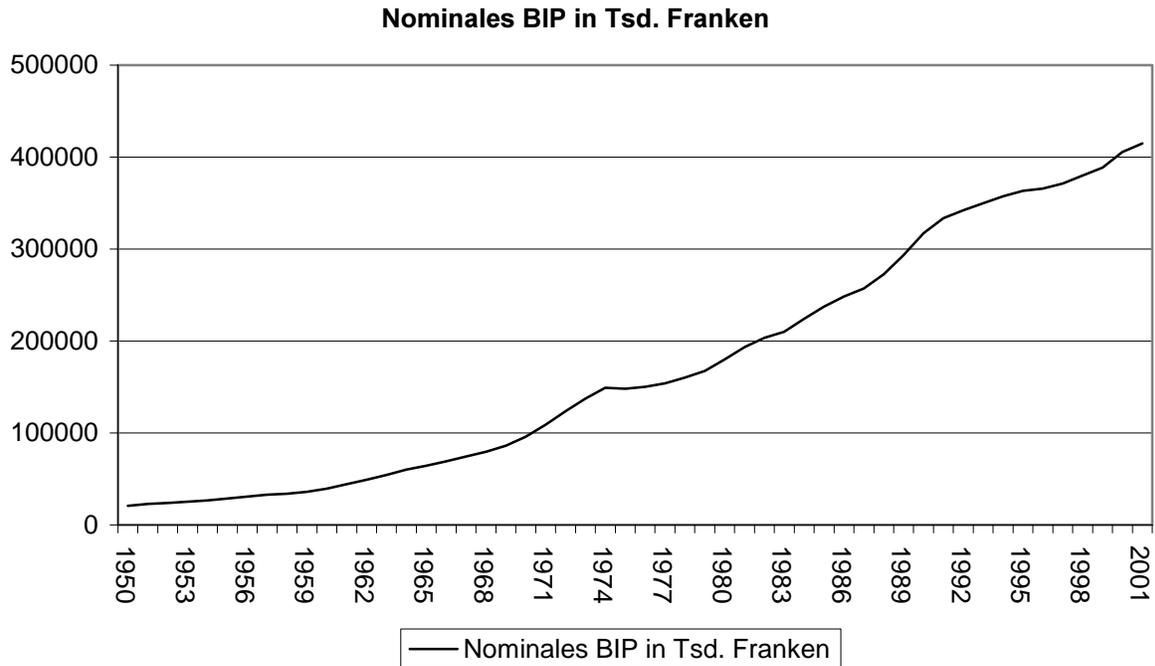
¹¹ Alle Reihen haben gemäss des Phillips-Perron-Einheitswurzeltests einen Integrationsgrad von eins. Darüber hinaus sind die Residuen $u(t)$ aller durchgeführten Schätzgleichungen stationär. Dieses deutet darauf hin, dass die jeweiligen Einnahmenreihen mit dem BIP kointegriert sind (s. Anhang A).

Grafik 1a:



Grafik 1b:



Grafik 1c:

Langfristige Einnahmenentwicklung

Wird die Entwicklung der gesamten Bundeseinnahmen (total) bzw. der Fiskaleinnahmen (fiskal) mit der des nominalen BIP über den betrachteten Zeitraum verglichen, so fällt auf, dass die Zunahme der Bundeseinnahmen um rd. 20% bzw. der Fiskaleinnahmen sogar um rd. 30%, höher ausgefallen ist als die des BIP. Für diese überproportional zum BIP verlaufende langfristige Entwicklung der Einnahmen (total und fiskal) lassen sich verschiedene Erklärungsmöglichkeiten anführen. Die nach der Mehrwertsteuer wichtigste Einnahmenquelle des Bundes, die direkte Bundessteuer, kennt einen progressiven Tarif. Obwohl die durch Nominallohnsteigerungen ausgelöste kalte Progression im System der direkten Bundessteuer korrigiert wird, bleiben Reallohnsteigerungen. Dadurch wächst tendenziell die Steuerbasis für höhere Progressionsstufen, während sie in niedrigeren Progressionsstufen abnimmt. Darüber hinaus können Steuerbasen, die sich überproportional zum BIP entwickeln, das rasantere Wachstum der Bundeseinnahmen erklären. Ein plausibles Beispiel dafür stellen die steuerbaren Unternehmensgewinne dar. Wenn einerseits die Unternehmensgewinne im langfristigen Durchschnitt überproportional zum BIP wachsen und andererseits die Lohneinkommen unterproportional, diese aber progressiv besteuert werden, kann daraus ein überproportionales Wachstum der gesamten Bundeseinnahmen folgen.

Weiterhin sind die Bundeseinnahmen im Laufe der Zeit durch viele Strukturbrüche gekennzeichnet. So können steigende Steuersätze, eine Verbreiterung der Steuerbasis oder die Veränderung der Zusammensetzung der Einnahmenarten zu Einnahmensprüngen geführt haben, die die stärkere Zunahme der Bundeseinnahmen (total und fiskal) gegenüber dem BIP zu erklären vermögen.

Wird einmal versucht die wichtigste Bundessteuer – die Mehrwertsteuer (vormals: Warenumsatzsteuer) – um die angeführten Struktureffekte zu bereinigen, so fällt das Wachstum der gesamten Bundeseinnahmen (total_mwk) um ca. 10% schwächer aus als das des nominalen BIP, während das der Fiskaleinnahmen (fiskal_mwk) quasi identisch zum Wachstum des nominalen BIP ist. Dies deutet darauf hin, dass Strukturbrüche in der Einnahmenzeitreihe für die überproportionale Einnahmenentwicklung verantwortlich sind. Dies würde eine langfristige Einkommenselastizität von eins hinsichtlich total_mwk und fiskal_mwk implizieren, was anhand empirischer Tests im nächsten Abschnitt überprüft werden soll.

Kurzfristige Einnahmenschwankungen

Daneben sind insbesondere die grösseren jährlichen Schwankungen in den Einnahmenzeitreihen gegenüber der BIP-Reihe zu beachten. Wiederum können verschiedene Gründe für die stärkeren Schwankungen verantwortlich sein. Diese können auf sehr volatile Steuerbasen zurückzuführen sein. So schwanken die steuerbaren Gewinne stärker als das nominale BIP. Auch die Börsenumsätze, die von besonderer Relevanz für die Einnahmen aus den Stempelabgaben sind, verhalten sich viel volatil als das BIP. Zudem ist erfahrungsgemäss der Zusammenhang zwischen den Börsenumsätzen und der BIP-Entwicklung relativ lose. Darüber hinaus hängen die Einnahmen aus der Verrechnungssteuer zu einem Grossteil von der Dividendenausschüttungspraxis von in der Schweiz ansässigen Unternehmen ab. Die Ausschüttungspolitik der Unternehmen ist zwar auch durch die konjunkturelle Entwicklung bestimmt. Genauso spielen jedoch steuerliche und unternehmensinterne Gründe eine Rolle, so dass hier ebenfalls kein enger Zusammenhang zur Konjunktur bestehen dürfte. Für die jährlichen Schwankungen lassen sich auch strukturelle Brüche als ursächlich heranziehen. Weitere mögliche Ursachen können die ausserordentlichen Einnahmen gemäss Schuldenbremse sein. Da allerdings ausserordentliche Einnahmen bis zum heutigen Zeitpunkt nur selten vorkamen, ist der Effekt einer Bereinigung im Hinblick auf die jährlichen Einnahmenschwankungen gering, wie der Vergleich zwischen den Zeitreihen total und total_2 zeigt (s. Grafik 1a).

Auch, wenn die um strukturelle Effekte der MWSt/WUSt bereinigten Reihen total_mwk und fiskal_mwk eine gewisse Glättung gegenüber total_2 bzw. fiskal erkennen lassen, besteht doch der Haupteffekt in einer Verschiebung der Zeitreihen nach oben (s. Grafiken 1a und 1b). Erst bei Bereinigung der Fiskaleinnahmen um die Stempelabgaben und die Verrechnungssteuer, lässt sich vom Jahre 1992 an eine deutliche Glättung der Zeitreihe erkennen. Dies zeigt zum einen, dass die volatilen Entwicklungen bei Stempelabgaben und Verrechnungssteuer einen grossen Einfluss auf die Einnahmenschwankungen in den letzten zehn Jahren ausgeübt haben. Zum anderen wird deutlich, dass die Struktureffekte bei der Mehrwertsteuer nicht so stark zur Volatilität der Bundeseinnahmen beigetragen haben.

Trotzdem kann anhand der grafischen Analyse nicht abschliessend beantwortet werden, ob die kurzfristigen Schwankungen auf strukturelle Effekte bei anderen Einnahmenarten (v.a. die Änderungen bei der direkten Bundessteuer juristischer Personen) zurückzuführen sind oder im Vergleich zum nominalen BIP volatile Steuerbasen wie Gewinne die Schwankungen bei den Bundeseinnahmen verursachen. Vermutlich ist ein grosser Anteil der kurzfristigen Schwankungen auf zahlreiche einmalige strukturelle Änderungen des Steuersystems, wie die Einführung des Meldeverfahrens bei der Verrechnungssteuer im Jahr 2001, oder auf Verhaltensänderungen der Wirtschaftssubjekte (z.B. die Veränderung der Dividendenausschüttungspraxis), deren Auswirkungen kaum quantitativ erfassbar sind, zurückzuführen.

Mit Hilfe einer Regression der jährlichen Änderungen verschiedener Einnahmenreihen auf die des nominalen BIP besteht die Möglichkeit zu eruieren, in welchem Ausmass das nominale BIP und die genannten Einflussgrössen zu den Einnahmenschwankungen beitragen. Die Ergebnisse dieser Schätzungen werden in Abschnitt 5 präsentiert. Zunächst wird jedoch die langfristige Beziehung untersucht.

4. Der langfristige Zusammenhang

a) Eine konventionelle Schätzung

In Anlehnung an Holcombe und Sobels (1996) sowie Bruce et al. (2002) wird versucht die langfristige Elastizität der Bundeseinnahmen in Bezug auf das nominale BIP zu schätzen. Als theoretische Grundlage für die folgenden empirischen Analysen zum langfristigen Zusammenhang zwischen dem BIP und den Bundeseinnahmen dient das folgende einfache Modell (s. Holcombe/Sobels, 1996, 536):

$$(1) \quad E(t) = A \cdot Y(t)^\varepsilon$$

Mit: $E(t)$: = Bundeseinnahmen

$Y(t)$: = nominales BIP

A : = Strukturkoeffizient

ε : = Einkommenselastizität der Bundeseinnahmen

Der Koeffizient A soll die Summe der Strukturveränderungen über den betrachteten Zeitraum auffangen, welche die Bundeseinnahmen unabhängig von der unterstellten funktionalen Beziehung zum BIP erhöhen ($A > 1$), senken ($A < 1$) oder konstant bleiben lassen ($A = 1$). Die strukturellen Effekte können z.B. durch eine Veränderung des Steuertarifs oder einer Änderung der Anzahl der Einnahmenarten entstehen. Der Koeffizient A wird auch verwendet, weil es kaum möglich ist alle steuersystematischen Änderungen zu quantifizieren oder mit Hilfe von Faktorvariablen zu erfassen (s. Abschnitt 3).

Wird das Modell (1) logarithmiert, kann es in ein Modell der linearen Regression überführt werden:

$$(2) \quad \ln(E(t)) = a + \varepsilon \cdot \ln(Y(t)) + u(t), \text{ wobei } u(t) := \text{Zufallsfehler, } a := \ln(A) \text{ und } \ln := \text{natürlicher Logarithmus.}^{12}$$

¹² Zum Problem der Scheinkorrelationen s. Anhang A.

Die Ergebnisse der Schätzungen lauten:^{13,14,15}

Tabelle 2: Zusammenfassung der Schätzergebnisse für den Zeitraum von 1950 bis 2001

	total#	total_1#	total_2	total_	fiskal#	fiskal_	fiskal_	fiskal_
				mwk		mwk	of_k	rest
Konst. a	-3.54*	-3.51*	-3.5*	-1.72*	-4.1*	-2.9*	-2.65*	-1.84*
SE a	0.56	0.47	0.21	0.14	0.56	0.11	0.11	0.41
ε	1.1*	1.09*	1.09*	0.96*	1.13*	1.05*	1.01*	0.85*
SE ε	0.18	0.15	0.02	0.01	0.18	0.01	0.01	0.03
Korr./ rob. R² in %	83.2	80.9	99.5	99.6	83.6	99.8	99.8	97.7

SE: Standardfehler des jeweiligen Koeffizienten; „*“: Signifikanz auf dem 5%-Niveau s. auch Fn. 13; „#“: s. Fn. 15.

Das ökonomische Modell (1) erklärt die Einnahmenentwicklung sehr gut, was durch relativ hohe Werte des Bestimmtheitsmasses R^2 zum Ausdruck kommt.¹⁶ Darüber hinaus sind die Koeffizienten in allen Gleichungen statistisch signifikant. Die Ergebnisse der Schätzungen zeigen, dass die langfristige Elastizität der ordentlichen Bundeseinnahmen gemäss Schuldenbremse (total_1) bei 1.09 liegt. Aufgrund des hohen Standardfehlers sind jedoch auch Elastizitäten von 0.8 und 1.4 mit der Stichprobe verträglich. Bei Betrachtung von Tabelle 2 fällt auf, dass erst der Einbezug der um Struktureffekte bereinigten Umsatzsteuerreihen in das Total der Bundeseinnahmen einen grösseren Effekt auf die Elastizität ausübt. Dann liegt diese knapp unterhalb von 1 (s. Tabelle 2, total_mwk).

¹³ In der Tabelle 2 mit einem „*“ gekennzeichnete Koeffizienten weisen auf einen signifikant von Null verschiedenen Koeffizienten hin. Die t-Tests sind auf einem 5%-Niveau durchgeführt worden. Das korrigierte R^2 gibt an wie viel % der Varianz der Zielgrösse, also der Einnahmen, durch die Schätzgleichung ohne den Residuenanteil erklärt werden kann. Zur Methodik s. auch Anhang A.

¹⁴ Da die Residuen $u(t)$ autokorreliert sind, ist der Test bzgl. der Nullhypothese über den Zusammenhang zwischen den beiden Grössen nicht verlässlich. Um diesem Problem zu begegnen kann bei einer gewöhnlichen linearen Regression die Newey-West-Methode verwendet werden, die autokorrelierte Residuen zulässt.

¹⁵ Bei den Regressionen mit den Einnahmenaggregaten Total, Total_1 und Fiskal sind die Residuen der Schätzgleichungen gemäss des Jarque-Bera-Tests nicht - wie im Schätzmodell angenommen - normalverteilt. Der Jarque-Bera-Test ist allerdings nur bei grossen Stichproben gültig. Grafische Überprüfungen mit Hilfe von Quantil-Quantil-Diagrammen stützen die Resultate der Jarque-Bera-Tests. Daher ist die robuste Regression angewandt worden, die keine exakte Normalverteilung der Störgrösse voraussetzt. Aufgrund von Autokorrelationen bei den robusten Regressionen sind die Standardfehler nochmals mit Hilfe eines nichtparametrischen Resampling-Verfahrens - dem bootstrap - geschätzt worden. Für die robusten Schätzungen ist an Stelle des korrigierten R^2 das robuste R^2 angegeben, was auf Basis der robusten Schätzer berechnet wird.

¹⁶ Bei einem Vergleich der R^2 -Werte in Tabelle 3 ist zu beachten, dass die robusten Werte niedriger ausfallen, weil die Ausreisser bei einer robusten Regression geringer gewichtet werden.

Jedoch nimmt die Elastizität etwas zu, wenn statt des Totals der Bundeseinnahmen die Fiskaleinnahmen (fiskal) eingesetzt werden. Dies Ergebnis stellt sich offenbar ein, da die nicht-fiskalischen Einnahmen, die nur wenig mit der BIP-Entwicklung korreliert sein dürften, unberücksichtigt bleiben.

Wie bei den Gesamteinnahmen nimmt die Elastizität der Fiskaleinnahmen durch die Berücksichtigung der bereinigten Umsatzsteuerreihe spürbar ab (s. Tabelle 2, fiskal_mwk). Die Elastizität geht von 1.13 auf 1.05 zurück. Werden Stempelabgaben und Verrechnungssteuer herausgerechnet (fiskal_of_k), geht die Elastizität der Fiskaleinnahmen nochmals von 1.05 auf 1.01 zurück. Dies spiegelt wider, dass sich die Steuerbasen der Finanzmarktgebühren volatiler als das nominale BIP verhalten. Bei Wahl eines Einnahmenaggregates, das einerseits so viel wie möglich Einnahmenarten umfasst und andererseits eine möglichst hohe Anzahl von Einnahmenarten beinhaltet, für die ein systematischer Zusammenhang zum nominalen BIP vermutet wird, ist damit die Einkommenselastizität nicht signifikant von eins verschieden (s. Tabelle 2, fiskal_of_k).

Schliesslich bleibt anzumerken, dass die Elastizität bei den residualen Einnahmen (fiskal_rest) auf 0.85 abnimmt. Hier kommt offenbar zum Ausdruck, dass die Mineralölsteuer als gewichtigste Einnahmenart von fiskal_rest nicht allein von der BIP-Entwicklung, sondern ebenso von der Preisentwicklung der Nachbarländer und deren Energiepolitik abhängig ist (Stichwort: Tanktourismus). Natürlich hängt der Treibstoffverbrauch und damit die Einnahmentwicklung der Mineralölsteuer auch von den Veränderungen der Ölpreise ab.

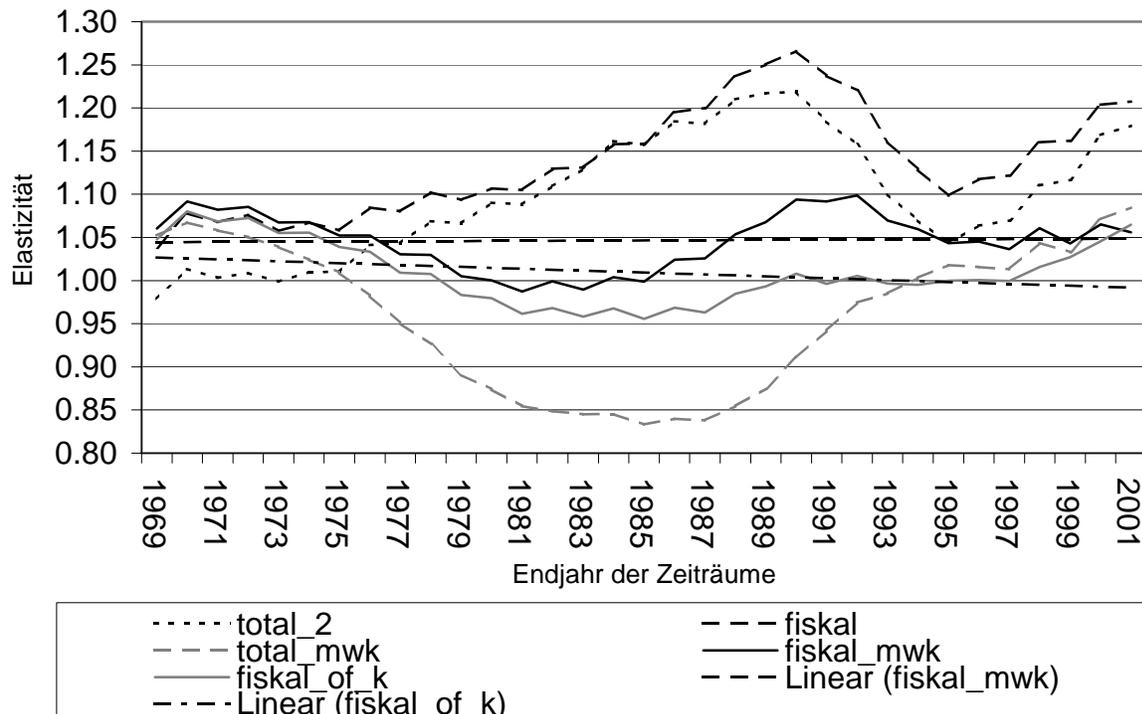
b) Überprüfung der Stabilität der geschätzten Einkommenselastizitäten

Das Problem der obigen Schätzungen besteht darin, dass sie nur für eine bestimmte Stichprobe (1950 bis 2001) gelten. So bleibt die Aussagekraft hinsichtlich der Stabilität der Elastizitäten im Zeitablauf beschränkt. Mit Hilfe mehrerer Stichproben lassen sich die Aussagen diesbezüglich verbessern. Da Daten für die Einnahmen bis 1950 zurück existieren, können aber nur mehrere kürzere Zeiträume herangezogen werden. Um einerseits eine genügende Anzahl von Stichproben zu haben, aber andererseits einen als langfristig geltenden Zeitraum zu wählen, ist ein Beobachtungszeitraum von 20 Jahren genommen worden. Zieht man die Entwicklung der Wachstumsrate des realen Schweizer BIP (Basis: 1990) als Indikator für die Konjunktorentwicklung heran, ist mit der Wahl dieses Zeitraums auch gesichert, dass die Stichprobe zumindest einen

gesamten Konjunkturzyklus umfasst (s. Grafik 3). Andernfalls könnten langfristige Zusammenhänge kaum abgebildet werden.

Der Stichproben sind jeweils rollierend, d.h. die erste und letzte Beobachtung wird bei jeder Schätzung ausgetauscht. Die für die verschiedenen Zeiträume geschätzten Elastizitäten können aus der Tabelle A1 des Anhangs A entnommen werden. Die Entwicklungen der Elastizitäten für die Einnahmenaggregate total_2, total_mwk, fiskal, fiskal_mwk und fiskal_of_k in den 33 20-Jahres-Perioden lassen sich aus der folgenden Grafik entnehmen.

Grafik 2: Entwicklung der langfristigen Einkommenselastizitäten



Warum die Elastizitäten schwanken

Zunächst ist festzuhalten, dass sich die Erwartungswerte für die langfristige Elastizität aus den rollierenden Schätzungen bis auf die Einnahmenreihe fiskal_rest praktisch nicht von den Schätzungen im vorhergehenden Abschnitt unterscheiden (s. Tabelle 3). Dies bestätigt die Schätzungen für die Stichprobe von 1950 bis 2001. Zugleich stützen die Ergebnisse der rollierenden Schätzungen die Annahme einer stabilen Beziehung zwischen dem nominalen BIP und den Bundeseinnahmen. Abgesehen von der Reihe fiskal_rest, für die a priori kein enger Zusammenhang zum nominalen BIP vermutet wurde, zeigt das Mass für die Streuung der geschätzten Elastizitäten - die absolute Medianabweichung in Prozent des Erwartungswerts - eine maximale Differenz von

7.3% zum Erwartungswert an (s. Tabelle 3).¹⁷ Anhand der Medianabweichungen in Tabelle 3 lässt sich auch ablesen, dass v.a. nicht-fiskalische Einnahmen zu Schwankungen der geschätzten Einkommenselastizitäten im Zeitablauf geführt haben. So sinkt die Medianabweichung um 5.4 Prozentpunkte, wenn total_mwk noch um die nicht-fiskalischen Einnahmen bereinigt wird, was zur Reihe fiskal_mwk führt. Dieses Ergebnis bestätigt die Überlegung, dass die nicht-fiskalischen Einnahmen in keinem systematischen Zusammenhang zum nominalen BIP stehen dürften (s. Abschnitt 4a)). Hingegen ist nicht klar, in welcher Weise die Strukturänderungen bei den Umsatzsteuern auf die Stabilität der Einkommenselastizität wirken. Während die Medianabweichung bei den Gesamteinnahmen im Zuge der Bereinigung um die strukturellen Effekte der Mehrwertsteuer ansteigt, sinkt diese bei Bereinigung der Fiskaleinnahmen (s. Tabelle 3).

Tabelle 3: Kennziffern der Elastizitätsschätzungen¹⁸

	total	total_1	total_2	total_mwk	fiskal	fiskal_mwk	fiskal_of_k	fiskal_rest
Gesch. Elastizitäten 1950 bis 2001	1.1	1.09	1.09	0.96	1.13	1.05	1.01	0.85
Erwartungswert	1.11	1.1	1.1	0.96	1.14	1.05	1.01	0.78
Vertrauensintervall t-Test; 5%-Niveau	[1.06;1.16]	[1.06;1.15]	[1.06;1.14]	[0.91;1.01]	[1.1;1.17]	[1.02;1.06]	[0.99;1.03]	[0.7;0.9]
Stand.-fehler/ Erwartungsw.	2.3%	2.1%	2.1%	2.5%	1.8%	1.0%	1.2%	8.3%
Min. bis max Elast.	[0.99;1.24]	[0.98;1.21]	[0.98;1.21]	[0.83;1.08]	[1.04;1.26]	[0.99;1.1]	[0.96;1.08]	[0.54;1.18]
Medianabw./ Erwartungsw.	6%	6.1%	6.2%	7.3%	4.4%	1.9%	3.1%	17.4%

¹⁷ Als Mass für die Streuung der geschätzten Elastizitäten ist hier die absolute Medianabweichung (MAD) herangezogen worden, weil diese im Gegensatz zur Standardabweichung robust gegen Ausreisser ist. Dabei ist zu beachten, dass die MAD nicht den Mittelwert (= Erwartungswert in Tabelle 3) als Lagemass, sondern den Median verwendet.

¹⁸ S. auch Fn. 17.

Verzerrung der Elastizitäten

Allerdings führten die strukturellen Effekte bei der Mehrwertsteuer in der Vergangenheit zu einer Überschätzung der Einkommenselastizitäten wie anhand des Vergleichs der Einkommenselastizitäten von total_2 bzw. fiskal und total_mwk bzw. fiskal_mwk deutlich wird. Zudem nahmen die Einkommenselastizitäten aufgrund der Struktureffekte trendmässig zu (s. Grafik 2). Der Vergleich zwischen den geschätzten Einkommenselastizitäten von fiskal_mwk und fiskal_of_k zeigt, dass der Einbezug von Stempelabgaben und Verrechnungssteuer die Schätzungen für die Einkommenselastizitäten ebenfalls nach oben verzerren (s. Grafik 2). Dies kann mit den im Verhältnis zum nominalen BIP volatilen Steuerbasen der Finanzmarktabgaben erklärt werden.

Soll mit den vorhandenen Einnahmenreihen eine möglichst von strukturellen und anderen Effekten (z.B. volatile Steuerbasen) unverzerrte Elastizität geschätzt werden, ist eine Schätzung mit der Reihe fiskal_mwk zu empfehlen. Diese zeigt eine knapp von eins signifikant verschiedene langfristige Einkommenselastizität an, deren minimaler mit den rollierenden Stichproben verträglicher Wert bei 1.02 liegt. Wird allerdings wie in Abschnitt 3 bereits angeführt der Umstand berücksichtigt, dass die Steuerbasen der Finanzmarktabgaben wohl nur schwach mit dem nominalen BIP korrelieren, sollte die Einkommenselastizität über fiskal_of_k geschätzt werden. Wie aus Tabelle 3 ersichtlich ist die langfristige Einkommenselastizität dann nicht signifikant von eins verschieden.

Wie in Abschnitt 4a) bereits angeführt verzerren die nicht-fiskalischen Einnahmen die Schätzungen der Einkommenselastizität nach unten. Dies lässt sich aus dem Vergleich der Schätzungen zwischen den Gesamteinnahmen (total, total_1, total_2) und der Fiskaleinnahmen (fiskal) schliessen (s. Tabelle 3). In den durchgeführten Schätzungen kompensieren sich die Erhöhung der Einkommenselastizität durch den Einbezug der Finanzmarktabgaben und die durch die nicht-fiskalischen Einnahmen verursachte Verzerrung der Elastizitätsschätzungen nach unten, was anhand der Ergebnisse der Schätzungen mit total_mwk deutlich wird (s. Tabelle 3). Wie bei fiskal_of_k resultiert auch hier ein Erwartungswert für die Elastizität, der nicht signifikant von eins verschieden ist.

Auf Basis der durchgeführten Schätzungen lässt sich schliessen, dass bei Bereinigung der Bundeseinnahmen von strukturellen Effekten der Mehrwertsteuer, von den nicht-fiskalischen Einnahmen und von den Einnahmen der Finanzmarktabgaben, die beide nur schwach mit dem BIP zusammenhängen, die bereinigte langfristige Einkommenselastizität bei eins zu liegen kommt. Da

strukturelle Effekte anderer gewichtiger Einnahmenarten wie der direkten Bundessteuer aufgrund der Problematik der quantitativen Schätzbarkeit nicht herausgerechnet werden konnten, ist das Ergebnis unter diesem Vorbehalt zu sehen.

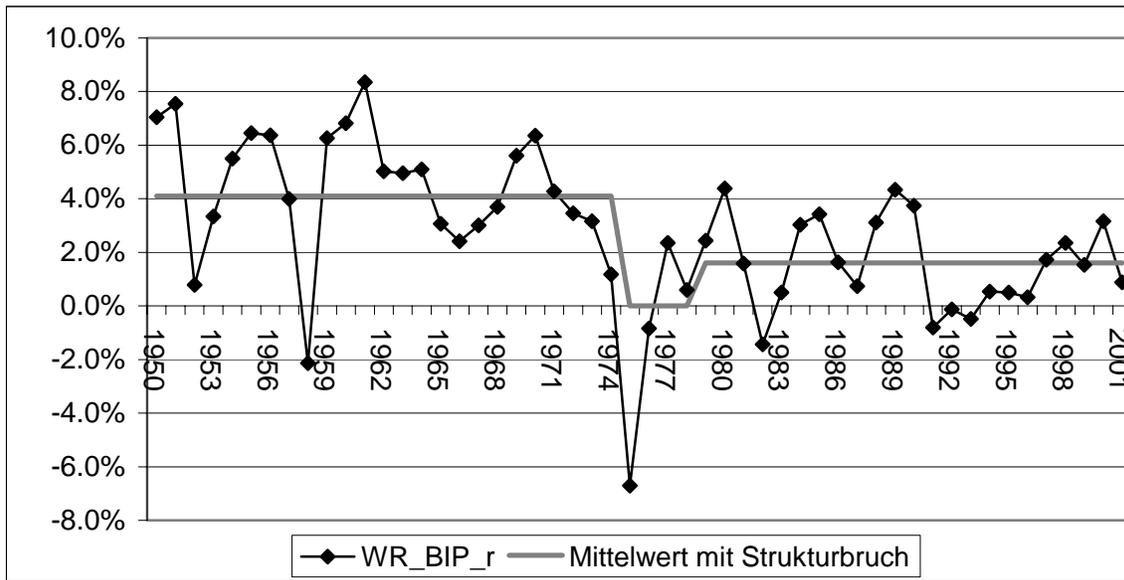
5. Die Schätzung der kurzfristigen Elastizitäten

Auf Basis der Schätzungen des Abschnitts 4 lassen sich nun die kurzfristigen Elastizitäten ermitteln. Die kurzfristigen Elastizitäten können mit einem Fehlerkorrekturmodell geschätzt werden. Zur Konstruktion des Fehlerkorrekturmodells werden die Residuen der Schätzgleichungen aus Tabelle 2 benötigt. Die Residuen lassen sich wie folgt berechnen:

$$(7) \quad v(t) = \ln(E(t)) - \ln(E(t)^*), \text{ z.B. für total_1: } \ln(E(t)^*) = -3.51 + 1.1 \cdot \ln(Y(t)).$$

Dabei entspricht $E(t)^*$ den langfristig gleichgewichtigen Einnahmen zum Zeitpunkt t (Trendeinnahmen). Die Residuen $v(t)$ messen die jeweiligen statistisch zufälligen Abweichungen von den langfristigen Gleichgewichtswerten.

Für die Schätzungen sind ebenfalls mögliche Asymmetrien bzgl. der kurzfristigen Elastizitäten in einem Aufschwung und in einem Abschwung erfasst worden. Die konjunkturelle Phase ist dabei mit Hilfe der Wachstumsraten des realen BIP im Zeitraum von 1950 bis 2001 ermittelt worden. Die Konjunkturphasen sind mit Hilfe einer Mittelwertbildung der Wachstumsraten geschätzt worden. So sind zwei Mittelwerte für die Perioden von 1950 bis 1974 und von 1979 bis 2001 gebildet worden. Die Phase zwischen 1975 und 1978 wird als Strukturbruch aufgefasst, da 1975 die Ölkrise wirkte und 1978 eine starke Aufwertung des Franken in Folge des Zusammenbruchs von Bretton Woods in den Jahren zuvor erfolgte. Aus der gewählten Vorgehensweise resultiert die folgende Grafik:

Grafik 3: Ermittlung der Konjunkturphasen

Das verwendete Fehlerkorrekturmodell wird anhand der folgenden Schätzgleichung erläutert:

$$(8) \quad d(\ln(E(t))) = c + \varepsilon(\text{auf}) * d(\ln(Y(t))) + \varepsilon(\text{teil}) * D_{\text{mittel}} * d(\ln(Y(t))) \\ + \phi(\text{auf}) * v(t-1) + \phi(\text{teil}) * D_{\text{mittel}}(t-1) * v(t-1) + \kappa * D_{\text{sonder}} * d(\ln(Y(t))) + u(t)$$

mit:

- c := geschätzter konstanter Koeffizient.
- $\varepsilon(\text{auf})$:= geschätzte kurzfristige Einkommenselastizität im Aufschwung oder kurzfristige gesamte Einkommenselastizität, falls $\varepsilon(\text{teil})$ nicht signifikant.
- $\varepsilon(\text{ab}) = \varepsilon(\text{auf}) + \varepsilon(\text{teil})$:= geschätzte kurzfristige Einkommenselastizität im Abschwung.
- $\phi(\text{auf})$:= Anpassungsintensität der Einnahmen in t in Reaktion auf ein langfristiges Ungleichgewicht in $t-1$, d.h. $v(t-1) \neq 0$; diese entspricht der Anpassungsintensität im Aufschwung, wenn $\phi(\text{teil})$ signifikant; andernfalls entspricht $\phi(\text{auf})$ der generellen Anpassungsintensität.
- $\phi(\text{ab}) = \phi(\text{auf}) + \phi(\text{teil})$:= Anpassungsintensität der Einnahmen in t bzgl. eines langfristigen Ungleichgewichtes im Abschwung.
- κ := Koeffizient, der misst wie stark der Einfluss der Ausnahmejahre 1975 bis 1978 auf kurzfristige Einnahmenänderungen ist.

- $d_{...}$:= Erste Differenz einer Variable.
- $D_{...}$:= Dummyvariable $\in \{0, 1\}$.
- $D_{\text{mittel}} = 1$, wenn sich die Konjunktur in einem Abschwung befindet und v.v.
- $D_{\text{sonder}} = 1$ für die Jahre von 1975 bis 1978.

Die Dummy-Variable D_{mittel} erfasst die Ab- und Aufschwungphasen der Schweizer Wirtschaft. Mit Hilfe der Dummyvariablen D_{sonder} wird gemessen, ob die Jahre von 1975 bis 1978 einen besonderen Einfluss auf die Einkommenselastizität hatten. Bei Signifikanz muss dieser Einfluss bei der Berechnung der kurzfristigen Elastizität berücksichtigt werden.

In Tabelle 4 sind die Ergebnisse der Schätzungen mit dem Fehlerkorrekturmodell zusammengefasst.

Tabelle 4: Schätzung der kurzfristigen Einkommenselastizitäten mit dem Mittelwert als Konjunkturindikator¹⁹

	Total	total_1#	total_2	total_mwk#	fiskal	Fiskal_mwk	fiskal_of_k	fiskal_rest
C	0.05*	0.1*	0.06*	-0.02	0.05'	-0.01	-0.01	0.02
SE C	0.02	0.02	0.02	0.01	0.03	0.02	0.02	0.01
ε(auf)	0.54'	0.4	0.31	1.39*	0.61*	1.29*	1.22*	0.65*
SE ε(auf)	0.29	0.29	0.27	0.24	0.297	0.23	0.26	0.32
ε(teil)	-0.7*	-0.39	-0.43'	0.2	-0.51*	-0.2	-0.04	-0.16
SE ε(teil)	0.28	0.31	-0.25	0.22	0.22	0.15	0.12	0.23
φ(auf)	-0.83*	-0.46*	-0.86*	-0.55*	-0.88*	-1.1*	-1.08*	0.003
SE φ(auf)	0.2	0.16	0.13	0.25	0.12	0.13	0.17	0.1
φ(teil)	0.18	0.31	0.41*	0.23	0.32	0.1	0.12	-0.11
SE φ(teil)	0.22	0.27	0.19	0.26	0.28	0.32	0.21	0.17
κ	0.38	-0.55	0.24	0.05	0.13	-0.2	-0.11	0.23
SE κ	0.66	1.32	0.64	3.26	0.7	0.44	0.34	0.4
Korr./ rob. R² in%	44	68.8	44.6	48.9	47.3	61.4	55.6	6.5

SE: Standardfehler bzgl. des jeweiligen Koeffizienten; „*“: Signifikanz auf dem 5%-Niveau; „'“: Signifikanz auf dem 10%-Niveau; „#“ s. Fn. 19

Ursachen der geringen Erklärungsbeiträge

Ein erster Blick auf Tabelle 4 verrät, dass der Erklärungsbeitrag der Fehlerkorrekturmodelle weitaus geringer ist als jener der Schätzungen der langfristigen Beziehungen (s. Tabelle 2). Offensichtlich reichen die jährlichen Veränderungen des BIP und die Abweichungen der Einnahmen der Vorperiode vom langfristigen Gleichgewicht ($v(t-1)$) nicht aus, um die jährlichen Einnahmenschwankungen vollständig erklären zu können. Dafür verantwortlich dürften all jene Effekte sein, die quantitativ kaum erfassbar sind (s. auch Abschnitt 3). Dazu gehören die nicht

¹⁹ Bei den linearen Regressionen mit den Einnahmenaggregaten Total_1 und Total_mwk deuten die Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests und der grafischen Analysen mit Hilfe von Quantil-Quantil-Diagrammen darauf hin, dass die Residuen der angeführten Schätzungen nicht – wie im Schätzmodell unterstellt – normalverteilt sind. Darum wurden die Schätzer dieser Gleichungen mit Hilfe einer robusten Regression geschätzt. Aufgrund von Autokorrelationen, die in beiden Modellen festzustellen waren, wurde im Fall von Total_1 eine Dummy-Variable eingeführt und bei Total_mwk wurde eine Schätzung mit Hilfe der Cochrane-Orcutt-Methode vorgenommen (s. auch Anhang A). Für die robusten Schätzungen ist an Stelle des korrigierten R² das robuste R² angegeben, was auf den robusten Schätzern basiert.

erfassten strukturellen Änderungen des Steuersystems, einmalige Vorkommnisse, Verhaltensänderungen von Wirtschaftssubjekten und Schwankungen von Einnahmenarten, die nur sehr schwach mit dem nominalen BIP korreliert sind. Zu den letzteren gehören u.a. spezielle Verbrauchssteuern, z.B. die Mineralölsteuer und die Tabaksteuer, wie anhand des sehr geringen Erklärungsbeitrags von 6.5% für die Schätzung von `fiskal_rest` abzulesen ist. Für den geringen Erklärungsbeitrag dürfte u.a. die kurzfristig relativ starre Reaktion der Wirtschaftssubjekte auf Preisänderungen der besteuerten Güter verantwortlich sein. So ist zu vermuten, dass z.B. ein allgemeiner Preisanstieg im Zuge eines Aufschwungs nur mit erheblicher Verzögerung auf den Kraftstoffverbrauch durchschlägt.

Grundsätzlich erhöht sich das Risiko von verzerrten Schätzungen durch nicht erfasste Einflussfaktoren der abhängigen Variable. Dieser Vorbehalt ist bei der Auswertung der Resultate in Tabelle 4 zu berücksichtigen. Angesichts der angesprochenen Unwägbarkeiten sind die zwischen 44% und 69% liegenden Erklärungsbeiträge der Schätzungen noch relativ hoch.²⁰

Starke strukturelle und zufällige Verzerrungen der Elastizitätsschätzungen

Auffällig ist, dass erst durch die Bereinigung der Einnahmenreihen um die strukturellen Effekte der Mehrwertsteuer die Koeffizienten für die kurzfristige Einkommenselastizität ($\epsilon(\text{auf})$) statistisch signifikant von Null abweichen bzw. einen Wert von grösser als eins annehmen (s. Tabelle 4, `total`, `total_1`, `total_2`, `total_mwk`, `fiskal`, `fiskal_mwk`). Somit verzerren die fast permanenten Änderungen des Steuersystems die Schätzungen für die kurzfristige Beziehung zwischen nominalen BIP und Bundeseinnahmen derart, dass ohne Bereinigung statistisch praktisch kein Einfluss des BIP auf die Bundeseinnahmen auszumachen ist (s. Tabelle 3, `total`, `total_1`, `total_2`, `fiskal`).

Ein Vergleich zwischen den kurzfristigen Einkommenselastizitäten von `total_mwk` (1.39) und von `fiskal_mwk` (1.29) zeigt, dass bei Herausrechnung der nicht-fiskalischen Einnahmen die Elastizität sinkt. Dies lässt sich durch die - gemessen am MAD in Prozent des Medians - um ca. 20% höhere Volatilität der Schwankungen der nicht-fiskalischen Einnahmen gegenüber denen der fiskalischen Einnahmen erklären.²¹ Die nicht-fiskalischen Einnahmen verzerren damit die Schätzung der kurzfristigen Einkommenselastizität nach oben. Dieses geschieht auch durch den

²⁰ Eine Ausnahme hiervon bildet die Schätzung von `fiskal_rest`. Dieses Aggregat besteht im Wesentlichen aus speziellen Verbrauchssteuern (s. Abschnitt 3).

²¹ Es ist zu beachten, dass Regressor und Regressanden Differenzen sind.

Einbezug der volatilen Stempelabgaben und Verrechnungssteuer wie ein Vergleich zwischen fiskal_mwk und fiskal_of_k offenbart.

Ziemlich eindeutig sind die Resultate hinsichtlich der Bedeutung der Abweichungen der Einnahmen der Vorperiode vom langfristigen Gleichgewicht. Mit Ausnahme der Schätzung von fiskal_rest sind die Koeffizienten ($\phi(\text{auf})$) aller Schätzungen statistisch signifikant (s. Tabelle 4). Somit sind die statistisch in der langen Frist nicht erklärbaren Variationen der Einnahmen, die zufällig sind, für die Erklärung der kurzfristigen Einnahmeschwankungen relevant. Aufgrund der beschriebenen Probleme bei der Erfassung von zufälligen Effekten ist dieses Ergebnis plausibel.

Uneinheitliche konjunkturelle Einflüsse

Hinsichtlich der Bedeutung der Konjunkturphasen für die Einkommenselastizität sind die Schätzergebnisse uneinheitlich. So sind die Koeffizienten $\phi(\text{teil})$ der Schätzungen mit total und fiskal signifikant von Null verschieden. Allerdings ergäbe sich daraus im Fall von total eine negative Einkommenselastizität im Abschwung (-0.16), was nicht sehr plausibel ist. Demgegenüber liegt sie im Fall von fiskal bei 0.1, während sie bei den bereinigten Einnahmen nicht signifikant von Null verschieden ist. Folglich ist angesichts dieser Ergebnisse und der Unwägbarkeiten aufgrund der unberücksichtigt gebliebenen strukturellen und zufälligen Effekte bei den Bundeseinnahmen keine abschliessende Aussage über den Einfluss der Konjunkturphasen auf die kurzfristige Beziehung zwischen BIP und Bundeseinnahmen möglich.

Darüber hinaus sind gemäss der Schätzungen die Auswirkungen der Öl-Preisschocks und die Folgen des Zusammenbruchs von Bretton Woods nicht bedeutend für die Einnahmeschwankungen wie die nicht-signifikanten Koeffizienten κ anzeigen.

Bereinigte Elastizitätsschätzung

Aufgrund der kaum zu erfassenden zufällig und strukturell bedingten Einnahmeschwankungen ist derzeit die bestmögliche bereinigte Schätzung der kurzfristigen Einkommenselastizität mit dem Einnahmenaggregat fiskal_of_k möglich. Demnach läge die kurzfristige Einkommenselastizität bei 1.2. Allerdings spiegeln sich die angesprochenen Probleme in einem im Verhältnis zum Koeffizienten hohen Standardfehler (0.26) wider. Folglich kann die Einkommenselastizität genauso gut bei 0.7 oder 1.7 liegen. Zugleich lässt sich damit aber ebenfalls die Annahme einer kurzfristigen Elastizität von eins begründen.

6. Fazit

Die durchgeführte empirische Analyse hat gezeigt, dass die im Konzept der Schuldenbremse getroffene Annahme einer Einkommenselastizität von eins bzgl. des nominalen BIP sowohl in der langen als auch kurzen Frist haltbar ist. Insbesondere hat die Analyse in diesem Papier die besondere Bedeutung der Bereinigung der Einnahmen um strukturelle Änderungen des Steuersystems für eine qualitativ gute Schätzung der Einkommenselastizität verdeutlicht. Daneben ist gezeigt worden, dass der Einbezug von Finanzmarktabgaben und nicht-fiskalischer Einnahmen, deren Steuerbasen vermutlich nur eine geringe Korrelation zum nominalen BIP aufweisen, eine korrekte Schätzung der Beziehung zwischen dem nominalen BIP und den Bundeseinnahmen erschwert.

Auf Basis der derzeit vorhandenen Informationen zu den Einflussfaktoren der Bundeseinnahmen empfiehlt sich zur Schätzung der Einkommenselastizitäten das bereinigte Einnahmenaggregat `fiskal_of_k`. Gemäss der Schätzung für die langfristige Einkommenselastizität sind nur Werte von ca. 1 mit der Stichprobe von 1950 bis 2001 verträglich. Hierbei ist zu beachten, dass eine zuverlässige Bereinigung der direkten Bundessteuer um strukturelle Effekte kaum möglich ist. Bei Einbezug dieser Effekte könnte die langfristige Einkommenselastizität etwas unter eins zu liegen kommen. Auch, wenn statistisch eine kurzfristige Einkommenselastizität von eins haltbar ist, ist jedoch genauso jeder Wert zwischen 0.7 und 1.7 statistisch begründbar. Diese relativ grosse Bandbreite der möglichen Elastizitätswerte spiegelt die besondere Bedeutung von strukturellen und zufälligen Effekten bei den Einnahmen für die Schätzung der kurzfristigen Einkommenselastizität wider.

Die Berücksichtigung der Trendeinnahmen von Stempelabgaben und Verrechnungssteuer, falls diese quantitativ abschätzbar sind, wäre ein weiterer Schritt zur Verbesserung der Schätzungen – v.a. für die kurze Frist. Zudem sollte nach Möglichkeiten geforscht werden, die quantitative Erfassung der Einflussfaktoren der Bundeseinnahmen, z.B. Steuersatzänderungen, zu verbessern.

Schliesslich werfen die Ergebnisse dieser Studie die Frage auf, ob eine funktionale Beziehung zwischen strukturellen Einnahmenänderungen und der langfristigen Einkommenselastizität ermittelt werden kann. Träfe letzteres zu, müsste das ökonomische Modell (1) entsprechend angepasst werden.

Literaturverzeichnis

Bruce, D., William F. Fox and M.H. Tuttle, 2002, Tax base elasticities: A multi-state analysis of long run and short run dynamics, Working Paper, University of Tennessee.

Beljean, T., 2002, Top-Down Schätzungen der Einnahmen Voranschlag 2003, Finanzplan 2004-2006, interne Notiz der Eidgenössischen Finanzverwaltung.

Chouraqui, J. C., Hageman, R. P. and N. Sartor, 1990, Indicators of fiscal policy: A Re-Examination, OECD Working Paper No. 78.

Colombier, C., 2003, Die Bedeutung der Einkommenselastizitäten für die Ziele der Schuldenbremse, Group of Economic Advisers, Swiss Federal Finance Administration, forthcoming.

Colombier, C. und A. Frick, 2000, Überlegungen zur Schuldenbremse Teil 2 – der vorgeschlagene Mechanismus, Konjunktur – Monatsberichte der Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich, Jg. 63, Nr. 12, 19-26.

Danninger, S., 2002, A new rule: „The Swiss debt brake“, IMF-Working Paper, No. 02/18.

Frick, A., Graff, M., Kobel Rohr, R., Lampart, D., Müller, C. und B. Schips, 2003, Gutachten zu ausgewählten Problemen der Schuldenbremse, Schlussbericht, Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich.

Litschig, S., 2002, Macroeconomic stabilization properties of the Swiss expenditure rule: an assessment, Lizentiatsarbeit, Université de Genève.

Sobel, R.S. and R.G. Holcombe, 1996, Measuring the growth and variability of tax bases over the business cycle, National Tax Journal, Vol. 49, No. 4, 535-52.

Anhang A: Schätzmethodik und Resultate

Vorgehen bei den Schätzungen:

- In einem ersten Schritt sind die Reihen der Einnahmenaggregate und das nominale BIP logarithmiert worden. Da sowohl die BIP-Reihe als auch die Einnahmenreihen einen Trend aufweisen, musste für die Schätzung der langfristigen Elastizitäten überprüft werden, ob die Reihen denselben Integrationsgrad aufweisen und die Residuen der Schätzungen der Einnahmen auf das nominale BIP stationär sind. Diese Voraussetzung ist erfüllt, so dass die Schätzungen entsprechend Gleichung (2) vorgenommen werden konnten (s. Tabelle A1).
- Die kurzfristigen Elastizitäten sind mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells geschätzt worden.
- Um dem Problem der Autokorrelation zu begegnen, sind die Schätzungen mit Hilfe der Newey-West-Kovarianz durchgeführt worden. Diese Kovarianz ist zugleich robust gegenüber Heteroskedastizität.
- Wenn die Analyse der Residuen auf eine Verletzung der Normalverteilungsannahme hindeutete, sind robuste Regressionen mit MM-Schätzern durchgeführt worden, die stärker als die gewöhnliche Regression die Verteilung der Daten berücksichtigt. Somit setzen robuste Regressionen keine exakte Normalverteilung voraus.
- Für die robuste Regression steht allerdings nach Wissen des Autors keine Kovarianzschätzung zur Verfügung, die dem Phänomen der Autokorrelation Rechnung trägt. Wenn signifikante Autokorrelationen vorlagen, ist daher versucht worden, sie in einem ersten Schritt entweder durch die Cochrane-Orcutt-Methode oder durch die Berücksichtigung einer Dummy-Variable zu beseitigen. Falls die Autokorrelationen nicht eliminiert werden konnten, sind die durch die Autokorrelationen verzerrten Standardfehler mit einem nichtparametrischen Bootstrap geschätzt worden.
- Für die rollierenden Schätzungen ist aufgrund des unverhältnismässig hohen Aufwandes keine Überprüfung der Annahmen des Schätzmodells vorgenommen worden. Durch die Verwendung der Newey-West-Kovarianz sollten auch bei signifikanten Autokorrelationen und Heteroskedastizität keine Ineffizienzen bei den Schätzungen

auftreten. Aufgrund der mit 20 Beobachtungen relativ kleinen Stichprobe sind Schlüsse auf die zugrundeliegende Verteilung sowieso nur schwer möglich.

Tabelle A1: Phillips-Perron-Tests (PP-Test) auf Kointegration

Variable	PP Teststatistik	Integrationsgrad
Nominales BIP	-3.27*	I(1)
total	-7.22*	I(1)
Residuen Reg. total	-5.11*	I(0)
total_1	-5*	I(1)
Residuen Reg. total_1	-5.01*	I(0)
total_2	-6.82*	I(1)
Residuen Reg. total_2	-5.1*	I(0)
total_mwk	-4.11*	I(1)
Residuen Reg. total_mwk	-3.26*	I(0)
fiskal	-7.4*	I(1)
Residuen Reg. fiskal	-5.95*	I(0)
fiskal_mwk	-6.39*	I(1)
Residuen Reg. fiskal_mwk	-7.86*	I(0)
fiskal_of_k	-5.91*	I(1)
Residuen Reg. fiskal_of_k	-7.44*	I(0)
fiskal_rest	-2.98*	I(1)
Residuen Reg. fiskal_rest	-1.69 ²²	I(0)

„*“:= signifikant auf dem 5%-Niveau; „*“signifikant auf dem 10%-Niveau; I(0):= stationär, I(1):= integriert vom

Grade 1; Reg.:= Regression des jeweiligen Einnahmenaggregats auf das nominale BIP.

²² Für die Residuen der Regression von fiskal_rest auf das BIP kann lediglich auf einem 10%-Signifikanzniveau die Nicht-Stationarität abgelehnt werden. Allerdings ist bei Betrachtung der Residuen und Autokorrelationen kein Trend erkennbar, was auf stationäre Residuen hindeutet.

Tabelle A2: Rollierende Schätzungen der langfristigen Elastizitäten

Zeitraum	Total	total_1	total_2	total_mwkl	fiskal	fiskal_mwkl	fiskal_of_k	fiskal_rest
1950	0.98	0.98	0.98	1.05	1.04	1.06	1.05	1.18
1951	1.02	1.01	1.01	1.07	1.08	1.09	1.08	1.19
1952	1.00	1.00	1.00	1.06	1.07	1.08	1.07	1.16
1953	1.00	1.01	1.01	1.05	1.08	1.09	1.07	1.12
1954	0.99	1.00	1.00	1.04	1.06	1.07	1.06	1.07
1955	1.00	1.01	1.01	1.02	1.07	1.07	1.06	1.00
1956	1.00	1.01	1.01	1.01	1.06	1.05	1.04	0.95
1957	1.03	1.04	1.04	0.98	1.08	1.05	1.03	0.91
1958	1.03	1.04	1.04	0.95	1.08	1.03	1.01	0.87
1959	1.06	1.07	1.07	0.93	1.10	1.03	1.01	0.82
1960	1.06	1.07	1.07	0.89	1.09	1.00	0.98	0.77
1961	1.08	1.09	1.09	0.87	1.11	1.00	0.98	0.73
1962	1.08	1.09	1.09	0.85	1.10	0.99	0.96	0.70
1963	1.10	1.11	1.11	0.85	1.13	1.00	0.97	0.66
1964	1.11	1.13	1.13	0.84	1.13	0.99	0.96	0.63
1965	1.14	1.16	1.16	0.85	1.16	1.00	0.97	0.60
1966	1.14	1.16	1.16	0.83	1.16	1.00	0.96	0.57
1967	1.17	1.18	1.18	0.84	1.19	1.02	0.97	0.55
1968	1.17	1.18	1.18	0.84	1.20	1.03	0.96	0.54
1969	1.20	1.21	1.21	0.85	1.24	1.05	0.98	0.54
1970	1.22	1.22	1.22	0.88	1.25	1.07	0.99	0.56
1971	1.23	1.22	1.22	0.91	1.27	1.09	1.01	0.58
1972	1.22	1.18	1.18	0.94	1.24	1.09	1.00	0.60
1973	1.20	1.16	1.16	0.97	1.22	1.10	1.01	0.62

Zeitraum	total	total_1	total_2	total_mwk	fiskal	fiskal_mwk	fiskal_of_k	fiskal_rest
1974	1.15	1.10	1.10	0.98	1.16	1.07	1.00	0.66
1975	1.12	1.07	1.07	1.00	1.13	1.06	1.00	0.67
1976	1.10	1.04	1.04	1.02	1.10	1.04	1.00	0.70
1977	1.12	1.06	1.06	1.02	1.12	1.05	1.00	0.72
1978	1.12	1.07	1.07	1.01	1.12	1.04	1.00	0.73
1979	1.18	1.13	1.11	1.04	1.16	1.06	1.02	0.78
1980	1.19	1.13	1.12	1.03	1.16	1.04	1.03	0.83
1981	1.23	1.19	1.17	1.07	1.20	1.07	1.05	0.88
1982	1.25	1.20	1.18	1.08	1.21	1.06	1.06	0.92

Anhang B: Bereinigung der Einnahmen²³

Bei der Bereinigung der Einnahmen können folgende Stufen unterschieden werden:

1. Bereinigung um Einnahmen, welche neu nicht mehr bzw. neu in der Finanzrechnung verbucht werden

- Einnahmenüberschüsse der PKB
- Darlehensrückzahlungen der Arbeitslosenversicherung
- Darlehensrückzahlungen der SBB (da sie ab 97 in der FR sind)

2. Bereinigung um Einnahmen, welche im Sinne der Schuldenbremse ausserordentlich sind

- Funklizenzen WLL
- UMTS
- Swisscom

3. Bereinigung der Einnahmen um strukturelle Änderungen

- Steuersatzänderungen (z.B. direkte Bundessteuer, Mehrwertsteuer, Tabaksteuer etc.)
- Steuerbasisänderungen (z.B. bei den Stempelabgaben)
- Einführung neuer Steuern (z.B. Lenkungsabgabe auf VOC)

Anmerkungen zu Problemen bei Bereinigung nach Punkt 3:

- **Dynamisierung:** Die „Struktureffekte“, welche meist für das Jahr der Einführung berechnet werden, müssen für jedes Jahr ermittelt werden, d.h. eine Dynamisierung muss vorgenommen werden. Dies ist in einigen Fälle nur sehr schwer machbar, bzw. mit solchen Unsicherheiten verbunden, dass der letztendliche Nutzen in Frage gestellt ist.
- **Abgrenzung:** Es gilt festzulegen, was als Struktureffekt gilt. Insbesondere bei den nichtfiskalischen Einnahmen ist dies problematisch. Beispiel: Werden die Zeitreihen ab 1980 bereinigt, gilt die SNB-Gewinnausschüttung in den neunziger Jahren als

²³ Die Bereinigungen wurden von der Sektion Finanzplanung, Budget, Rechnung der EFV durchgeführt.

Struktureffekt und wäre entsprechend zu eliminieren. Das Aggregat „Nichtfiskalische Einnahmen“ würde um so kleiner, je früher mit der Bereinigung angefangen wird und enthält letztendlich nur noch die Einnahmen, welche zum Zeitpunkt des Bereinigungsbeginns bestanden.

Im Sinne einer pragmatischen Lösung werden die Bereinigungen gemäss Punkt 3 vorgenommen, wenn sie vom Ausmass bedeutend sind und eine halbwegs seriöse Abschätzung vorgenommen werden kann.