

**Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen
Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum
in Deutschland**

Andreas Schweinberger

Arbeitspapier Nr. 30 (November 2004)

Institut für Statistik und Ökonometrie
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-
wissenschaften
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 2004 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Gliederung

1 Einleitung	1
2 Zusammenhang von Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum	2
3 Lineares Regressionsmodell für das Wirtschaftswachstum	7
4 Vektorautoregressive Modelle	10
5 Schätzung des VAR-Modells	20
6 Zusammenfassung	23
Anhang	IV
Datenverzeichnis	VIII
Literaturverzeichnis	IX

Zusammenfassung

Die Studie untersucht den Einfluss der öffentlichen Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum in Deutschland. Nach der Wachstumstheorie ist die Wirkung der öffentlichen Ausgaben auf das Wachstum nicht eindeutig, jedoch zeigt das Ergebnis der linearen Regression für den Zeitraum 1961 bis 2002 einen negativen Zusammenhang. Anschließend wird in einem VAR-Modell mittels Granger-Kausalitätstest und Zerlegung der Prognosefehlervarianz eine eindeutige Ursache-Wirkungsbeziehung zwischen den öffentlichen Ausgaben und dem Wachstum nachgewiesen und durch eine Impuls-Antwort-Analyse die Wirkung eines Schocks in den öffentlichen Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum untersucht.

Summary

The study examines the influence of public expenditure on economic growth in Germany. According to growth theory the effect of public spending on growth is not definite, but the result of a linear regression based on the period 1961-2002 indicates a negative relationship. The next part is concerned with a VAR-model. Using the Granger-causality test in combination with a decomposition of variance, the existence of a definite cause and effect relationship between public spending and growth can be proven. Finally, an impulse-response-analysis shows the effect of a shock causing a considerable change in public expenditure.

1 Einleitung

Mit einem Wirtschaftswachstum von lediglich 0,2% im Jahr 2002 belegte Deutschland im EU-weiten Vergleich den letzten Platz. Auch im langfristigen Vergleich liegt Deutschland hinter dem Wachstum des Euro-Raums zurück: Während die Länder des Euro-Raums ohne Deutschland zwischen 1991 und 2001 ein durchschnittliches Wirtschaftswachstum von 1,9% verzeichnen konnten, wuchs das BIP der deutschen Volkswirtschaft durchschnittlich nur um 1,2%.¹ Eine Politik, die das Wirtschaftswachstum auf lange Sicht erhöhen will, muss die Gründe für Wachstumsschwächen analysieren und diesen dann entgegenwirken. Für eine wachstumsfördernde Politik kommen dabei verschiedene Maßnahmen in Betracht, z.B. der Abbau wachstumshemmender Regulierungen, eine Erhöhung der Bildungs- und Infrastrukturinvestitionen oder eine Anreizsteigerung für Forschung und Entwicklung. Außerdem kann bei einer hohen Staatsverschuldung davon ausgegangen werden, dass es durch die übermäßige Inanspruchnahme des Kapitalmarkts und einem nachfolgend überhöhten Zins zu einem Crowding-Out-Effekt und somit zur Verdrängung privater Investitionen kommt. In der vorliegenden Arbeit soll untersucht werden, ob die Rückführung der öffentlichen Ausgaben das Wirtschaftswachstum in Deutschland erhöhen könnte.

Nach einer kurzen Skizzierung der Entwicklung der Größen „Öffentliche Ausgaben“ und „Wirtschaftswachstum“ in Kapitel 2 wird ein neoklassisches Wachstumsmodell vorgestellt, das dann für die Analyse des Einflusses der öffentlichen Ausgaben um einen Staatssektor erweitert wird. Aus diesem Modell heraus wird die Schätzgleichung für eine lineare Regression in Kapitel 3 ermittelt.

Um insbesondere „Schock-Reaktionen“ (z.B. Erhöhung der öffentlichen Ausgaben durch die Flutkatastrophe 2002) besser analysieren zu können, wird in Kapitel 4 ein VAR-Modell vorgestellt. Darauf aufbauend wird in Kapitel 5 der Zusammenhang zwischen den Wachstumsraten der öffentlichen Ausgaben und des Wirtschaftswachstums geschätzt.

¹ Vgl. SVR (2002), S. 205.

2 Zusammenhang von Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum

2.1 Ausgangslage

Misst man das Wachstum einer Volkswirtschaft, wie in der klassischen Wachstumstheorie üblich, als die Wachstumsrate der Produktion je Erwerbstätigem, dann wird in Abbildung 1 deutlich, dass das Wirtschaftswachstum in Deutschland in den letzten 40 Jahren tendenziell abgenommen hat.

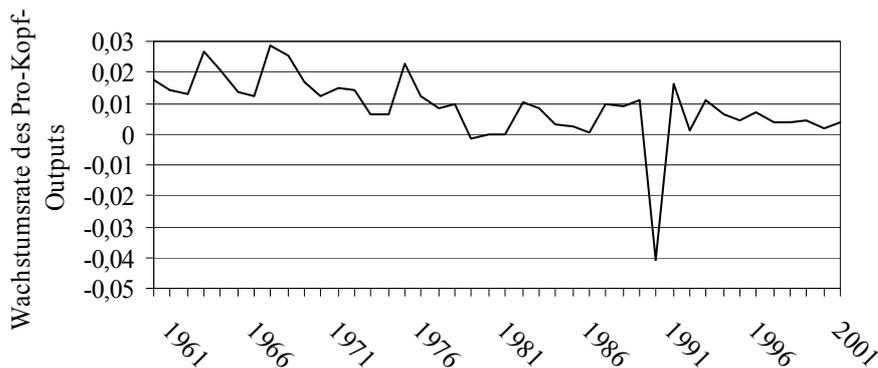


Abbildung 1: Entwicklung des Pro-Kopf-Outputs als BIP in Preisen von 1995 je Erwerbstätigem (Eigene Berechnungen)²

Lag die durchschnittliche Wachstumsrate zwischen 1961 und 1970 noch bei +1,89% pro Jahr, verlangsamte sich das durchschnittliche Wirtschaftswachstum auf +0,47% p.a. für die Jahre zwischen 1993 und 2002.

Demgegenüber steht eine durchschnittliche Staatsquote³ von 36,57% für den Zeitraum zwischen 1961 und 1970, die für die Jahre 1993 bis 2002 auf 48,63% ansteigt.⁴

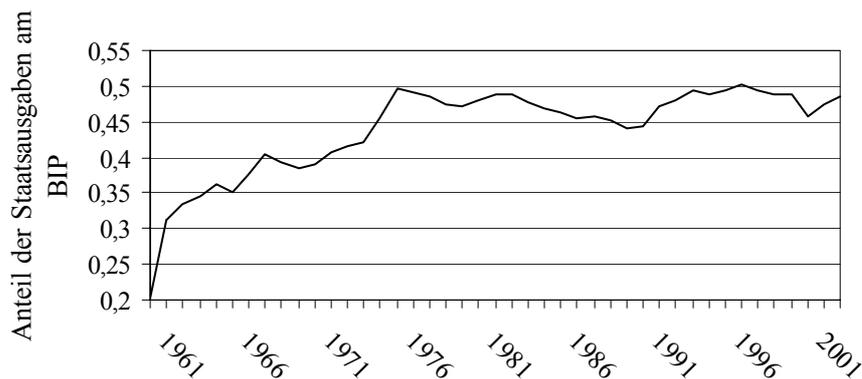


Abbildung 2: Entwicklung der Staatsquote (Eigene Berechnungen)

Damit lässt sich für den Zeitraum von 1961 bis 2002 ein trendmäßiger Rückgang des Wirtschaftswachstums bei gleichzeitigem Anstieg der Staatsquote beobachten.

² Für die Datenquellen vgl. Datenverzeichnis, Anhang S. VIII.

³ Die Staatsquote misst den Anteil der öffentlichen Ausgaben (in Preisen von 1995) am BIP (in Preisen von 1995).

⁴ Eigene Berechnungen.

2.2 Wirtschaftswachstum und Staatstätigkeit

Zwischen der Höhe der Staatsausgaben und dem Wirtschaftswachstum besteht ein komplexer Zusammenhang. Eine geringe Staatstätigkeit kann dazu führen, dass der Staat ein zu geringes Angebot an öffentlichen Gütern (z.B. Rechtssicherheit, Verkehrsinfrastruktur, ...) bereitstellt. Als Folge daraus können die privaten Unternehmen nicht in einem optimalen Umfeld produzieren und ihre Wachstumspotenziale nicht ausschöpfen.⁵

Auf der anderen Seite kann der Staat durch die übermäßige Produktion öffentlicher Güter (bzw. auch privater Güter) die private Wirtschaftstätigkeit zurückdrängen. Die öffentliche Kreditaufnahme wirkt sich über einen Crowding-Out-Effekt unmittelbar auf die privaten Investitionen aus.⁶ Dieser Effekt entsteht durch die übermäßige Inanspruchnahme des Kapitalmarkts durch die Aufnahme öffentlicher Kredite, um einen Teil der Staatsausgaben zu finanzieren. Gerade bei der aktuellen Verschuldungshöhe kann davon ausgegangen werden, dass dieser Crowding-Out-Effekt zu einer Verdrängung privater Investitionen führt. Verwendet der Staat die Kredite, um konsumtive Staatsausgaben zu finanzieren, dann führen die verdrängten privaten Investitionen zu einer negativen Wirkung auf die Entwicklung des Kapitalstocks. Aber auch eine Verwendung der Kredite für öffentliche Investitionen führt nicht unbedingt zu einer positiven Wirkung der Kreditaufnahme, denn es ist denkbar, dass private Investitionen die „produktiveren“ Investitionen darstellen, die durch die „unproduktiveren“ staatlichen Investitionen verdrängt werden.⁷

Außerdem ist denkbar, dass eine hohe Staatsverschuldung zu negativen Zukunftserwartungen der Wirtschaftssubjekte führt. Eine hohe Verschuldung des öffentlichen Sektors legt den Schluss nahe, dass der Staat zukünftig die Steuern erhöhen muss, um die Verschuldung abbauen zu können. Zwar impliziert das sog. „Ricardianische Äquivalenztheorem“ die Neutralität zwischen der Finanzierung öffentlicher Ausgaben durch Steuern oder durch Kredite, aber schon Ricardo selbst glaubte nicht an diese Neutralität. Die Wirtschaftssubjekte werden versuchen, der wegen der Schuldenaufnahme zu erwartenden zukünftigen Steuererhöhung auszuweichen, indem sie z.B. den Produktionsfaktor „Kapital“ ins Ausland verlagern.⁸ Die Kreditaufnahme wirkt dann über die Kapitalflucht negativ auf den Kapitalstock und damit das Wirtschaftswachstum im Inland.⁹ Außerdem werden die Haushalte ihr Arbeitsangebot einschränken und Freizeit vorzie-

⁵ Vgl. Tanzi, V. / Schuknecht, L. (2003), S. 179.

⁶ Für eine ausführliche Diskussion von denkbaren Wirkungskanälen vgl. Tanzi, V. / Chalk, N. (2000), S. 23 ff.

⁷ Vgl. Tanzi, V. / Chalk, N. (2000), S. 27.

⁸ Vgl. Ricardo, D. (1951), S. 244 ff.

⁹ So weisen Tanzi und Chalk für die EU nach, dass eine höhere Verschuldung mit höheren (direkten) Steuern und einem geringeren Wachstum einhergeht, vgl. Tanzi, V. / Chalk, N. (2000), S. 32 ff. Für die OECD-Länder weisen z.B. Padovano und Galli einen negativen Zusammenhang zwischen hohen Grenzsteuersätzen und Wirtschaftswachstum nach, vgl. Padovano, F. / Galli, E. (2001), S. 50.

hen, wenn das Arbeitseinkommen durch die steuerliche Belastung so gemindert wird, dass dadurch das Arbeitsleid nicht mehr kompensiert wird.¹⁰

Ein weiterer Aspekt der Wirkung auf das Wachstum ist die Struktur der öffentlichen Ausgaben. Bildungsausgaben in einem rohstoffarmen Land wie Deutschland besitzen z.B. sicher eine unmittelbar positive Wirkung auf das Wachstum. Hingegen verhindern Subventionen für wettbewerbsunfähige Branchen dort notwendige Entwicklungen. Hohe Transferzahlungen verstärken den Anreiz für Arbeitnehmer, ihr Arbeitsangebot einzuschränken, was zu einer geringeren gesamtwirtschaftlichen Produktion führt.¹¹

Die Wirkung einer hohen Staatsquote ist demnach nicht nur von kurzfristiger Natur, sondern sie wirkt sich langfristig auch auf das Wirtschaftswachstum und damit auf Wohlstand und Beschäftigung aus.

2.3 Ergebnisse vorliegender empirischer Untersuchungen

Der Zusammenhang von Staatstätigkeit und Wirtschaftswachstum wurde bereits in einer Vielzahl von empirischen Studien überprüft. Die Studien lassen sich danach unterscheiden, ob die Höhe der öffentlichen Ausgaben global oder nach Ausgabenarten differenziert untersucht wurde. Dabei war selten der einfache Zusammenhang zwischen öffentlichen Ausgaben und Wachstum, sondern vielmehr die Wirkung ganz bestimmter Ausgabentypen (z.B. Staatskonsum) auf das Wachstum Gegenstand der Untersuchung.

Die Tabelle auf Seite 5 gibt eine Übersicht über Studien, die einen signifikanten Zusammenhang zwischen Staatstätigkeit und Wirtschaftswachstum feststellen. In Tabelle 1 wird als Regressor die jeweils untersuchte finanzwirtschaftliche Größe angegeben. Die geschätzte Abhängigkeit gibt an, wie sich das Wirtschaftswachstum verändert, wenn der Regressor um einen Prozentpunkt vermindert wird. Beispielsweise schätzt Heitger ein zusätzliches Wirtschaftswachstum von 0,12%-Punkten, wenn die Staatskonsumquote um 1%-Punkt gesenkt wird.

Im Gegensatz zu den in der Tabelle genannten Studien finden sich jedoch auch empirische Untersuchungen, die zu dem Schluss kommen, dass von einer zunehmenden Staatstätigkeit kein signifikanter Einfluss auf das Wirtschaftswachstum ausgeht. Levine und Renelt finden 1992 bei einer Untersuchung von 74 Ländern zwischen 1974 und 1989 keinen stabilen Zusammenhang zwischen dem Staatskonsum bzw. einem um Verteidigungs- und Bildungsausgaben bereinigten Staatskonsum und dem Wirtschaftswachstum.¹² Ebenso kommen Agell u.a. 1997 in einer Studie

¹⁰ Vgl. Heitger, B. (1998), S. 9.

¹¹ Vgl. Tanzi, V. / Schuknecht, L. (2003), S. 181 f.

¹² Vgl. Levine, R. / Renelt, D. (1992), S. 949 ff.

für die OECD-Länder im Zeitraum von 1970-1990 zu einem negativen, aber insignifikanten Zusammenhang zwischen den zwei Größen Wirtschaftswachstum und Staatsquote.¹³

Region	Regressor	Autor ¹⁴	Zeitraum	Geschätzter Zusammenhang (in %-Punkten)
Deutschland	Staatsquote	Heitger (1998)	1960-1990	-0,08 %
	Staatskonsumquote	Heitger (1998)	1960-1990	-0,12 %
	Schuldenquote	Taghavi (2000)	1970-1997	-0,65%
17 Industrieländer	Staatskonsumquote	SVR (2002)	1960-1999	-0,18%
23 OECD-Länder	Staatsquote	Fölster / Henrekson (2001)	1970-1995	-0,07%
	Staatskonsumquote	Fölster / Henrekson (2001)	1970-1995	-0,28%
68 Länder	Schuldenquote	Fischer (1993)	1961-1988	-0,23%
97 bzw. 87 Länder	Staatskonsumquote	Barro / Sala-i-Martin (1995)	1965-1985	-0,11%

Tabelle 1: Übersicht über eine Auswahl von Studien

2.4 Das neoklassische Wachstumsmodell

Im Folgenden sollen die grundlegenden Wachstumsdeterminanten der neoklassischen Wachstumstheorie mit dem Wachstumsmodell nach Solow erklärt werden. Anschließend wird die Existenz eines öffentlichen Sektors berücksichtigt, der Steuern erhebt und öffentliche Güter bereitstellt.

Ausgangspunkt des neoklassischen Wachstumsmodells nach Solow (1956) ist eine volkswirtschaftliche Cobb-Douglas-Produktionsfunktion der Form

$$Y_t = K_t^\alpha \cdot A_t^{1-\alpha} \cdot L_t^{1-\alpha} \quad \text{mit } 0 < \alpha < 1. \quad (2.1)$$

Y ist der Output der Volkswirtschaft, K ist der Kapitalstock, A ein Effizienzparameter und L der physische Arbeitseinsatz. α ist die partielle Produktionselastizität des Kapitals und t der Zeitindex. Im langfristigen Gleichgewicht erhält man folgende Gleichung, die in Kapitel 3 als Grundlage der Schätzung eines neoklassischen Wachstumsmodells dient:¹⁵

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = \ln A_0 + g \cdot t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (2.2)$$

¹³ Vgl. Agell, J. / Lindh, T. / Ohlson, H. (1997), S. 47 f.

¹⁴ Die jeweiligen Quellen finden sich im Literaturverzeichnis.

¹⁵ Zur ausführlichen Herleitung vgl. z.B. Barro, J. / Sala-i-Martin, X. (1995), S. 14 ff.

Die Entwicklung des Outputs je Erwerbstätigem (und damit das Wirtschaftswachstum) ist auf der einen Seite positiv von der Sparquote s abhängig, jedoch negativ vom Wachstum der Beschäftigtenanzahl n und der Abschreibungsrate δ . Die Wirkung der Wachstumsrate des technischen Fortschritts g ist unbestimmt. Für eine wachstumsorientierte Wirtschaftspolitik bedeutet dies, dass sie z.B. durch ein Setzen von Anreizen für eine Erhöhung der Sparquote und den daraus resultierenden zusätzlichen Investitionen das Wirtschaftswachstum stimulieren kann.

Im neoklassischen Wachstumsmodell ist damit der Einfluss der Wirtschaftspolitik auf das Wirtschaftswachstum eingeschränkt. In diesem Modell kann der Staat das Wachstum hauptsächlich über die Sparquote beeinflussen. Dieser Effekt ist jedoch begrenzt, da die Sparquote nicht beliebig erhöht werden kann. Damit können nur kurzfristige Wirkungen, nicht jedoch langfristig konstant positive Wachstumsraten erklärt werden.¹⁶

Um die Auswirkungen der Staatstätigkeit auf das Wirtschaftswachstum zu untersuchen, wird nun das Wachstumsmodell um einen Staatssektor erweitert, der Steuern beansprucht und damit das Angebot öffentlicher Güter finanziert. Diese öffentlichen Güter können dann von den Unternehmen im Produktionsprozess genutzt werden. Beispiele hierfür sind das öffentliche Verkehrswesen oder das Rechtswesen.¹⁷

Graphisch ist der Zusammenhang zwischen Staatstätigkeit und Wirtschaftswachstum in Abbildung 3 dargestellt:

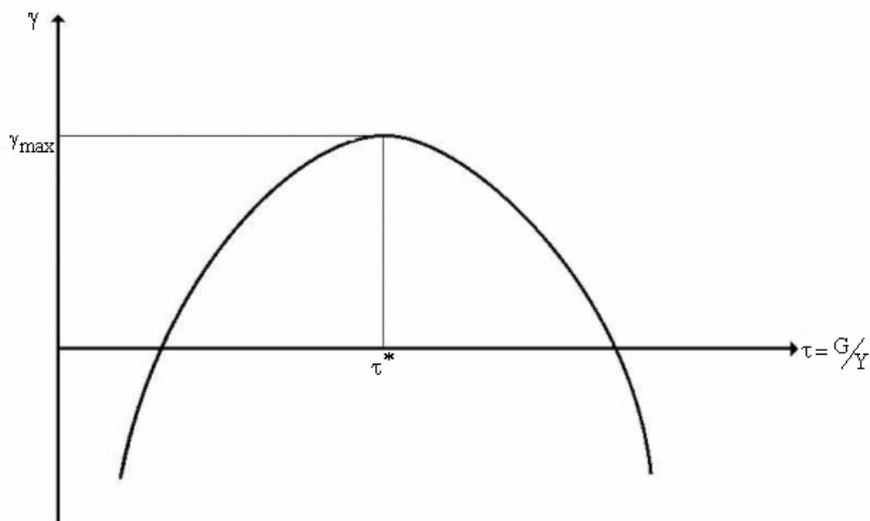


Abbildung 3: Zusammenhang von öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum (Quelle: Barro, R. / Sala-i-Martin, X. (1995), S. 155.)

¹⁶ Vgl. Kneller, R. / Bleaney, M. / Gemmell, N. (1999), S. 172.

¹⁷ Für eine ausführliche Vorstellung dieses Wachstumsmodells mit Staatstätigkeit vgl. Barro, R. / Sala-i-Martin, X. (1995), S. 153 ff.

Die Graphik zeigt die Wachstumsrate γ in Abhängigkeit vom Anteil der Staatsausgaben G an der Produktion Y . Für kleine Werte des Steuersatzes τ überwiegt der positive Effekt, der durch die Bereitstellung öffentlicher Güter entsteht, den negativen Steuereffekt. Für große Werte von τ hingegen überwiegt der Steuereffekt, und eine Ausdehnung der öffentlichen Ausgaben führt zu einem geringeren Wachstum. Der Verlauf der Kurve erinnert an die sog. „Laffer-Kurve“, die einen ähnlichen Zusammenhang zwischen Steuereinnahmen und Steuersatz widerspiegelt. Dort führt eine Steuersatzerhöhung ab einem bestimmten Steuersatz dazu, dass das Steueraufkommen abnimmt.

3 Lineares Regressionsmodell für das Wirtschaftswachstum

3.1 Spezifikation

Die vorausgegangenen Überlegungen zum neoklassischen Wachstumsmodell sollen nun empirisch untersucht werden. Dabei steht die Wirkung der öffentlichen Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum im Mittelpunkt der Betrachtung. In Anlehnung an Gleichung (2.2) wird folgende lineare Funktionsgleichung geschätzt:

$$W_BipErw_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot W_Erwerb_t + \beta_2 \cdot BAI_BIP_t + \beta_3 \cdot \ln \text{Ausgaben}_t + \varepsilon_t. \quad (3.1)$$

Dabei steht:

- W_BipErw für die Wachstumsrate des BIP je Erwerbstätigem,
- W_Erwerb für die Wachstumsrate der Erwerbstätigenzahl,
- BAI_BIP für den Anteil der Bruttoanlageinvestitionen am BIP und
- Ausgaben für die Höhe der öffentlichen Ausgaben (logarithmiert).

Bis auf die Wachstumsrate der Erwerbstätigen werden alle Größen in Preisen von 1995 verwendet.¹⁸

Sowohl ein qualitativer Regressor für die Zeit nach der deutschen Vereinigung 1990 als auch ein linearer Trend als Proxy-Variablen für den technischen Fortschritt erwiesen sich als nicht signifikant und bleiben deshalb unberücksichtigt.

Für den Koeffizienten β_1 wird ein negatives Vorzeichen erwartet, denn eine höhere Wachstumsrate der Erwerbstätigenzahl führt theoriegemäß zu einem geringeren BIP je Erwerbstätigem.

Der Koeffizient β_2 sollte dagegen positiv sein. Ein höherer Anteil der Bruttoanlageinvestitionen am BIP lässt einen positiven Einfluss auf das Wirtschaftswachstum erwarten, da dadurch der Kapitalstock der Volkswirtschaft erhöht wird.

¹⁸ Vgl. Datenverzeichnis, Anhang S. VIII.

Das Vorzeichen des Koeffizienten β_3 ist nach den theoretischen Überlegungen des Wachstumsmodells mit Staatstätigkeit unbestimmt. Wenn man jedoch eine Staatsquote rechts vom maximalen Wachstumspunkt (vgl. Abbildung 3) annimmt, dann ist ein negatives Vorzeichen für den Koeffizienten β_3 zu erwarten.

3.2 Ergebnis und Interpretation

Eine Schätzung der Gleichung (3.1) mit der Kleinst-Quadrat-Methode (KQM) für die Jahre 1960-2002 führt zu folgendem Ergebnis (vgl. Anhang 1):

$$W_BipErw_t = 0,027 - 0,339 \cdot W_Erwerb_t + 0,118 \cdot BAI_BIP_t - 0,007 \cdot Ausgaben_t$$

Der Determinationskoeffizient beträgt 0,837, d.h. knapp 84% der quadrierten Abweichungen des Wachstums des Pro-Kopf-Outputs von seinem Durchschnitt lassen sich durch die Regression erklären. Damit kann der Erklärungsgehalt der Regression als gut angesehen werden.

Bei der Überprüfung der Modellannahmen der KQM über die Durbin-Watson-Statistik¹⁹ kann keine zeitliche Autokorrelation erster Ordnung festgestellt werden. Als oberer kritischer Wert ergibt sich $d_{0,05}^U \approx 1,66$ für $T \approx 40$ und $k = 3$. Der berechnete DW-Wert von 1,84 liegt im Intervall $[1,66; 2,34]$ und es kann von Nicht-Autokorrelation ausgegangen werden. Da ein ARCH-Test²⁰ auf Heteroskedastie hinweist (vgl. Anhang 2), wurden zusätzlich die heteroskedastiekonsistenten Standardfehler nach White²¹ berechnet (vgl. Anhang 3). Für die Gültigkeit der Signifikanztests wird mittels des Tests von Jarque und Bera²² zunächst überprüft, ob die Werte der Restgröße als normalverteilt angenommen werden können. Bei einer Überschreitungswahrscheinlichkeit (p-Value) unter 5% kann die Nullhypothese (Restwerte sind normalverteilt) abgelehnt werden. Da der p-Value bei 0,458 liegt, kann von einer normalverteilten Restgröße ausgegangen werden (vgl. Anhang 4). Als Maß für die Überprüfung auf das Vorliegen von Multikollinearität wird der Varianz-Inflations-Faktor VIF²³ verwendet. Da alle Werte deutlich unter 10 liegen, kann davon ausgegangen werden, dass keine Multikollinearität vorliegt (vgl. Anhang 5). Abschließend wird nun noch ein RESET-Test²⁴ auf eine Modellfehlspezifikation durchgeführt. Dieser Test liefert keinen Hinweis auf das Fehlen wichtiger Erklärungsgrößen oder auf die Wahl einer falschen Funktionsform. Da die Nullhypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%

¹⁹ Vgl. Gujarati, D. (2003), S. 467 ff.

²⁰ Vgl. Baltagi, B. (2002), S. 376.

²¹ Vgl. Gujarati, D. (2003), S. 417 f.

²² Vgl. ebenda, S. 148 f.

²³ Vgl. ebenda, S. 362.

²⁴ Vgl. Eckey, H.-F. / Kosfeld, R. / Dreger, Ch. (2001), S. 220 ff.

nicht verworfen wird, kann davon ausgegangen werden, dass das Modell korrekt spezifiziert wurde (vgl. Anhang 6).

Bis auf das geschätzte Absolutglied sind alle Koeffizienten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant von Null verschieden.

Das nichtsignifikante Absolutglied lässt sich hier allerdings auch nicht sinnvoll interpretieren, da eine Situation ohne jede öffentliche Ausgaben und Bruttoanlageinvestitionen nicht realistisch ist. Die restlichen Koeffizienten weisen die in Kapitel 3.1 vermuteten Vorzeichen auf: Nach der Schätzung führt ein isolierter Anstieg der Zahl der Erwerbstätigen um 1%-Punkt zu einem um 0,339%-Punkte verminderten Wirtschaftswachstum. Steigt der Anteil der Bruttoanlageinvestitionen am BIP c.p. um einen 1%-Punkt, so steigt das Wirtschaftswachstum dadurch um 0,118%-Punkte.

Für den Einfluss der öffentlichen Ausgaben ergibt sich: Steigen die logarithmierten öffentlichen Ausgaben c.p. um 1%, dann sinkt dadurch das Wirtschaftswachstum um 0,7%-Punkte. In entlogarithmierten, absoluten Größen bedeutet dies: Wenn es der Politik gelingt, die öffentlichen Ausgaben (in Preisen von 1995) c.p. um 3% zu senken (2002 wäre dies ein Volumen von knapp 30 Mrd. € gewesen), dann würde dies zu einem langfristigen Wirtschaftswachstum von zusätzlichen 2,1% führen.

Dabei ist zu berücksichtigen, dass in die Schätzung die gesamten Staatsausgaben (konsumtive und investive Ausgaben) eingehen. Grundsätzlich ist zu vermuten, dass die negativen Auswirkungen auf das Wirtschaftswachstum vor allem durch den konsumtiven Teil in den öffentlichen Ausgaben verursacht werden.

Der quantitative Einfluss der öffentlichen Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum erscheint im Vergleich zu den in Tabelle 1 vorgestellten Studien recht hoch. Während z.B. Heitger bei einer Rückführung der Staatsquote um 1%-Punkt einen Wachstumseffekt von 0,08%-Punkten schätzt, kommt die Schätzung hier zu einem Wachstumseffekt von 0,7%-Punkten und ist damit fast 10 mal so hoch. Ein möglicher Grund könnte in der Verwendung von Jahresdaten in dieser Arbeit sein, während alle Studien - mit Ausnahme der von Fischer - durchschnittliche Wachstumsraten über Zeiträume von mindestens fünf Jahren benutzen. Auf Grund des vorliegenden geringen Stichprobenumfangs ist eine Durchschnittsbildung jedoch nicht sinnvoll.

Deshalb soll nun mit einem VAR-Modell der Zusammenhang zwischen öffentlichen Ausgaben und dem Wirtschaftswachstum ohne Rückgriff auf eine Wachstumstheorie, sondern rein daten-geleitet, überprüft werden. Insbesondere lässt sich dort analysieren, wie sich ein „Schock“ in den öffentlichen Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum auswirkt.

4 Vektorautoregressive Modelle

4.1 Einführung

In der einfachen Welt der Einzelgleichungen wird bei Regressionen von vornherein eine klare Unterscheidung in abhängige und unabhängige Größen getroffen. Bei Zeitreihenregressionen wird die zeitliche Entwicklung des Regressanden (abhängige Größe) durch die zeitliche Entwicklung der Regressoren (unabhängige Größen) beeinflusst, jedoch bleiben mögliche Rückkopplungseffekte unberücksichtigt, d.h. die Entwicklung des Regressanden hat keinerlei Auswirkung auf die Entwicklung der Regressoren.²⁵ Für die Regression in Kapitel 3 bedeutet dies, dass vom Wirtschaftswachstum keinerlei Wirkungen auf die Höhe der Staatsausgaben ausgehen. In der Realität ist aber gerade bei ökonomischen Größen eine so strenge Trennung in „abhängige“ und „unabhängige“ Größen gar nicht möglich.

Ein vektorautoregressives Modell (VAR-Modell) hingegen unterscheidet nicht in abhängige und unabhängige Variablen, sondern behandelt alle Variablen gleichberechtigt. Das heißt, die Variablen werden sowohl durch ihre eigenen verzögerten Werte (autoregressiver Prozess) als auch durch die verzögerten Werte der jeweils anderen Variablen (und damit einem Vektor von Variablen) im VAR-System erklärt. Damit wird die Möglichkeit zugelassen, dass die Variablen sich gegenseitig beeinflussen, d.h. endogen sind.²⁶

Aus dem VAR-Modell heraus können dann verschiedene Anwendungen abgeleitet werden, z.B. der sog. Granger-Kausalitätstest, die Impuls-Antwort-Funktion und die Zerlegung der Prognosefehlervarianz. Der Granger-Kausalitätstest versucht zeitliche Kausalitäten zwischen den Variablen aufzuzeigen, die Impuls-Antwort-Funktion gibt an, wie sich die Veränderung einer Variable auf die Zeitreihe einer anderen Variable auswirkt und die Zerlegung der Prognosefehlervarianz untersucht die Zusammensetzung des Prognosefehlers hinsichtlich der Frage, zu welchem Anteil die Variablen den Prognosefehler einer Variablen verursachen.

4.2 Theoretische Darstellung

Geht man davon aus, dass in einem Modell eine klare Trennung in abhängige und unabhängige Variablen nicht möglich ist, dann muss man Wechselwirkungen zwischen den Variablen berücksichtigen. Im einfachen Zwei-Variablen-Fall bedeutet dies, dass die Zeitreihe Y_t auch von den aktuellen und vergangenen Werten einer Zeitreihe Z_t beeinflusst wird.²⁷

²⁵ Vgl. Gujarati, D. (2003), S. 717.

²⁶ Vgl. Rinne, H. / Specht, K. (2002), S. 522.

²⁷ Vgl. Charemza, W. / Deadman, D. (1997), S. 157.

$$Y_t = \beta_{10} - \beta_{12}Z_t + \sum_{i=1}^p \gamma_{11i}Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12i}Z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (4.1)$$

$$Z_t = \beta_{20} - \beta_{21}Y_t + \sum_{i=1}^p \gamma_{21i}Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22i}Z_{t-i} + \varepsilon_{zt}. \quad (4.2)$$

Diese Gleichungen werden auch als strukturelle Form des VAR-Modells (SVAR-Modell) bezeichnet, da Y_t und Z_t auf beiden Seiten der Gleichung enthalten sind und somit unmittelbare Interdependenzen (zwischen Y_t und Z_t) bestehen.²⁸

Dabei sollen folgende Annahmen erfüllt sein:²⁹

- (1) Die Zeitreihen Y_t und Z_t sind stationär,
- (2) ε_{yt} und ε_{zt} sind White-Noise-Prozesse mit den Standardabweichungen σ_y und σ_z und
- (3) ε_{yt} und ε_{zt} sind unkorreliert.

Da die Lag-Länge in diesem System p beträgt, handelt es sich um ein SVAR(p)-Modell. Im Folgenden wird teilweise zur Vereinfachung von einem SVAR(1)-Modell ausgegangen:³⁰

$$Y_t = \beta_{10} - \beta_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (4.3)$$

$$Z_t = \beta_{20} - \beta_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt}. \quad (4.4)$$

Der Koeffizient $-\beta_{21}$ gibt z.B. an, wie sich der Wert von Z_t verändert, wenn sich der aktuelle Y_t -Wert um eine Einheit verändert. Damit wird deutlich, dass sich Y_t und Z_t unmittelbar und wechselseitig beeinflussen. Der Koeffizient γ_{12} gibt an, welchen Einfluss eine Veränderung des Z_{t-1} -Werts auf Y_t ausübt. Die Größen ε_{yt} und ε_{zt} sind reine „Schocks“ in der jeweiligen Zeitreihe. Wenn der Koeffizient β_{12} von Null verschieden ist, dann hat ε_{zt} über Z_t einen mittelbaren Einfluss auf Y_t .

Da sich in den beiden obigen Gleichungen des SVAR-Modells die beiden Variablen Y_t und Z_t wechselseitig beeinflussen, ist eine Schätzung dieses Modells mit der KQM inkonsistent.³¹ Jedoch kann man die Gleichungen unter Nutzung der Matrix-Schreibweise umformen zu:

$$\begin{pmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix} \text{ bzw.}$$

²⁸ Vgl. Rinne, H. / Specht, K. (2002), S. 523.

²⁹ Vgl. Enders, W. (2004), S. 264.

³⁰ Die Darstellung des VAR-Modells folgt weitgehend Enders, W. (2004), S. 264 ff.

³¹ Vgl. Gujarati, D. (2003), S. 724 ff.

$$\mathbf{B}\mathbf{x}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \text{ mit} \quad (4.5)$$

$$\mathbf{B} = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{x}_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix}, \quad \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{\Gamma}_1 = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \text{ und } \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix}.$$

Die Multiplikation von (4.5) mit \mathbf{B}^{-1} löst die Gleichung nach \mathbf{x}_t auf und führt zum VAR-Modell in Standard-Form:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\omega}_t \quad (4.6)$$

mit $\mathbf{A}_0 = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_0$, $\mathbf{A}_1 = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{\Gamma}_1$ und $\boldsymbol{\omega}_t = \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$.

Dabei wird im Weiteren folgende Notation verwendet: α_{i0} sei das i -te Element des Vektors \mathbf{A}_0 , α_{ij} das Element in der i -ten Zeile und j -ten Spalte der Matrix \mathbf{A}_1 und ω_{it} das i -te Element der Vektors $\boldsymbol{\omega}_t$.

Damit erhält man die beiden folgenden Gleichungen:

$$Y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \alpha_{12}Z_{t-1} + \omega_{1t} \quad (4.7)$$

$$Z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}Y_{t-1} + \alpha_{22}Z_{t-1} + \omega_{2t}. \quad (4.8)$$

Da in den Gleichungen (4.7) und (4.8) nur noch endogen verzögerte Werte Y_{t-1} und Z_{t-1} als Regressoren auftauchen, handelt es sich um die reduzierte Form des SVAR-Systems (4.3) und (4.4). Damit lassen sich die Gleichungen (4.7) und (4.8) konsistent und asymptotisch effizient mit der KQM schätzen.³²

Die Restgrößen ω_{1t} und ω_{2t} geben dabei die kombinierte Wirkung von ε_{yt} und ε_{zt} auf die jeweilige Variable an. Dies wird klar, wenn man sich verdeutlicht, wie sich die Größen ω_{1t} und ω_{2t} zusammensetzen:

$$\omega_{1t} = \frac{(\varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{zt})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})} \text{ und} \quad (4.9)$$

$$\omega_{2t} = \frac{(\varepsilon_{zt} - \beta_{21}\varepsilon_{yt})}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})}. \quad (4.10)$$

Der ursächliche Schock spiegelt sich also in den ε -Größen wider. Durch die wechselseitige Beeinflussung der Variablen setzt sich die Restgröße der reduzierten Form ω_{it} aus den beiden ursächlichen Schocks zusammen.

³² Vgl. Enders, W. (2004), S. 270.

Da ε_{yt} und ε_{zt} annahmegemäß White-Noise-Prozesse sind, folgt daraus, dass sowohl ω_{1t} als auch ω_{2t} einen Erwartungswert von Null besitzen, konstante Varianzen haben und jeweils nichtautokorreliert sind:

$$E(\omega_{1t}) = E\left(\frac{\varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - \beta_{12}\beta_{21}}\right) = 0. \quad (4.11)$$

Die Varianz von ω_{1t} lässt sich berechnen durch

$$\text{Var}(\omega_{1t}) = E\left(\left[\frac{\varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - \beta_{12}\beta_{21}}\right]^2\right) = \frac{(\sigma_y^2 + \beta_{12}^2\sigma_z^2)}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})^2}. \quad (4.12)$$

Analog gelten (4.11) und (4.12) für ω_{2t} .

Für die Kovarianz zwischen ω_{1t} und ω_{2t} gilt:

$$\text{Cov}(\omega_{1t}, \omega_{2t}) = \frac{E[(\varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - \beta_{21}\varepsilon_{yt})]}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})^2} = \frac{-(\beta_{21}\sigma_y^2 + \beta_{12}\sigma_z^2)}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})^2}. \quad (4.13)$$

Nur für den Spezialfall $\beta_{12} = \beta_{21} = 0$, wenn also keine Interdependenzen zwischen den endogenen Variablen bestehen, sind die beiden Schock-Größen unkorreliert. In allen anderen Fällen besteht eine Korrelation zwischen den Schocks.

Die Varianz- / Kovarianz-Matrix der Schockgrößen sei dann

$$\Sigma_\omega = \begin{pmatrix} \text{Var}(\omega_{1t}) & \text{Cov}(\omega_{1t}, \omega_{2t}) \\ \text{Cov}(\omega_{1t}, \omega_{2t}) & \text{Var}(\omega_{2t}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}, \quad (4.14)$$

da die Varianzen und die Kovarianz im Zeitverlauf konstant sind. Die Schätzung dieser Matrix wird in Kapitel 4.3 in Verbindung mit den Gleichungen (4.9) und (4.10) für die Identifikation des VAR-Modells genutzt.

4.3 Identifikation

Betrachtet man die beiden ursprünglichen Gleichungen (4.1) und (4.2), dann sind die beiden Gleichungen nicht konsistent mit der KQM schätzbar. Das Problem besteht jedoch nicht, wenn die Gleichungen (4.7) und (4.8) der reduzierten Form mit der KQM geschätzt werden. Durch diese Regressionen erhält man die beobachtbaren Restgrößen $\hat{\omega}_{1t}$ und $\hat{\omega}_{2t}$. Damit wird es möglich, die Varianzen der Residuen und die Kovarianz zwischen den beiden Restgrößen zu berechnen.³³

³³ Vgl. Enders, W. (2004), S. 271.

Wenn man so nun die Parameter der reduzierten Form schätzen kann, stellt sich die Frage, ob man daraus auch die Parameter der strukturellen Form berechnen kann.

Vergleicht man die Zahl der Parameter in der geschätzten reduzierten Form mit der Anzahl in der strukturellen Form, dann werden in den beiden Gleichungen der reduzierten Form sechs Parameter geschätzt ($\hat{\alpha}_{10}$, $\hat{\alpha}_{20}$, $\hat{\alpha}_{11}$, $\hat{\alpha}_{12}$, $\hat{\alpha}_{21}$ und $\hat{\alpha}_{22}$). Dazu lassen sich nach Kapitel 4.2 sowohl die Varianzen $\hat{V}\hat{a}r(\omega_{1t})$ und $\hat{V}\hat{a}r(\omega_{2t})$ als auch die Kovarianz $\hat{C}\hat{o}v(\omega_{1t}, \omega_{2t})$ berechnen. Die beiden Gleichungen in der strukturellen Form besitzen jedoch acht Parameter (β_{10} , β_{20} , β_{12} , β_{21} , γ_{11} , γ_{12} , γ_{21} , γ_{22}) und die beiden Varianzen σ_y^2 und σ_z^2 . Damit ist es nicht möglich, ohne weitere Annahmen aus der reduzierten Form die Koeffizienten der strukturellen Form zu berechnen, da die Gleichungen (4.3) und (4.4) unteridentifiziert sind.³⁴

Wenn man jedoch einen Koeffizienten des strukturellen Modells restringiert, stehen neun Parameter für die Berechnung von neun Parametern zur Verfügung und das Modell ist genau identifiziert.

Eine Möglichkeit dafür ist, den Parameter β_{21} gleich null zu setzen.³⁵ Mit dieser Restriktion wird aus den Gleichungen (4.3) und (4.4) folgendes rekursives Modell:

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (4.15)$$

$$Z_t = \beta_{20} + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt}. \quad (4.16)$$

Damit wird unterstellt, dass zwar der Wert Z_t einen unmittelbaren Einfluss auf Y_t ausübt, jedoch der Wert von Y_t keinen Einfluss auf Z_t besitzt. Vielmehr wird die Zeitreihe Z_t nur von den vergangenen Werten Y_{t-1} beeinflusst. Als Basis für die Einführung einer solchen Restriktion könnte z.B. eine ökonomische Theorie dienen.

Die Gleichungen (4.7) und (4.8) können dann mit der KQM geschätzt werden, und die Koeffizienten der strukturellen Form lassen sich dann eindeutig bestimmen, da für die Berechnung von neun Parametern neun Gleichungen zur Verfügung stehen und das Gleichungssystem damit eindeutig lösbar ist. Insbesondere kann von den beobachtbaren Restgrößen $\hat{\omega}_{1t}$ und $\hat{\omega}_{2t}$ auf die ursprünglichen Schocks ε_{yt} und ε_{zt} geschlossen werden.

Durch die Restriktion $\beta_{21} = 0$ folgt für die Restgrößen aus den Gleichungen (4.9) und (4.10):

$$\omega_{1t} = \varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{zt} \quad \text{und} \quad \omega_{2t} = \varepsilon_{zt}.$$

³⁴ Vgl. Gujarati, D. (2003), S. 739.

³⁵ Vgl. Enders, W. (2004), S. 271.

Damit wirkt ε_{yt} nur noch auf Y_t , während ε_{zt} sowohl auf Y_t als auch Z_t wirkt. Die Zerlegung der Restgrößen in dieser Form bezeichnet man als Choleski-Dekomposition.³⁶

Die Nullsetzung des Parameters β_{21} und die daraus resultierende Choleski-Zerlegung ist jedoch nicht die einzige Möglichkeit, das VAR-Modell zu identifizieren. Alternativen bestehen z.B. in den strukturellen Verfahren von Sims und Bernanke oder Blanchard und Quah.³⁷

4.4 Bestimmung der Lag-Länge

Ein Problem der Modellspezifikation in VAR-Modellen ist die Wahl der richtigen Lag-Länge p . Solange in jeder Regression die gleichen erklärenden Variablen aufgenommen werden, lassen sich VAR-Modelle konsistent und asymptotisch effizient per KQM schätzen. Für den Fall, dass in einigen Gleichungen, z.B. durch verschiedene Lag-Längen, Regressoren aufgenommen sind, die in anderen Gleichungen nicht vorkommen, können die VAR-Koeffizienten asymptotisch effizient per Seemingly Unrelated Regression (SUR) geschätzt werden.³⁸

Problematisch ist, dass bei VAR-Systemen die Aufnahme vieler verzögerter Werte eine große Anzahl an Freiheitsgraden benötigt. Geht man bei der Spezifikation von einer maximalen Lag-Länge von p Perioden aus, dann muss man in n Gleichungen $n(p+1)$ Koeffizienten (inklusive Absolutglieder) schätzen. Wird p zu klein gewählt, dann ist das Modell fehlspezifiziert und es fehlen erklärende Einflussgrößen.

Es wird also die Nullhypothese „Die Aufnahme zusätzlicher verzögerter Werte bringt keinen signifikanten Erklärungsbeitrag“ gegen die Alternativ-Hypothese, dass sie einen Erklärungsbeitrag besitzen, getestet.

Die Prüfgröße dieses LR-Tests lautet

$$LR = (T - c)(\log|\Sigma_{\mathbf{r}}| - \log|\Sigma_{\mathbf{u}}|) \quad (4.17)$$

und ist näherungsweise χ^2 -verteilt mit m (= Anzahl der Restriktionen) Freiheitsgraden.³⁹ Dabei bezeichnet T die Anzahl der Beobachtungen, c die Zahl der im unrestringierten Modell in jeder Gleichung geschätzten Parameter und $\log|\Sigma_{\mathbf{x}}|$ den natürlichen Logarithmus der Varianz- / Kovarianz-Matrix der Residuen (x = restringiert / unrestringiert).

Als Alternative dazu bieten sich die Informationskriterien AIC und SBC an, um eine geeignete Wahl von p zu treffen. Im multivariaten Fall lassen sich AIC und SBC bestimmen durch

³⁶ Vgl. Enders, W. (2004), S. 272.

³⁷ Für das Verfahren von Sims und Bernanke vgl. z.B. Enders, W. (2004), Kap 5.11 und für das Verfahren von Blanchard und Quah vgl. z.B. Enders, W. (2004), Kap 5.12.

³⁸ Vgl. Enders, W. (2004), S. 281.

³⁹ Vgl. ebenda, S. 282.

$$\text{AIC} = T \cdot \log|\Sigma| + 2 \cdot N \quad (4.18)$$

$$\text{SBC} = T \cdot \log|\Sigma| + N \cdot \log(T) \quad (4.19)$$

mit $\log|\Sigma|$ als natürlichen Logarithmus der Varianz- / Kovarianz-Matrix der Residuen und N als Anzahl der in allen Gleichungen geschätzten Parametern. Dabei ist die Lag-Länge p zu wählen, bei denen AIC oder SBC ein Minimum besitzt.⁴⁰

4.5 Granger-Kausalitätstest

Um den Aussagewert eines VAR-Modells zu prüfen, sollten zunächst mit einem Granger-Kausalitätstest die zeitlichen Kausalitäten zwischen den Variablen aufgezeigt werden.

Ausgangspunkt für den Granger-Kausalitätstest im Zwei-Variablen-Fall sind die beiden Gleichungen eines VAR(p)-Modells:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i Z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (4.20)$$

$$Z_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i Z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (4.21)$$

Wenn sich nun herausstellt, dass in Gleichung (4.20) die Restriktion $\beta_i = 0$ für alle $i = 1, \dots, p$ erfüllt ist, dann besitzen die vergangenen Z_t -Werte keinen Erklärungsgehalt für die Y_t -Werte. Damit ist die Variable Z nicht Granger-kausal für die Variable Y . Analog ist Y dann nicht Granger-kausal für Z , wenn die Hypothese $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$ nicht verworfen werden kann und damit die vergangenen Y_t -Werte keinen signifikanten Einfluss auf die Z_t -Werte besitzen.⁴¹ Mit anderen Worten, eine Variable Y ist dann Granger-kausal für eine Variable Z , wenn sich der aktuelle Wert von Z unter Berücksichtigung der vergangenen Y -Werte besser schätzen lässt.⁴²

Damit ist der Granger-Kausalitätstest ein Test auf Nullrestriktionen für bestimmte Koeffizienten. Die Prüfgröße lautet⁴³

$$F = \frac{(\text{SSE}_r - \text{SSE}_u) / p}{\text{SSE}_u / (T - k - 1)} \sim F_{p; T-k-1} \quad (4.22)$$

mit SSE_r : Summe der Residuenquadrate unter Berücksichtigung der Restriktionen, SSE_u : Summe der Residuenquadrate ohne Berücksichtigung der Restriktionen, T : Anzahl der Beobach-

⁴⁰ Vgl. Enders, W. (2004), S. 282.

⁴¹ Vgl. Rinne, H. / Specht, K. (2002), S. 530 f.

⁴² Vgl. Schulze, P. M. (2004), S. 3

⁴³ Vgl. Gujarati, D. (2003), S. 698.

tungen, p : Anzahl der Restriktionen und k : Anzahl der geschätzten Parameter im restringierten Modell (ohne Absolutglied).

4.6 Komponenten der Innovationsrechnung

4.6.1 Impuls-Antwort-Analyse

Ziel der Impuls-Antwort-Funktion ist die Analyse, wie die Variablen des Modells reagieren, wenn eine Variable einem isolierten Schock ausgesetzt wird.

Da in den beiden Gleichungen (4.7) und (4.8) die Regressoren vorherbestimmte Größen sind, kann ein Schock auf z.B. Y_t nur durch eine Veränderung von ω_{1t} (bspw. um eine Einheit) induziert werden. Als Ergebnis erhöht sich in dem Beispiel Y_t um eine Einheit, was wiederum zur Folge hat, dass Z_{t+1} sich um α_{21} erhöht. Dieses Ergebnis ist jedoch irreführend, weil es unterschlägt, dass die beiden Restgrößen ω_{1t} und ω_{2t} gemäß der Gleichung (4.13) korreliert sind. Eine Veränderung von ω_{1t} zieht automatisch eine Reaktion von ω_{2t} (und damit auch von Z_t) nach sich. Eine Analyse isolierter Schocks auf eine Variable ist damit nicht möglich.

Als Ausweg bietet sich eine Transformation des VAR-Modells an: Multipliziert man die Gleichung (4.7) mit $\delta = \sigma_{12}/\sigma_1^2$ und zieht diese von der Gleichung (4.8) ab, dann erhält man folgendes transformiertes VAR-Modell:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t - \delta Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21}^* & \alpha_{22}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{1t} \\ \omega_{2t}^* \end{pmatrix} \quad (4.23)$$

mit $\alpha_{2i}^* = (\alpha_{2i} - \delta \cdot \alpha_{1i})$ für $i = 0, 1, 2$ und $\omega_{2t}^* = (\omega_{2t} - \delta \cdot \omega_{1t})$.

In diesem Modell sind die Restgrößen ω_{1t} und ω_{2t}^* nicht mehr korreliert, man spricht deswegen auch von orthogonalen Schocks.⁴⁴

Wenn das VAR-Modell stationär ist, dann existiert dazu auch eine entsprechende Darstellung als Vektor-Moving-Average-Modell (VMA-Modell):

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} \omega_{1t-i} \\ \omega_{2t-i} \end{pmatrix} \quad (4.24)$$

Transformiert man nun die Gleichung (4.24) wie oben beschrieben, so ergibt sich:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \delta & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_{1t-i} \\ \omega_{2t-i}^* \end{pmatrix}$$

⁴⁴ Vgl. Charemza, W. / Deadman, D. (1997), S. 160 ff.

$$= \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \omega_{1t-i} \\ \omega_{2t-i}^* \end{pmatrix} \quad (4.25)$$

oder in Vektorschreibweise

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\varphi}_i \boldsymbol{\omega}_{t-i} . \quad (4.26)$$

Die Matrix $\boldsymbol{\varphi}_0$ mit ihren vier Elementen $\phi_{jk}(0)$ gibt die kurzfristigen Multiplikatoren an. So gibt zum Beispiel der Koeffizient $\phi_{12}(0)$ an, welche Auswirkung eine Veränderung von ω_{2t} um eine Einheit auf Y_t besitzt. Die Koeffizienten $\phi_{11}(1)$ bzw. $\phi_{12}(1)$ geben an, wie sich Schocks in ω_{1t-1} bzw. ω_{2t-1}^* auf den aktuellen Wert Y_t auswirken. Schreibt man die Zeitreihen um eine Periode fort, dann geben die Parameter $\phi_{11}(1)$ und $\phi_{12}(1)$ auch die Auswirkungen einer Veränderung von ω_{1t} bzw. ω_{2t}^* auf den Wert Y_{t+1} an.

Beobachtet man nun die Auswirkung eines Schocks durch ω_{2t}^* um eine Einheit im Zeitablauf, dann ergibt sich als gesamte Auswirkung auf Y_t nach n Perioden die Summe $\sum_{i=0}^n \phi_{12}(i)$. Für

$n \rightarrow \infty$ erhält man damit den langfristigen Multiplikator.

Die vier Koeffizienten-Reihen $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ und $\phi_{22}(i)$ werden Impuls-Antwort-Funktionen genannt. Trägt man in einer Graphik die Koeffizienten $\phi_{jk}(i)$ gegen die Werte von i ab, dann sieht man anschaulich das Verhalten der Zeitreihen Y_t bzw. Z_t als Reaktion auf die verschiedenen Schocks.

Ein Problem bei dieser Transformation ist, dass sie nicht eindeutig ist. Ebenso hätte auch Gleichung (4.7) so transformiert werden können, dass die beiden Restgrößen unkorreliert sind. Die Transformation erzeugt grundsätzlich ein rekursives VAR-Modell: Eine der beiden Variablen ist nur von vorherbestimmten Größen abhängig, während die andere Variable auch von dieser endogenen Variable beeinflusst wird. Dabei muss bestimmt werden, welcher Schock unabhängig ist, welcher Schock vom anderen beeinflusst wird und wie damit die Variablen im Zeitablauf voneinander abhängen.⁴⁵

⁴⁵ Vgl. Rinne, H. / Specht, K. (2002), S. 535 ff.

4.6.2 Zerlegung der Prognosefehlervarianz

Eine weitere Möglichkeit, Beziehungen zwischen den Variablen eines VAR-Modells aufzudecken, ist eine Analyse der Prognosefehlervarianz.⁴⁶

Nutzt man die VMA-Gleichung (4.26) zur Prognose, dann erhält man

$$\mathbf{x}_{t+n} = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\Phi}_i \boldsymbol{\omega}_{t+n-i} . \quad (4.27)$$

Der Prognosefehler lässt sich berechnen als

$$\mathbf{x}_{t+n} - E(\mathbf{x}_{t+n} | \mathbf{x}_t) = \sum_{i=0}^{n-1} \boldsymbol{\Phi}_i \boldsymbol{\omega}_{t+n-i} . \quad (4.28)$$

Konzentriert man die Analyse auf die Y_t -Zeitreihe und bezeichnet die Varianz $\sigma_y(n)^2$ als Varianz des Prognosefehlers für n Perioden in der Zukunft, dann gilt

$$\begin{aligned} \sigma_y(n)^2 &= \sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] \\ &+ \sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] . \end{aligned} \quad (4.29)$$

Da alle Werte von $\phi_{jk}(n)^2$ nicht-negativ sind, steigt die Varianz des Prognosefehlers, je weiter die Prognose in der Zukunft liegt. Außerdem lässt sich damit die Varianz des Prognosefehlers auf die beiden Schocks aufteilen. Die Varianz des Prognosefehlers gibt bei Veränderungen in der Zeitreihe an, welcher Anteil auf Schocks in der eigenen Variable zurückzuführen ist und welcher Anteil auf einen Schock in der anderen Variable zurückzuführen ist. Wenn beispielsweise ein ω_{2t} -Schock zu keinem Zeitpunkt einen Erklärungsgehalt für die Varianz des Prognosefehlers der Y_t -Reihe besitzt, dann ist die Y_t -Zeitreihe vollständig exogen. Die Werte der Zeitreihe Y_t würden sich völlig unabhängig von ω_{2t} -Schocks und der Z_t -Zeitreihe entwickeln. Auf der anderen Seite ist die Zeitreihe Y_t vollständig endogen, wenn ω_{2t} -Schocks einzig und alleine $\sigma_y(n)^2$ für alle n erklären.⁴⁷

⁴⁶ Vgl. Enders, W. (2004), S. 280.

⁴⁷ Vgl. ebenda.

5 Schätzung des VAR-Modells

5.1 Spezifikation

Das in Kapitel 4 vorgestellte VAR-Modell soll nun für die zwei Variablen Wirtschaftswachstum und Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben geschätzt werden. Dabei wird untersucht, welche wechselseitigen Kausalitäten zwischen dem Wirtschaftswachstum und der Entwicklung der öffentlichen Ausgaben vorliegen, wie sich ein Schock in den öffentlichen Ausgaben auswirkt und wie sich die Varianzen auf die beiden Variablen zerlegen lassen.

Das Wirtschaftswachstum wird mit der Wachstumsrate des BIP je Erwerbstätigem in Preisen von 1995 dargestellt. Außerdem wird die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben in Preisen von 1995 als Variable aufgenommen. Dabei gehen die Daten von 1961 bis 2002 in die Schätzung ein, so dass 41 Beobachtungen zur Verfügung stehen. Bei beiden Zeitreihen handelt es sich um stationäre Zeitreihen (vgl. Anhang 7).

Die Bestimmung der Lag-Länge wird mittels des AIC-Kriteriums vorgenommen. Da das AIC-Kriterium für eine Lag-Länge von drei Perioden sein Minimum erreicht, werden die um bis zu drei Perioden verzögerten Werte als erklärende Variablen aufgenommen (vgl. Anhang 8).

Als Schätzgleichungen ergeben sich damit:

$$W_BipErw_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \cdot W_BipErw_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{2i} \cdot W_Ausgaben_{t-i} + \eta_t \quad (5.1)$$

$$W_Ausgaben_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_{1i} \cdot W_BipErw_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{2i} \cdot W_Ausgaben_{t-i} + \omega_t \quad (5.2)$$

Die beiden Gleichungen wurden mittels der KQM geschätzt. Die Ergebnisse stehen im Anhang 9. Sie sollen an dieser Stelle nicht weiter interpretiert werden, da die Koeffizienten wegen der vermuteten Multikollinearität verzerrt sind.⁴⁸ Gemäß den Ergebnissen in Anhang 10 können die Restwerte der Schätzung als White-Noise-Prozesse angesehen werden.

Als nächstes soll mittels des Granger-Kausalitätstests überprüft werden, ob eine eindeutige Ursache-Wirkungs-Beziehung zwischen dem Wachstum der öffentlichen Ausgaben und dem Wirtschaftswachstum besteht.

5.2 Granger-Kausalitätstest

Es wird nun untersucht, ob die öffentlichen Ausgaben das Wirtschaftswachstum und / oder das Wirtschaftswachstum die öffentlichen Ausgaben beeinflussen. Neben der angenommenen Wirkung der öffentlichen Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum ist es auch denkbar, dass sich in

⁴⁸ Vgl. Lauterbach, N. (2004), S. 146.

Folge einer von sinkenden Wachstumsraten gekennzeichneten Rezession die öffentlichen Ausgaben wegen Transferzahlungen erhöhen.

Als Lag-Länge wurde analog zur Spezifikation in Kapitel 5.1 eine Verzögerung von drei Perioden aufgenommen.

Der Granger-Kausalitätstest führt zu folgenden Ergebnissen (vgl. Anhang 11):

Für die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben können die Nullhypothesen jeweils nicht abgelehnt werden: Das bedeutet, dass weder die vergangenen Werte der Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben (p-Value: 18,3%) noch die verzögerten Werte der Rate des Wirtschaftswachstums (p-Value: 13,6%) einen signifikanten Einfluss besitzen.

Die Rate des Wirtschaftswachstums wird von ihren eigenen verzögerten Werten nicht signifikant beeinflusst (p-Value von 32,4%).

Für die verzögerten Wachstumsraten der öffentlichen Ausgaben lässt sich allerdings nachweisen, dass sie Granger-kausal für die Rate des Wirtschaftswachstums sind (p-Value 3,7%).

Damit lässt sich festhalten, dass im Sinne der Granger-Kausalität eine eindeutige, jedoch keine wechselseitige Kausalitätsbeziehung besteht: Die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben beeinflusst die Rate des Wirtschaftswachstums.

Als nächstes soll analysiert werden, wie die Rate des Wirtschaftswachstums auf einen „Schock“ in den öffentlichen Ausgaben reagiert.

5.3 Komponenten der Innovationsrechnung

5.3.1 Impuls-Antwort-Analyse

Für die Berechnung der Impuls-Antwort-Funktion wurde für die Transformation unterstellt, dass entsprechend den Ergebnissen des Granger-Kausalitätstests ein Schock in der Rate des Wirtschaftswachstums keinen unmittelbaren Einfluss auf die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben besitzt, jedoch ein Schock in der Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben eine unmittelbare Wirkung auf die Rate des Wirtschaftswachstums hat. Dies erscheint auch insofern plausibel, da öffentliche Haushalte frühzeitig geplant und vom Gesetzgeber verabschiedet werden müssen (Grundsatz der Vorherigkeit) und das Wirtschaftswachstum die öffentlichen Ausgaben nur schwer beeinflussen kann.⁴⁹

Es resultiert folgende Graphik für die Impuls-Antwort-Funktionen:

⁴⁹ Vgl. Blankart, Ch. (2001), S. 418.

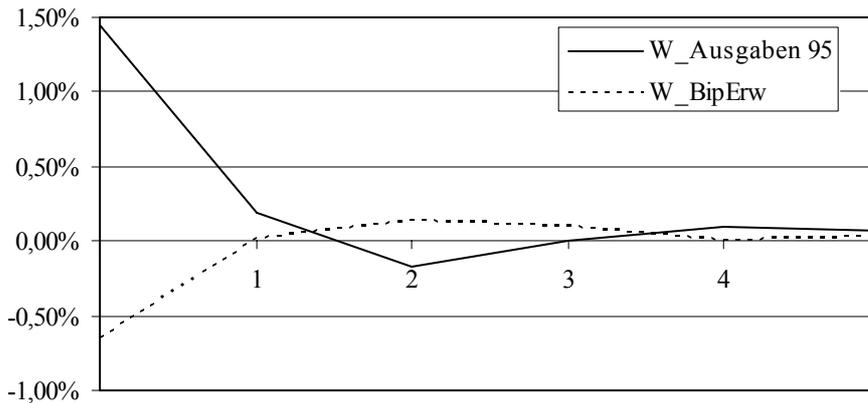


Abbildung 4: Impuls-Antwort-Funktion (Schock in der Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben, eigene Berechnungen, vgl. Anhang 12)

Wie man in der Graphik erkennt, führt ein Schock in der Ausgangsperiode 0, der die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben um eine Standardabweichung (1,45%-Punkte) erhöht, in der gleichen Periode zu einem um rund 0,65%-Punkte niedrigeren Wirtschaftswachstum.⁵⁰ In der Periode 1 ist ein minimal positiver Einfluss auf das Wirtschaftswachstum festzustellen (0,01%-Punkte), während der Ausgabenschock mit einem Plus von 0,02%-Punkten nachwirkt. In der zweiten Periode nach dem Schock erhöht sich das Wirtschaftswachstum um ca. 0,1%-Punkte, während die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben um knapp 0,2%-Punkte sinkt. Danach kommt es zu keinen nennenswerten Wirkungen mehr.

Ein Beispiel für einen solchen Schock in den öffentlichen Ausgaben waren die Hilfen zur Finanzierung der Schäden durch die Flutkatastrophe 2002, die sich auf 7,1 Mrd. € beliefen und damit rund 0,7% der öffentlichen Ausgaben im Jahr 2002 ausmachten.⁵¹ Dieser Wert entspricht ca. einer halben Standardabweichung der öffentlichen Ausgaben. Das Modell schätzt, dass es wegen dieser zusätzlichen Ausgaben in 2002 zu einem rund 0,33%-Punkte niedrigeren Wirtschaftswachstum in Deutschland kam.

5.3.2 Zerlegung der Prognosefehlervarianz

Analysiert man die Zerlegung der Prognosefehlervarianz, um zu erkennen zu welchem Anteil die Variablen den Prognosefehler einer Variable verursachen, so wird deutlich, dass die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben sich fast ausschließlich aus der eigenen Varianz erklärt. Selbst nach sechs Jahren liegt der durch die Rate des Wirtschaftswachstums erklärte Anteil unter 10%.

⁵⁰ Die berechneten Werte der Impuls-Antwort-Funktionen finden sich im Anhang 12.

⁵¹ Vgl. SVR (2002), Tabelle 33.

Damit besitzt die Rate des Wirtschaftswachstums einen vernachlässigbaren Erklärungsgehalt für die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben.

Anders stellt sich das Ergebnis der Prognosefehlervarianzzerlegung für das Wirtschaftswachstum dar. Hier liegt der Anteil, den die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben zur Erklärung beiträgt, bei rund 50% (vgl. Tabelle 2). Damit besitzt die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben einen deutlichen Erklärungsgehalt für die Rate des Wirtschaftswachstums.

Prognoseschritt	Standardfehler	Erklärung in % durch einen Schock auf ...	
		W_AUSGABEN95	W_BIPERW
Zerlegung der Prognosefehlervarianz für W_AUSGABEN95			
1	0,014454138	100,000	0,000
6	0,015480346	90,686	9,314
Zerlegung der Prognosefehlervarianz für W_BIPERW			
1	0,009110853	51,501	48,499
6	0,009650801	48,933	51,067

Tabelle 2: Zerlegung der Prognosefehlervarianz (Eigene Berechnungen, vgl. Anhang 13)

Diese Ergebnisse decken sich mit dem Ergebnis des Granger-Kausalitätstests in Kapitel 5.2.

Jedoch ist das Ergebnis insofern nicht eindeutig, als dass das Ergebnis von der Dekomposition des VAR-Modells abhängig ist.⁵² Wenn man die Anordnung der Variablen ändert und unabhängige Schocks in der Rate des Wirtschaftswachstums annimmt, lässt sich das Ergebnis nicht bestätigen. Daher kann aus diesem Ergebnis kein eindeutiger Schluss gezogen werden.

6 Zusammenfassung

Gegenstand dieser Arbeit war die empirische Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Wirtschaftswachstum und öffentlichen Ausgaben in Deutschland im Zeitraum zwischen 1961 und 2002.

Durch die Erweiterung des neoklassischen Wachstumsmodells von Solow um einen Staatssektor wurde deutlich, dass öffentliche Ausgaben zwei gegenläufige Effekte hervorrufen: Zum einen unterstützen sie das Wirtschaftswachstum durch die Bereitstellung öffentlicher Güter, zum anderen führt die übermäßige Finanzierung durch Steuern oder Kredite zu Verzerrungen, die wachstumshemmend wirken.

Die Ergebnisse der Regression lassen darauf schließen, dass die negativen Wirkungen der öffentlichen Ausgaben die positiven bereits überkompensieren und deshalb von einer Ausweitung der Staatsquote negative Wachstumswirkungen ausgehen bzw. die Reduzierung der Staatsquote wachstumsfördernd wirken würde. Durch die Regression lässt sich nicht nur der negative Zu-

⁵² Vgl. Estima (2003), S. 312.

sammenhang nachweisen, sondern auch die Wirkung quantifizieren: Eine Senkung des Anteils der öffentlichen Ausgaben am BIP um 3% führt zu einem Anstieg des Wirtschaftswachstums um 2,1%.

Im VAR-Modell wurde anschließend überprüft, ob nicht auch das Wirtschaftswachstum einen Einfluss auf die öffentlichen Ausgaben besitzt, oder ob Auswirkungen von einem Schock in den öffentlichen Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum ausgehen. Der Granger-Kausalitätstest zeigt eine eindeutige Ursache-Wirkungs-Beziehung auf: Die Wachstumsrate der öffentlichen Ausgaben beeinflusst das Wirtschaftswachstum. Dass dieser Einfluss negativer Art ist, wird durch das Ergebnis der Impuls-Antwort-Analyse deutlich: Ein Schock in Form ansteigender öffentlicher Ausgaben, z.B. um 0,65%-Punkte durch die Flutkatastrophe 2002, bewirkt ein um 0,33%-Punkte niedrigeres Wirtschaftswachstum.

Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, dass in dieser Untersuchung öffentliche Ausgaben nicht weiter differenziert wurden. Es ist zu vermuten, dass nicht alle Arten von öffentlichen Ausgaben (z.B. Bildungsausgaben) eine negative Wirkung besitzen und eine Analyse nach Arten der öffentlichen Ausgaben zu differenzierteren Ergebnissen führt.

In einer weiterführenden Untersuchung, die nicht Teil dieser Arbeit ist, konnte zwischen dem BIP und den öffentlichen Ausgaben keine langfristige Kointegrationsbeziehung gefunden werden. Das heißt, es existiert im betrachteten Zeitraum keine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den beiden Variablen, bei der sich kurzfristige Anpassungsprozesse durch ein Fehler-Korrektur-Modell darstellen lassen.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen den öffentlichen Ausgaben und dem Wirtschaftswachstum in Deutschland besteht. Aus Sicht einer wachstumsorientierten Finanzpolitik ist eine Rückführung der Staatsquote angezeigt, um dadurch das Wirtschaftswachstum positiv zu stimulieren.

Anhang

Anhang 1: Schätzergebnis des Regressionsmodells (3.1)

Linear Regression Estimation by Least Squares
 Dependent Variable W_BIPERW
 Annual Data From 1961:01 To 2002:01
 Usable Observations 42 Degrees of Freedom 38
 Centered R**2 0.836964
 Durbin-Watson Statistic 1.844758

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.026874	0.026969	0.99648	0.3253
2. W_ERWERB	-0.338639	0.045117	-7.50574	0.0000
3. BAI_BIP	0.118328	0.057358	2.06297	0.0459
4. AUSGABEN	-0.007071	0.002604	-2.71546	0.0099

Anhang 2: Ergebnis des ARCH-Tests

Linear Regression Estimation by Least Squares
 Dependent Variable RESSQR
 Annual Data From 1963:01 To 2002:01
 Usable Observations 40 Degrees of Freedom 37
 Centered R**2 0.516301
 Durbin-Watson Statistic 2.076192

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	2.2881e-05	8.3843e-06	2.72905	0.009
2. RESSQR{1}	0.5631	0.1586	3.55068	0.001
3. RESSQR{2}	-0.2729	0.1585	-1.72221	0.093

Chi-Squared(2)= 10.1891 with Significance Level 0.0061298

Anhang 3: Berechnung der Heteroskedastie-konsistenten Standardabweichungen

Linear Regression Estimation by Least Squares
 Dependent Variable W_BIPERW
 Annual Data From 1961:01 To 2002:01
 Usable Observations 42 Degrees of Freedom 38
 Centered R**2 0.836964
 Durbin-Watson Statistic 1.844758

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.02687	0.02243	1.19771	0.231029
2. W_ERWERB	-0.33863	0.02804	-12.07656	0.000000
3. BAI_BIP	0.11832	0.04255	2.78092	0.005420
4. AUSGABEN	-0.00707	0.00227	-3.11111	0.001863

Anhang 4: Ergebnis des Jarque-Bera-Tests

Statistics on Series RESIDS
 Jarque-Bera 1.56336 Signif Level (JB=0) 0.45763

Anhang 5: Varianz-Inflations-Faktor

	Toleranz	VIF
W_ERWERB	0,974	1,027
BÄI_BIP	0,577	1,733
AUSGABEN	0,566	1,767

Anhang 6: Ergebnis des RESET-Tests

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero
 W_ERWERB2
 BÄI_BIP2
 AUSGABEN2
 F(3, 35)= 1.99102 with Significance Level 0.13325862

Anhang 7: Überprüfung der Stationarität mittels DF-Test

In beiden Fällen wurde auf die Aufnahme der verzögerten Differenzen verzichtet, da der Wert des AIC-Kriteriums bereits ohne Aufnahme der verzögerten Werte sein Minimum erreichte.

Variable W_BipErw

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DW_BIPERW
 Annual Data From 1962:01 To 2002:01
 Usable Observations 41 Degrees of Freedom 38

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.02205	0.004581	4.81281	0.0000
2. TREND	-0.0005	0.000147	-3.62132	0.0008
3. W_BIPERW{1}	-1.12592	0.161378	-6.97696	0.0000

⇒ Der berechnete Wert der Prüfgröße (-6,977) ist kleiner als der kritische Wert von -3,50.⁵³
 Deshalb kann von der Stationarität der Zeitreihe ausgegangen werden.

Variable W_Ausgaben95

Linear Regression - Estimation by Least Squares
 Dependent Variable DW_AUSGABEN95
 Annual Data From 1962:01 To 2002:01
 Usable Observations 41 Degrees of Freedom 38

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.025602	0.00695	3.67892	0.0007
2. TREND	-0.000487	0.00023	-2.04575	0.0477
3. W_AUSGABEN95{1}	-0.861185	0.08024	-10.73138	0.0000

⇒ Der berechnete Wert der Prüfgröße (-10,731) ist kleiner als der kritische Wert von -3,50.
 Deshalb kann von der Stationarität der Zeitreihe ausgegangen werden.

⁵³ Für den kritischen Wert vgl. Enders, W. (2004), S. 439.

Anhang 8: Bestimmung der Lag-Länge

Lag-Länge	AIC-Wert
1	-17,333
2	-17,601
3	-17,875
4	-17,801
5	-17,594

Anhang 9: Ergebnis der VAR-Schätzung

VAR/System Estimation by Least Squares

Dependent Variable W_AUSGABEN95
 Annual Data From 1964:01 To 2002:01
 Usable Observations 39 Degrees of Freedom 32
 Centered R**2 0.33144
 Sum of Squared Residuals 0.0081479619

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. W_AUSGABEN95{1}	0.265043	0.21175	1.25164	0.2197
2. W_AUSGABEN95{2}	0.008815	0.20243	0.04355	0.9655
3. W_AUSGABEN95{3}	0.091302	0.08685	1.05116	0.3010
4. W_BIPERW{1}	0.285854	0.31453	0.90881	0.3700
5. W_BIPERW{2}	0.372262	0.29219	1.27400	0.2118
6. W_BIPERW{3}	0.197342	0.28508	0.69222	0.4937
7. Constant	0.002029	0.00466	0.43476	0.6666

Dependent Variable W_BIPERW
 Annual Data From 1964:01 To 2002:01
 Usable Observations 39 Degrees of Freedom 32
 Centered R**2 0.30852
 Sum of Squared Residuals 0.0032372982

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. W_AUSGABEN95{1}	-0.017723	0.13347	-0.13278	0.8951
2. W_AUSGABEN95{2}	0.245684	0.12759	1.92545	0.0632
3. W_AUSGABEN95{3}	0.051156	0.05474	0.93438	0.3571
4. W_BIPERW{1}	-0.058613	0.19826	-0.29564	0.7694
5. W_BIPERW{2}	0.332370	0.18418	1.80458	0.0805
6. W_BIPERW{3}	0.036876	0.17969	0.20522	0.8387
7. Constant	0.000350	0.00294	0.11903	0.9059

Anhang 10: Überprüfung der White-Noise-Eigenschaft der Restgrößen

	Ljung-Box (9)
W_AUSGABEN95	8.8092 (0.4551)
W_BIPERW	1.8130 (0.9941)

Anhang 11: Ergebnis des Granger-Kausalitätstests

F-Tests, Dependent Variable W_AUSGABEN95		
Variable	F-Statistic	Signif
W_AUSGABEN95	1.7193	0.1827356
W_BIPERW	1.9861	0.1358515

F-Tests, Dependent Variable W_BIPERW		
Variable	F-Statistic	Signif
W_AUSGABEN95	3.1850	0.0369489
W_BIPERW	1.2035	0.3242328

Anhang 12: Impuls-Antwort-Funktionen

Impuls-Antworten nach einem Schock in W_AUSGABEN95

Entry	W AUSGABEN95	W BIPERW
1	0.014454137857	-0.006538299817
2	0.001961979793	0.000127056800
3	-0.001750220971	0.001335798370
4	0.000011975255	0.000975298801
5	0.000968014967	0.000061653683
6	0.000741172412	0.000266055917

Impuls-Antworten nach einem Schock in W_BIPERW

Entry	W AUSGABEN95	W BIPERW
1	0.000000000000	0.006344941427
2	0.0018137271578	-0.000371900784
3	0.0027363944411	0.002098521600
4	0.0024548024756	0.000384475196
5	0.0016580644554	0.001382801748
6	0.0016634718882	0.000837828327

Anhang 13: Zerlegung der Prognosefehler-Varianz

Zerlegung der Prognosefehlervarianz für W_AUSGABEN95

Step	Std Error	W AUSGABEN95	W BIPERW
1	0.014454138	100.000	0.000
2	0.014699016	98.477	1.523
3	0.015053644	95.244	4.756
4	0.015252488	92.777	7.223
5	0.015372854	91.726	8.274
6	0.015480346	90.686	9.314

Zerlegung der Prognosefehlervarianz für W_BIPERW

Step	Std Error	W AUSGABEN95	W BIPERW
1	0.009110853	51.501	48.499
2	0.009119326	51.424	48.576
3	0.009452526	49.860	50.140
4	0.009510483	50.306	49.694
5	0.009610683	49.266	50.734
6	0.009650801	48.933	51.067

Datenverzeichnis

- Anzahl der Erwerbstätigen (in Tausend)
- Bruttoanlageinvestitionen (in Mrd. €)
- Bruttoinlandsprodukt (in Mrd. €)
- Deflator des Bruttoinlandsprodukts (Basis 1995 und 1980)
- Öffentliche Ausgaben (in Mrd. €)

Quellen: **SVR**,
Jahresgutachten, Stuttgart (Stuttgart / Mainz bis 1989), laufende Jahrgänge

Statistisches Bundesamt (Hrsg.),
Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, Stuttgart (Stuttgart
/ Mainz bis 1989), laufende Jahrgänge

Hinweise:

Größen in laufenden Preisen wurden mit dem BIP-Deflator in Preise von 1995 umgerechnet.

Bis 1990 wurden Daten für das Gebiet der früheren Bundesrepublik, ab 1991 Daten für Gesamtdeutschland verwendet.

Für Umrechnungen zwischen DM und € wurde der amtliche Umtauschkurs von 1 € = 1,95583 DM verwendet.

Bei den öffentlichen Ausgaben 1995 wurden die um den einmaligen Effekt durch die Übernahme der Schulden der Treuhandanstalt und eines Teils der Altschulden der ostdeutschen Wohnungswirtschaft in den öffentlichen Sektor bereinigten Ausgaben verwendet. Bei den öffentlichen Ausgaben 2000 wurden die um den einmaligen Effekt durch den Verkauf der UMTS-Lizenzen bereinigten Daten verwendet.

Literaturverzeichnis

Agell, J. / Lindh, T. / Ohlson, H. (1997), Growth and the Public Sector: A Critical Review, in: European Journal of Political Economy, 13, S. 33 - 52

Baltagi, B. H. (2002), Econometrics, 3rd ed., Berlin u.a.

Barro, R. J. / Sala-i-Martin, X. (1995), Economic Growth, New York u.a.

Blankart, Ch. B. (2001), Öffentliche Finanzen in der Demokratie, 4. völlig überarb. Aufl., München

Charemza, W. W. / Deadman, D. F. (1997), New directions in econometric practice, 2nd ed., Cheltenham / Lyme

Eckey, H.-F. / Kosfeld, R. / Dreger, Ch. (2001), Ökonometrie: Grundlagen – Methoden - Beispiele, 2. überarb. und erw. Aufl., Wiesbaden

Enders, W. (2004), Applied Econometric Time Series, 2nd ed., Hoboken u.a.

Estima (2003), RATS User's Guide, PDF-Version Update for RATS 5.10

Fischer, S. (1993), The Role of Macroeconomic Factors in Growth, in: Journal of Monetary Economics, Vol. 32 (3), S. 485 - 512

Fölster, S. / Henrekson, M. (2001), Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries, in: European Economic Review, Bd. 45 (8), S. 1501 - 1520

Gujarati, D. N. (2003), Basic Econometrics, 4th ed., New York u.a.

Heitger, B. (1998), Wachstums- und Beschäftigungseffekt einer Rückführung öffentlicher Ausgaben: eine empirische Analyse für die OECD-Länder, Kieler Studien 291, Tübingen

Kneller, R. / Bleaney, M. F. / Gemmell, N. (1999), Fiscal Policy and growth: evidence from OECD countries, in: Journal of Public Economics, 74, S. 171 - 190

Lauterbach, N. (2004), Tertiarisierung und Informatisierung in Europa: Eine empirische Analyse des Strukturwandels in Deutschland, Frankreich, Italien und Großbritannien, Frankfurt / M. u.a., zugl.: Diss. Univ. Mainz, 2003

Levine, R. / Renelt, D. (1992), A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, in: American Economic Review, 82 (4), S. 942 - 963

Padovano, F. / Galli, E. (2001), Tax Rates and Economic Growth in the OECD Countries (1950 – 1990), in: Economic Inquiry, Vol. 39, No. 1, S. 44 - 57

Ricardo, D. (1951), On the Principles of Political Economy and Taxation, in: Sraffa , P. (Hrsg.): The Works and Correspondence of David Ricardo, Vol. 1, Cambridge

Rinne, H. / Specht, K. (2002), Zeitreihen: Statistische Modellierung, Schätzung und Prognose, München

Solow, R. M. (1956), A Contribution to the Theory of Economic Growth, in: Quaterly Journal of Economics, 71 (1), S. 65 - 94

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2002), Zwanzig Punkte für Beschäftigung und Wachstum - Jahresgutachten 2002/03, Stuttgart

Schulze, P. M. (2004), Granger-Kausalitätsprüfung: Eine anwendungsorientierte Darstellung, Arbeitspapier Nr. 28, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

Taghavi, M. (2000), Debt, growth and inflation in large European economies: a vector auto-regression analysis, in: Journal of evolutionary economics, Bd. 10 (1/2), S.159 - 173

Tanzi, V. / Chalk, N. (2000), Impact of large public debt on growth in EU, in: European Commission (Hrsg.), European Economy - Reports and Studies, No. 2, S. 23 - 43

Tanzi, V. / Schuknecht, L. (2003), Public Finances and Economic Growth in European Countries, in: Die Förderung des Wirtschaftswachstums in Europa: 31. Volkswirtschaftliche Tagung 2003, Wien, S. 178 - 196

Autor:

Dipl.-Vw. Andreas Schweinberger, Projektbearbeiter

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

- 1 Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
- 2 Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
- 4 Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
- 5 Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
- 6 Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
- 7 Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
- 8 Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
- 9 Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
- 10 Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
- 11 Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
- 12 Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
- 13 Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
- 14 Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)
- 15 Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
- 16 Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)

- 17 Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
- 18 Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
- 19 Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
- 20* Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
- 21* Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)
- 22* Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)
- 23* Verena Dexheimer, Zähldatenmodelle (Count Data Models). Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
- 24* Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland (September 2003)
- 25* Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes - Überblick und Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
- 26* Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten - Eine Paneldatenanalyse (Mai 2004)
- 27* Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
- 28* Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung (Juli 2004)
- 29* Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen - Eine quantitative Analyse für Deutschland (August 2004)
- 30* Andreas Schweinberger, Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum in Deutschland (November 2004)

* Im Internet unter <http://www.statoek.vwl.uni-mainz.de/> verfügbar.