

**Zur Nachhaltigkeit der Länderhaushalte
– eine empirische Analyse**

von

Wolfgang Kitterer* und Jan Finken**

revidierte Version, Dezember 2006

Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut
an der Universität zu Köln

ISSN 0945-490X

ISBN-10 3-923342-64-0

ISBN-13 978-3-923342-64-8

* Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut an der Universität zu Köln (www.fifo-koeln.de) und Seminar für Finanzwissenschaft, Universität zu Köln, Albertus-Magnus-Platz, 50923 Köln. E-Mail: kitterer@wiso.uni-koeln.de

** Seminar für Finanzwissenschaft, Universität zu Köln, Albertus-Magnus-Platz, 50923 Köln. E-Mail: finken@wiso.uni-koeln.de

Abstract

Zur Nachhaltigkeit der Länderhaushalte – eine empirische Analyse

In Deutschland wird die Nachhaltigkeit der öffentlichen Finanzen zu einem wesentlichen Teil durch die Bundesländer bestimmt. Ihr Anteil an der öffentlichen Verschuldung beträgt fast vierzig Prozent. In diesem Beitrag wird die Tragbarkeit der Schuldenpolitik der Ländergesamtheit, der Ländergruppen (Ost, West, Stadtstaaten) sowie der einzelnen Länder empirisch auf der Basis der Entwicklung ihrer intertemporalen Budgetrestriktion getestet. Die Fiskalpolitik der Ländergesamtheit erweist sich als nicht tragbar. Dies gilt auch für die Gruppe der Ostländer und der Stadtstaaten, während die ökonometrischen Ergebnisse darauf hindeuten, dass die westlichen Flächenländer die Bedingung der Einhaltung der intertemporalen Budgetrestriktion erfüllen. Die Tests für die einzelnen Ländern zeigen jedoch, dass nur drei Länder – zwei westliche (Hessen und Nordrhein-Westfalen) und ein östliches (Sachsen) – die Tragbarkeitsbedingung in dem betrachteten Zeitraum erfüllt haben, wobei das Ergebnis für Nordrhein-Westfalen nicht völlig eindeutig ist.

The Sustainability of Fiscal Policy in the Federal States of Germany – an Empirical Analysis

In Germany the sustainability of fiscal policy is determined to a substantial part by the federal states (Bundesländer). Their portion of the public debt amounts to nearly forty percent. In this study we test the sustainability of debt policies of the federal states on the basis of their intertemporal budget constraint. The fiscal policy of the federal states taken collectively is not sustainable. The same holds for the new eastern Länder and the city states (Stadtstaaten) whereas the fiscal policy of the western Länder seems to be consistent with the present-value budget constraint. However, econometric tests for the individual Länder show that the requirement for fiscal sustainability is fulfilled only by two western Länder, Hesse and North-Rhine Westphalia, and one eastern Land (Saxony).

Inhalt

1. Einführung	1
2. Das Nachhaltigkeitskonzept.....	3
3. Empirischer Test der Nachhaltigkeit.....	5
4. Ergebnisse	8
4.1. Bund und Länder.....	8
4.2. Ländergruppen (West, Ost, Stadtstaaten).....	9
4.3. Einzelne Bundesländer.....	11
5. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen	14
Anhang 1: Tabellen.....	16
Anhang 2: Erläuterungen zu den Schätzungen	23
Literatur.....	25

1. Einführung

Über die volkswirtschaftlichen und haushaltspolitischen Lasten der Staatsverschuldung wird in der Bundesrepublik seit Jahrzehnten diskutiert, ohne dass es der Politik gelingt, eine entscheidende Wende einzuleiten. Der Anteil der Staatsverschuldung am Bruttoinlandsprodukt hat sich in den letzten dreißig Jahren fast verdreifacht. Aus den öffentlichen Haushalten fließen jährlich mehr als 60 Mrd. Euro Zinszahlungen an die Gläubiger der Staatsverschuldung. Dadurch wird der Spielraum für notwendige Staatsausgaben drastisch eingeschränkt.

Den Hauptteil der Staatsverschuldung hat der Bund angehäuft. Seine Verschuldung betrug Ende 2004 39,5 Prozent des Bruttoinlandsprodukt, die der Länder (einschließlich Gemeinden) dagegen 24,5 Prozent (vgl. Abb. 1). Dennoch ist auch die Finanzsituation einer Reihe von Ländern äußerst prekär. Bremen und das Saarland haben schon vor mehr als zehn Jahren vor dem Verfassungsgericht Sonderzuwendungen des Bundes für ihre Haushaltssanierung erstritten, sind aber nach wie vor hoch verschuldet. Das Land Berlin hat eine Verfassungsklage zur Anerkennung seiner Haushaltsnotlage eingereicht, über die noch in diesem Jahr entschieden wird. Den östlichen Bundesländern – mit Ausnahme Sachsens –, die im Verhältnis zu ihrer Wirtschaftskraft einen überdurchschnittlich hohen Schuldenstand aufweisen,¹ droht eine Finanzkrise, insbesondere wenn mit einem Anstieg des derzeit relativ niedrigen Zinsniveaus auch die Zinsausgaben kräftig ansteigen. Die Aufgabe dieses Beitrages soll es sein, zu überprüfen, ob neben dem Bund insbesondere die Bundesländer – einzeln und in bestimmten Gruppen – eine langfristige tragbare Haushaltspolitik betrieben haben oder ob sie die Grenzen einer nachhaltigen Haushaltspolitik überschritten haben.

Es ist nicht leicht, die Grenzen der Staatsverschuldung zu definieren. Ob sie erreicht oder überschritten sind und wo sie überhaupt liegen (sollen), hängt vom jeweiligen Kontext ab. Werden die Zinslasten aus der Sicht der Haushaltspolitik eines Landes als zu hoch empfunden und wird deshalb ein bestimmtes Niveau der Schuldenstandsquote angestrebt, lässt sich ermitteln, wie hoch bei einem gegebenen Wirtschaftswachstum das laufende Haushaltsdefizit sein darf, um dieses Ziel zu erreichen. Die theoretische Ökonomie folgt jedoch einem allgemeineren Konzept. Danach werden die Grenzen der Staatsverschuldung erst dann überschritten, wenn die Regierungen ein so genanntes Ponzi-Spiel betreiben, indem sie ihre Zinslasten durch immer neue Kreditaufnahme finanzieren, so dass die Verschuldung exponentiell wächst und explodiert.² Eine solche Haushaltspolitik verletzt die intertemporale Budgetrestriktion des Staates und wird als nicht tragbar bzw. als nicht nachhaltig („non sustainable“) bezeichnet.

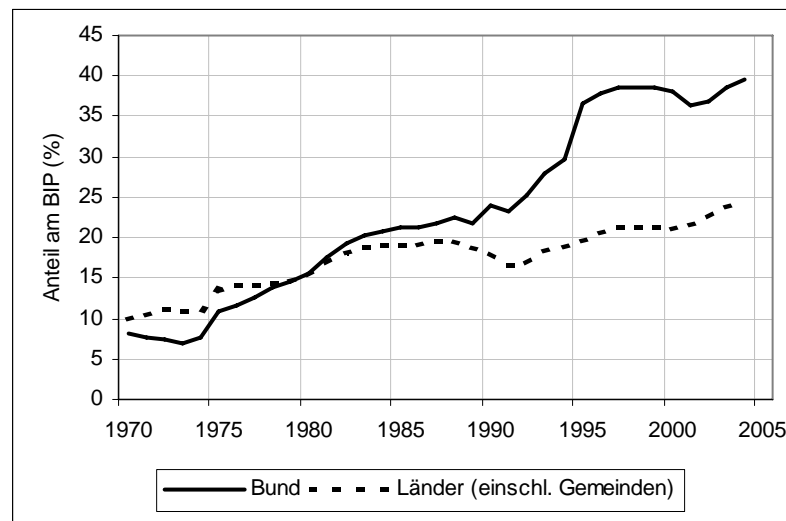
Wenn sich Verstöße gegen die Nachhaltigkeit der Staatsfinanzen daran messen ließen, dass der Anteil des Schuldenstandes am Bruttoinlandsprodukt zunimmt, würde die gut sichtbare Optik der ständig steigenden Schuldenstandsquote in Deutschland als Beweis einer unsoliden Haushaltspolitik genügen (vgl. Abb. 1). Eine wachsende Schuldenstandsquote ist aber durchaus vereinbar mit einem intertemporalen Haushaltsausgleich, sofern die Wachstumsrate des Schuldenstandes den Zinssatz nicht dauerhaft überschreitet. Nicht die Schuldenstandsquote als solche ist der maßgebliche Indikator für eine solide (d.h. tragbare) Haushaltspolitik, sondern die langfristige Entwicklung des auf einen bestimmten Ausgangszeitpunkt bezogenen Barwertes der Schuldenstandsquo-

¹ Vgl. Jahresgutachten 2004/05, Kasten 39.

² Vgl. dazu beispielsweise Blanchard/Fischer (1989), S. 49f.; Sachs/Larrain (1995), S. 222-225.

te. Dieser Wert signalisiert ein kritisches Finanzverhalten, wenn er nicht langfristig gegen Null tendiert. Spiegelbildlich dazu liegt ein Verstoß gegen den intertemporalen Haushaltsausgleich vor, wenn die langfristigen Primärüberschüsse zu gering sind, genauer: wenn der Barwert der Primärüberschüsse geringer ist als der Barwert des im Ausgangszeitpunkt bestehenden Schuldenstandes.

Abb. 1: Entwicklung der Verschuldung von Bund und Ländern³



Es gibt bereits eine Reihe von ökonometrischen Studien zur Tragbarkeit der öffentlichen Finanzen in verschiedenen Ländern, darunter auch für Deutschland. Die Ergebnisse sind nicht eindeutig. Zu dem Schluss, dass das öffentliche Defizit in Deutschland in dem Zeitraum 1951 bis 1993 tragbar war, kommt beispielsweise Payne (1997). Auch Bravo und Silvestre (2002) kommen mit einer ähnlichen Methode zu dem Ergebnis, dass die Finanzpolitik des Bundes, gemessen an den Ausgaben und Einnahmenquoten von 1960 bis 2000 tragbar ist. Greiner, Koeller und Semmler (2005) zeigen anhand der Reaktion der Primärüberschussquote auf Veränderungen der Defizitquote, dass die Finanzpolitik des Bundes im Zeitraum von 1960 bis 2003 als tragbar bezeichnet werden kann. Afonso (2005) liefert anhand von Phillips-Perron-Stationaritäts- und einer modifizierten Version des Engle-Granger-Kointegrationstests Argumente für die Tragbarkeit des Schuldenstandes des Bundes im Zeitraum von 1970 bis 2003.

Keine Hinweise auf Tragbarkeit der Bruttoschuldenstandsquote Deutschlands für Zeitreihen von 1960 bis 1994 finden hingegen Artis und Marcellino (1998). Auch Fève und Henin (2000) sprechen sich, gestützt auf einen modifizierten ADF-Test für die öffentliche Schuldenquote, gegen Tragbarkeit der bundesdeutschen Finanzpolitik aus. Greiner und Semmler (1999) testen die Stationarität eines Datensatzes der diskontierten Nettoschulden der Jahre 1955 bis 1994 und zeigen, dass die intertemporale Budgetrestriktion für diesen Zeitraum nicht erfüllt ist. Vanhorebeek und v. Rompuy (1995) unterscheiden zwischen den Bedingungen der langfristigen Zahlungsunfähigkeit und der langfristigen Tragbarkeit der Fiskalpolitik. Für die BIP-Schuldenquote von 1970 bis 1994 ermitteln sie zwar Stationarität (Zahlungsfähigkeit) der Zeitreihe, jedoch kann daraus nicht auf

³ Quelle: Statistisches Bundesamt, Fachserie 14, Reihe 5, 2004. Eigene Berechnungen.

Mittelwertstationarität (Tragbarkeit) geschlossen werden. Die intertemporale Zahlungsfähigkeit der Regierung wird von Caporale (1995) analysiert. Er kommt zu dem Schluss, dass die Fiskalpolitik Deutschlands in den Jahren 1960 bis 1991 nicht auf intertemporale Zahlungsfähigkeit hindeutet.

Für die einzelnen Bundesländer oder Gruppen von ihnen (Ost, West) liegen solche Untersuchungen noch nicht vor. Der Schwerpunkt dieser Arbeit liegt daher auf der Überprüfung der Tragbarkeit der Haushaltspolitik der Bundesländer. Im folgenden Abschnitt 2 wird die Nachhaltigkeitsbedingung für die öffentlichen Haushalte dargestellt. In Abschnitt 3 wird der ökonometrische Test für die Erfüllung der Tragbarkeitsbedingung erläutert. In Abschnitt 4 wird die Einhaltung dieser Bedingung für den Bund, die Ländergesamtheit, sowie für Ländergruppen (West, Ost, Stadtstaaten) und einzelne Länder überprüft. Abschnitt 5 fasst die Ergebnisse zusammen.

2. Das Nachhaltigkeitskonzept

Das Konzept einer nachhaltigen Haushaltspolitik beruht auf der Übertragung des jährlichen Haushaltsansatzes in einen langfristigen intertemporalen Zusammenhang, aus dem die Verbindung zwischen dem periodischen Finanzierungsdefizit und der langfristigen Schuldenentwicklung sichtbar wird. Ausgangspunkt ist die laufende staatliche Budgetrestriktion in der Form

$$(1) \quad E_t + (B_{t+1} - B_t) = r_t B_t + G_t$$

E_t = Einnahmen des Staates

$B_{t+1} - B_t$ = Finanzierungsdefizit (Nettokreditaufnahme)

G_t = Primärausgaben des Staates

r_t = Zinssatz auf die in Periode t zu tilgende Staatsverschuldung B_t

Diese Gleichung stellt letztlich eine Identität dar, denn in jeder Periode müssen die Einnahmen des Staates und die zusätzlich aufgenommenen Kredite mit der Summe der Zinszahlungen und der sonstigen Ausgaben des Staates übereinstimmen. Löst man die Gleichung nach dem Schuldenstand B_t auf, erhält man:

$$(2) \quad B_t = \frac{E_t - G_t}{1 + r_t} + \frac{B_{t+1}}{1 + r_t}$$

Aus der Fortentwicklung dieser Gleichung für $T \rightarrow \infty$ Perioden folgt:

$$(3) \quad B_t = \sum_{s=0}^{\infty} \frac{E_{t+s} - G_{t+s}}{\prod_{k=0}^s (1 + r_{t+k})} + \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{B_{t+T+1}}{\prod_{s=0}^T (1 + r_{t+s})}$$

Diese Bedingung wird als **intertemporale Budgetrestriktion** des Staates bezeichnet. Sie ist nur dann erfüllt, wenn der Barwert des Endschuldenstandes langfristig gegen Null geht, d.h. wenn

$$(4) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{B_{t+T+1}}{\prod_{s=0}^T (1+r_{t+s})} = 0$$

Wird die Transversalitätsbedingung (4) eingehalten, entspricht der *Barwert* aller zukünftigen Primärüberschüsse $E_{t+s} - G_{t+s}$ dem Schuldenstand im Ausgangszeitpunkt t . Eine solche Begrenzung der absoluten Schuldenentwicklung ist jedoch nicht notwendig, solange man davon ausgehen kann, dass mit wachsender Wirtschaftskraft auch zunehmende Schuldenlasten finanziert werden können.⁴ Wenn man die Bestands- und Stromgrößen in Gleichung (3) auf das gesamtwirtschaftliche Einkommen Y_t bezieht und dabei die Einkommenswachstumsrate n_t berücksichtigt, erhält man die intertemporale Budgetrestriktion des Staates in Quotenform:

$$(5) \quad \frac{B_t}{Y_t} = \sum_{s=0}^{\infty} \prod_{k=0}^s \frac{1+n_{t+k}}{1+r_{t+k}} \left[\frac{E_{t+s}}{Y_{t+s}} - \frac{G_{t+s}}{Y_{t+s}} \right] + \lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{s=0}^T \frac{1+n_{t+s}}{1+r_{t+s}} \frac{B_{t+T+1}}{Y_{t+T+1}},$$

Notwendig und hinreichend für die Einhaltung der staatlichen Budgetrestriktion ist, dass der Barwert der Schuldenstandsquote langfristig gegen Null konvergiert:

$$(6) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{s=0}^T \frac{1+n_{t+s}}{1+r_{t+s}} \frac{B_{t+T+1}}{Y_{t+T+1}} = 0$$

Wir definieren den Diskontfaktor der Periode $t+T$, der die Schuldenstandsquote B_{t+T+1}/Y_{t+T+1} auf die Periode $s=0$ diskontiert mit

$$(7) \quad d_{t+T} = \prod_{s=0}^T \frac{1+n_{t+s}}{1+r_{t+s}}$$

und den diskontierten Wert des Endschuldenstandes der Periode T mit

$$(8) \quad b_{t+T+1} = d_{t+T} \frac{B_{t+T+1}}{Y_{t+T+1}},$$

so dass die Tragbarkeitsbedingung (6) in der vereinfachten Form

⁴ Vgl. Domar (1944).

$$(9) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} b_{t+T+1} = 0$$

geschrieben werden kann. Der periodische Diskontfaktor $(1+n_{t+s})/(1+r_{t+s})$ enthält nunmehr neben dem Zinssatz auch die laufende Wachstumsrate des gesamtwirtschaftlichen Einkommens. Seine Entwicklung hängt also von der Zins-Wachstumsraten-Differenz ab. Er kann als wachstumsbereinigter Realzins interpretiert werden.⁵ In einer dynamisch effizienten Wirtschaft ist langfristig der Zinssatz größer als die Wachstumsrate der Wirtschaft ($r > n$), so dass der Diskontfaktor d_{t+T} im Zeitverlauf immer kleiner wird.

Damit ist jedoch nicht gesichert, dass der gesamte Grenzwert gegen Null geht, weil möglicherweise die Schuldenstandsquote stärker ansteigt als der Diskontfaktor sinkt. Eine hinreichende Bedingung dafür, dass der Barwert der Schuldenstandsquote gegen Null geht, ist gegeben, wenn die Wachstumsrate des Schuldenstandes langfristig geringer ist als der Zinssatz. Wächst der Schuldenstand mit der Rate $w_{B,t}$, so erhält man aus (6):

$$(10) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{s=0}^T \frac{1+n_{t+s}}{1+r_{t+s}} \frac{1+w_{B,t+s}}{1+n_{t+s}} \frac{B_t}{Y_t} = \lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{s=0}^T \frac{1+w_{B,t+s}}{1+r_{t+s}} \frac{B_t}{Y_t} = 0$$

Die Einhaltung der staatlichen Budgetrestriktion verlangt nicht, dass die Schuldenstandsquote langfristig konstant bleibt. Die Wachstumsrate des Schuldenstandes kann durchaus dauerhaft über der Wachstumsrate des gesamtwirtschaftlichen Einkommens liegen, so dass die Schuldenstandsquote permanent ansteigt. Für die Tragbarkeit der Staatsverschuldung im Sinne der Einhaltung der intertemporalen staatlichen Budgetrestriktion muss lediglich gewährleistet sein, dass die Wachstumsrate des Schuldenstandes langfristig nicht über dem Zinssatz liegt.

3. Empirischer Test der Nachhaltigkeit

Die empirische Überprüfung der Tragbarkeit der staatlichen Haushaltspolitik geht von der Bedingung aus, dass die diskontierte Schuldenstandsquote gemäß (9) langfristig gegen Null konvergieren muss. In einem stochastischen Zusammenhang ist diese Bedingung erfüllt, wenn die Zeitreihe der diskontierten Schuldenstandsquote einem stochastischen Prozess mit einem (verzerrungsfreien) Erwartungswert von Null folgt. Um die Bedeutung dieses Zusammenhangs für den empirischen Test darzustellen, sei im Folgenden davon ausgegangen, dass die Zeitreihe des diskontierten Schuldenstandes einem AR(2)-Prozess folgt:

$$(11) \quad b_t = \alpha + \beta_1 b_{t-1} + \beta_2 b_{t-2} + \varepsilon_t$$

⁵ Vgl. Fève/Henin (2000), S. 178; Uctum Wickens (2000), S. 200. Der in (6) definierte Diskontfaktor enthält zwar nur nominale Größen. Er ändert sich aber nicht, solange die Deflationierung im Zähler und im Nenner mit den gleichen Inflationsraten vorgenommen wird.

ε_t ist der Störterm, der nur weißes Rauschen beinhalten soll. Im langfristigen Gleichgewicht folgt aus (11) $b_p = \alpha + \beta_1 b_p + \beta_2 b_p$ unter Berücksichtigung von $E(\varepsilon_t) = 0$, so dass

$$(12) \quad b_p = \frac{\alpha}{1 - \beta_1 - \beta_2} = \mu$$

μ ist der verzerrungsfreie Mittelwert des AR(2)-Prozesses bzw. die partikuläre Lösung der zugrunde liegenden Differenzgleichung zweiter Ordnung. Zieht man den Gleichgewichtswert von der ursprünglichen Differenzgleichung ab, so erhält man die homogene Differenzgleichung

$$(13) \quad x_t = \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \varepsilon_t$$

mit $y_{t-i} - y_p = x_{t-i}$ ($i = 0, 1, 2$). Der AR(2)-Prozess ist nur stationär, wenn das charakteristische Polynom dieser Gleichung keine Einheitswurzeln hat. Äquivalent dazu müssen für die Parameter der charakteristischen Gleichung die folgenden Bedingungen gelten:⁶

$$(14) \quad \beta_1 + \beta_2 < 1; \beta_2 - \beta_1 < 1; |\beta_2| < 1$$

Der ökonometrische Test auf Stationarität des AR(2)-Prozesses ist daher letztlich ein Einheitswurzeltest. Da die Nullhypothese auf Nicht-Stationarität lautet, sind mit einem Schätzansatz in der Form (11) keine verzerrungsfreien Kleinstquadrat-Schätzungen möglich.⁷ Wir verwenden daher den Augmented Dickey-Fuller (ADF)-Test an, der die Ausgangsgleichung durch Einfügen eines Trends (t) und verzögerter Differenzen in der folgenden Form modifiziert:

$$(15) \quad \Delta b_t = \alpha + \theta t + \gamma b_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta b_{t-j} + \varepsilon_t$$

Nunmehr gelten als

$$\begin{array}{ll} \text{Nullhypothese} & H_0 : \gamma = \beta_1 + \beta_2 - 1 = 0 \\ \text{Ablehnung der Nullhypothese:} & H_1 : \gamma = \beta_1 + \beta_2 - 1 < 0 \end{array}$$

Ist $\gamma = 0$, so dass $\beta_1 + \beta_2 = 1$, enthält die Zeitreihe eine Einheitswurzel. Die Zeitreihe der diskontierten Schuldenstandsquoten $\{b_t\}$ ist dann nicht stationär.

Die Nullhypothese kann nur abgelehnt werden, wenn der Schätzparameter $\hat{\gamma}$ *signifikant* negativ ist. Bei dem Hypothesentest ist insbesondere zu beachten, dass die normalen t-Statistiken nicht anwendbar sind, sondern spezielle Tabellen von Dickey und Fuller (t_{DF}) angewandt werden müssen. Es gelten dann die folgenden Ergebnisse:⁸

⁶ Vgl. z.B. Enders (2004), S. 23-26.

⁷ Vgl. Hansen (1993), S. 145.

⁸ Vgl. Hansen (1993), S. 146.

- $t > t_{DF}$: Die Null-Hypothese einer Einheitswurzel $\gamma = 0 \Rightarrow \beta_1 + \beta_2 = 1$ kann nicht abgelehnt werden. $\{b_t\}$ ist nicht stationär.
- $t \leq t_{DF}$: Die Null-Hypothese kann abgelehnt werden. $\{b_t\}$ ist stationär.

Der Schätzansatz in Gleichung (15) dient dazu, bestimmte Eigenschaften der Zeitreihe $\{b_t\}$ abzubilden, insbesondere das Vorhandensein einer Konstanten ($\alpha \neq 0$) und eines Trends ($\theta \neq 0$). Durch die Einfügung verzögerter Differenzen (Δb_{t-j}) wird versucht, die Autokorrelation der Störterme so weit wie möglich zu eliminieren. Da in dieser Arbeit die Überprüfung der Stationarität im Vordergrund steht, gehen wir wie folgt vor:⁹ Zunächst wird mit dem allgemeinen Ansatz in Gleichung (15) getestet, mit welcher Anzahl von verzögerten Differenzen Δb_{t-j} Autokorrelation ausgeschlossen werden kann. In der Regel genügen zwei bis drei verzögerte Differenzen, um dies zu erreichen. Mit dem so ermittelten Ansatz wird der ADF-Test durchgeführt. Stellt sich Nicht-Stationarität heraus, wird in zwei weiteren Schritten mit Hilfe von F-Tests überprüft, ob unter der Hypothese der Nicht-Stationarität ($\gamma = 0$) ein signifikanter Trend bzw. eine signifikante Konstante vorliegt. Insignifikante Parameter werden aus der Schätzgleichung eliminiert. Mit diesem Ergebnis wird ein abschließender ADF-Test vorgenommen.

Ein positiver ADF-Test, mit dem nachgewiesen wird, dass die Zeitreihe der diskontierten Schuldenstandsquoten stationär ist, reicht noch nicht aus, um die Einhaltung der intertemporalen staatlichen Budgetrestriktion zu bestätigen. Zusätzlich muss überprüft werden, ob die Zeitreihe $\{b_t\}$ tatsächlich gegen Null konvergiert, d.h. ob der Erwartungswert $\mu = 0$ ist (vgl. (12)). Unter der Hypothese der Stationarität kann man den ursprünglichen Schätzansatz (11) verwenden und die Nullhypothese $\alpha = 0$ testen. Wird die Nullhypothese abgelehnt, so dass $\alpha > 0$ ermittelt wird, ist wegen $1 - \beta_1 - \beta_2 > 0$ (vgl. (14)) auch $\mu > 0$, so dass $\{b_t\}$ zwar stationär ist, aber nicht gegen Null konvergiert. In diesem Fall wird die staatliche Budgetrestriktion nicht eingehalten. Die Fiskalpolitik ist also nicht tragbar. Aus diesem Grund werden wir, ähnlich wie Wilcox (1989) und Greiner/Semmler (1999), auf einer zweiten Stufe die Konstante in Gleichung (11) schätzen, wenn Stationarität der entsprechenden Zeitreihen festgestellt werden kann.

⁹ Vgl. dazu insbesondere Enders (2004), S. 210-214.

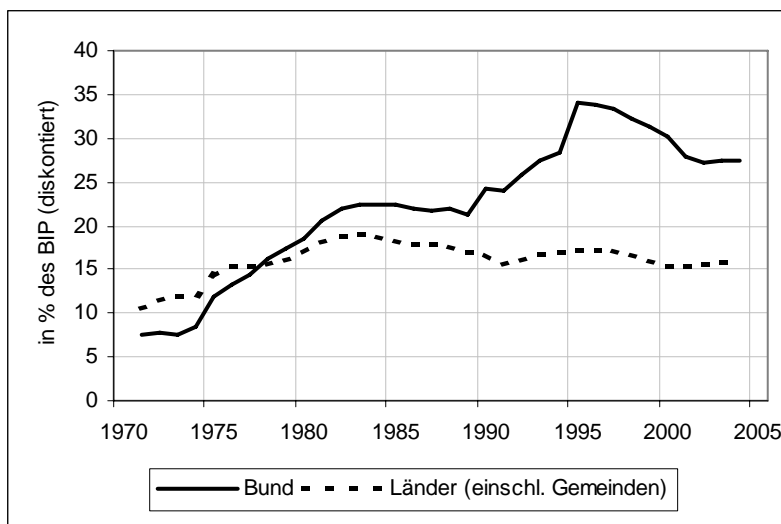
4. Ergebnisse

Der empirische Test der Nachhaltigkeit der Staatsverschuldung wird auf drei Gruppen angewandt. Zunächst erfolgt eine Gegenüberstellung des Bundes mit der Gesamtheit der Länder (einschließlich ihrer Gemeinden). Danach konzentrieren wir uns auf die Bundesländer, die in einem ersten Schritt in drei Gruppen – West, Ost, Stadtstaaten – eingeteilt werden. Abschließend wird die Tragbarkeit der Staatsverschuldung in einzelnen Bundesländern untersucht. Das Testverfahren wurde im vorigen Abschnitt dargestellt. Einzelheiten zu den Schätzansätzen sind im Anhang 2 enthalten.

4.1. Bund und Länder

In Abb. 2 ist die Entwicklung der diskontierten Schuldenquoten des Bundes und der Länder dargestellt.¹⁰ Die Überprüfung der Stationarität der Zeitreihen mit Hilfe des DF-(Bund) bzw. des A DF-Tests (Länder) führte zu dem in Tab. 1 dargestellten Ergebnis.

Abb. 2: Diskontierte Schuldenstandsquoten des Bundes und der Länder



In beiden Fällen ist die Entwicklung der diskontierten Schuldenquote nicht stationär. Die Verschuldung des Bundes und der Ländergesamtheit verstößt daher gegen die Tragbarkeitsbedingung.

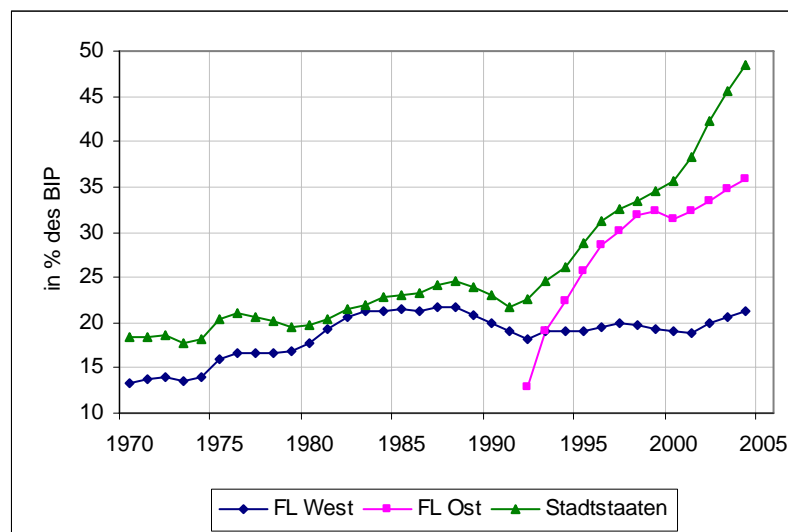
¹⁰ Tab. A1 im Anhang 1 enthält neben der diskontierten Schuldenquote auch die nicht diskontierte Schuldenstandsquote sowie die Entwicklung des Diskontfaktors.

Tab. 1: Schätzansatz $\Delta b_t = \alpha + \gamma b_{t-1} + \delta \Delta b_{t-1} + \varepsilon_t$; Zeitraum 1971-2004				
Parameter	Schätzung	Standardfehler	t-Statistik	DF-Stat. (10%)
Bund				
γ	0,0170	0,0120	1,419	-1,603
Länder				
γ	0,0014	0,0058	0,249	-1,603
Δb_{t-1}	0,5555	0,1461	3,80	

4.2. Ländergruppen (West, Ost, Stadtstaaten)

Die Bundesländer sind sowohl hinsichtlich ihrer Wirtschafts- und Finanzkraft als auch hinsichtlich ihrer Verschuldung teilweise sehr heterogen. In den ostdeutschen Ländern ist der Anschluss an die Wirtschaftskraft der Westländer trotz erheblicher Finanztransfers noch nicht erreicht. Da sie sich andererseits in den letzten fünfzehn Jahren hoch verschuldet haben, liegt ihr Schuldenstand, gemessen am regionalen Bruttoinlandsprodukt, inzwischen deutlich über dem der westlichen Flächenländer (vgl. Abb. 3). Mit den Flächenländern nicht vergleichbar sind die Stadtstaaten, weil es sich dabei in der Regel um Wirtschaftszentren mit einer überdurchschnittlichen Wirtschaftskraft handelt. Dass sie dennoch weit überdurchschnittlich verschuldet sind, liegt an der dramatischen Verschuldung der beiden Stadtstaaten Berlin und Bremen.

Abb. 3: Schuldenstandsquoten der Länder
West, Ost, Stadtstaaten



Die Ergebnisse der Stationaritätstests der genannten Ländergruppen sind in Tabelle 2 dargestellt.¹¹ Bei den ostdeutschen Flächenländern und den Stadtstaaten führte der ADF-Test zu dem Ergebnis, dass die Nullhypothese einer Einheitswurzel nicht abgelehnt werden kann; die Entwicklung der diskontierten Schuldenquoten ist nichtstationär. Die Verschuldung der ostdeutschen Länder und der Stadtstaaten verstößt daher gegen die Tragbarkeitsbedingung.

Tab. 2: Schätzansatz $\Delta b_t = \alpha + \theta t + \gamma b_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta b_{t-j} + \varepsilon_t$; Zeitraum 1971-2004				
Parameter	Schätzung	Standardfehler	t-Statistik	DF-Stat.
Flächenländer West				
γ	-0,1326*	0,0374	-3,550	-3,228*
α	3,6581	0,9757	3,75	
θ	-0,0558	0,0202	-2,76	
Δb_{t-1}	0,3297	0,1809	1,82	
Δb_{t-2}	-0,1667	0,1831	-0,91	
Δb_{t-3}	0,1104	0,1857	0,59	
Flächenländer Ost				
γ	-0,0069	0,0096	-0,718	-1,600**
Δb_{t-1}	0,6845	0,0841	8,13	
Stadtstaaten				
γ	0,0087	0,0058	1,502	-1,603**
Δb_{t-1}	0,5818	0,1539	3,78	
* (**) Signifikanzniveau 10% (5%)				

Bei den westdeutschen Flächenländern ist dagegen das Ergebnis differenzierter. Der entscheidende Koeffizient γ erweist sich als signifikant von 0 verschieden. Dies spricht für die Stationarität der Zeitreihe des diskontierten Schuldenstandes der westdeutschen Flächenländer, wenn auch das Ergebnis statistisch nur schwach, nämlich auf einem Signifikanzniveau von 10 %, abgesichert ist. In einem zweiten Schritt muss überprüft werden, ob der Erwartungswert der Zeitreihe der diskontierten Schuldenstandsquote tatsächlich gegen Null konvergiert. Nur in diesem Fall ist gewährleistet, dass die Tragbarkeitsbedingung für die intertemporale staatliche Budgetrestriktion tatsächlich eingehalten wird. Um dies zu überprüfen, muss getestet werden, ob die Schätzgleichung in ihrer ursprünglichen Form eine Konstante von $\alpha = 0$ enthält.

Das Ergebnis ist auch hier nicht ganz eindeutig (vgl. Tab. 3): Bei einem Schätzansatz mit zwei verzögerten Variablen (Spalte 1) ergibt sich tatsächlich ein insignifikanter Wert der Konstante, was bedeutet, dass ein von Null verschiedener Erwartungswert der

¹¹ Die Tabellen A2, A3 und A4 im Anhang enthalten eine Darstellung der Schuldenstandsquoten (BIP-Quoten und diskontierte BIP-Quoten) und der normierten Diskontfaktoren für die Ländergruppen.

Zeitreihe der diskontierten Schuldenquote nicht nachgewiesen werden kann. Zusammen mit der bereits ermittelten Stationarität dieser Zeitreihe könnte man daraus schließen, dass die westdeutschen Länder in dem beobachteten Zeitraum die Tragbarkeitsbedingung für ihre intertemporale Budgetrestriktion eingehalten haben. Führt man den Test auf Konstante mit drei verzögerten Variablen durch, erhält man jedoch, wie Tab. 3 (Spalte 2) zeigt, eine signifikante Konstante. Sie widerspricht der Einhaltung der Tragbarkeitsbedingung, allerdings wiederum nur auf 10%-Niveau. Alles in allem kann man die Ergebnisse als einen Hinweis auf die Tragbarkeit der Staatsverschuldung für die westdeutschen Länder, aber keinesfalls als einen eindeutigen Nachweis betrachten.

Tab. 3: Schätzansatz $b_t = \alpha + \beta_1 b_{t-1} + \beta_2 b_{t-2} + \beta_3 b_{t-3} + \varepsilon_t$; Zeitraum 1971-2004						
Parameter	Schätzung		Standardfehler		t-Statistik	
	1	2	1	2	1	2
	Flächenländer West					
α	0,9399	1,2480*	0,6705	0,7232	1,40	1,73
b_{t-1}	1,6037	1,5635	0,1330	0,1875	12,05	8,34
b_{t-2}	-0,6523	-0,5368	0,1280	0,3301	-5,10	-1,63
b_{t-3}	-	-0,0904	-	0,1782	-	-0,51
	* signifikant auf einem Niveau von 10 %.					

4.3. Einzelne Bundesländer

Die Verschuldung der Bundesländer bietet ein sehr heterogenes Bild. Unter den westlichen Flächenländern haben Bayern, Baden-Württemberg und Hessen eine relativ niedrige Schuldenstandsquote, die zwischen 10 und 20 Prozent liegt.¹² Das am höchsten verschuldete westliche Flächenland ist Schleswig-Holstein mit einer Schuldenstandsquote von knapp 35 Prozent. Dagegen liegt die Schuldenstandsquote der östlichen Bundesländer mit Ausnahme Sachsens (22 Prozent) über 40 Prozent. Dieses Ergebnis wird allerdings von den Stadtstaaten Berlin und Bremen noch übertrumpft. Ihre Schuldenstandsquote beträgt 71 bzw. 48 Prozent.

Nach den statistischen Tests für die Ländergruppen ist es nicht erstaunlich, dass die meisten Bundesländer (neun von sechzehn) nichtstationäre Ergebnisse vorweisen. Von den westlichen Ländern sind in Hessen, Nordrhein-Westfalen und Hamburg die Zeitreihen der diskontierten Schuldenstandsquoten stationär (vgl. Tabelle 4). Interessanterweise gilt dies auch für die östlichen Bundesländer mit Ausnahme von Sachsen-Anhalt (vgl. Tabelle 5). Dies mag daran liegen, dass die Qualität der ökonometrischen Schätzung beeinträchtigt ist, weil die Zeitreihen für die neuen Bundesländer relativ kurz sind. Es muss aber ohnehin in all diesen Fällen noch überprüft werden, ob die stationären

¹² Die Tabellen A2, A3 und A4 im Anhang enthalten eine Darstellung der Schuldenstandsquoten (BIP-Quoten und diskontierte BIP-Quoten) und der normierten Diskontfaktoren für die einzelnen Bundesländer.

Zeitreihen tatsächlich einen Erwartungswert von Null haben. Dies bedeutet, dass die Zeitreihen der diskontierten Schuldenstandsquoten keine signifikante Konstante haben dürfen.

Tabelle 4: Schätzansatz $\Delta b_t = \alpha + \gamma b_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta b_{t-j} + \varepsilon_t$; Zeitraum 1971-2004					
	Parameter	Schätzung	Standardfehler	t-Statistik	DF-Stat. ¹⁾
Baden-Württemberg	γ	-0.0018	0.0060	-0.3100	-1.603
	Δb_{t-1}	0.5992	0.1459	4.1100	
Bayern	γ	-0.0044	0.0057	-0.7800	-1.603
	Δb_{t-1}	0.5797	0.1428	4.0600	
Hessen	γ	-0.0113**	0.0045	-2.49	-1.950**
	Δb_{t-1}	0.4140	0.1931	2.14	
Niedersachsen	γ	-0.0013	0.0043	-0.3100	-1.603
	Δb_{t-1}	0.7628	0.1136	6.7200	
Nordrhein-Westfalen	γ	-0.1135**	0.0322	-3.525	-2.986**
	α	2.3620	0.6735	3.51	
	Δb_{t-1}	0.4350	0.1613	2.70	
Rheinland-Pfalz	γ	-0.0024	0.0043	-0.5700	-1.603
	Δb_{t-1}	0.5706	0.1360	4.2000	
Saarland	γ	-0.0037	0.0066	-0.5600	-1.603
	Δb_{t-1}	0.7481	0.1180	6.3400	
Schleswig-Holstein	γ	0.0007	0.0043	0.1600	-1.603
	Δb_{t-1}	0.4965	0.1404	3.5400	
Berlin	γ	0.0181	0.0109	1.6700	-1.603
	Δb_{t-1}	0.6042	0.1555	3.8900	
Bremen	γ	-0.0021	0.0062	-0.3300	-1.603
	Δb_{t-1}	0.8116	0.1046	7.7600	
Hamburg	γ	-0.2831**	0.0835	-3.3900	-2.980**
	α	4.5771	1.3467	3.4000	
	Δb_{t-1}	0.4548	0.1365	3.3300	

* (**, ***) Signifikanz auf einem Niveau von 1% (***), 5% (**) bzw. 10% (*).

¹⁾ Für die insignifikanten Koeffizienten γ sind die Werte der DF-Statistik auf 10%-Niveau angegeben. Für Hamburg, Nordrhein-Westfalen und Hessen sind die kritischen Werte der DF-Statistik auf 5%-Niveau, angegeben.

Tabelle 5: Schätzansatz $\Delta b_t = \alpha + \gamma b_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta b_{t-j} + \varepsilon_t$; Zeitraum 1992-2004

	Parameter	Schätzung	Standardfehler	t-Statistik	DF-Stat.
Brandenburg	γ	-0.4602***	0.0646	-7.12	-3.750***
	α	20.4601	2.6260	7.79	
Mecklenburg-Vorp.	γ	-0.2923***	0.0431	-6.78	-3.750***
	α	12.3038	1.4889	8.26	
Sachsen	γ	-0.2580***	0.0475	-5.430	-3.750***
	α	5.7372	1.1626	4.93	
	Δb_{t-1}	0.2220	0.1194	1.86	
	Δb_{t-2}	0.3708	0.0761	4.88	
Sachsen-Anhalt	γ	0.0049	0.0214	0.2300	-1.600*
	Δb_{t-1}	0.5571	0.1937	2.8800	
Thüringen	γ	-0.4602***	0.0553	-8.33	-3.750***
	α	19.3567	2.0975	9.23	

*** Signifikanz auf einem Niveau von 1% (***), 5% (**) bzw. 10 % (*).

Tab. 6: Schätzansatz $b_t = \alpha + \beta_1 b_{t-1} + \beta_2 b_{t-2} + \beta_3 b_{t-3} + \varepsilon_t$; Zeitraum 1971-2004, bzw. 1992-2004

Parameter	Schätzung	Standardfehler	t-Statistik	Parameter	Schätzung	Standardfehler	t-Statistik
Hessen				Brandenburg			
α	0.8940	0.7811	1.14	α	14.7590**	6.1680	3.54
b_{t-1}	1.6428	0.1244	13.20	b_{t-1}	1.0066	0.2841	-2.11
b_{t-2}	-0.6846	0.1223	-5.60	b_{t-2}	-0.3496	0.1656	2.39
Nordrhein-Westfalen				Mecklenburg-Vorpommern			
α	1.2170*	0.6564	1.85	α	10.0835**	3.7808	2.67
b_{t-1}	1.5575	0.1391	11.20	b_{t-1}	1.0367	0.2865	3.62
b_{t-2}	-0.6156	0.1294	-4.76	b_{t-2}	-0.2853	0.2065	-1.38
Hamburg				Sachsen			
α	4.5771***	1.3467	3.40	α	2.4983	2.7776	7.32
b_{t-1}	1.1717	0.1583	7.40	b_{t-1}	1.3946	0.1904	7.32
b_{t-2}	-0.4548	0.1365	-3.33	b_{t-2}	-0.5102	0.1094	-4.66
Thüringen				Thüringen			
α				α	27.4591***	4.6444	5.91
b_{t-1}				b_{t-1}	0.3315	0.2269	1.46
b_{t-2}				b_{t-2}	0.0066	0.1288	0.05

*** Signifikanz auf einem Niveau von 1% (***), 5% (**) bzw. 10 % (*).

Die Ergebnisse der Tests auf eine Konstante α sind in Tabelle 6 enthalten. Von den sieben Ländern mit stationären Zeitreihen haben vier Länder – Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Thüringen und Hamburg – in ihren Schätzgleichungen eine Konstante, die signifikant von Null verschieden ist. Das bedeutet, dass trotz der Stationarität der Zeitreihen die Tragbarkeitsbedingung nicht erfüllt ist, weil der diskontierte Schuldenstand nicht gegen Null geht. Lediglich für die Länder Hessen, Nordrhein-Westfalen und Sachsen erweist sich die Konstante im separaten Test auf einem Signifikanzniveau von 5 % als nicht signifikant von Null verschieden, so dass davon ausgegangen werden kann, dass die Nachhaltigkeitsbedingung für die staatliche Budgetrestriktion im betrachteten Zeitraum erfüllt ist. Dabei müssen aber für Nordrhein-Westfalen gewisse Zweifel angemeldet werden, weil die Konstante bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % als signifikant positiv ausgewiesen wird.

5. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag wurde überprüft, ob neben dem Bund insbesondere die Bundesländer – in bestimmten Gruppen und einzeln – eine langfristig tragbare Haushaltspolitik betrieben haben oder ob sie die Grenzen einer nachhaltigen Haushaltspolitik überschritten haben. Aus der intertemporalen Budgetrestriktion des Staates wurde die Bedingung für eine nachhaltige Haushaltspolitik in Form der auf das Bruttoinlandsprodukt bezogenen Schuldenstandsquote abgeleitet: Die so genannte Tragbarkeitsbedingung ist erfüllt, wenn der Barwert der Schuldenstandsquote langfristig gegen den Wert Null strebt.

Die Tragbarkeitsbedingung verlangt nicht, dass eine bereits erreichte Schuldenstandsquote konstant bleibt. Vielmehr kann sie weiter ansteigen. Die Wachstumsrate des Schuldenstandes muss jedoch langfristig geringer sein als der Zinssatz. Dies setzt voraus, dass der stochastische Prozess der diskontierten Schuldenstandsquote stationär ist und dass zusätzlich der Erwartungswert dieses Prozesses gleich Null ist.

Die ökonometrischen Tests für den Zeitraum 1971 (bzw. 1992) bis 2004 zeigen, dass weder die Schuldenpolitik des Bundes noch der *Ländergesamtheit* der Tragbarkeitsbedingung genügt. Bei den *Ländergruppen* ist dagegen das Bild nicht einheitlich. Die Schuldenpolitik der östlichen Flächenländer sowie der Stadtstaaten widerspricht der Einhaltung der intertemporalen Budgetrestriktion. Die Zeitreihe des diskontierten Schuldenstandes der westlichen Flächenländer ist dagegen stationär, die Konstante der ursprünglichen Schätzgleichung insignifikant. Damit erfüllen die westlichen Flächenländer die Bedingungen für eine tragbare Haushaltspolitik. Das Ergebnis wird jedoch dadurch etwas relativiert, dass bei einem veränderten Schätzansatz (drei verzögerte Variablen) die Konstante auf schwachem Niveau (10 %) signifikant ist.

Aus der empirischen Überprüfung der Nachhaltigkeit der *einzelnen* Bundesländer geht hervor, dass das Verhalten der Flächenländer im westlichen und östlichen Teil Deutschlands differenziert betrachtet werden muss. Dreizehn der sechzehn Bundesländer haben bisher eine Schuldenpolitik betrieben, die mit der langfristigen Einhaltung der intertemporalen Budgetrestriktion nicht zu vereinbaren ist. Nur drei Bundesländer, zwei westliche (Hessen und Nordrhein-Westfalen) und ein östliches (Sachsen), haben die Tragbarkeitsbedingung in dem betrachteten Zeitraum erfüllt, wobei jedoch das Ergebnis für Nordrhein-Westfalen nicht völlig eindeutig ist.

Der Verstoß gegen die Nachhaltigkeit der öffentlichen Finanzen ist für sich genommen bereits beunruhigend. Die aktuelle finanzpolitische Situation ist jedoch durch engere Grenzen gekennzeichnet, als sie durch die Tragbarkeitsbedingungen vorgegeben sind. Wegen der bereits hohen Zinslasten in ihren Haushalten können es sich viele Bundesländer nicht erlauben, die Schuldenstandsquote weiter wachsen zu lassen. Um Haushaltsspielräume zu gewinnen, müssen sie vielmehr ihre Defizite drastisch einschränken. Die dazu notwendigen Konsolidierungsanstrengungen gehen über die Einhaltung der hier verwendeten Tragbarkeitsbedingung weit hinaus.

Anhang 1: Tabellen**Tabelle A1: Schuldenquoten des Bundes und der Länder**

	Schuldenstandsquote in % des BIP		normierter Diskontfaktor		diskontierte Schuldenquote	
	Bund	Länder	Bund	Länder	Bund	Länder
1970	8,1	9,8				
1971	7,6	10,4	1,000	1,000	7,6	10,4
1972	7,4	11,0	1,041	1,034	7,8	11,4
1973	6,9	10,9	1,095	1,081	7,5	11,8
1974	7,6	11,2	1,112	1,088	8,4	12,2
1975	10,8	13,3	1,105	1,065	12,0	14,1
1976	11,6	14,0	1,140	1,087	13,2	15,2
1977	12,6	14,1	1,151	1,086	14,5	15,3
1978	13,8	14,3	1,170	1,094	16,2	15,6
1979	14,6	14,5	1,196	1,108	17,5	16,1
1980	15,6	15,3	1,197	1,102	18,6	16,9
1981	17,5	16,8	1,171	1,074	20,5	18,0
1982	19,3	18,1	1,136	1,037	21,9	18,7
1983	20,4	18,7	1,105	1,010	22,5	18,9
1984	20,8	19,0	1,077	0,987	22,4	18,8
1985	21,3	19,2	1,047	0,960	22,3	18,4
1986	21,2	19,0	1,031	0,946	21,9	17,9
1987	21,9	19,5	0,995	0,915	21,8	17,9
1988	22,4	19,5	0,981	0,904	22,0	17,6
1989	21,8	18,7	0,979	0,901	21,3	16,8
1990	24,0	18,0	1,010	0,921	24,3	16,6
1991	23,2	16,5	1,032	0,939	23,9	15,5
1992	25,3	16,9	1,025	0,944	25,9	15,9
1993	27,9	18,4	0,983	0,908	27,4	16,7
1994	29,6	18,8	0,961	0,894	28,4	16,8
1995	36,5	19,6	0,935	0,873	34,1	17,1
1996	37,8	20,5	0,895	0,838	33,8	17,2
1997	38,7	21,1	0,862	0,807	33,3	17,1
1998	38,5	21,3	0,839	0,785	32,3	16,7
1999	38,6	21,2	0,812	0,761	31,4	16,1
2000	38,1	20,9	0,789	0,738	30,1	15,4
2001	36,5	21,6	0,764	0,714	27,9	15,4
2002	36,9	22,5	0,737	0,689	27,2	15,5
2003	38,5	23,8	0,710	0,663	27,3	15,8
2004	39,5	24,6	0,697	0,647	27,5	15,9

Tab. A2: (BIP-)Schuldenquoten der Länder und Ländergruppen**Flächenländer West**

Jahr	BW	BY	HE	NI	NW	RP	SL	SH	FL West
1971	11,4	12,9	16,1	17,6	11,3	18,4	18,0	19,4	13,6
1972	11,0	12,8	16,7	17,9	12,1	18,9	18,9	20,2	14,0
1973	10,8	12,6	16,8	17,3	11,4	19,1	19,0	19,9	13,6
1974	11,2	12,6	17,6	18,8	11,3	19,2	19,0	19,3	13,9
1975	13,0	14,0	19,4	21,2	13,9	21,0	21,0	21,0	16,0
1976	13,2	14,3	20,9	22,1	14,3	21,7	22,8	21,9	16,6
1977	13,0	13,8	20,9	22,5	14,6	21,3	23,8	21,8	16,6
1978	13,2	13,2	20,3	22,4	15,4	21,0	24,3	22,3	16,7
1979	13,4	12,7	19,5	22,8	16,1	20,8	25,3	22,2	16,8
1980	14,2	12,9	19,7	23,4	17,8	21,3	26,8	22,9	17,6
1981	15,4	13,5	20,8	24,8	20,4	23,0	28,1	24,4	19,2
1982	16,3	14,2	22,2	26,2	22,5	24,5	31,6	26,4	20,6
1983	16,4	14,4	22,0	26,8	23,9	25,2	34,4	26,9	21,2
1984	16,2	14,0	21,8	26,5	24,8	25,4	36,3	27,4	21,4
1985	16,0	13,7	21,8	26,7	25,5	26,1	37,9	27,9	21,5
1986	15,0	13,4	21,5	27,0	25,7	25,9	38,6	27,4	21,3
1987	14,8	13,3	21,6	28,2	26,7	26,8	40,9	29,3	21,8
1988	14,9	13,3	21,2	28,3	26,4	25,6	41,9	29,6	21,6
1989	14,3	12,6	20,2	27,0	25,5	24,8	42,5	29,7	20,8
1990	13,9	12,1	18,9	26,1	24,5	23,8	42,3	29,3	20,0
1991	13,5	11,1	18,6	23,3	22,3	22,1	39,2	26,5	19,1
1992	13,4	10,8	18,2	23,1	21,8	22,2	40,8	26,3	18,3
1993	14,1	10,9	19,0	24,5	22,8	23,3	44,6	27,9	19,1
1994	14,3	10,3	19,3	24,8	22,6	23,4	41,3	27,9	19,0
1995	13,7	10,1	19,2	25,4	23,1	23,1	38,9	28,5	19,0
1996	14,0	10,8	18,7	26,1	23,8	24,4	39,1	29,2	19,5
1997	14,0	11,1	19,2	26,4	24,4	25,3	37,0	29,9	19,9
1998	13,7	10,9	19,0	25,9	24,4	25,9	35,3	30,1	19,7
1999	13,5	10,5	18,0	25,3	24,5	25,9	34,7	30,1	19,4
2000	13,3	9,9	17,5	24,9	24,4	25,9	33,2	29,9	19,0
2001	13,7	9,8	17,7	26,0	25,3	27,5	28,5	30,2	18,9
2002	13,8	9,9	18,7	27,6	26,0	28,3	29,9	31,8	20,0
2003	14,5	10,3	19,8	29,1	27,3	29,4	31,6	33,7	20,6
2004	14,7	10,4	20,1	30,3	28,0	29,9	32,0	34,5	21,2

Flächenländer Ost

Jahr	BB	MV	SN	ST	TH	FL Ost
1992	15,1	9,0	10,9	16,1	13,5	12,9
1993	23,3	14,9	15,9	22,2	20,6	19,1
1994	28,4	18,5	17,0	25,2	26,4	22,4
1995	30,9	23,7	19,3	29,4	29,9	25,7
1996	34,0	27,4	20,7	34,7	32,8	28,6
1997	35,9	30,9	22,2	37,5	30,9	30,2
1998	37,1	33,7	22,7	41,0	32,9	32,0
1999	36,4	34,5	22,0	43,1	33,9	32,3
2000	33,7	33,9	22,3	40,2	35,2	31,5
2001	35,1	36,3	21,9	41,5	36,3	32,4
2002	37,5	37,8	21,7	43,1	37,3	33,4
2003	40,9	40,7	21,8	44,6	38,7	34,7
2004	40,5	42,6	21,8	46,8	40,3	35,8

Stadtstaaten

Jahr	BE	HB	HH	Stadtstaaten
1971	30,5	10,9	11,4	18,4
1972	29,3	12,0	12,2	18,6
1973	27,7	11,4	12,0	17,7
1974	26,9	13,8	13,0	18,2
1975	27,4	17,5	16,0	20,5
1976	27,5	20,1	16,4	21,1
1977	26,8	21,7	15,4	20,7
1978	25,7	23,7	14,7	20,2
1979	24,1	25,6	14,1	19,6
1980	23,4	27,9	14,0	19,7
1981	23,7	30,3	14,2	20,3
1982	23,8	32,9	15,7	21,5
1983	23,0	36,0	16,7	22,0
1984	22,0	39,3	18,5	22,9
1985	21,5	42,6	18,6	23,1
1986	20,6	45,4	19,1	23,4
1987	20,4	46,8	20,5	24,2
1988	20,2	47,5	21,2	24,6
1989	20,1	47,3	19,9	23,8
1990	20,0	45,6	18,8	23,1
1991	17,6	44,7	18,8	21,7
1992	19,2	46,1	19,0	22,6
1993	22,1	48,1	20,6	24,7
1994	24,6	45,4	21,7	26,0
1995	30,6	44,6	21,8	28,8
1996	35,3	44,0	22,8	31,3
1997	38,6	43,3	22,5	32,6
1998	41,4	41,2	22,3	33,4
1999	43,9	38,7	23,2	34,6
2000	45,6	39,2	23,6	35,5
2001	51,9	39,9	24,0	38,3
2002	59,8	42,2	24,4	42,2
2003	65,1	46,4	25,6	45,5
2004	70,8	48,4	26,2	48,4

Tab. A3: Normierte Diskontfaktoren der Länder und Ländergruppen**Flächenländer West**

Jahr	BW	BY	HE	NI	NW	RP	SL	SH	FL West
1971	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1972	1,059	1,056	1,059	1,043	1,036	1,043	1,028	1,063	1,048
1973	1,117	1,111	1,115	1,108	1,101	1,078	1,072	1,129	1,106
1974	1,115	1,121	1,132	1,113	1,127	1,087	1,099	1,171	1,121
1975	1,099	1,127	1,124	1,111	1,107	1,048	1,097	1,188	1,109
1976	1,137	1,178	1,176	1,163	1,132	1,078	1,109	1,216	1,147
1977	1,153	1,202	1,192	1,166	1,128	1,082	1,086	1,231	1,155
1978	1,173	1,243	1,229	1,185	1,145	1,086	1,093	1,230	1,177
1979	1,199	1,284	1,265	1,193	1,173	1,112	1,125	1,234	1,204
1980	1,204	1,294	1,268	1,209	1,164	1,112	1,118	1,249	1,207
1981	1,186	1,281	1,244	1,181	1,140	1,090	1,127	1,206	1,185
1982	1,143	1,260	1,213	1,142	1,095	1,059	1,089	1,158	1,147
1983	1,123	1,261	1,210	1,109	1,061	1,039	1,062	1,153	1,127
1984	1,098	1,248	1,200	1,094	1,028	1,010	1,035	1,147	1,105
1985	1,079	1,216	1,181	1,053	1,002	0,970	1,002	1,110	1,080
1986	1,083	1,212	1,178	1,025	0,984	0,958	0,982	1,123	1,070
1987	1,060	1,194	1,171	0,986	0,948	0,923	0,947	1,082	1,042
1988	1,056	1,185	1,179	0,980	0,934	0,916	0,927	1,079	1,034
1989	1,058	1,190	1,193	0,979	0,928	0,899	0,915	1,050	1,032
1990	1,094	1,225	1,248	1,002	0,943	0,915	0,924	1,070	1,058
1991	1,124	1,301	1,257	1,088	1,006	0,970	0,969	1,165	1,117
1992	1,112	1,306	1,256	1,079	0,990	0,948	0,937	1,155	1,107
1993	1,027	1,241	1,197	1,029	0,929	0,886	0,858	1,101	1,042
1994	1,003	1,217	1,160	1,011	0,900	0,869	0,840	1,069	1,016
1995	0,980	1,182	1,133	0,968	0,881	0,848	0,823	1,048	0,989
1996	0,948	1,148	1,094	0,923	0,836	0,806	0,755	1,011	0,949
1997	0,914	1,115	1,054	0,886	0,809	0,777	0,724	0,973	0,916
1998	0,900	1,108	1,020	0,869	0,787	0,749	0,693	0,934	0,895
1999	0,882	1,089	0,995	0,835	0,759	0,730	0,663	0,900	0,870
2000	0,861	1,080	0,970	0,808	0,733	0,706	0,643	0,870	0,847
2001	0,853	1,051	0,943	0,767	0,711	0,667	0,626	0,845	0,821
2002	0,822	1,033	0,900	0,731	0,689	0,651	0,593	0,804	0,794
2003	0,790	0,998	0,865	0,704	0,662	0,628	0,560	0,774	0,763
2004	0,772	0,979	0,849	0,681	0,650	0,613	0,548	0,756	0,746

Flächenländer Ost

Jahr	BB	MV	SN	ST	TH	FL Ost
1992	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1993	1,174	1,159	1,168	1,178	1,189	1,173
1994	1,297	1,289	1,286	1,273	1,330	1,294
1995	1,338	1,329	1,321	1,266	1,323	1,316
1996	1,339	1,314	1,296	1,258	1,312	1,304
1997	1,311	1,273	1,232	1,237	1,291	1,265
1998	1,278	1,218	1,178	1,200	1,252	1,222
1999	1,267	1,195	1,142	1,173	1,232	1,197
2000	1,234	1,134	1,083	1,125	1,188	1,147
2001	1,176	1,078	1,042	1,093	1,144	1,102
2002	1,119	1,037	1,018	1,073	1,097	1,067
2003	1,071	0,988	0,988	1,036	1,061	1,029
2004	1,035	0,958	0,966	1,008	1,032	1,001

Stadtstaaten

Jahr	BE	HB	HH	Stadtstaaten
1971	1,000	1,000	1,000	1,000
1972	1,047	1,051	1,026	1,042
1973	1,124	1,112	1,089	1,116
1974	1,169	1,114	1,113	1,148
1975	1,179	1,100	1,079	1,135
1976	1,210	1,131	1,092	1,160
1977	1,239	1,137	1,084	1,171
1978	1,250	1,119	1,080	1,173
1979	1,286	1,114	1,114	1,203
1980	1,329	1,107	1,082	1,202
1981	1,318	1,085	1,059	1,185
1982	1,315	1,040	1,015	1,153
1983	1,340	0,975	1,008	1,146
1984	1,367	0,914	0,998	1,137
1985	1,371	0,861	0,966	1,111
1986	1,372	0,824	0,927	1,082
1987	1,363	0,805	0,861	1,039
1988	1,368	0,795	0,831	1,021
1989	1,387	0,784	0,845	1,032
1990	1,443	0,823	0,866	1,067
1991	1,813	0,836	0,854	1,172
1992	1,908	0,817	0,838	1,186
1993	1,938	0,765	0,814	1,171
1994	1,897	0,741	0,790	1,139
1995	1,865	0,703	0,764	1,108
1996	1,742	0,658	0,732	1,046
1997	1,619	0,638	0,708	0,994
1998	1,538	0,617	0,684	0,954
1999	1,460	0,584	0,651	0,906
2000	1,397	0,574	0,639	0,879
2001	1,330	0,554	0,630	0,852
2002	1,275	0,535	0,606	0,819
2003	1,217	0,514	0,583	0,786
2004	1,184	0,501	0,571	0,768

Tab. A4: Diskontierte (BIP-)Schuldenquoten der Länder und Ländergruppen

Jahr	Flächenländer West								
	BW	BY	HE	NI	NW	RP	SL	SH	FL West
1971	11,4	12,9	16,1	17,6	11,3	18,4	18,0	19,4	13,6
1972	11,6	13,5	17,7	18,6	12,6	19,7	19,4	21,5	14,7
1973	12,1	14,0	18,8	19,1	12,5	20,6	20,4	22,4	15,1
1974	12,5	14,2	19,9	20,9	12,8	20,9	20,9	22,6	15,6
1975	14,3	15,8	21,8	23,5	15,4	22,0	23,0	24,9	17,7
1976	15,0	16,9	24,6	25,7	16,2	23,4	25,3	26,6	19,0
1977	14,9	16,6	24,9	26,2	16,5	23,0	25,9	26,9	19,1
1978	15,5	16,4	24,9	26,6	17,7	22,8	26,6	27,4	19,6
1979	16,1	16,4	24,6	27,2	18,9	23,2	28,4	27,4	20,2
1980	17,1	16,6	25,0	28,2	20,8	23,6	29,9	28,6	21,3
1981	18,3	17,3	25,9	29,3	23,3	25,1	31,6	29,5	22,7
1982	18,6	17,9	26,9	29,9	24,7	25,9	34,4	30,6	23,7
1983	18,5	18,1	26,6	29,8	25,3	26,1	36,6	31,1	23,9
1984	17,8	17,5	26,2	29,0	25,5	25,7	37,6	31,4	23,6
1985	17,3	16,7	25,8	28,1	25,5	25,3	38,0	31,0	23,3
1986	16,2	16,2	25,3	27,7	25,3	24,8	37,9	30,8	22,8
1987	15,7	15,9	25,2	27,8	25,3	24,7	38,7	31,7	22,7
1988	15,7	15,8	25,0	27,8	24,7	23,5	38,8	32,0	22,4
1989	15,2	15,1	24,1	26,4	23,7	22,3	38,9	31,2	21,5
1990	15,2	14,8	23,6	26,1	23,1	21,8	39,0	31,3	21,2
1991	15,1	14,5	23,4	25,3	22,4	21,4	38,0	30,9	21,3
1992	14,9	14,1	22,9	24,9	21,6	21,1	38,2	30,4	20,2
1993	14,5	13,5	22,7	25,2	21,2	20,6	38,3	30,7	19,9
1994	14,3	12,5	22,4	25,0	20,4	20,4	34,7	29,9	19,3
1995	13,4	11,9	21,8	24,6	20,3	19,6	32,0	29,9	18,8
1996	13,2	12,4	20,5	24,0	19,9	19,6	29,5	29,5	18,5
1997	12,8	12,4	20,2	23,4	19,7	19,6	26,8	29,1	18,2
1998	12,4	12,1	19,4	22,5	19,2	19,4	24,4	28,1	17,6
1999	11,9	11,4	17,9	21,2	18,6	18,9	23,0	27,1	16,8
2000	11,5	10,7	17,0	20,1	17,9	18,3	21,4	26,0	16,1
2001	11,7	10,2	16,7	20,0	18,0	18,3	17,9	25,5	15,6
2002	11,4	10,2	16,8	20,2	17,9	18,4	17,7	25,6	15,9
2003	11,4	10,3	17,1	20,5	18,1	18,5	17,7	26,1	15,7
2004	11,3	10,2	17,1	20,7	18,2	18,3	17,6	26,1	15,8

Flächenländer Ost

Jahr	BB	MV	SN	ST	TH	FL Ost
1992	15,1	9,0	10,9	16,1	13,5	12,9
1993	27,4	17,3	18,6	26,2	24,5	22,4
1994	36,8	23,8	21,9	32,0	35,1	29,0
1995	41,3	31,5	25,5	37,3	39,6	33,8
1996	45,5	36,0	26,8	43,7	43,1	37,3
1997	47,0	39,3	27,3	46,4	39,8	38,2
1998	47,4	41,0	26,7	49,2	41,2	39,0
1999	46,1	41,2	25,1	50,6	41,8	38,7
2000	41,6	38,5	24,2	45,3	41,8	36,2
2001	41,3	39,1	22,9	45,4	41,5	35,7
2002	42,0	39,2	22,0	46,2	40,9	35,7
2003	43,8	40,2	21,5	46,3	41,1	35,7
2004	42,0	40,8	21,1	47,1	41,6	35,8

Stadtstaaten

Jahr	BE	HB	HH	Stadtstaaten
1971	30,5	10,9	11,4	18,4
1972	30,7	12,6	12,5	19,3
1973	31,2	12,6	13,0	19,8
1974	31,4	15,4	14,4	21,0
1975	32,4	19,2	17,2	23,3
1976	33,3	22,7	17,9	24,5
1977	33,2	24,7	16,7	24,2
1978	32,1	26,5	15,9	23,7
1979	31,0	28,6	15,7	23,6
1980	31,0	30,9	15,1	23,7
1981	31,2	32,9	15,1	24,1
1982	31,3	34,2	15,9	24,8
1983	30,8	35,1	16,8	25,2
1984	30,0	35,9	18,5	26,0
1985	29,5	36,7	18,0	25,7
1986	28,2	37,4	17,7	25,3
1987	27,7	37,7	17,6	25,1
1988	27,6	37,7	17,7	25,1
1989	27,9	37,1	16,8	24,6
1990	28,8	37,5	16,2	24,7
1991	31,9	37,4	16,1	25,4
1992	36,7	37,6	15,9	26,8
1993	42,8	36,8	16,7	28,9
1994	46,7	33,7	17,1	29,7
1995	57,1	31,4	16,6	32,0
1996	61,5	28,9	16,7	32,8
1997	62,6	27,6	16,0	32,4
1998	63,6	25,4	15,3	31,9
1999	64,0	22,6	15,1	31,3
2000	63,7	22,5	15,1	31,2
2001	69,0	22,1	15,1	32,7
2002	76,2	22,6	14,8	34,6
2003	79,3	23,8	15,0	35,8
2004	83,8	24,2	15,0	37,2

Anhang 2: Erläuterungen zu den Schätzungen

Als Datengrundlage für alle Untersuchungen dient die in der Finanzstatistik dargestellte Entwicklung der öffentlichen Verschuldung und der Zinsausgaben in den Jahren 1970 bis 2004.¹³ Der jeweils angegebene Schuldenstand enthält die Kreditmarktschulden im weiteren Sinne, bei den Ländergruppen und einzelnen Ländern auch die Schulden bei öffentlichen Haushalten. Daten zur Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts wurden den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder entnommen.¹⁴ Als Zinssatz wird in empirischen Untersuchungen häufig ein langfristiger Zins auf öffentliche Wertpapiere verwendet. Die Staatsverschuldung setzt sich jedoch aus Schuldenarten mit unterschiedlichen Laufzeiten zusammen. Die Laufzeitenstruktur und die daraus resultierende Zinsstruktur verändern sich im Zeitablauf. Wir ermitteln deshalb den laufenden Zinssatz als Prozentsatz der jährlichen Zinsausgaben der jeweiligen Gebietskörperschaft, bezogen auf deren Schuldenstand. Für jede Gebietskörperschaft gilt daher ein spezifischer Zinssatz.

Beginnend mit dem Jahr 1971 werden die laufenden Schuldenstandsquoten auf den Ausgangszeitpunkt diskontiert. Der jährliche wachstumsbereinigte Diskontfaktor wird mit der Schuldenquote multipliziert. Auf diese Weise entsteht die Zeitreihe der diskontierten Schuldenquote, deren Stationarität überprüft wird. In den folgenden Abschnitten wird kurz erläutert, welche Vortests notwendig waren, um die in den Texttabellen angegebenen Spezifikationen für die Schätzansätze abzuleiten. Grundsätzlich wurde nach dem in Abschnitt 3 dargelegten Verfahren vorgegangen.¹⁵ Zunächst wurde ermittelt, welche Anzahl verzögerter Differenzen der Zeitreihe in dem Schätzansatz berücksichtigt werden musste, um Autokorrelation auszuschließen. Danach wurde der ADF-Test vorgenommen und nacheinander geprüft, ob die deterministischen Parameter (Konstante und Trend) signifikant sind. Mit dem Ausschluss insignifikanter Parameter wurde der endgültige Dickey-Fuller-Test durchgeführt.

1. Bund und Länder

Die Überprüfung des Testansatzes ergab, dass eine Eliminierung der Autoregression durch verzögerte Differenzen beim Bund nicht notwendig war. Daher konnte der Standard-Testansatz nach Dickey-Fuller (DF) in der Form $\Delta b_t = \alpha + \theta t + \gamma b_{t-1} + \varepsilon_t$ gewählt werden. Bei den Ländern ergaben die Vortests jedoch, dass eine verzögerte Differenz zu berücksichtigen war. Daher wurde ein erweiterter Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) mit einer verzögerten Differenz (Δb_{t-1}) durchgeführt. Diese Schätzansätze führten im ersten Schritt zu dem Ergebnis, dass die Hypothese der Nichtstationarität der Zeitreihen nicht abgelehnt werden konnte.

Zur weiteren Spezifikation der Schätzgleichung für den DF- bzw. ADF-Test wurde die Signifikanz des Trends und der Konstante unter der Restriktion der Nullhypothese ü-

¹³ Statistisches Bundesamt, Fachserie 14: Finanzen und Steuern, Reihe 5: Schulden der öffentlichen Haushalte, Bundes- und Länderergebnisse, Wiesbaden, lfd. Jahrgänge. Statistisches Bundesamt, Fachserie 14: Finanzen und Steuern, Reihe 3.1: Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts, Bundes- und Länderergebnisse, Wiesbaden, lfd. Jahrgänge.

¹⁴ Statistisches Bundesamt, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe S.21, Revidierte Ergebnisse 1970 bis 2004, aktualisierte Fassung Februar 2005.

¹⁵ Das Verfahren ist ausführlich dargestellt bei Enders (2004), Kapitel 4.

berprüft. Die Nullhypothese des F-Tests $\theta = \gamma = 0$ für die Schätzgleichung $\Delta b_t = \alpha + \theta t + \gamma b_{t-1} + \delta_1 \Delta b_{t-1} + \varepsilon_t$ bzw. $\alpha = \gamma = 0$ für die Schätzgleichung $\Delta b_t = \alpha + \gamma b_{t-1} + \delta_1 \Delta b_{t-1} + \varepsilon_t$ konnte unter Verwendung der von Dickey und Fuller ermittelten kritischen Werte¹⁶ nicht abgelehnt werden. Für den Bund und für die Länder sind daher der Koeffizient des deterministischen Zeittrends θ und der Driftparameter α nicht signifikant.

2. Ländergruppen (West, Ost, Stadtstaaten)

Der Test der Anzahl verzögerter Differenzen ergab, dass bei den ostdeutschen Flächenländern und den Stadtstaaten jeweils nur eine verzögerte Variable in den Schätzansatz einzubeziehen war und dass weder der Trend noch die Konstante signifikant waren.

Für die Gruppe der westlichen Flächenländer waren drei verzögerte Differenzen der Zeitreihe in dem Schätzansatz zu berücksichtigen. Außerdem konnte die Nullhypothese des F-Tests $\theta = \gamma = 0$ (Nichtstationarität und kein Zeittrend) unter Verwendung der Dickey-Fuller-Teststatistik (interpolierter kritischer Wert für 32 Beobachtungen = 7,10) auf einem 5%-Niveau abgelehnt werden. Demnach hat die Zeitreihe der diskontierten Schuldenquote für die westlichen Flächenländer einen deterministischen Zeittrend. In diesem Fall sind die t-Werte approximativ standardnormalverteilt. Der Koeffizient γ ist unter Verwendung der kritischen Werte der t-Verteilung auf 5%-Niveau signifikant. Für den endgültigen Schätzansatz waren daher eine Konstante, der Trend und drei verzögerte Differenzen zu berücksichtigen.

3. Einzelne Länder

Die Analyse der Autokorrelationsstruktur der Zeitreihen ergab, dass in die ADF-Testansätze für Baden-Württemberg, Bayern, Niedersachsen, Rheinland-Pfalz, das Saarland, Schleswig-Holstein, Berlin, Hamburg und Bremen eine zeitverzögerte Differenz einbezogen werden musste. Weder der Trend noch die Konstante waren in diesen Fällen signifikant. Für *Hessen* wurden sechs und für *Nordrhein-Westfalen* drei zeitverzögerte Differenzen berücksichtigt. Da die Koeffizienten der zeitverzögerten Differenzen jedoch für die Beurteilung der Stationarität letztlich keine weitere Bedeutung haben, wurde auch in diesen beiden Fällen nur der Koeffizient für eine zeitverzögerte Differenz in der Tabelle ausgewiesen. Der in Abschnitt 1 beschriebene F-Test zeigte für keines der Länder eine signifikante lineare Trendkomponente an. Auch eine weitere Evaluation der Trendeigenschaften der Zeitreihengraphen deutet nicht darauf hin, dass der zugrunde liegende datengenerierende Prozess einen deterministischen Zeittrend aufweist. Eine Regression der diskontierten Schuldenquote auf eine lineare und eine quadratische Trendkomponente sowie zwei Lags der Zeitreihe zeigte für fast alle Länder insignifikante Trendkomponenten an. Ausnahmen waren lediglich Berlin und Hamburg. Da diese Ergebnisse aber sehr sensitiv die Anzahl der einbezogenen Lags reagieren, wurde für keines der Länder eine lineare Trendkomponente in die Schätzgleichung übernommen. Eine, wie bei Wooldridge¹⁷ und Enders¹⁸ vorgeschlagene visuelle Untersuchung der Zeitreihen bestätigte diese Vorgehensweise.

¹⁶ Vgl. Dickey, Fuller (1979, 1981), S. 1063-1072.

¹⁷ Vgl. Wooldridge (2006), S. 645.

¹⁸ Vgl. Enders (2004), S. 211.

Für Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Thüringen konnte der Standard-DF-Test ohne Trend aber mit Konstante durchgeführt werden. Bei Sachsen-Anhalt musste eine verzögerte Differenz, im Falle Sachsens zwei verzögerte Differenzen berücksichtigt werden.

Literatur

- Artis, Michael, und Massimiliano Marcellino (1998)**, Fiscal Solvency and Fiscal Forecasting in Europe, CEPR Discussion Papers 1836.
- Afonso, António (2005)**, Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case, in: Finanzarchiv, Bd. 61, S. 19-44.
- Blanchard, Olivier Jean, und Stanley Fischer (1989)**, Lectures on Macroeconomics, Cambridge, Mass., und London (MIT Press).
- Bravo, Ana Bela Santos und Antonio Luis Silvestre (2002)**, Intertemporal Sustainability of Fiscal Policies: Some Tests for European Countries, European Journal of Political Economy, Vol. 18, S. 517–528.
- Caporale, Guglielmo Maria (1995)**, Bubble Finance and Debt Sustainability: A Test of the Government's Intertemporal Budget Constraint, in: Applied Economics, Vol. 27, S. 1135-1143.
- Domar, Evsey D. (1944)**, The Burden of the Debt and the National Income, in: American Economic Review, Vol. 34, S. 798-827
- Enders, Walter (2004)**, Applied Econometric Time Series, 2. Aufl., Hoboken, N.J. (Wiley).
- Feve, Patrick, und Pierre-Yves Henin, (2000)**, Assessing Effective Sustainability of Fiscal Policy within the G-7, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 62 (2), S. 175-195.
- Dickey, David A., und Wayne A. Fuller, (1981)**, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: Econometrica 49, 1981, S. 1063-1072.
- Greiner, Alfred, Uwe Koeller, und Willi Semmler (2005)**, Testing Sustainability of German Fiscal Policy: Evidence for the Period 1960-2003, CESIFO Working Paper No. 1386
- Greiner, Alfred, und Willi Semmler (1999)**, An Inquiry into the Sustainability of German Fiscal Policy: Some Time-Series Tests, in: Public Finance Review, Vol. 27, S. 220-236.
- Hansen, Gerd (1993)**, Quantitative Wirtschaftsforschung, München (Vahlen).
- Jahresgutachten 2004/05** des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland, Wiesbaden, 2004.
- Payne, J. (1997)**, International Evidence on the Sustainability of Budget Deficits, in: Applied Economics Letters, Vol. 12, S. 775-779.
- Sachs, Jeffrey D., Larrain, Felipe (1995)**, Makroökonomik, In globaler Sicht, München und Wien (Oldenbourg).
- Statistisches Bundesamt**, Fachserie 14: Finanzen und Steuern, Reihe 3.1: Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts, Bundes- und Länderergebnisse, Wiesbaden, lfd. Jahrgänge.
- Statistisches Bundesamt**, Fachserie 14: Finanzen und Steuern, Reihe 5: Schulden der öffentlichen Haushalte, Bundes- und Länderergebnisse, Wiesbaden, lfd. Jahrgänge.
- Statistisches Bundesamt**, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe S.21, Revidierte Ergebnisse 1970 bis 2004, aktualisierte Fassung Februar 2005.

Uctum, Meri, und Michael Wickens (2000), Debt and Debt Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: An Intertemporal Analysis, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 62(2), S. 197-222.

Vanhorebeek, Filip und Paul van Rompuy (1995), Solvency and Sustainability of Fiscal Policies in the EU, in: De Economist, Vol. 143, No.4, S. 457-473.

Wilcox, David W. (1989), The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present Value Borrowing Constraint, in: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 21, S. 290-306.

Wooldridge, Jeffrey M. (2006), Introductory Econometrics – A Modern Approach, 3. Aufl., Mason (Thomson).

FINANZWISSENSCHAFTLICHE
DISKUSSIONSBEITRÄGE

*Eine Schriftenreihe des Finanzwissenschaftlichen Forschungsinstituts
an der Universität zu Köln*

ISSN 0945-490X

Die Beiträge ab 1998 (z.T. auch ältere) stehen auch als kostenloser Download (pdf) zur
Verfügung unter: <http://www.fifo-koeln.de>

1993

- 93-1 *Enringmann, D.*: Ökologische Steuerreform? *Vergriffen*
- 93-2 *Gavel, E.*: Bundesergänzungszuweisungen als Instrument eines rationalen Finanzausgleichs. *Vergriffen*
- 93-3 *Enringmann, D. / Gavel, E. / Hansmeyer, K.-H.*: Die Abwasserabgabe vor der vierten Novelle: Abschied vom gewässergütepolitischen Lenkungs- und Anreizinstrument, 2. Aufl. *Vergriffen*
- 93-4 *Gavel, E.*: Neuere Entwicklungen der Umweltökonomik. *Vergriffen*
- 93-5 *Gavel, E.*: Marktliche und außermarktliche Allokation in staatlich regulierten Umweltmedien: Das Problem der Primärallokation durch Recht. *Vergriffen*

1994

- 94-1 *Gavel, E.*: Staatliche Steuerung durch Umweltverwaltungsrecht — eine ökonomische Analyse. *Vergriffen*
- 94-2 *Gavel, E.*: Zur Neuen Politischen Ökonomie der Umweltabgabe. *Vergriffen*
- 94-3 *Bizer, K. / Scholl, R.*: Der Beitrag der Indirekteinleiterabgabe zur Reinhaltung von Klärschlamm. *Vergriffen*
- 94-4 *Bizer, K.*: Flächenbesteuerung mit ökologischen Lenkungswirkungen. *Vergriffen*

1995

- 95-1 *Scholl, R.*: Verhaltensanreize der Abwasserabgabe: eine Untersuchung der Tarifstruktur der Abwasserabgabe. ISBN 3-923342-39-X. 6,50 EUR

95-2 | *Kitterer, W.*: Intergenerative Belastungsrechnungen („Generational Accounting“) - Ein Maßstab für die Belastung zukünftiger Generationen? ISBN 3-923342-40-3. 7,50 EUR

1996

96-1 | *Enringmann, D. / Linscheidt, B. / Truger, A.*: Nationale Energiebesteuerung : Ausgestaltung und Aufkommensverwendung. ISBN 3-923342-41-1. 10,00 EUR

96-2 | *Enringmann, D. / Scholl, R.*: Zur fünften Novellierung der Abwasserabgabe; Meßlösung und sonst nichts? ISBN 3-923342-42-1. 7,50 EUR

1997

97-1 | *Braun, St. / Kambeck, R.*: Reform der Einkommensteuer. Neugestaltung des Steuertarifs. ISBN 3-923342-43-8. 7,50 EUR

97-2 | *Linscheidt, B. / Linnemann, L.*: Wirkungen einer ökologischen Steuerreform – eine vergleichende Analyse der Modellsimulationen von DIW und RWI. ISBN 3-923342-44-6. 5,00 EUR

97-3 | *Bizer, K. / Joeris, D.*: Bodenrichtwerte als Bemessungsgrundlage für eine reformierte Grundsteuer. ISBN 3-923342-45-4, 7,50 EUR

1998

98-1 | *Kitterer, W.*: Langfristige Wirkungen öffentlicher Investitionen - theoretische und empirische Aspekte. ISBN 3-923342-46-2. 6,00 EUR

98-2 | *Rhee, P.-W.*: Fiskale Illusion und Glory Seeking am Beispiel Koreas (1960-1987). ISBN 3-923342-47-0. 5,00 EUR

98-3 | *Bizer, K.*: A land use tax: greening the property tax system. ISBN 3-923342-48-9. 5,00 EUR

2000

00-1 | *Thöne, M.*: Ein Selbstbehalt im Länderfinanzausgleich?. ISBN 3-923342-49-7. 6,00 EUR

00-2 | *Braun, S., Kitterer, W.*: Umwelt-, Beschäftigungs- und Wohlfahrtswirkungen einer ökologischen Steuerreform : eine dynamische Simulationsanalyse unter besonderer Berücksichtigung der Anpassungsprozesse im Übergang. ISBN 3-923342-50-0. 7,50 EUR

2002

02-1 | *Kitterer, W.*: Die Ausgestaltung der Mittelzuweisungen im Solidarpaket II. ISBN 3-923342-51-9. 5,00 EUR

2005

05-1 | *Peichl, A.*: Die Evaluation von Steuerreformen durch Simulationsmodelle ISBN 3-923342-52-7. 8,00 EUR

05-2 | *Heilmann, S.*: Abgaben- und Mengenlösungen im Klimaschutz : die Interaktion von europäischem Emissionshandel und deutscher Ökosteuern. ISBN 3-923342-53-5. 8,00 EUR

05-3 *Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.:* Dokumentation FiFoSiM: Integriertes Steuer-Transfer-Mikrosimulations- und CGE-Modell. ISBN 3-923342-54-3. 8,00 EUR

2006

06-1 *Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.:* Führt Steuervereinfachung zu einer „gerechteren“ Einkommensverteilung? Eine empirische Analyse für Deutschland. ISBN 3-923342-55-1. 6,00 EUR.

06-2 *Bergs, C., Peichl, A.:* Numerische Gleichgewichtsmodelle - Grundlagen und Anwendungsgebiete. ISBN 3-923342-56-X. 6,00 EUR.

06-3 *Thöne, M.:* Eine neue Grundsteuer – Nur Anhängsel der Gemeindesteuerreform? ISBN 3-923342-57-8. 6,00 EUR.

06-4 *Mackscheidt, K.:* Über die Leistungskurve und die Besoldungsentwicklung im Laufe des Lebens. ISBN 3-923342-58-6. 6,00 EUR

06-5 *Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.:* Does tax simplification yield more equity and efficiency? An empirical analysis for Germany. ISBN 3-923342-59-4. 6,00 EUR

06-6 *Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.:* Die Flat Tax: Wer gewinnt? Wer verliert? Eine empirische Analyse für Deutschland. ISBN 3-923342-60-8. 6,00 EUR

06-7 *Kitterer, W., Finken, J.:* Zur Nachhaltigkeit der Länderhaushalte – eine empirische Analyse. ISBN 3-923342-64-0. 6,00 EUR

06-8 *Bergs, C., Fuest, C., Peichl, A., Schaefer, T.:* Reformoptionen der Familienbesteuerung : Aufkommens-, Verteilungs- und Arbeitsangebotseffekte. ISBN 3-923342-62-4. 6,00 EUR

06-9 *Ochmann, R., Peichl, A.:* Measuring distributional effects of fiscal reforms. ISBN 3-923342-63-2 10,00 EUR

06-10 *Peichl, A., Schaefer, T.:* Documentation FiFoSiM: Integrated tax benefit microsimulation and CGE model. 8,00 EUR

06-11 *Peichl, A., Schaefer, T., Scheicher, C.:* Measuring richness and poverty. : a micro data application to Germany and the EU-15. 6,00 EUR