

Müller, Christian

Working Paper

Anmerkungen zur Schuldenbremse

KOF Working Papers, No. 81

Provided in Cooperation with:

KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich

Suggested Citation: Müller, Christian (2003) : Anmerkungen zur Schuldenbremse, KOF Working Papers, No. 81, ETH Zurich, KOF Swiss Economic Institute, Zurich

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/50842>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

K O F

Konjunkturforschungsstelle
Swiss Institute for
Business Cycle Research

Arbeitspapiere/ Working Papers

Christian Müller

Anmerkungen zur Schuldenbremse

Nr. 81, Dezember 2003

ETH

Eidgenössische Technische Hochschule Zürich
Swiss Federal Institute of Technology Zurich

Anmerkungen zur Schuldenbremse

Christian Müller

Konjunkturforschungsstelle (KOF) an der
Eidgenössischen Technischen Hochschule Zürich

CH-8092 Zürich, Switzerland

Tel.: ++41-(0)1-632 46 24

Fax: ++41-(0)1-632 12 18

Email: cmueller@kof.gess.ethz.ch

This version: 5. Dezember 2003

Zusammenfassung

Volk und Stände der Schweiz beschlossen 2001, den *absoluten* Schuldenstand des Staates im Konjunkturverlauf zu begrenzen. Damit hat die Eidgenossenschaft einen Weg eingeschlagen, der sich von dem der Mitglieder des europäischen Stabilitätspaktes unterscheidet. Diese halten eine positive Obergrenze der Verschuldung *relativ* zur Wirtschaftsleistung für optimal. Dieser Artikel soll zeigen, dass die Umsetzung des Verfassungsartikels einerseits de facto unmöglich ist, aber andererseits zu dem dem Ergebnis führt, dass die resultierenden Budgets langfristig das Maastrichter Defizitkriterium erfüllen. Kurzfristig besteht eine gewisse Flexibilität, die die Erfahrungen der Schweiz für eine Reform des Stabilitätspaktes interessant erscheinen lassen.

JEL classification: H61, H63, E61

Keywords: Staatsverschuldung, Schuldenbremse, Random Walk

*Die Ergebnisse dieser Arbeit entstanden im Rahmen der Bearbeitung eines Auftrags der Eidgenössischen Finanzverwaltung (EFV) an die KOF, ohne jedoch Bestandteil dieses Auftrages gewesen zu sein. Die vom Autor vertretenen Auffassungen entsprechen nicht notwendiger Weise denen der KOF oder der EFV. Ich danke Oliver Zellweger für zahlreiche wertvolle Hinweise.

1 Einleitung

Die meisten ökonomisch entwickelten Staaten sind verschuldet. Die moderne Makroökonomie weist diesem Phänomen eine wichtige Rolle zu, indem sie ein bestimmtes Mass an (Neu)verschuldung im Verhältnis zur Wirtschaftsleistung als notwendig für die Erreichung bzw. Aufrechterhaltung eines gewissen Wirtschaftswachstums hält. Ihre Begründung findet diese Auffassung u.a. in Sicht des Staates als Investor in solche Bereiche, die von Privaten im wünschenswerten Umfang nicht geleistet werden würden, gesellschaftlich jedoch wünschenswert sind. Die Tatsache, dass Staatsschulden bis zu einer - allerdings unbekanntem - Obergrenze durchaus erstrebenswert sind, findet etwa ihren Ausdruck in den Verschuldungskriterien des Maastrichter Stabilitätspaktes, wie ihn einige europäische Staaten zur Sicherung der Stabilität der Euro-Währung geschlossen haben.¹

Die Stabilitätskriterien definieren eine Obergrenze sowohl für den Schuldenstand als auch für die zulässige Neuverschuldung als Verhältnis zum jeweiligen Volkseinkommen (reales Bruttoinlandprodukt, BIP). Das bedeutet unter anderem, dass beide, Schuldenstand und Neuverschuldung, im Zeitverlauf absolut wachsen können, sofern auch das BIP wächst.

Die Schweiz beschreitet einen anderen Weg. Das Volk und die Stände der Schweiz haben am 2. Dezember 2001 einer Verfassungsänderung zugestimmt, die einen Ausgleich der Staatsschuld über einen Konjunkturzyklus hinweg garantieren soll. Die dafür entwickelte Schuldenbremseformel soll sicherstellen, dass vorübergehend Verschuldung zugelassen wird, und zwar in dem Ausmass, wie die jeweilige wirtschaftliche Entwicklung von der Normalauslastung abweicht (Konjunkturschwankungen). Eine Folge davon ist, dass bei einer wachsenden Volkswirtschaft die Schuldenquote tendenziell sinken muss. Diese Vorgehensweise wurde in mehreren Arbeiten der Eidgenössischen Finanzverwaltung (EFV) begründet und die technische Umsetzung konkretisiert. Ziele und Absichten der Schuldenbremse waren und sind Gegenstand politischer Diskussionen und wurden u.a. auch vom internationalen Währungsfond gewürdigt (siehe International Monetary Fund (2001), Bodmer (2003a), Bodmer (2003b), Columbian (2003)).

Der vorliegende Artikel zeigt auf, dass die Umsetzung der Schuldenbremse auf praktische und theoretische Schwierigkeiten stösst, welche letztlich gleichbedeutend mit der Unmöglichkeit ihrer Verwirklichung sind. Im Ergebnis resultiert jedoch eine Schuldendynamik, die mittelfristig

¹ Burda and Wyplosz (1993), S.293: What matters is the ability to repay, which is related to the size of the country. This is precisely why . . . the more appropriate objective is not the stabilization of the debt, but the debt-GDP ratio.

dem Maastrichter Defizitkriterium der EURO-Zone entspricht. Mit anderen Worten, obgleich der Verfassungsartikel die Einhaltung einer absoluten Schuldengrenze fordert, ist das wahrscheinlichste Resultat eine Situation, in der die Neuverschuldungsquote (Neuverschuldung relativ zum BIP), jedoch nicht und die erwartete Schuldenquote (Schuldenstand relativ zum BIP) konstant bleibt.

Die theoretischen Ergebnisse des ersten Teils des Aufsatzes werden im darauf folgenden mit Zahlenbeispielen illustriert. Den Abschluss bildet der Vorschlag und die Diskussion einer alternativen Formel für die Schuldenbremse.

2 Theoretische und praktische Probleme der Schuldenbremse

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

2.1 Theoretische Aspekte der Schuldenbremse

2.1.1 Definitionen

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

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

Die Konjunktur, $\lambda_\tau = f(\tau)$, wird als Funktion der Zeit aufgefasst, d.h. eine Referenzgrösse (für gewöhnlich das reale BIP) spielt vorläufig keine Rolle. An anderer Stelle in dieser Arbeit wird auf den Konjunkturfaktor k_t abgestellt. Dieser Faktor steht zu λ_t in folgender Beziehung : $k_t = 1 - \lambda_t$.

Die Formen der Konjunktur seien wie folgt definiert:

- Allgemeine Form (Stationarität)

1. $\mathcal{E}(\lambda_\tau) = \mu_0, |\mu_0| < \infty,$

2. $Var(\lambda_\tau) = \sigma^2, \sigma^2 < \infty$

- Schwache Form (Wiederkehr)

1. + 2. sowie,

3. $\mathcal{E}(\lambda_{\tau_j}) = \mu_j, |\mu_j| < \infty,$

4. $Var(\lambda_{\tau_j}) = \sigma_j^2, \sigma_j^2 < \infty$

5. $\lambda_{\tau_j} \neq 0$, für mindestens ein τ_j

6. $\lambda_{\tau_i} = \lambda_{\tau_{i+1}}$

- Starke Form (Symmetrie) 1. bis 5. sowie,

7. $\sum_{j=\tau_i}^{\tau_{i+1}} \lambda_j = 0, \forall i, j.$

Es sei angemerkt, dass Linearkombinationen λ_τ^* von λ_τ ebenfalls die Kriterien der Konjunkturformen erfüllen.

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

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

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

womit das trendhafte Verhalten der Einnahmenentwicklung und ihre zumindest potenziell zeitabhängige Varianz herausgestrichen werden soll. Die Angemessenheit dieser Charakterisierung kann anhand von Abbildung 8 verifiziert werden.

2.1.2 Die gegenwärtige Formel für die Schuldenbremse und ihre Implikationen

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

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

woraus für das Defizit folgt,

$$D_\tau = \lambda_\tau E_\tau. \tag{2}$$

Aus (2) geht allgemein gesagt hervor, dass das aktuelle Defizit eine Funktion nicht allein der Konjunktur, sondern auch des Verlaufs der Einnahmen ist. Daraus folgt, dass die Eigenschaften des Verlaufs letzterer in der Zeit für das Funktionieren der Schuldenbremse mitentscheidend sind.

Im Abschnitt 2.1.1 wurde gezeigt, dass die Einnahmen keinen zeitunabhängigen Mittelwert haben. Daraus folgt, dass sowohl die Varianz als auch der Erwartungswert von D_τ nach Anwendung von (1) nicht zeitunabhängig sind. Auf die Eigenschaften von λ_τ stellt jedoch die Idee der Schuldenbremse ab. Selbst wenn man also die starke Form der Konjunktur unterstellt, für die gilt $\sum_{j=\tau_i}^{\tau_i+1} \lambda_{\tau_i} = 0$, dann bedeutet dies nicht, dass auch $\sum_{j=\tau_i}^{\tau_i+1} \lambda_{\tau_i} E_{\tau_i}$, d.h. die Summe der Schulden über den Konjunkturzyklus gleich Null ist. Damit letzterer Ausdruck tatsächlich Null wird, bedarf es weiterer starker Restriktionen für λ_τ , die nicht ohne weiteres in das Konzept einer Konjunkturrepräsentantin wie des k -Faktors eingefügt werden können.

2.1.3 Schuldenquote und Schuldenstand

Eine "strikte" Erfüllung des Ziels eines Haushaltsausgleichs über den Konunkturzyklus hinweg mit Hilfe von (1) scheitert an dem Zusammenhang zwischen dem BIP (Y_τ) und den Einnahmen welcher häufig durch die Einnahmenelastizität charakterisiert wird. Dieser bewirkt, dass die Einnahmen, wie auch das BIP, trendhaftes Verhalten aufweisen, womit die Defizitentwicklung nicht alleine vom Konjunkturverlauf abhängig wird.

Es sei deshalb einmal angenommen, dass der Zusammenhang zwischen Einnahmen und Volkseinkommen - ausgedrückt durch die Elastizität - konstant sei. Gemäss der Schuldenbremseformel (1) trifft das dann auch auf die Ausgabenseite zu. Dividiert man nun (2) durch das Volkseinkommen, erhält man

$$\begin{aligned}\frac{D_\tau}{Y_\tau} &= d_\tau \\ &= \frac{E_\tau \lambda_\tau}{Y_\tau}\end{aligned}\tag{3}$$

als Ausdruck für die Neuverschuldungsquote. Seien Volkseinkommen und Einnahmen zerlegt in die Komponenten Trend (inklusive möglicher stochastischer Trends), θ_ξ , Konjunktur ($\lambda_{\xi,\tau}$), und Zufall ($\epsilon_{\xi,\tau}$) mit $\xi = \{y, e\}$, dann resultiert für d_τ ²,

$$\begin{aligned}d_\tau &= \frac{(\theta_{e,\tau} + \epsilon_{e,\tau})\lambda_\tau}{\theta_{y,\tau} + \lambda_\tau + \epsilon_{y,\tau}} \\ &= \frac{\theta_{e,\tau}\lambda_\tau}{\theta_{y,\tau} + \lambda_\tau + \epsilon_{y,\tau}} + \frac{\epsilon_{e,\tau}\lambda_\tau}{\theta_{y,\tau} + \lambda_\tau + \epsilon_{y,\tau}}\end{aligned}\tag{4}$$

In (4) wird der Zählerausdrucks des zweiten Summanden auf der rechten Seite von der Trendkomponente im Nenner langfristig dominiert, so dass dieser Teil der Summe vernachlässigt werden kann. Der erste Summand wird langfristig bestimmt durch das Verhältnis $\lambda_t \frac{\theta_{e,\tau}}{\theta_{y,\tau}} = \lambda_t \gamma_t$. Unterstellt man nun, dass das (langfristige) Verhältnis von Volkseinkommen und Staatseinnahmen konstant ist, was zum Beispiel im Fall konstanter Einnahmelenastizität ($\gamma_t = \gamma$) der Fall ist, so ergibt sich

$$d_\tau = \gamma \lambda_\tau.\tag{5}$$

Mit anderen Worten, die Neuverschuldungsquote (Defizitquote) ist eine Funktion von λ_τ . Aufgrund der Annahmen sowohl über die starke wie auch die schwache Form der Konjunktur kann

² Vereinfachend sei unterstellt, dass die Einnahmen keinen eigenen Zyklus aufweisen.

davon ausgegangen werden, dass λ_t einem stationären Prozess folgt, so dass auch die Defizitquote um einen konstanten Mittelwert schwanken wird.³

Die Schuldenquote kann nicht direkt aus der Defizitquote abgeleitet werden, denn

$$S_\tau = \frac{\sum_{i=0}^{\tau} E_i \lambda_i}{Y_\tau} \neq \sum_{i=0}^{\tau} d_i. \quad (6)$$

Allgemein gesprochen müsste die funktionale Beziehung zwischen E_τ und λ_τ bekannt sein, so dass die Eigenschaften von S_τ ablesbar sind.

Es lohnt sich daher, folgende vereinfachte Konstellation zu betrachten.

1. $E_\tau = \theta_{e,\tau} + \varepsilon_{e,\tau}$, $\theta_{e,\tau}$ stochastische und/oder deterministische Funktion der Zeit
2. $\mathcal{E}(\theta_{e,\tau} \lambda_\tau) = 0, \forall \tau$
3. $\mathcal{E}(\varepsilon_{e,\tau} \lambda_\tau) = \sigma_\tau^{e,\lambda} < \infty$ und stationär (konstante Kovarianz)
4. $\mathcal{E}((E_{\tau-i} \lambda_{\tau-i}) | Y_\tau) = \mathcal{E}(E_{\tau-i} \lambda_{\tau-i}) = \sigma_{\tau-i}^{e,\lambda} \forall i > 0$

Die erste Einschränkung unterstellt eine Zerlegung der Einnahmereihen, wie sie bereits zuvor getroffen wurde. Als zweites wird angenommen, dass die Trendkomponente der Einnahmen unabhängig von den Konjunkturschwankungen ist, während drittens die Zufallskomponente (hier vereinfachend inklusive einer möglichen Konjunkturkomponente) der Einnahmen mit der Konjunktur zeitunabhängig korreliert ist. Wenn die vierte Bedingung gilt, dann ist das Produkt aus Einnahmen und der Konjunktur der jeweiligen Periode unabhängig vom Volkseinkommen in der Zukunft.

Die Annahmen 1-4 müssen als Restriktionen angesehen werden, die jedoch nicht gänzlich unrealistisch erscheinen, und die auch durch geeignete Filterverfahren erzwungen werden könnten.⁴ Ihre empirische Verifizierung ist allerdings nur ansatzweise möglich.

Unter diesen Annahmen kann der Erwartungswert für die Schuldenquote wie folgt abgeleitet

³ Der Wert von γ entspricht dem Defizitkriterium des Maastrichter Stabilitäts- und Wachstumsvertrages der EURO-Länder.

⁴ Keine der Annahmen beeinflusst die Ergebnisse über die Defizitquote d_τ .

werden.

$$\begin{aligned}
 \mathcal{E}(S_\tau) &= \mathcal{E}\left(\frac{\sum_{i=0}^{\tau} E_i \lambda_i}{Y_\tau}\right) \\
 &= \sum_{i=0}^{\tau-1} \mathcal{E}\left(\frac{E_i \lambda_i}{Y_\tau}\right) + \mathcal{E}\left(\frac{E_\tau \lambda_\tau}{Y_\tau}\right) \\
 &= \frac{1}{Y_\tau} \sum_{i=0}^{\tau-1} \sigma_\tau^{e,\lambda} + d_\tau
 \end{aligned} \tag{7}$$

Der erste Summand auf der rechten Seite von (7) ist ein Quotient bei dem sowohl Nenner als auch Zähler von einem Zeittrend dominiert werden. Theoretisch ist es daher denkbar, dass dieses Verhältnis im Durchschnitt nicht trendbehaftet ist. Wesentlich weniger wahrscheinlich ist jedoch, dass dies auch für die Varianz dieses Ausdruckes gilt. Fasst man etwa die Werte von $\sigma_\tau^{e,\lambda}$ als stochastische Variablen mit einem zeitinvarianten Mittelwert auf und unterstellt, dass Y_τ durch einen linearen Zeittrend ausreichend gut approximiert wird, dann folgt $\frac{1}{Y_\tau} \sum_{i=0}^{\tau-1} \sigma_\tau^{e,\lambda}$ ungefähr einem random walk.

Der zweite Summand in (7) dagegen hat die stationären Eigenschaften der Defizitquote, welche bereits oben ausgeführt wurden. Folglich wird der gesamte Ausdruck bei Zugrundelegung der genannten Annahmen von der random-walk-Komponente bestimmt und es lassen sich die Ergebnisse des Abschnittes wie folgt zusammenfassen:

1. Der jährliche Einnahmen- bzw. Ausgabenüberschuss nimmt im Zeitverlauf zu.
2. Die Neuverschuldungsquote ist im Zeitablauf annähernd konstant
3. Die Staatsverschuldung bzw. -guthaben nimmt im Zeitverlauf zu.
4. Die Schuldenquote (gemessen am BIP) schwankt unter gewissen Annahmen um einen gegebenen Wert, doch sind die zu erwartenden Abweichungen davon einem Zeittrend unterworfen.

Dieses Szenario steht zu den Absichten der Schuldenbremse im Widerspruch, erfüllt aber langfristig das Defizitkriterium, das die Teilnehmerstaaten der Europäischen Währungsunion gewählt haben.

2.2 Eine "verfassungskonforme" Formel

Aus Plausibilitätsgründen konzentrieren wir uns auf die schwache Form eines Konjunkturzyklus'.

In der schwachen Form eines Konjunkturzyklus' wird angenommen, dass die Konjunktur in eine Aufeinanderfolge von Zyklen unterteilt wird, die jeweils mit denselben Werten von λ_τ enden und beginnen. Daraus folgt, dass die Summe der Änderungen von λ_{τ_j} zwischen λ_{τ_i} und $\lambda_{\tau_{i+1}}$ gleich null ist. Durch eine Multiplikation mit einem konstanten Faktor, z.B. E_{τ^*} ändert sich diese Eigenschaft nicht. Daher kann folgende Defizitformel vorgeschlagen werden:

$$A_\tau = (1 + \Delta\lambda_{\tau+\frac{1}{T}})E_{\tau^*} \quad (8)$$

$$D_\tau = \Delta\lambda_{\tau+\frac{1}{T}}E_{\tau^*}$$

$$S_\tau = \sum D_\tau \quad (9)$$

wobei E_{τ^*} die (erwarteten) Einnahmen eines beliebigen Jahres sind.⁵ Nach Ablauf eines Konjunkturzyklus' wird dann der Schuldenstand $-E_{\tau^*}\lambda_{\tau_i} + S_{\tau_i}$ nicht übersteigen. Nach Ablauf aller Konjunkturzyklen ist die Obergrenze der Schulden durch $-E_{\tau^*}\lambda_{\tau_0}$ gegeben. Die optimale Wahl von E_{τ^*} bedarf einer gesonderten Betrachtung.

Im Unterschied zum Niveau von λ_τ verhalten sich die Änderungsraten ausgesprochen prozyklisch (siehe Abbildungen 7, 10)). Damit durch die Abstützung auf $-\Delta\lambda_{\tau+\frac{1}{T}}$ als Defizitfaktor keine prozyklische Ausgabenpolitik hervorgerufen wird, verwendet Regel (8) diesen Faktor mit umgekehrten Vorzeichen.

Die Wahl des Vorzeichens in (8) hat keinen Einfluss auf die Stationarität des Schuldenstandes, bewirkt jedoch wenigstens teilweise einen Ausgleich der sonst inhärenten prozyklischen Ausgabenpolitik (siehe Abbildung 10).

Dieses prozyklische Verhalten könnte durch ein Aufschieben der Neuverschuldung in Aufschwungphasen gemildert werden. Dazu müssten zusätzlich zu den Änderungsraten von $\lambda_{\tau+\frac{1}{T}}$ auch μ_j bekannt sein, um zu ermitteln, ob die Wirtschaft sich bereits in einer Phase der Überauslastung befindet. Die aufgeschobene Neuverschuldung würde dann in der nächsten Aufschwungphase, welche annahmegemäss in einer Situation der Unterauslastung beginnt, realisiert werden. Spiegelbildlich müsste mit dem Schuldenabbau verfahren werden.

⁵ Tatsächlich kann E_{τ^*} einen beliebig wählbaren Betrag annehmen. Wichtig ist lediglich, dass im Verlauf eines Zyklus' dieser Betrag konstant gehalten wird.

2.3 Anwendungen

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

2.3.1 Illustration der theoretischen Überlegungen

Für die Simulationen verwenden wir die Daten für das BIP der VGR bis 2001 sowie die Daten der aktuellen KOF-Prognose für 2002. Als Konjunkturfaktoren kommen solche der EFV sowie eine Berechnung der KOF zur Anwendung. Die Ableitung der letzteren wird im Abschnitt A.2 skizziert.

Der Simulation liegen Berechnungen der Einnahmen der EFV zugrunde, welche vergangene und prognostizierte Werte einschliessen. Erster und letzter Wert sind durch die Datenverfügbarkeit bestimmt. Simulationen mit (1) können 1983 bzw. 1980 beginnen und bis 2006 durchgeführt werden. Den Konjunkturfaktoren der EFV zufolge markiert das Jahr 1988 den Beginn einer Expansionsphase. Daher wählen wir 1988 als Startpunkt für die Simulationen und schreiben den Schuldenstand von 1987 mit der Regel (1) fort. Dabei ist zu beachten, dass die Konjunkturfaktoren der EFV allenfalls die Bedingungen der schwachen Form erfüllen, da in dem gesamten Zeitraum seit 1987 oder 1988 keine Teilsumme aller Konjunkturfaktoren existiert, die kleiner ist als Null mit Ausnahme des k -Faktors von 1987 selbst. Als eine mögliche Alternative zu den k -Faktoren der EFV wird ein Faktor berechnet der bezüglich Beginn und Dauer der Zyklen dem der EFV vergleichbar ist, jedoch andere Ausschläge ausweist (siehe Abbildung 8). Darüber hinaus ist dieser Faktor (bezeichnet als k -Faktor nach dem strukturellem Zeitreihenmodell 1 - kurz SZM1) so konstruiert, dass er von zufälligen Schwankungen separiert ist. Dies unterscheidet ihn u.a. von dem Verfahren der EFV.

Im Abbildungsanhang werden die Ergebnisse von ex-post sowie ex-ante Simulationen wiedergegeben. Die Anwendung der Regel (1) (siehe Abbildung 9) führt wie erwartet die Verschuldung nicht auf das Ausgangsniveau des Zyklus' 1988 – 2001 zurück. Dagegen ist dies dem Budget-

mechanismus (8) folgend durchaus der Fall. Darüberhinaus scheint die Formel (1) auch mit grösseren Ausschlägen verbunden zu sein (siehe Abbildung 11), doch ist diese Schlussfolgerung irreführend, da die Varianz von S_τ nach (8) allein von der Wahl von E_{τ^*} abhängig ist.

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

3 Interpretation und Schlussfolgerungen

Theoretische Überlegungen zeigen, dass mit der gegenwärtigen Formel für die Schuldenbremse (1) nur unter sehr speziellen Voraussetzungen das verfassungsmässige Ziel eines Haushaltsausgleichs über einen Konjunkturzyklus hinweg exakt erreicht werden kann. Es wurde gezeigt, dass mit dieser Formel den Forderungen der Verfassung nicht Rechnung getragen werden kann. Zur Bewältigung dieser Problems wurde eine andere Spezifikation (Regel (8)) vorgeschlagen.

Der wichtigste Vorteil der Regel (8) kann darin gesehen werden, dass die Anforderungen sowohl an die unterstellten Eigenschaften des Konjunkturzyklus' als auch an die Prognosemöglichkeiten relativ gering sind. Zur Erfüllung der Gesetzesforderungen sind lediglich Vorhersagen über

die Einnahmen und den Konjunkturverlauf der nächst folgenden Budgetperiode erforderlich. Im Vergleich dazu müsste zur erfolgreichen Anwendung der Regel (1) bereits zu Beginn eines Zyklus' dessen Dynamik und Dauer vollständig bekannt sein. Das Auftreten einer solchen Situation kann nach vernünftigem Ermessen jedoch ausgeschlossen werden.

Die Vorteile bei der Implementierung der Regel (8) sind jedoch verbunden mit einem wenigstens teilweise prozyklischem Ausgabenmuster, welches ebenfalls dem Geist der Schuldenbremse widerspricht.

Die in der Vergangenheit (1988 – 1999) beobachtete und ex-post weitgehend erfüllte Forderung nach dem Schuldenausgleich mit Hilfe von (1) und dem k -Faktor der EFV lässt sich nicht auf die Zukunft übertragen. Sie lässt sich auch nicht auf Faktoren übertragen, die z.B. dieselbe Dauer der Konjunkturphasen wie o.g. Faktor abbilden, sich jedoch hinsichtlich Abstraktion von zufälligen Einflüssen von ihnen unterscheiden.

Bezüglich der praktischen Umsetzung der Mechanismen basierend auf Schätzungen mit historischen Werten muss beachtet werden, dass sie in der dargelegten Form nur durchführbar ist, wenn sich durch die Umsetzung die Analyseergebnisse nicht ändern würden. Das ist jedoch unwahrscheinlich. Zudem sind selbst unter der Annahme der Strukturkonstanz die geschätzten Unsicherheitskomponenten relativ hoch und systematische und zufällige Effekte scheinen einander zumindest teilweise zu kompensieren (siehe Tabellen 1, 2).

Ein weiteres grundsätzliches Problem ergibt sich aus der Wahl des Referenzindikators für den Konjunkturverlauf. Hier kann allerdings gezeigt werden, dass trotz der möglichen Vielfalt nicht so sehr die Wahl eines bestimmten Indikators entscheidend ist, sondern vielmehr dessen Eigenschaften und vor allem die Möglichkeit, diesen Indikator ex-ante zuverlässig zu bestimmen.

Wird jedoch die Formel (1) angewendet, so resultiert unter realistischen Annahmen eine annähernd konstante Neuverschuldungsquote. Gleichzeitig wird dieses Ziel jedoch lediglich langfristig erreicht, während kurzfristig Abweichungen auftreten können. Diese Flexibilität wird im Lichte der derzeitigen Wirtschaftssituation auch von einigen EURO-Ländern gefordert, weshalb die Schweizer Erfahrungen für eine Reform des Stabilitätspaktes interessant sein könnten.

Im Gegensatz zur Neuverschuldungsquote kann jedoch nicht erwartet werden, dass die Schuldenquote auf ihrem Ausgangswert verharrt. Stattdessen muss davon ausgegangen werden, dass die Abweichungen mit der Zeit zunehmen.

Literatur

- Bodmer, F. (2003a). Die strukturellen Einnahmn und das strukturelle Defizit: 2002 - 2007, *Working Paper ÖT/2003/06*, Eidgenössische Finanzverwaltung Bern.
- Bodmer, F. (2003b). Eine Analyse der Einnahmeschwankungen, *Working Paper ÖT/2003/07*, Eidgenössische Finanzverwaltung Bern.
- Burda, M. C. and Wyplosz, C. (1993). *Macroeconomics A European Text*, 1st edn, Oxford University Press, Oxford, UK.
- Columbier, C. (2003). Eine Neubewertung der Schuldenbremse, *Working Paper ÖT/2003/01*, Eidgenössische Finanzverwaltung.
- International Monetary Fund (2001). Switzerland's Debt Brake, *IMF Country Report 01/75*, International Monetary Fund.

A Anhang

A.1 Ein multivariates strukturelles Zeitreihenmodell für Einnahmen, Ausgaben und BIP auf Jahresbasis

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

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\psi}_t + \Lambda \mathbf{w}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) \\ \boldsymbol{\mu}_t &= \boldsymbol{\mu}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}_{t-1}, \\ \boldsymbol{\beta}_t &= \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\zeta}_t, \quad \boldsymbol{\zeta}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\zeta) \\ \boldsymbol{\psi}_t &= \Phi \boldsymbol{\psi}_{t-1} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\epsilon) \end{aligned} \tag{10}$$

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

Das Modell (10) kann mit Worten als multivariates Zeitreihenmodell mit stochastischem sowie deterministischem Trend $(\boldsymbol{\mu}_t)$, zyklischer Komponente $(\boldsymbol{\psi}_t = \boldsymbol{\psi}(\lambda_{a,t}, \lambda_{e,t}, \lambda_{y,t}))$ und Interven-

tionsteil (\mathbf{w}_t) beschrieben werden. Die Strukturkomponenten der einzelnen endogenen Variablen stehen durch die Korrelation der jeweiligen Innovationsterme miteinander in Verbindung. Sollte den Einnahmen, den Ausgaben und dem BIP derselbe Trend zugrunde liegen, wäre $r = 1$ und (10) könnte geschrieben werden als:

$$\begin{aligned}
\mathbf{y}_t &= \Theta \boldsymbol{\mu}_t^\dagger + \boldsymbol{\mu}_\Theta + \boldsymbol{\psi}_t + \Lambda \mathbf{w}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) \\
\boldsymbol{\mu}_t^\dagger &= \boldsymbol{\mu}_{t-1}^\dagger + \boldsymbol{\beta}_{t-1}^\dagger, \\
\boldsymbol{\beta}_t^\dagger &= \boldsymbol{\beta}_{t-1}^\dagger + \boldsymbol{\zeta}_t^\dagger, \quad \boldsymbol{\zeta}_t^\dagger \sim NID(\mathbf{0}, \sigma_\zeta) \\
\boldsymbol{\psi}_t &= \Phi \boldsymbol{\psi}_{t-1} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad \boldsymbol{\epsilon}_t \sim NID(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}_\epsilon)
\end{aligned} \tag{11}$$

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

Die Parameter der Modelle (10) und (11) können mit Hilfe des Maximum-Likelihood-Prinzips geschätzt werden, allerdings erfordert dies numerische Optimierungen, welche die Ergebnisse unter Umständen anfällig machen können bei Neudefinitionen des Stützbereiches oder der Formulierung des Problems (Reihenfolge der Variablen).

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

Die Vorgehensweise bei der Bestimmung der Koeffizienten ist wie folgt. Alle Variablen werden in ihrer logarithmierten Form betrachtet. Zunächst wird dann das Modell (10) frei geschätzt. Dabei wird durch den Vektor \mathbf{w}_t eine Niveaushiftung ab 1991 zugelassen und die aussergewöhnlichen Steuereinnahmen im Jahr 2000 werden durch eine Dummyvariable modelliert. Aufgrund der Nichtstationarität der Variablen ist die Niveaushiftung potenziell auch mit einer Änderung der durchschnittlichen Wachstumsrate verknüpft.

Sollte den Variablen tatsächlich ein gemeinsamer stochastischer Trend zugrunde liegen, so würde sich das im reduzierten Rang der Matrix $\boldsymbol{\Sigma}_\zeta$ manifestieren. Folglich wird das Modell erneut geschätzt, dieses Mal jedoch in der Form (11) und die Loglikelihood der beiden Versionen

verglichen. Die doppelte Differenz zwischen beiden Werten ist auch im Hundertstel Bereich nicht von Null verschieden, so dass eine Einschränkung von (10) nach (11) keinerlei analytische Nachteile mit sich bringt. Die Anpassung des Modells an die einzelnen Variablen (R^2) wird gemessen für die ersten Differenzen, und beläuft sich auf .53, .52 und .55 für die Einnahmen, die Ausgaben und das nominale BIP.

Im Ergebnis wird die (normalisierte) Gewichtungsmatrix Θ als $\tilde{\Theta} = (1, 1.3, 1.8)'$ geschätzt und $\tilde{\beta} = (-.014, -.044)'$.⁶ Das zweite und dritte Element von $\tilde{\Theta}$ scheint nicht sehr stark von 1 abzuweichen.

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

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

$$\begin{aligned} e_t &= a_t + .1 - .003t \\ &= y_t + 2.2 - .011t \end{aligned} \tag{12}$$

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

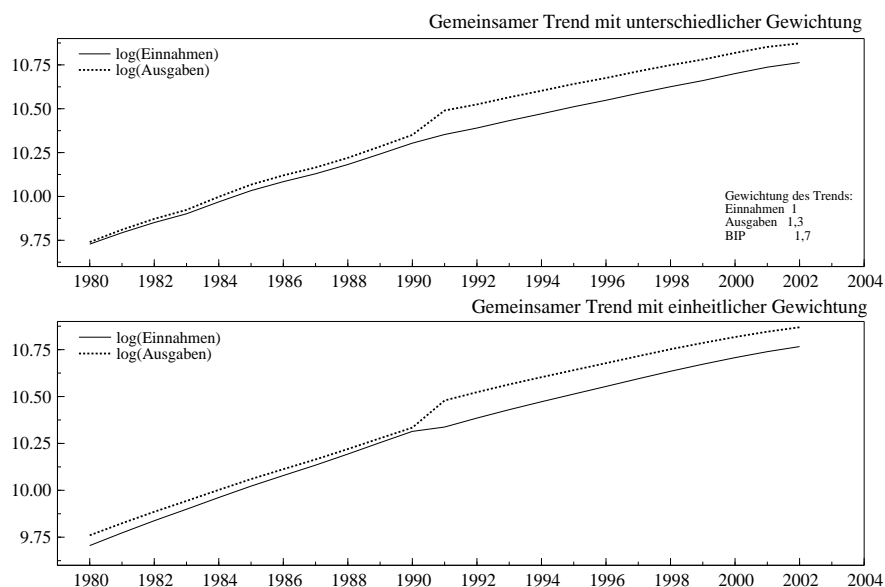
$$\begin{aligned} e_t &= a_t - .02 - .003t \\ &= y_t + 2.2 - .011t \end{aligned} \tag{13}$$

woraus deutlich wird, dass für den grössten Teil der strukturellen Differenz zwischen Einnahmen und Ausgaben (=strukturelles Defizit), diese Verschiebung verantwortlich ist. Grafisch kann das anhand der Abbildung 1 veranschaulicht werden.

Zudem geht aus (12) und (13) hervor, dass die Einnahmen zum Ende der Stichprobe schneller wachsen, sowohl als die Ausgaben wie auch als das BIP.

⁶ Geschätzte Koeffizienten werden durch $\tilde{}$ gekennzeichnet.

Abbildung 1: Langfristige Trends von Einnahmen und Ausgaben



Aus Abbildung 1 wird deutlich, dass das Defizit relativ zu den jeweiligen Trends über einen langen Zeitraum zumindest nicht zunahm. Am Ende des Schätzzeitraumes beträgt das strukturelle Defizit nach dieser Anschauung ca. 5.1 Mrd. Schweizer Franken. Aufgrund der eben erwähnten Differenz der Wachstumsraten von Einnahmen und Ausgaben, kann allerdings erwartet werden, dass sich die Lücke zwischen laufenden Einnahmen und Ausgaben (langfristig) schliesst. Die Abbildung 2 veranschaulicht diese Schlussfolgerung.

Gemeinsam mit den strukturellen Komponenten wurden auch die zyklischen Komponenten geschätzt. Abbildung 3 stellt diese einander gegenüber.

Es erweist sich, dass die Ausgaben und das nominelle BIP ungefähr derselben Konjunktur unterliegen, während die Einnahmen eher antizyklisch erscheinen.⁷ Tabelle 1 gibt über die Korrelationen zwischen den genannten sowie einem "Defizitzyklus" Auskunft. Letzterer ergibt sich aus der Differenz der Einnahmen- und Ausgabenzyklen.

Diesem Ergebnis zufolge sind die Konjunkturkomponenten sowohl der Einnahmen als auch des Defizits negativ mit der BIP-Konjunkturkomponente verbunden, die Ausgaben jedoch po-

⁷ Massgebend für Steuereinnahmen ist häufig der Zeitpunkt der Deklaration von Einkommen, nicht dessen tatsächliches Auftreten. Das kann neben anderem zu systematischen Verzögerungen der Einnahmen des Staates gegenüber der BIP-Entwicklung führen, was sich möglicherweise in einer Phasenverschiebung und somit systematisch antizyklischem Verhalten der Einnahmen ausdrückt.

Abbildung 2: Trends von Einnahmen und Ausgaben mit Prognose

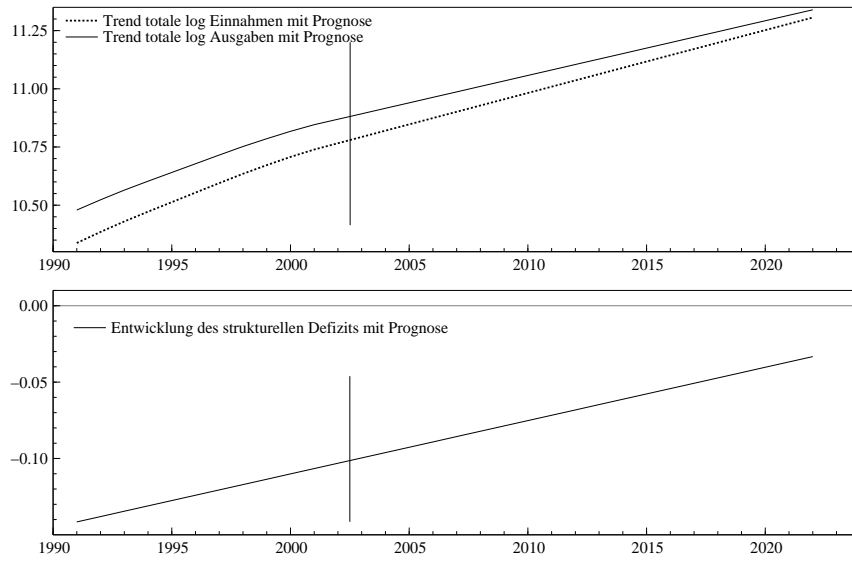


Abbildung 3: Die endogenen Variablen, Trends und Zyklen

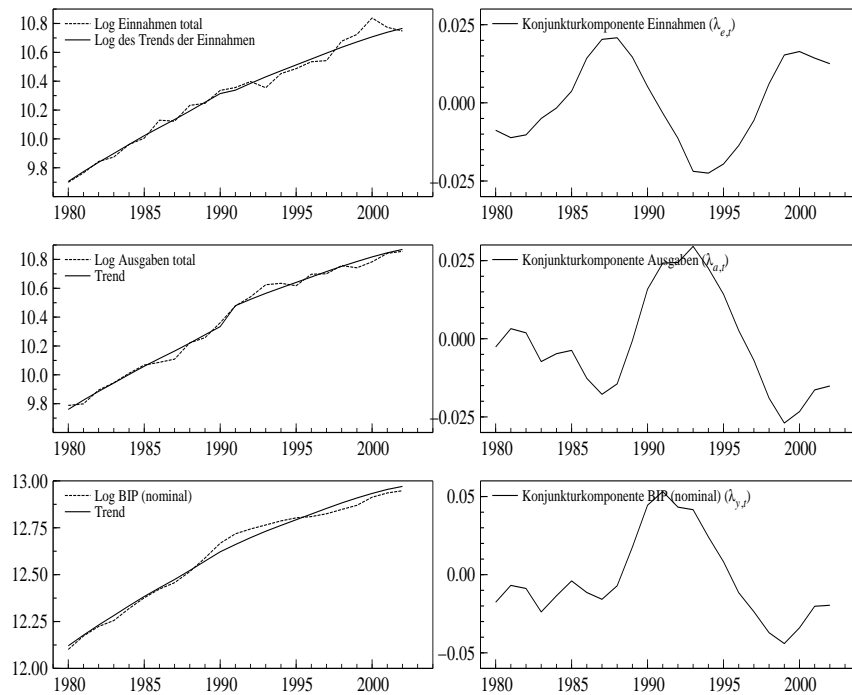


Tabelle 1: Korrelationen zwischen Einnahmen-, Ausgaben-, BIP- und Defizitzyklus

	$\lambda_{e,t}$	$\lambda_{a,t}$	$\lambda_{y,t}$	$\lambda_{e,a,t}$
λ_e	1	-.77	-.42	-
λ_a	-	1	.91	-
λ_y	-	-	1	-.73
$\lambda_{e,a,t}$	-	-	-	1

Tabelle 2: Korrelationen zwischen den Innovationen (ε_t)

	ε_t^e	ε_t^a	ε_t^y
ε_t^e	1	-.0	.91
ε_t^a	-	1	-.41
ε_t^y	-	-	1

sitiv.⁸ Dagegen sind jedoch die Innovationen, welche die Variablen treiben, korreliert mit dem jeweils gegenteiligen Vorzeichen (siehe Tabelle 2).

Es wurde argumentiert, dass die "gegebene" Konjunkturkomponente des Defizits mit einer exogenen Konjunkturkomponente (dem k -Faktor) abgeglichen werden soll, um den Spielraum für die Budgetpolitik auszuloten. Abbildung 4 veranschaulicht die Vorgehensweise.⁹

Da die Referenzreihe des k -Faktors wie oben beschrieben im Prinzip frei gewählt werden kann, stellt Abbildung 4 im unteren Teil die Konsequenzen für die Budgetplanung vor. Nähme man den Konjunkturfaktor wie er im oberen Teil vorgeschlagen ist, entstünde ein Korrekturbedarf, der in einer glatten Umkehrung der konjunkturellen Komponente des Budgetdefizits bestünde. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die bislang beobachteten Budgets dezidiert prozyklisch ausgefallen sind.¹⁰

Zwei Bemerkungen sind für die Interpretation ausserdem notwendig. Erstens, das Modell (10) nimmt implizit eine Wechselwirkung zwischen den endogenen Variablen an. Würde nun der Budgetspielraum wie oben beschrieben ausgenutzt, muss davon ausgegangen werden, dass sich die Koeffizienten des Modells ändern könnten. Dies hätte zur Folge, dass die Gültigkeit der Prognosen sofort in Frage stünde und somit ein anderer als der errechnete Handlungsspielraum zur Verfügung stünde. In welche Richtung diese Änderungen gehen würden, bedürfte einer gesonderten Analyse.

⁸ Im unrestringierten Modell werden noch stärkere Zusammenhänge gemessen.

⁹ Durch die Verwendung eines Dummies für 2000 liegt der Höhepunkt der Konjunktur nicht im Jahr 2000, sondern erscheint bereits 1999.

¹⁰ Als Referenzwert kommt ein fixer Wert, z.B. der Wert der Trendeinnahmen 2002 = 47.4 Mrd. Fr. in Frage.

Abbildung 4: Die Konjunkturkomponenten für das BIP und das Defizit

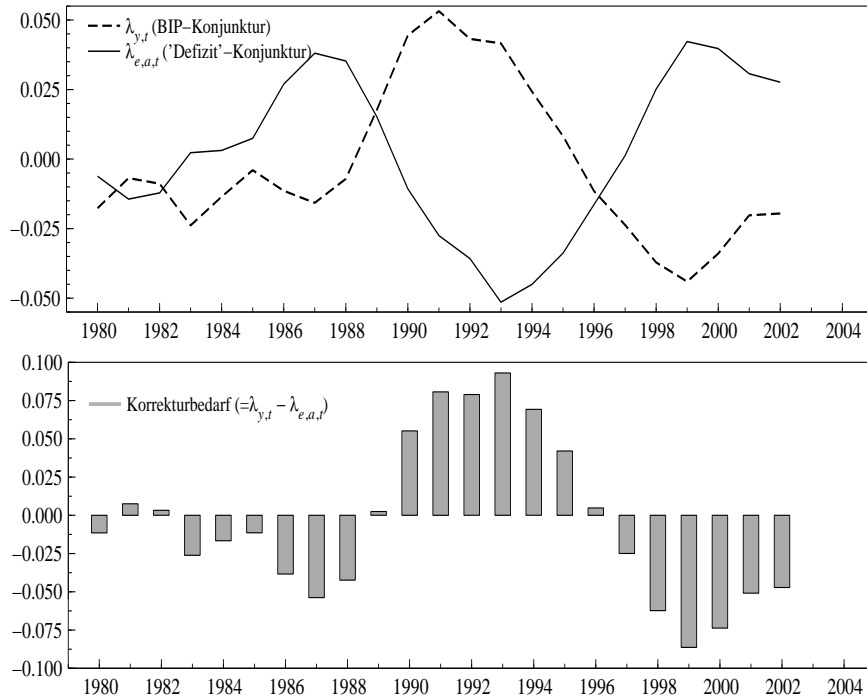
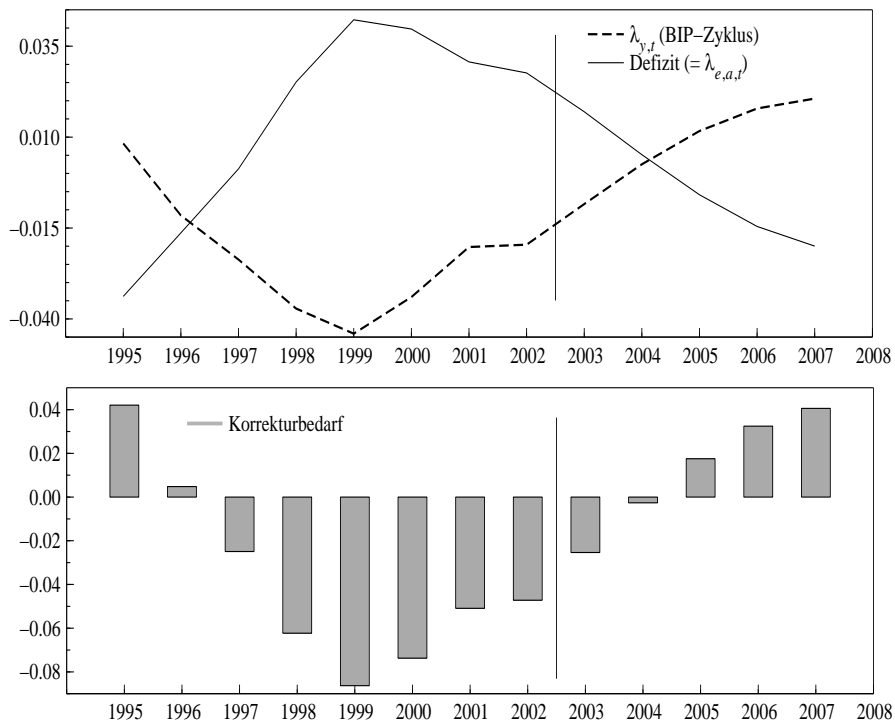


Abbildung 5: Künftiger Korrekturbedarf



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

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

Aber auch nach dem Erlangen eines strukturell ausgeglichenen Haushalts müsste unabhängig vom gewählten k -Faktor eine andere Formel für die Schuldenbremse als (1) angewendet werden, um das Ziel eines ausgeglichenen Haushalts über den Konjunkturzyklus hinweg strikt zu erreichen.

A.2 Ein strukturelles Zeitreihenmodell für Quartalsdaten des BIP

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

Die Zeitreihe Y_τ (reales BIP) wird wie folgt zerlegt:

$$\begin{aligned}
 Y_\tau &= Y_{\tau-\frac{1}{T}} + \text{deterministischer Trend} + \text{deterministischer Anstieg} \\
 &\quad + \text{stochastischer Zyklus} + \text{Niveauschiebung 1991q1} \\
 &\quad + \text{stochastisches Residuum}
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

Daraus folgt, dass insgesamt zwei Zufallskomponenten den Prozess treiben.¹¹ Im Unterschied zum multivariaten Modell wird keine Dummyvariable für 2000 verwendet, da diese durch die Einnahmen motiviert war. Dies hat u.a. zur Folge, dass im univariaten Modell eine Überauslas-

¹¹ Die Niveauschiebung ist auf die Revision der VGR zurückzuführen.

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken für SZM 1

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

Tabelle 4: Eigenschaften der Innovationen und des Zyklus' nach SZM 1

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

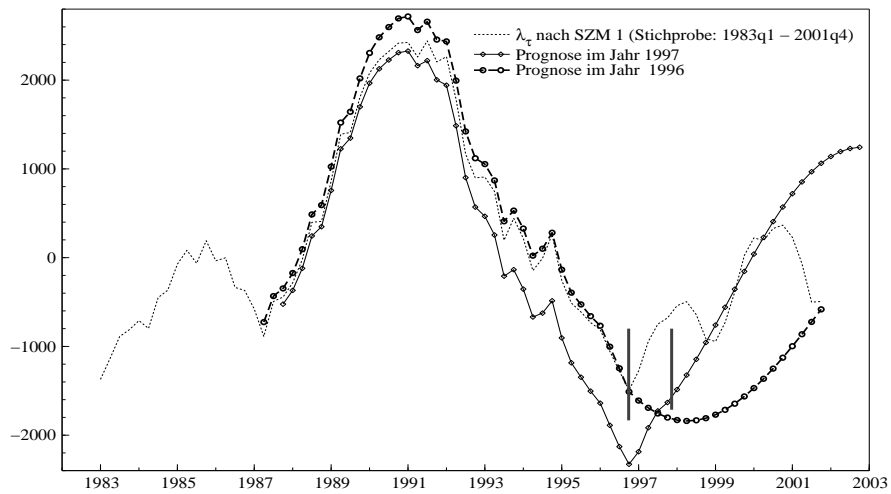
tung für 2000 konstatiert wird. Dagen wird als weitere erklärende Variable die erste Verzögerung der abhängigen Variablen verwendet.

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

Die Anpassung des Modells ist zufriedenstellend (siehe Tabelle 3), obgleich die Hypothese, dass keine Autokorrelation höherer Ordnung im Residuum vorhanden ist, verworfen werden muss. Die relative Bedeutung der Zufallskomponenten geht aus Tabelle 4 hervor, ebenso wie die Eigenschaften der geschätzten zyklischen Komponente.

Das Ergebnis, die zyklische Komponente, ist in Abbildung 7 dargestellt. Zusätzlich werden in Abbildung 6 die Vorhersagen für den Konjunkturverlauf mit den Informationsständen von 1996 und 1997 sowie SZM 1 dargestellt. Wie sich zeigt, könnte die Prognose insbesondere an den Wendepunkten noch verbessert werden.

Abbildung 6: Prognosen der Konjunkturkomponente nach SZM 1.



A.3 Simulationsergebnisse

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

Aus Abbildung 9 wird ersichtlich, dass auch bei Befolgen der Regel für die Schuldenbremse über den Konjunkturzyklus *kein* Schuldenausgleich erfolgt. Die Rückkehr zum Ausgangsniveau ist eine zufällige Entwicklung, welche keine oder nur kaum eine Beziehung zum Konjunkturzyklus aufweist. Zudem wird in der Simulation mit dem bestmöglichen Szenario gerechnet, welches so in der Realität nicht anzutreffen ist.

Abbildung 7: Konjunkturkomponente und annualisierte Änderungsraten nach strukturellem Zeitreihenmodell 1.

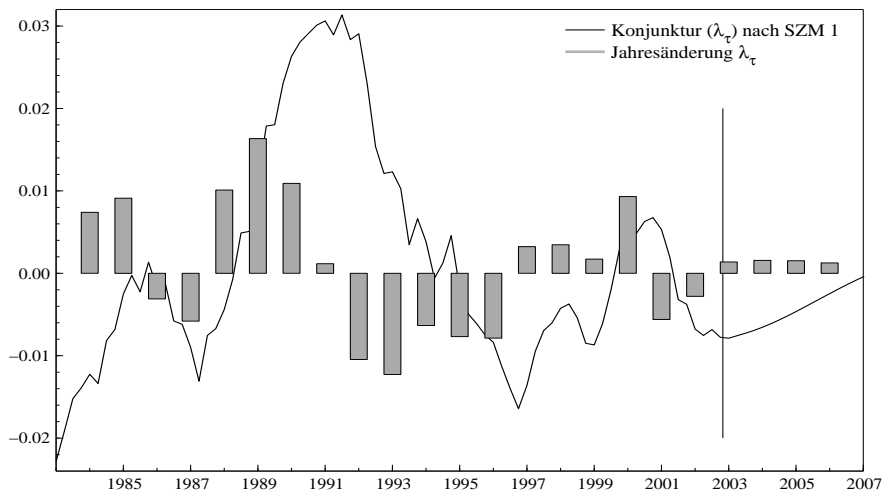


Abbildung 8: Einnahmen und λ 1993 - 2006 mit Prognose ab 2003.

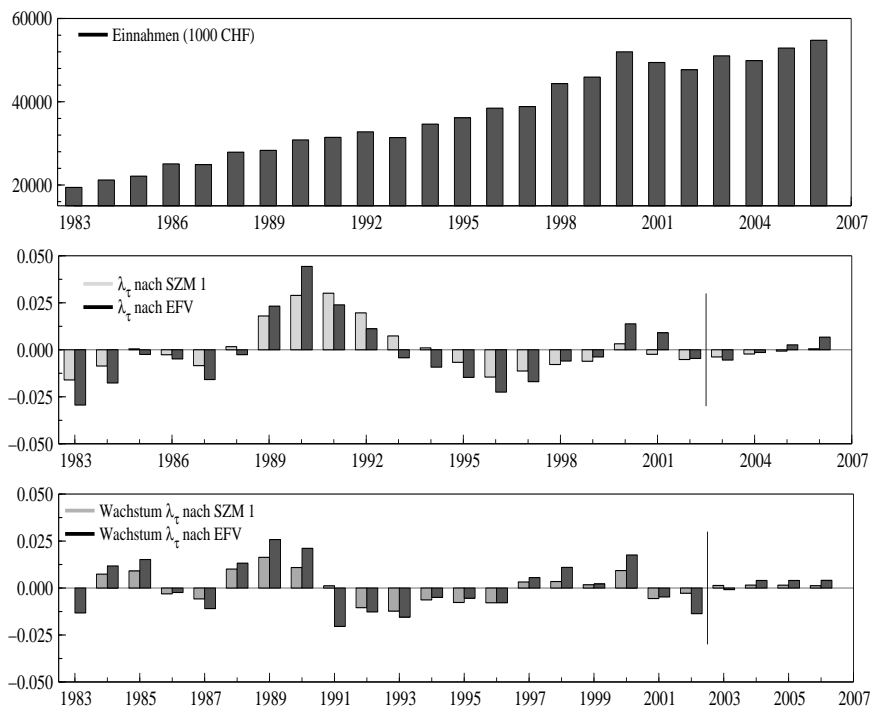


Abbildung 9: Die Entwicklung der Bundesschulden in Abhängigkeit von λ , ab 2003 Prognose

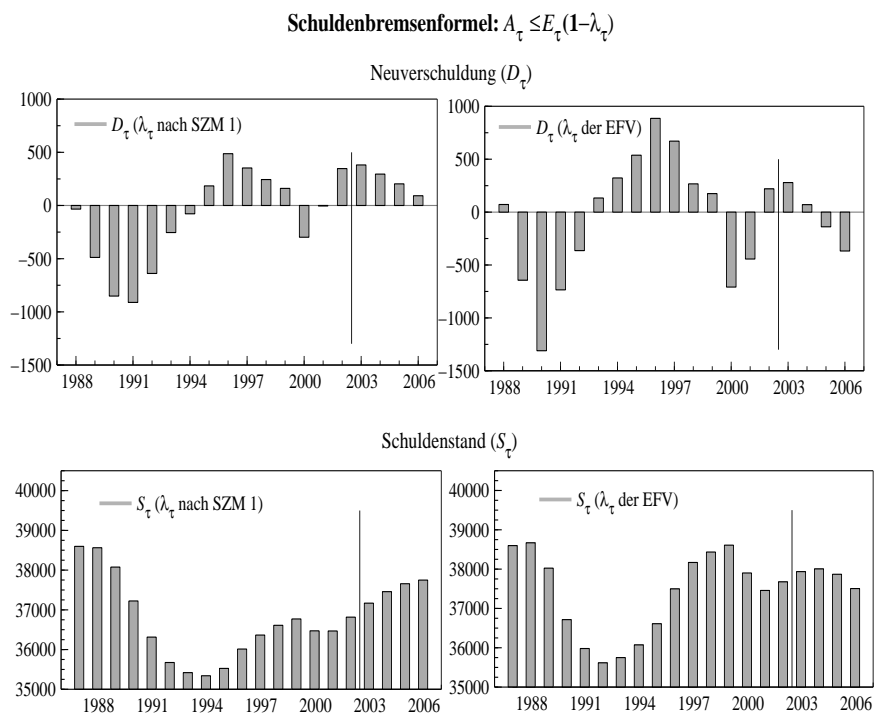


Abbildung 10: Die Entwicklung der Bundesschulden in Abhängigkeit von der Verschuldungsregel und λ (2), ab 2003 Prognose

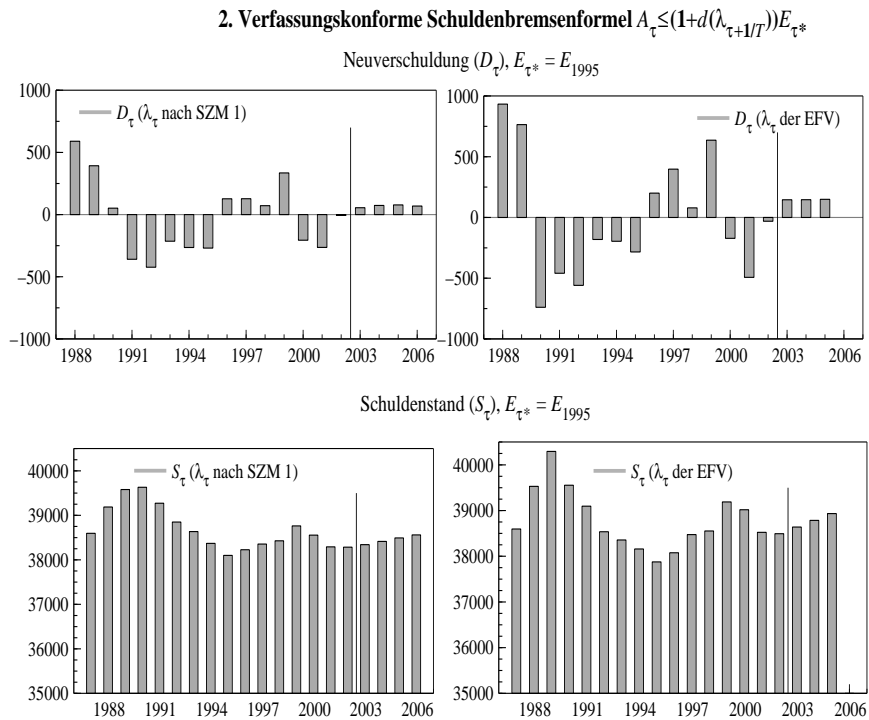


Abbildung 11: Budgetmechanismen im Vergleich (tatsächliche Schuldenentwicklung rechte Skala).

