



Universität Potsdam



Alexander Mehnert | Andreas Nastansky

Staatsverschuldung und Inflation

Eine empirische Analyse für Deutschland

Potsdamer Schriften zu Statistik und Wirtschaft
Hans Gerhard Strohe (Hrsg.)

Potsdamer Schriften zu Statistik und Wirtschaft | 2
Hans Gerhard Strohe (Hrsg.)

Alexander Mehnert | Andreas Nastansky

Staatsverschuldung und Inflation

Eine empirische Analyse für Deutschland

Universitätsverlag Potsdam

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.de/> abrufbar.

Universitätsverlag Potsdam 2012

<http://info.ub.uni-potsdam.de/verlag.htm>

Am Neuen Palais 10, 14469 Potsdam
Tel.: +49 (0)331 977 2533 / Fax: 2292
E-Mail: verlag@uni-potsdam.de

Die Schriftenreihe **Potsdamer Schriften zu Statistik und Wirtschaft** wird herausgegeben von Prof. Dr. em. Hans Gerhard Strohe.

ISSN (print) 2192-8061
ISSN (online) 2192-807X

Das Manuskript ist urheberrechtlich geschützt.

Umschlagbild links: <http://www.pictokon.net/bilder/10-bilder/1923-07-25-banknote-der-inflationszeit-fuenf-millionen-mark-reichsbanknote-1923-09-01.html>
Umschlagbild rechts: <http://www.muenzauktion.info/auction/item.php?id=2211389>

Online veröffentlicht auf dem Publikationsserver der Universität Potsdam:

URL <http://pub.ub.uni-potsdam.de/volltexte/2012/5918/>
URN [urn:nbn:de:kobv:517-opus-59181](http://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:kobv:517-opus-59181)
<http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:517-opus-59181>

Zugleich gedruckt erschienen im Universitätsverlag Potsdam
ISBN 978-3-86956-181-3

Kurzfassung

In der vorliegenden Studie wird der Zusammenhang zwischen Staatsverschuldung und Inflation untersucht. Es werden theoretische Übertragungswege von der Staatsverschuldung über die Geldmenge und die langfristigen Zinsen hin zur Inflation gezeigt. Aufbauend auf diesen theoretischen Überlegungen werden die Variablen Staatsverschuldung, Verbraucherpreisindex, Geldmenge M3 und langfristige Zinsen im Rahmen eines Vektor-Fehlerkorrekturmodells untersucht. In der empirischen Analyse werden die Variablen für Deutschland in dem Zeitraum vom 1. Quartal 1991 bis zum 4. Quartal 2010 betrachtet. In ein Vektor-Fehlerkorrekturmodell fließen alle Variablen als potentiell endogen in das Modell ein. Die Ermittlung der Kointegrationsbeziehungen und die Schätzung des Vektor-Fehlerkorrekturmodells erfolgen mithilfe des Johansen-Verfahrens.

JEL-Klassifizierung: C32, C51, E31, E58, H63

Schlagnworte: Staatsverschuldung, Zentralbankpolitik, Inflation, Kointegration, Vektor-Fehlerkorrekturmodell, Johansen-Verfahren

Abstract

In the following study the relation between the public debt and the inflation will be analysed. The transmission from the public debt to the inflation through the money supply and long term interest rate will be shown. Based on these theoretical thoughts the variables public debt, consumer price index, money supply m3 and the long term interest rate will be analysed within a vector error correction model. In the empirical part of this study we will evaluate the timeperiod from the first quarter in 1991 until the fourth quarter in 2010 for Germany. In a vector error correction model every variable can be taken as endogenous. The variables in the model will be tested for cointegrated relationships and estimated with the Johansen-Approach.

JEL-Classification: C32, C51, E31, E58, H63

Keywords: Public Debt, Central Bank Policy, Inflation, Cointegration, Vector Error Correction Model, Johansen Approach

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Staatsverschuldung und ihre Ursachen	9
3	Transmission Staatsverschuldung und Inflation	15
3.1	Übertragungswege von der Staatsverschuldung auf die Inflation . . .	16
3.1.1	Transmission über die Outputnachfrage	16
3.1.2	Transmission über die Geldpolitik	22
3.2	Übertragungswege von der Inflation zur Staatsverschuldung . . .	26
3.3	Staatsschulden und EZB	28
4	Staatsverschuldung und finanzielle Repression	33
5	Ökonometrische Methoden	37
5.1	Stationarität und Integration	37
5.2	Kointegration	41
5.3	Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM)	45
5.4	Johansen-Verfahren	49
5.5	Impuls-Antwort-Funktionen im VECM	57
5.6	Multivariate Beveridge-Nelson-Dekomposition	61
6	Statistische Datenbasis	65

7	Empirische Ergebnisse für Deutschland	73
7.1	Das ökonometrische Modell	74
7.2	Ergebnisse der Integrationstests	75
7.3	Ergebnisse der Kointegrationstests	76
7.4	Ergebnisse der Impuls-Antwort-Analyse	81
7.5	Ergebnisse der Beveridge-Nelson-Dekomposition	91
7.6	Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse	94
8	Fazit	97
	Literatur	103

Abkürzungsverzeichnis

ADF	augmented Dickey-Fuller-Test
AEUV	Vertrag über die Arbeitsweise der Europäischen Union
AIC	Akaike-Informationskriterium
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BoE	Bank of England
DF	Dickey-Fuller-Test
ECM	Fehlerkorrekturmodell
EFSF	Europäische Finanzstabilisierungsfazilität
ESFS	Europäische Finanzaufsichtssystem
ESM	Europäischer Stabilisierungsmechanismus
ESZB	Europäische System der Zentralbanken
EU	Europäische Union
EWU	Europäische Währungsunion
EZB	Europäische Zentralbank
FED	Federal Reserve System
GG	Grundgesetz
HRE	Hypo Real Estate
I(1)	Integrationsgrad Eins
IWF	Internationaler Währungsfonds
ML	Maximum-Likelihood
OLS	Ordinary Least Squares, Gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate
SBC	Schwarz-Bayes-Informationskriterium
SoFFin	Sonderfonds für Finanzmarktstabilisierung
VAR	Vektorautoregressives Modell
VECM	Vektor-Fehlerkorrekturmodell
VPI	Verbraucherpreisindex

Abbildungsverzeichnis

1.1	Bilanzsumme des Eurosystems 1999–2012, in Mrd. Euro	2
3.1	Angebot und Nachfrage auf dem Gütermarkt bei expansiver Fiskalpolitik	18
3.2	Angebot und Nachfrage auf dem Gütermarkt bei schuldenfinanzierter expansiver Fiskalpolitik	21
3.3	Angebot und Nachfrage auf dem Gütermarkt bei der Zentralbank schuldenfinanzierter expansiver Fiskalpolitik	23
3.4	Staatsanleihenkäufe der EZB	30
3.5	Target2-Forderungen der Deutschen Bundesbank	32
4.1	Finanzielle Repression in OECD- und Schwellenländern im Zeitraum 1901 bis 2011	35
6.1	Staatsverschuldung in Mio. Euro und Wachstumsrate	66
6.2	Verbraucherpreisindex und Wachstumsrate	67
6.3	Geldmenge M3 in Mio. Euro und Wachstumsrate	69
6.4	Umlaufrendite und erste Differenzen	70
7.1	Verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen variablen-spezifischer Schocks auf die kointegrierende Beziehung (CV1)	83
7.2	Persistenzprofil eines systemweiten Schocks	84
7.3	Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in den Staatsschulden	85
7.4	Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls im Verbraucherpreisindex	86
7.5	Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls im Verbraucherpreisindex	87
7.6	Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in der Geldmenge M3	88

7.7	Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in der Umlaufrendite	89
7.8	Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in der Umlaufrendite	90
7.9	Transitorische (zyklische) Komponenten	91

Tabellenverzeichnis

7.1	Ergebnisse des augmented Dickey-Fuller-Tests	75
7.2	Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests	76

1 Einleitung

Die Nationalstaaten haben gemeinsam mit den Zentralbanken das Finanzsystem während der Finanz- und Bankenkrise der Jahre 2008/09 gestützt und stabilisiert. Anschließend wurde die Wirtschaftskrise durch Konjunkturprogramme gemildert. Dies führte zu einer Beschleunigung der Staatsschulden weltweit. Hinzu kommen die Belastungen Deutschlands infolge der Rettungsschirme für die Euro-Krisenländer. Stand Juli 2012 ist die Bundesrepublik Deutschland Haftungsrisiken für die Euro-Krisenstaaten in Höhe von 771 Mrd. Euro eingegangen.¹ Dies entspricht rund einem Drittel der bereits bestehenden Staatsschuld und mehr als dem doppelten Umfang des jährlichen Bundeshaushalts. Hinzu kommen noch die Zinsen für die Rettungskredite. Mit 2 Billionen und 42 Milliarden Euro Ende des ersten Quartals 2012 erreichten die öffentlichen Schulden Deutschlands ein Rekordhoch.² Davon entfielen allein 1,286 Bio. Euro auf den Bund. Die Schulden des Staates liegen bei rund 81 % des Bruttoinlandsproduktes. Gleichzeitig lag die Inflation für Deutschland im Verlauf des Jahres 2011 mit Raten zwischen zwei und drei Prozent über dem mittelfristigen Inflationsziel der Europäischen Zentralbank (EZB). Seit Beginn der europäischen Staatsschuldenkrise sind die Inflationssorgen der Bevölkerung stärker geworden.³ Dies lässt sich u. a. am Anstieg des Goldpreises erkennen. Das hohe Schuldenniveau nicht nur in den Euro-Krisenstaaten begründet die Befürchtung von Schuldenrestrukturierungen durch Staatsinsolvenzen. Eine Alternative dazu ist die Inflationierung der Staatsverschuldung. Während Ausgabenkürzungen und Steuererhöhungen mit heftigem Widerstand von Interessengruppen und weiten Teilen der Bevölkerung einhergehen, stellt die Inflation eine verführerische Lösung des Schuldenproblems dar. Wie Reinhart und Rogoff (2009) darlegen, versuchten Regierungen weltweit, Staatsschulden in eigener Währung durch Inflation zu entwerten. Es stellt sich die Frage, ob hohe In-

¹Das ifo-Institut bezieht in seine Berechnung die Rettungsschirme, die Target2-Salden und die EZB-Staatsanleihenkäufe ein.

²Vgl. Statistisches Bundesamt (2012).

³Vgl. Siedenbiedel (2012), Artikel vom 25.03.2012.

flationsraten zurückkehren? Diese Befürchtung wird durch die Krise um Griechenland noch verstärkt, da die wirtschaftlich stabileren Nationen die von der Krise bedrohten Länder unterstützen und dazu weitere Schulden aufnehmen müssen.

Verfestigt wird die Inflationsangst durch die Ausweitung der Geldmenge infolge der Niedrigzinspolitik und der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen der Zentralbanken weltweit. Im Rahmen des Anleihekaufprogramms hatte die EZB allein griechische Staatsschuldtitel im Nennwert von 55 Mrd. Euro erworben. Insgesamt beläuft sich das Volumen seit Beginn der europäischen Staatsschuldenkrise im Mai 2010 auf rund 219 Mrd. Euro. Sofern diese Interventionen nicht sterilisiert werden, kommt dieses Verhalten dem Drucken von Geld gleich und forciert die Gefahr eines Inflationsdrucks in der Zukunft.

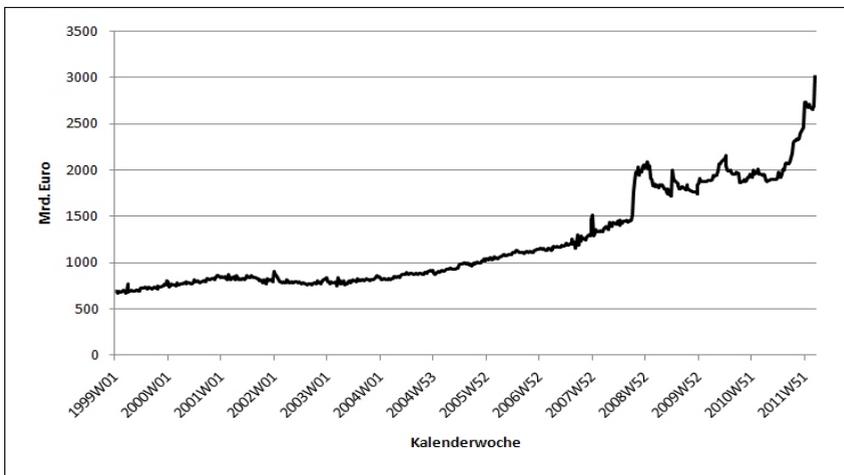


Abbildung 1.1: Bilanzsumme des Eurosystems 1999–2012, in Mrd. Euro

Die Bilanzsumme der Notenbanken des Eurosystems weitete sich seit September 2008 von 1,52 Bio. Euro auf 3,02 Bio. Euro Anfang März 2012 aus.⁴ Ende 2011 wurde der Hauptrefinanzierungssatz der EZB auf 1 % gesenkt, obwohl die Inflationsrate im Euro-Raum im Dezember mit 2,7 % deutlich über 2 % lag. Einzelne Ökonomen fordern von der EZB, die Notenpresse zu beschleunigen und im Fall von Störungen des Anleihemarktes (Liquiditätskrisen und Ansteckungseffekte) Staatspapiere der Krisenländer zu erwerben.⁵ Die Notenbank soll demnach

⁴Siehe Internetseite der Europäischen Zentralbank.

⁵Vgl. De Grauwe (2011).

für die Regierungen als Kreditgeber der letzten Instanz fungieren. Das bedeutet die Monetarisierung der Staatsschulden. Darüber hinaus eröffnete der Chefökonom des Internationalen Währungsfonds (IWF) bereits während der Finanzkrise eine Diskussion über die Höhe der Zielinflationen der Notenbanken.⁶ Demnach ermöglichen durchschnittlich höhere Inflationsraten stärkere geldpolitische Impulse. Diese Entwicklungen bestärken die Angst der Bürger vor der Inflation.

Zuvor muss das Phänomen der staatlichen Verschuldung geklärt werden. Staatsverschuldung entsteht durch die zusätzliche Nachfrage des Staates über dessen Budgetrahmen hinaus oder als konjunkturelle Unterstützung in einer Krise. Die Kosten der Deutschen Einheit, die Unterstützung der Sozialversicherungssysteme, Konjunkturprogramme, Bankenrettungsprogramme und mangelnder politischer Wille zur Konsolidierung sind Hauptgründe für eine wachsende Verschuldung des Staates seit den 1970er Jahren in Deutschland.⁷ Diese Entwicklung hat sich seit Beginn der jüngsten Finanzkrise noch beschleunigt.

Die Übertragungswege von der Staatsverschuldung hin zur Inflation gehen mithilfe des Ankaufs von Staatsschuldtiteln durch die Zentralbank oder durch die Nachfrage nach Staatsschuldtiteln der Bevölkerung mittels Kreditaufnahme. Wenn die Schuldtitel durch eine Kreditaufnahme finanziert werden, steigen die Zinsen. Höhere Zinsen verdrängen jedoch die privaten Investitionen und um dieser Entwicklung entgegenzuwirken muss die Zentralbank mit einer Ausweitung der Geldmenge reagieren. Als Folge steigen mittel- bis langfristig die Verbraucherpreise. Ein dritter Weg erfolgt über die privaten Geschäftsbanken. Diese leihen sich bei der Notenbank Zentralbankengeld und hinterlegen die staatlichen Schuldtitel als Sicherheit. Dadurch steigt ebenfalls die zur Verfügung stehende Geldmenge und daraufhin das Preisniveau. Bei der Übertragungsmöglichkeit spielt der institutionelle Rahmen und die Liquidität des Finanzsystems eine wichtige Rolle. Die Notenbanken erwerben Staatsschuldtitel, um deren Renditen und somit die Refinanzierungskosten der Staaten zu senken. Die Kapitalmarktzinsen sollen so unterhalb der Preissteigerungsrate gehalten werden. Mithilfe zusätzlicher finanzieller Repressionsmaßnahmen können die Realzinsen in einem negativen Bereich verharren und zur Entschuldung der Staaten beitragen.

⁶Vgl. Blanchard et al. (2010).

⁷Vgl. Wagschal et al. (2009), S. 204–212.

Die Übertragungswege von der Inflation hin zur Staatsverschuldung bestehen u. a. aus dem Geldschöpfungsgewinn und der Inflationssteuer. Eine expansive Geldpolitik die mittelfristig mit steigenden Inflationsraten einhergeht, wirkt sich auf die Einnahmen und Ausgaben des Staates aus. Ein weiterer Effekt ist die reale Entwertung des Staatsschuldenbestands. Als Folge der expansiven Geldpolitik sind vor allem die Immobilien- und Rohstoffpreise sowie zuletzt auch die Aktienkurse deutlich angestiegen. Das Geld der Notenbanken fließt zuerst in die Vermögensmärkte und erreicht erst mit Verzögerung die Outputnachfrage und die Verbraucherpreise. Folgende Forschungsfragen stellen sich:

- Geht von einer erhöhten Staatsverschuldung ein inflationärer Effekt aus?
- Und welche Auswirkung hat die Inflation auf die Staatsverschuldung?

Diese Fragen werden im Weiteren im Rahmen einer Kointegrationsanalyse für Deutschland für den Zeitraum nach der Wiedervereinigung beantwortet. Kointegration bedeutet, dass zwischen den Variablen Verbraucherpreisindex und Staatsverschuldung eine stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehung existiert. Kurzfristig sind jedoch Abweichungen vom gemeinsamen Entwicklungspfad möglich. Diese haben die Tendenz, sich schnell wieder zurückzubilden. Langfristig ist eine Tendenz zur Etablierung der Gleichgewichtsbeziehung zu beobachten. Für Deutschland impliziert dies, dass die gegenwärtige rapide Erhöhung der Staatsverschuldung mittel- bis langfristig tendenziell eine starke Erhöhung der Verbraucherpreise nach sich zieht. Alternativ kann die Verschuldung des Staates sich durch ein geringeres Wachstum oder gar durch einen Rückgang mittel- bis langfristig wieder dem gemeinsamen Trend nähern. Die Staatsverschuldung kann aber auch langfristig einem anderen Trend folgen als die Inflation. In diesem Fall liegt keine Kointegration vor.

Die Eigenschaft kointegrierter Zeitreihen ermöglicht es mithilfe von Fehlerkorrekturmodellen (ECM) die Abhängigkeitsbeziehungen besser zu modellieren. Ein Fehlerkorrekturmodell ist eine spezielle Form des linearen ökonometrischen Gleichungsmodells, das in erster Linie die Zusammenhänge zwischen den kurzfristigen Veränderungen der einbezogenen Variablen unter der Voraussetzung der Kointegration betrachtet. Die Kointegrationsanalyse ist jedoch einerseits nicht auf das Vorliegen nur einer, zugleich eindeutigen Kointegrationsbeziehung beschränkt. Denn in einer Regressionsfunktion mit mehr als einer unabhängigen

Variablen können mehr als eine Kointegrationsbeziehung existieren. Der Einzelgleichungsansatz ist dann nicht mehr eindeutig.

Andererseits sind auch Modelle denkbar, in denen alle Variablen potenziell kausal für alle anderen Variablen sein dürfen. Der Test auf Kointegration kann nämlich insbesondere bei mehr als zwei $I(1)$ -Variablen auf der Grundlage eines vektorautoregressiven (VAR) Modells durchgeführt werden. VAR-Modelle ermöglichen, die dynamischen Zusammenhänge zwischen ökonomischen Größen zu analysieren, ohne explizit Annahmen über die Richtung der Abhängigkeitsbeziehungen zu treffen. Alle Variablen werden als gemeinsam endogen ("abhängig") betrachtet, allerdings mit Verzögerung. Folglich wird die Beziehung zwischen den Variablen nicht ausschließlich durch eine statische Regressionsbeziehung dargestellt, in der y reagierend auf x und weiterer erklärender Größen abgebildet ist, sondern findet Ausdruck in einer Gleichgewichtsbeziehung zwischen mehreren formell gleichberechtigten Variablen.

Das Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM) ermöglicht eine adäquate statistische Beschreibung der linearen Beziehungen integrierter Variablen und fasst die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen sowie die kurzfristige Dynamik in einem System zusammen. Die Bestimmung der Anzahl der linear unabhängigen Kointegrationsbeziehungen und die anschließende Schätzung der Parameter ist u. a. mit dem von Johansen (1988) entwickelten Verfahren möglich.

Stand der empirischen Forschung

Der Zusammenhang zwischen Staatsverschuldung und Inflation ist in der empirischen Forschung der letzten Jahre in zahlreichen Studien und unter verschiedenen Fragestellungen behandelt worden. Der Schwerpunkt wurde auf die ökonomischen Modellierungen der Auswirkungen der Staatsverschuldung auf das Zinsniveau, den Output und die Inflation gesetzt. Die Autoren gelangen teilweise zu widersprüchlichen Ergebnissen, ob die Monetarisierung der Staatsschuld zu realen Effekten und zu Inflation führt.

Nach Giannitsarou und Scott (2006) und Sill (2005) konnte in den Industriestaaten seit den 1960er Jahren kein signifikanter Zusammenhang zwischen Staatsverschuldung und Inflation ermittelt werden. In den Schwellenländern fanden Sill (2005) und Catao und Terrones (2005) für den Zeitraum 1960–2000 hingegen einen deutlichen Einfluss der Staatsdefizite auf die Inflation. In den entwickelten Ländern tragen unabhängige Zentralbanken und eine hohe Reputation bei den Kapitalmarktakteuren zu einer stabilen Finanzlage bei, sodass staatliche Defizite nicht in hohen Inflationsraten münden. Taghavi (2000) untersuchte den Zusammenhang zwischen Inflation und realer Schuldenquote für Deutschland, Italien, Frankreich und Großbritannien im Zeitraum 1970–1997. Für keines der Länder konnte eine Kointegrationsbeziehung nachgewiesen werden. Jedoch war in allen vier Staaten die öffentliche Schuldenquote Granger-kausal zur Inflation mit einer Zeitverzögerung von 3 und 5 Jahren. Mithilfe von Impuls-Antwort-Funktionen zeigte Taghavi, dass eine plötzliche Erhöhung der realen Schuldenquote signifikante Reaktionen der Inflation nach sich zogen. Richtung und Stärke der Antwort differenzierten teils erheblich.⁸ Bleaney (1996) führte eine Korrelationsanalyse des öffentlichen Schuldenstands mit der Inflation durch. Er ermittelte eine schwache positive durchschnittliche Korrelation von 0,36 zwischen beiden Variablen in fünfzehn OECD-Ländern für den Zeitraum 1973–1982. Für einen späteren Zeitraum 1983–1989 wurde mit -0,19 eine schwach negative durchschnittliche Korrelation für dieselben Länder berechnet.⁹ Paesini et al. (2006) ermitteln für die USA, Deutschland und Italien den transitorischen und permanenten Einfluss der Staatsschulden auf den Anleihemarkt. Die Kointegrationsschätzung für den Zeitraum 1983–2003 ergab, dass eine Erhöhung der Staatsschuldenquote temporär in allen drei Ländern zu einem Anstieg der Renditen am Anleihemarkt führt. Zudem überträgt sich dieser Zinsanstieg von den USA nach Europa. Die Betrachtung der permanenten Wirkung des Staatsschuldenschocks in Deutschland signalisierte zinsinduzierte Verdrängungseffekte (crowding-out) der privaten Kapitalbildung als Folge der Fiskalexpansion nach der Wiedervereinigung. Cecchetti et al. (2011) haben für 18 OECD-Länder im Zeitraum 1980–2010 gezeigt, dass ein hoher öffentlicher und privater Schuldenstand langfristig das Wirtschaftswachstum bremst. Die Staatsschuldenquote von 85 % vom BIP bildet eine Grenze, ab der die negativen Folgen der Verschuldung auf das Wachstum überwiegen. Reinhart und Rogoff (2009) stellten in einer ähnlichen Untersuchung für mehr Länder fest,

⁸Vgl. Taghavi (2000), S. 165–170.

⁹Vgl. Bleaney (1996), S. 149 f.

dass bei einer Schuldenquote von über 90 % das Wirtschaftswachstum in den entwickelten Ländern in der Vergangenheit deutlich tiefer ausfiel als bei geringeren Schuldenquoten. Junius und Tödtmann (2010) analysieren auf Basis einer Simulationsrechnung die Effekte alternativer Inflationsraten auf die Staatsschuldenquote der Europäischen Währungsunion (EWU). Demnach hat ein dauerhaft moderater Anstieg der Inflationsrate (von 2 % auf 4 %) nur geringe Auswirkungen auf die Staatsschuldenquote (-10 Prozentpunkte).¹⁰ Mit dem Anziehen der Risikoprämien (Realzinsen) geht dieser Vorteil langfristig wieder verloren. Ferner identifizierten sie anhand verschiedener Kriterien Griechenland, Portugal, Irland und Spanien als Länder in der Euro-Zone mit den größten Inflationierungsanreizen. Demgegenüber würden höhere Inflationsraten in Deutschland nur eine relativ schwache fiskalische Entlastung hervorrufen.

Aufbau des Buches

Das Buch ist wie folgt gegliedert: Im zweiten Kapitel wird der Begriff Staatsverschuldung definiert und die wesentlichen Ursachen für Deutschland werden dargestellt. In Kapitel drei werden die wechselseitigen Transmissionswege von Staatsverschuldung und Inflation dargestellt. Die Geldmenge und die langfristigen Zinsen auf Staatsanleihen werden in die Überlegungen einbezogen. In Kapitel vier wird der Abbau der Staatsverschuldung mittels der finanziellen Repression erläutert.

Im fünften Kapitel wird die ökonometrische Methodik beschrieben, mit der im siebten Kapitel eine empirische Analyse durchgeführt wird. Auf die Eigenschaften Stationarität und Integration von Zeitreihen wird eingegangen und die aus der Integration resultierende Möglichkeit der Kointegration beschrieben. Im Anschluss daran wird das Vektor-Fehlerkorrekturmodell beschrieben und wie dieses mithilfe des Johansen-Verfahrens geschätzt und analysiert werden kann.

Die statistische Datenbasis und die notwendigen Transformationsschritte der in das Modell einbezogenen Variablen werden im sechsten Kapitel erläutert. Darüber hinaus werden die einzelnen Zeitreihen kurz grafisch analysiert. Das siebten Kapitel beinhaltet die Modellierung des Zusammenhangs zwischen den Variablen Staatsverschuldung, Verbraucherpreisindex, Geldmenge M3 und langfris-

¹⁰Vgl. Junius und Tödtmann (2010), S. 21.

tige Zinsen für den Zeitraum vom 1. Quartal 1991 bis zum 4. Quartal 2010 für Deutschland. Es wird ein Vektor-Fehlerkorrekturmodell geschätzt und analysiert. Die Impuls-Antwort-Analyse und die multivariate Beveridge-Nelson-Dekomposition folgen.

Das Buch endet mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und einer Darstellung der Wege zur rechtlichen Begrenzung des Wachstums der Staatsverschuldung im Euro-Währungsgebiet.

Kapitel 2

Staatsverschuldung und ihre Ursachen

Im Gegensatz zu Steuern, Gebühren und Beiträgen stellt die Staatsverschuldung (öffentliche Kreditaufnahme) eine außerordentliche oder vorläufige Einnahme dar.¹¹ Vorläufig, da zu einem späteren Zeitpunkt Zins- und Tilgungsleistungen zu erbringen sind. Staatsschulden müssen aufgenommen werden, wenn die laufenden Ausgaben des Staates die laufenden Einnahmen übersteigen. Der öffentliche Kreditnachfrager muss sich wie der private Kreditnachfrager den marktwirtschaftlichen Kreditbedingungen anpassen, um eine freiwillige Leistung (Kredit) von inländischen und ausländischen Kreditgebern zu erhalten.

Die Staatsverschuldung kann nach Kreditnehmern, Schuldenarten und Gläubigern unterschieden werden.¹² Der wichtigste Kreditnehmer mit über 60 % ist der Bund (Stand 2009). Auf die Länder entfallen rund 30 % der Schuld. Der Rest wird den Gemeinden zugerechnet. Die wichtigste Position der Schuldenarten stellen die Anleihen (36 %) mit einer Laufzeit von 10 bis 30 Jahren dar. Dem folgen Bundesobligationen (22 %) mit einer Laufzeit von 3 bis 10 Jahren sowie Bankkredite (18 %). Inländische und ausländische institutionelle Investoren (u. a. Banken und Versicherungen) dominieren als Gläubiger, wobei mehr als 50 % der Kredite im Ausland aufgenommen wurden. Für die Wirkung der Staatsverschuldung sind die Höhe des Schuldenstands und die jährliche Nettokreditaufnahme von Bedeutung. Die Nettoneuverschuldung lässt sich vereinfachend wie folgt darstellen:

$$(2.1) \quad D'_t = G_t - T_t,$$

¹¹Vgl. Petersen (1988), S. 87.

¹²Vgl. Brümmerhoff (2011), S. 627 ff.

wobei D'_t die Nettoneuverschuldung im Zeitraum t darstellt, G_t die Ausgaben des Staates und T_t die Einnahmen im selben Zeitraum t . Wenn $G_t > T_t$ ist, dann muss der Staat Schulden aufnehmen. Der gesamte Schuldenstand D_t wird durch aufsummieren von D'_t errechnet, $D_t = \sum_{t=1}^k D'_t$. Das oben beschriebene, einfache Konzept zeigt nur die expliziten Schulden. Das heißt nur die Schulden, die aufgenommen werden müssen, um die laufenden Ausgaben zu finanzieren.¹³

Eine weitere Schuldenart sind die impliziten Staatsschulden. Diese entstehen im Wesentlichen durch das umlagefinanzierte Sozialsystem und die staatlichen Pensionsverpflichtungen. Das bedeutet die heute arbeitenden Bürger müssen für das Sozialsystem aufkommen und wenn das nicht reicht, muss der Staat einspringen. Das wird gerade in einer alternden Bevölkerung, wie in Deutschland, problematisch, weil immer weniger Erwerbstätige für immer mehr Sozialleistungsempfänger und Pensionäre aufkommen müssen. Der Staat gibt das Leistungsversprechen und weiß, wenn es so weiter geht, muss er jedes Jahr neue Schulden aufnehmen, um die zukünftigen Ausgaben (u. a. Renten und Pensionen) zu finanzieren. Diese zukünftigen Schulden werden als implizite Schulden bezeichnet. Diese sollen hier nur kurz erwähnt werden und fließen nicht in die empirische Analyse mit ein. Jedoch ist die geschätzte Höhe dieser erstaunlich. Für Deutschland liegen sie bei ca. 200 % des Bruttoinlandsprodukts (BIP) bis zum Jahr 2030 und für die USA sogar bei rund 500 % des BIP. Diese Zahlen sind jedoch mit Vorsicht zu betrachten, weil sie geschätzt werden und starken Schwankungen ausgesetzt sind, je nachdem welche Parameter in die Schätzung einfließen.¹⁴

Um die Aufnahme von neuen Schulden zu minimieren, müssen entsprechend der Theorie der *Optimal Taxation* die Steuern und Abgaben so gesetzt werden, dass die laufenden Ausgaben durch die Einnahmen gedeckt sind. Die Steuern sollen nur angehoben werden, wenn es zu einer dauerhaften Ausgabenerhöhung kommt; bei kurzfristigen Schocks sollen die zusätzlichen Ausgaben über Kredite finanziert werden. Das heißt, während einer Wirtschaftskrise muss der Staat die erhöhten Ausgaben, zum Beispiel für Wachstumsprogramme, über Kredite finanzieren. Erst wenn die durch den Schock entstandenen zusätzlichen Ausgaben dauerhaft sind, sollen die Steuern erhöht werden. So werden zum Beispiel die höchsten Schulden während eines Krieges oder einer Wirtschaftskrise geschaffen. Die Steuererhöhung sollte, laut *Ramsey-Regel*, mit einem möglichst minima-

¹³Vgl. Blankart (2004), S. 363 f.

¹⁴Vgl. Bräuninger et al. (2009), S. 51.

len Nutzenverlust bei den Steuerzahlern erfolgen. Die optimale Steuererhöhung ist jedoch in der Praxis schwer umzusetzen.¹⁵ Gerade weil Steuererhöhungen auch politische Auswirkungen haben, ist die Aufnahme neuer Schulden der einfachere Weg.¹⁶

Die Ursachen der Staatsverschuldung in Deutschland liegen vor allem in der Finanzierung von Deckungslücken des Sozialversicherungssystems. Dieses führt gerade bei einer alternden Gesellschaft, wie der Deutschen, immer weiter zur Schuldenaufnahme. So ist der Zuschuss zur Rentenversicherung nach den Zinszahlungen der größte Posten des Bundeshaushalts. Eine weitere Ursache ist der fehlende politische Wille zur Haushaltskonsolidierung. Zum Teil liegt dies in den innerstaatlichen Finanzbeziehungen begründet. So haben die Nehmer-Länder im Länderfinanzausgleich wenig Anreiz, die Einnahmesituation zu verbessern.

Eine weitere Ursache stellen die Kosten der Deutschen Einheit dar. Seit 1990 wurden Nettotransfers in Höhe von 1600 Mrd. Euro an die neuen Bundesländer getätigt.¹⁷ In diesen Kosten sind zu einem großen Teil Sozialtransfers enthalten. Neben Steuererhöhungen trug maßgeblich die Neuverschuldung zur Finanzierung dieser innerstaatlichen Zahlungen bei. Seit der Wiedervereinigung beschleunigte sich das Wachstum der deutschen Staatsschulden.

Die Rettung einzelner Institute während der globalen Finanz- und Bankenkrise der Jahre 2008/2009 und die Einrichtung von Abwicklungsanstalten erhöhten die staatliche Verschuldung dramatisch. In Deutschland wurde die Hypo Real Estate (HRE) verstaatlicht sowie mehrere private Groß- und Landesbanken¹⁸ wurden gerettet.¹⁹ Allein die Commerzbank erhielt zwei stille Einlagen des Bundes in Höhe von insgesamt 16,4 Mrd. Euro. Zudem ging der Bund eine Beteiligung von 25 % ein. Die Stützung des Bankensektors mittels des Sonderfonds für Finanzmarktstabilisierung (SoFFin) erfolgte durch Stabilisierungsmaßnahmen in Form von gewährten Garantien und Kapitalmaßnahmen. Beim Bund erhöhten sich die Schulden am 31.12.2010 gegenüber dem 31.12.2009 um 230 Mrd. Euro auf rund 1284 Mrd. Euro. Hierin sind unter anderem die Schulden der FMS Wertmanagement

¹⁵Vgl. Alesina und Tabellini (1992), S. 338 f.

¹⁶Vgl. Neumann (1981), S. 89.

¹⁷Vgl. Ragnitz et al. (2009).

¹⁸Bayerische Landesbank, HSH Nordbank, Landesbank Baden-Württemberg, Westdeutsche Landesbank.

¹⁹Vgl. Nastansky und Strohe (2010a).

(189,6 Mrd. Euro), des Sondervermögens Finanzmarktstabilisierungsfonds (28,6 Mrd. Euro) sowie des Investitions- und Tilgungsfonds (14,0 Mrd. Euro) enthalten.²⁰ Die übernommenen Wertpapiere der Abwicklungsanstalten ("Bad Banks") werden den Staatsschulden zugerechnet. Infolgedessen stieg die Staatsschuldenquote um beinahe 10 Prozentpunkte an. Laufende Verluste werden durch den SoFFin ausgeglichen und erhöhen die jährliche Neuverschuldung. Da die Abwicklungsanstalten sukzessive ihre toxischen Wertpapierpositionen abbauen, verringert sich die Staatsverschuldung in den nächsten Jahren deutlich – unter der Annahme einer Nettoneuverschuldung von Null. Allein im Jahr 2011 wurden die den Abwicklungsanstalten zurechenbaren Schulden um 1,3 Prozentpunkte auf 8,3 Prozent des Bruttoinlandsprodukts reduziert.²¹ Ein Ende 2011 aufgedeckter Bilanzierungsfehler bei der FMS Wertmanagement führte zu einer Überzeichnung der Staatsverschuldung um rund 55 Mrd. Euro.

Entsprechend der keynesschen Theorie sollten in wirtschaftlichen Hochphasen die Schulden abgebaut werden, die in einer Rezession zur Stabilisierung der Konjunktur aufgenommen wurden. Während dieser Konjunkturphase tritt der Staat stärker als Nachfrager auf, damit die Wirtschaft nicht weiter einbricht. In diesem Sinne verabschiedete die Bundesregierung Ende 2008 und Anfang 2009 die Konjunkturpakete I und II. Die Folgen der Finanzkrise für die Realwirtschaft sollten gemildert werden. Insgesamt umfassten die konjunkturstimulierenden Maßnahmen 97 Mrd. Euro.²² Den Mehrausgaben in der Rezession sollen Mehreinnahmen während der Boomphase gegenüberstehen. Es fehlt aber häufig das politische Durchsetzungsvermögen, um entstandene Schulden im Aufschwung wieder abzubauen. Ausgabensenkungen oder Steuererhöhungen sind dann notwendig. Die hohe Staatsverschuldung nicht nur Deutschlands demonstriert hingegen, dass selbst in konjunkturellen Hochphasen weitere Staatsdefizite entstanden.²³ Am Ende jedes Konjunkturzyklus wuchs der staatliche Schuldenstand.

²⁰Vgl. Statistisches Bundesamt (2011).

²¹Vgl. Schäfers (2012), Artikel vom 15.01.2012.

²²Vgl. Bundesministerium für Finanzen (2010), Artikel vom 21.09.2009.

²³Vgl. Wagschal et al. (2009), S. 204–212.

Im Jahr 2010 betragen die Zinsausgaben der Bundesrepublik Deutschland, bezogen auf alle staatlichen Ebenen, 63,2 Mrd. Euro – trotz eines anhaltend niedrigen Zinsniveaus.²⁴ Der Schuldenzuwachs des Staates lag von Anfang 2008 bis Ende 2010 bei 190,6 Mrd. Euro, was einer Steigerung von 12,4 % entspricht. Damit der Handlungsspielraum des Staates langfristig nicht erodiert, muss dieser rechtzeitig Schulden abbauen. Entweder durch Ausgabensenkung oder durch höhere Einnahmen (z. B. Steuererhöhung). Beides ist nur schwierig durchzusetzen und der Bevölkerung zu vermitteln.²⁵ Aus diesem Grund stellt das Mittel der Entschuldung durch Inflation eine möglicherweise einfachere Lösung dar.

²⁴Vgl. Bund der Steuerzahler (2011), Artikel vom 23.11.2011.

²⁵Vgl. Bund der Steuerzahler (2011), Artikel vom 23.11.2011.

Kapitel 3

Transmission Staatsverschuldung und Inflation

Die Staatsverschuldung und die Preisentwicklung auf dem Gütermarkt (Inflation) stehen über unterschiedliche Transmissionswege in einer wechselseitigen Beziehung zueinander. Die Übertragungswege von der Staatsverschuldung hin zur Inflation gehen über die Geldpolitik der Zentralbanken und die Outputnachfrage des Staates

- direkt durch Ankauf von Staatsschuldtiteln durch die Zentralbank oder
- indirekt durch die Nachfrage nach Staatsschuldtiteln durch die privaten Haushalte bei gleichzeitiger expansiver Geldpolitik, um die Zinserhöhung zu sterilisieren.
- indirekt durch Kredite bzw. der Nachfrage nach Staatsschuldtiteln durch die Geschäftsbanken.
- über die Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte.
- Eine Erhöhung der Staatsausgaben durch Verschuldung stimuliert die gesamtwirtschaftliche Nachfrage.

Diese fünf Faktoren münden mittel- bis langfristig in steigenden Verbraucherpreisen.

Die Übertragungswege von der Inflation hin zur Staatsverschuldung bestehen aus

- dem Notenbankgewinn, der von einer höheren Inflation infolge einer expansiven Geldpolitik profitiert.
- Die expansive Geldpolitik stimuliert kurzfristig das Wirtschaftswachstum. Die Staatseinnahmen steigen und die Ausgaben sinken.
- Ein progressives Steuersystem führt bei höherer Inflation bereits ohne Realwachstum zu höheren Steuereinnahmen.
- Entwertung des nominalen Staatsschuldbestands durch Inflation.

Diese vier Faktoren reduzieren kurz- bis mittelfristig die Staatsverschuldung.

3.1 Übertragungswege von der Staatsverschuldung auf die Inflation

3.1.1 Transmission über die Outputnachfrage

Nach Sichtweise der klassisch-neoklassischen Theorie führen Staatsausgaben über Kreditfinanzierung nicht zu einem höheren Output.²⁶ Es kommt lediglich zu einer Verlagerung der Nachfrage vom privaten Sektor hin zum Staat. Die Defizitfinanzierung ist mit kompensierenden Verhaltensweisen der Wirtschaftssubjekte verbunden. Bei Vollbeschäftigung werden vor allem die Bautätigkeit und Investitionen der Unternehmen infolge eines höheren Zinsniveaus verdrängt (zinsinduziertes crowding-out). Die zusätzliche staatliche Nachfrage am Kreditmarkt führt bei gegebenem privaten Sparaufkommen zu einer Überschussnachfrage nach Kredit und übt Druck auf den Preis des Kapitals (Zins) aus. Unternehmen können weniger Kredite für Investitionen aufnehmen bzw. müssen einen höheren Zins bezahlen, da die private Kreditnachfrage durch die staatliche teilweise verdrängt wird. Wenig rentable Investitionen können so unterbleiben. Langfristig wird der private Kapitalstock durch öffentliche Schulden ersetzt. Hinzu treten

²⁶Vgl. Brümmerhoff (2011), S. 635 ff.

verzerrende Effekte und Effizienzverluste als Folge der Erhebung von zusätzlichen Steuern zur Finanzierung der zukünftigen Zins- und Tilgungsleistungen.

Entsprechend dem Äquivalenztheorem von Ricardo führen kreditfinanzierte Staatsausgaben ebenso nicht zu realen Effekten und damit zu einer höheren Inflation.²⁷ Agieren die Wirtschaftssubjekte vorausschauend, ist die heutige staatliche Kreditaufnahme mit höheren Steuern in der Zukunft gleichzusetzen. Damit ist die Staatsverschuldung äquivalent zu künftigen Steuern. Die gesamtwirtschaftliche Ersparnis bleibt unverändert, da die Zunahme der privaten Ersparnis die Verringerung der staatlichen Ersparnis ausgleicht. Kreditrestriktionen, die Existenz künftiger Steuerzahler und die Kurzsichtigkeit der Wirtschaftssubjekte schränken die ricardianische Auffassung der Staatsverschuldung ein.²⁸

Demgegenüber unterstellt die keynesianische Theorie, dass von der Staatsverschuldung ein expansiver Effekt auf die gesamtwirtschaftliche Nachfrage ausgeht. Kurzfristig wird die konjunkturelle Entwicklung wesentlich durch die gesamtwirtschaftliche Nachfrage determiniert. In rezessiven Phasen trägt die kreditfinanzierte expansive Fiskalpolitik zur Auslastung des Produktionspotenzials bei. Die Wirtschaftssubjekte können die höheren Einkommen für zusätzliche Konsumausgaben verwenden. Demnach sollten in Rezessionsphasen Budgetdefizite bewusst hingenommen werden. Über den Konjunkturzyklus hinweg stehen den Defiziten im Idealfall Überschüsse in konjunkturellen Hochphasen gegenüber. Aus stabilisierungspolitischen Gründen sollen die zyklischen Schwankungen der Wirtschaftsentwicklung geglättet werden. Mittel- bis langfristig ziehen jedoch die Verbraucherpreise an.

Im folgenden gesamtwirtschaftlichen Angebots-Nachfrage-Modell werden die kurzfristigen Auswirkungen einer schuldenfinanzierten expansiven Fiskalpolitik untersucht.²⁹ Es wird angenommen, dass sich der Staat bei den privaten Wirtschaftssubjekten und bei den Geschäftsbanken verschuldet. Die dadurch implizierten kurzfristigen Wirkungen auf die Angebots- und Nachfragebeziehungen am Gütermarkt werden in einem p - y Diagramm analysiert. Wobei p die Verbraucherpreise und y die Produktionsmenge darstellt.

²⁷Vgl. Brümmerhoff (2011), S. 635 f.

²⁸Vgl. Mankiw (2011), S. 480 ff.

²⁹Vgl. Neumann (1981), S. 91 f.

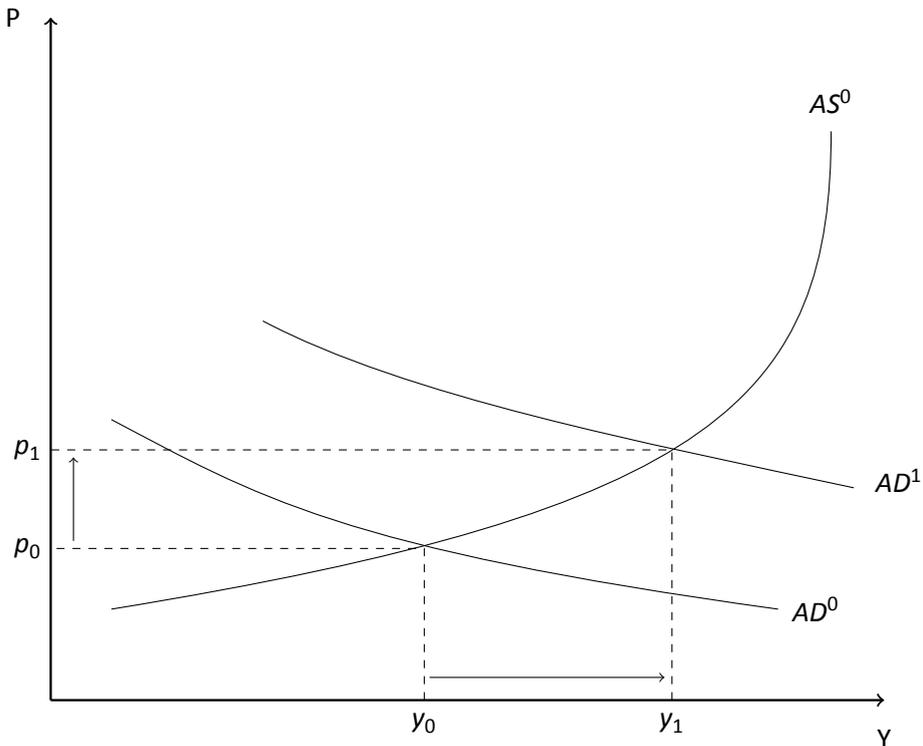


Abbildung 3.1: Angebot und Nachfrage auf dem Gütermarkt bei expansiver Fiskalpolitik

Quelle: In Anlehnung an Neumann (1981), S. 91.

Die Angebotskurve AS^0 in Abbildung 3.1 gilt für ein gegebenes Lohnniveau und einen gegebenen Realkapitalbestand. Mit steigendem Preisniveau wird mehr Output angeboten. Die Nachfragekurve AD^0 fasst die private und staatliche Outputnachfrage zusammen. Die Kurve gilt für ein gegebenes Niveau der Outputnachfrage des Staates, des Vermögens der privaten Wirtschaftssubjekte, des Realzinsniveaus am Kapitalmarkt und Realverzinsung des Realkapitals. Mit steigendem Preisniveau geht die Nachfrage zurück, da der Realwert des Vermögens sinkt und die Konsumnachfrage der privaten Wirtschaftssubjekte fällt.

Erhöht der Staat dauerhaft seine Outputnachfrage (noch ohne Schuldenfinanzierung beim privaten Sektor), verschiebt sich die gesamtwirtschaftliche Nachfrage-

kurve nach rechts zu AD^1 . Das Preisniveau steigt infolge der Überschussnachfrage von p_0 auf p_1 . Solange sich nicht das Lohnniveau ebenfalls erhöht, bewirkt die Reallohnsenkung eine Ausweitung der Produktion. Der Output erhöht sich von y_0 auf y_1 . Dies wird als Fiskaleffekt bezeichnet.³⁰ Das Resultat der expansiven Fiskalpolitik sind höhere Verbraucherpreise und eine Ausweitung des Outputs in der kurzen Frist. In diesem Fall trat eine nachfrageinduzierte Inflation ein, d. h. die gesamtwirtschaftliche Nachfrage stieg schneller als das Produktionspotenzial der Volkswirtschaft.³¹ Wird die Staatsausgabenerhöhung noch von einer expansiven Geldpolitik begleitet, kann der Preisauftrieb noch stärker ausfallen. Wie verändert sich die Wirkung der Staatsausgabenerhöhung bei Schuldenfinanzierung beim privaten Sektor? Hierbei sind drei Effekte zu unterscheiden, die zu einer weiteren Verlagerung der gesamtwirtschaftlichen Nachfragekurve führen:³²

1. Die Übernahme von Staatsschuldtiteln erhöht das Finanzvermögen des privaten Sektors (inkl. Geschäftsbanken) und führt über expansive Vermögenseffekte³³ zu einer Zunahme der privaten Outputnachfrage. Ansonsten kommt es nur zu Umschichtungen in den Portfolios der Wirtschaftssubjekte. Die Nachfragekurve verschiebt sich nach rechts. Der Vermögenszuwachs tritt jedoch nur bei Vermögensillusion der Wirtschaftssubjekte ein. Die privaten Haushalte und Unternehmen schätzen dann den Gegenwartswert der Zinserträge höher als die zukünftigen Steuerzahlungen ein, die durch die erhöhte Zinslast des Staates entstehen.
2. Durch ein zusätzliches Angebot von Staatsschuldtiteln am Kapitalmarkt sinken die Kurse der Staatsschuldtitel und damit sinkt auch der Marktwert der vom privaten Sektor gehaltenen Titel. In der Folge nehmen das Vermögen und somit auch die Outputnachfrage über die private Konsumnachfrage ab (kontraktiver Vermögenseffekt), was zu niedrigeren Preisen führen würde. Eine weitere Folge des gestiegenen Schuldtitelangebots ist ein Anstieg der Kapitalmarktzinsen, wodurch Kredite teurer werden. Dies führt wiederum zu einem Rückgang der Outputnachfrage über kreditfinanzierte private In-

³⁰Vgl. Neumann (1981), S. 92.

³¹Vgl. Samuelson und Nordhaus (2010), S. 906.

³²Vgl. Neumann (1981), S. 89–93.

³³Vgl. Nastansky (2008b), S. 65–70.

vestitionen und Konsum (kontraktiver relativer Preiseffekt³⁴). Die Nachfragekurve verschiebt sich nach links.

3. Das Überschussangebot an Staatsschuldtiteln wirkt sich auch auf den Realkapitalmarkt aus. Die Nettowirkung hängt davon ab, ob die Schuldtitel des Staates und das Realkapital in der kurzen Frist als Substitute angesehen werden. Werden sie als solche betrachtet, induziert die Zinssteigerung am Kapitalmarkt eine Portfolioumschichtung hin zugunsten der staatlichen Schuldtitel. Dadurch sinkt zum einen der Wert des vom privaten Sektor gehaltenen Realkapitals und damit deren Gesamtvermögen (kontraktiver Vermögenseffekt) und zum anderen steigt die vom Realkapital zu erwirtschaftende Realverzinsung und wenig rentable Investitionen unterbleiben (kontraktiver relativer Preiseffekt). Als Folge gehen die Outputnachfrage und die Verbraucherpreise zurück. Die Nachfragekurve verschiebt sich nach links.

Stellen beide Größen kurzfristig *keine* Substitute dar, bewirkt das höhere Schuldtitelangebot eine Anpassung der Kassenhaltung des privaten Sektors. Die Nachfrage nach vorhandenem Realkapital steigt. Es folgen ein Anstieg des Marktwerts des Realkapitals (expansiver Vermögenseffekt) und ein Rückgang der zu erwirtschaftenden Realverzinsung (expansiver relativer Preiseffekt). Das trägt zu einer erhöhten Outputnachfrage und im Weiteren zu steigenden Preisen bei. Die Nachfragekurve verschiebt sich in diesem Fall nach rechts.

Die Nettowirkung einer erhöhten Nachfrage des Staates durch Verschuldung beim privaten Sektor für die kurze Frist ist unsicher und wird vom Verhältnis von Vermögens- zu relativer Preiseffekt bestimmt. Ist die Nettowirkung expansiv, wird die gesamtwirtschaftliche Nachfragekurve AD^1 weiter nach rechts zu AD^2 verschoben. Der expansive Fiskaleffekt wird kurzfristig durch einen expansiven Finanzierungseffekt verstärkt. Output und Preisniveau steigen auf y_2 und p_2 .

In welche Richtung die erhöhte Staatsverschuldung die Outputnachfrage des privaten Sektors mittel- und langfristig beeinflusst, hängt u. a. vom Verhalten der Lohnbezieher ab. Mit dem höheren Preis ist ein Absinken der Reallöhne verbunden. In Tarifverhandlungen werden die Arbeitnehmer die Reallohnsenkung kor-

³⁴Vgl. Nastansky (2008b), S. 135–138.

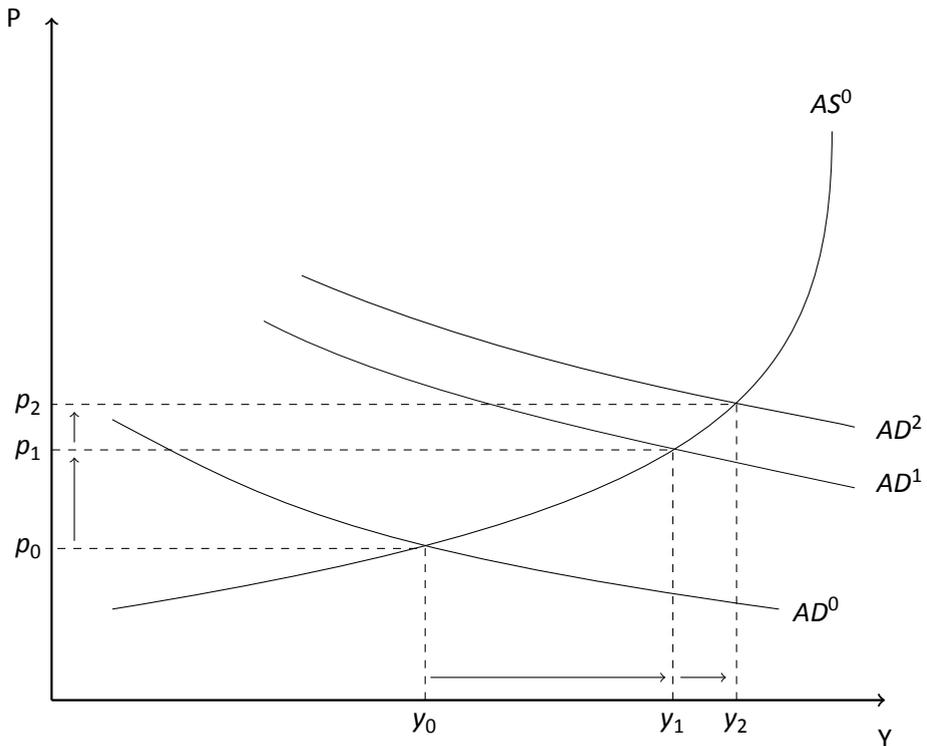


Abbildung 3.2: *Angebot und Nachfrage auf dem Gütermarkt bei schuldenfinanzierter expansiver Fiskalpolitik*

Quelle: In Anlehnung an Neumann (1981), S. 95.

rigieren und höhere Nominallöhne fordern. Die Korrektur der Reallohnsenkung führt zu einer Linksverschiebung der Angebotskurve. Das Preisniveau steigt weiter und der Output sinkt. Der Nettoeffekt der schuldenfinanzierten expansiven Fiskalpolitik auf Output und Preisniveau ist auf mittlere bis lange Frist unsicher. Auf mittlere Sicht kommt es zum crowding-out. Die Staatsnachfrage verdrängt partiell die private Güternachfrage. Langfristig wird das Substitutionsverhältnis von Staatsverschuldung und Realkapital enger.³⁵ Die zusätzliche Staatsverschuldung erhöht die Realzinsen und wirkt kontraktiv auf die Realkapitalbildung ein. Produktion und Beschäftigung nehmen ab.

³⁵Vgl. Neumann (1981), S. 97.

3.1.2 Transmission über die Geldpolitik

Bei der Analyse der Transmission der Staatsverschuldung auf die Inflation muss die Wirkung auf die Geldmenge und die Rolle der Notenbank untersucht werden. Die Finanzierung von Staatsausgaben durch Kreditaufnahme (Staatsverschuldung) bei der Zentralbank führt zu einer Ausweitung der Geldmenge. In diesem Fall wird die Kreditierung auch als Schöpfungskredit bezeichnet.³⁶ Die Zentralbank bezahlt den Staat mit dem von ihr geschaffenen Geld. Der Staat gibt das Zentralbankengeld im Austausch für Güter und Dienstleistungen an den privaten Sektor weiter. Das Finanzvermögen des privaten Sektors und der Spielraum der Geschäftsbanken für eine Ausdehnung des Kreditangebots nehmen zu. Das Zinsniveau am Kapitalmarkt sinkt tendenziell und der Preis für vorhandenes Realkapital steigt.

Der Vermögens- und relativer Preiseffekt einer bei der Notenbank schuldenfinanzierten Fiskalpolitik wirken expansiv auf den Output.³⁷ Beide Effekte treten additiv zum expansiven Fiskaleffekt der zusätzlichen Staatsnachfrage. Die gesamtwirtschaftliche Nachfragekurve verschiebt sich nach rechts zu AD^3 .³⁸ Das Preisniveau steigt im Vergleich zur Schuldenfinanzierung beim privaten Sektor stärker an und dementsprechend fallen die Reallöhne stärker. Kurzfristig nehmen Output und Beschäftigung zu. Bei prinzipiell fehlender Geldillusion werden die Reallohnsenkungen durch Lohnforderungen kompensiert. Die Angebotskurve verschiebt sich nach links zu AS^3 . Das Preisniveau wird weiter erhöht und der Output geht wieder zurück. Bei Schuldenfinanzierung treten, wie in Abbildung 3.3 sichtbar, mittel- bis langfristig zumindest partielle Verdrängungseffekte auf. Ein vollständiges crowding-out würde die anfängliche Steigerung des Outputs komplett rückgängig machen.

Im Gegensatz dazu führt die Kreditfinanzierung bei den privaten Haushalten und Unternehmen ohne Geschäftsbanken (Übertragungskredit) nicht zur Ausweitung der Geldmenge. Dennoch kann über die im vorherigen Abschnitt beschriebenen Effekte hinausgehend von einem Übertragungskredit Wirkung auf die Gesamtnachfrage und die Inflation ausgehen, wenn stillgelegte Gelder (z. B. Barhörung)

³⁶Vgl. Petersen (1988), S. 98.

³⁷Vgl. Neumann (1981), S. 98.

³⁸Siehe Abbildung 3.3.

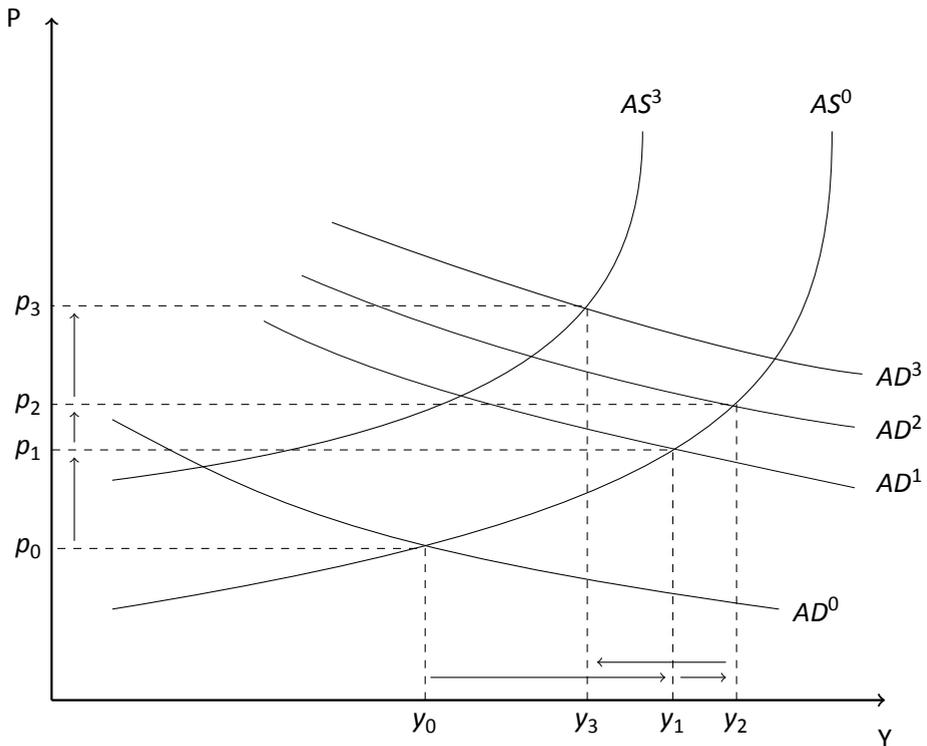


Abbildung 3.3: *Angebot und Nachfrage auf dem Gütermarkt bei der Zentralbank schuldenfinanzierter expansiver Fiskalpolitik*
 Quelle: In Anlehnung an Neumann (1981), S. 96.

zur Kreditgewährung herangezogen werden. Die Aktivierung von Geldmitteln beeinflusst die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes und entsprechend der Quantitätstheorie des Geldes mittel- bis langfristig die Verbraucherpreisentwicklung. Umschichtungen innerhalb vorhandener Vermögenstitel beeinträchtigen ebenfalls den Konsum der privaten Haushalte nicht. Neutralität der schuldenfinanzierten Staatsausgaben ist dann gegeben, wenn eine zusätzliche Ersparnis induziert wurde. Die staatliche Verschuldung beim privaten Sektor kann hingegen die Investitionsnachfrage der Unternehmen (zinsinduziertes crowding-out) über höhere Zinsen beeinträchtigen.

Die direkte Finanzierung des Staatsdefizits durch die Zentralbank kann über zwei Wege erfolgen: Vergabe von Krediten und Kauf von staatlichen Wertpapieren auf dem Primärmarkt. In diesen Fällen schafft die Notenbank Geld, d. h. sie erhöht die zirkulierende Geldmenge. Wächst die Geldmenge schneller als die gesamtwirtschaftliche Produktion erzeugt dies Druck auf die Verbraucherpreise und ein inflationärer Prozess setzt ein. Der direkte Zusammenhang zwischen Staatsverschuldung und Geldpolitik ergibt sich, wenn der Staat über die Macht verfügt, sich bei der Notenbank unbegrenzt zu verschulden. Die expansive Fiskalpolitik überträgt sich dann voll auf die umlaufende Geldmenge. Aus diesem Grund werden vielen Zentralbanken Beschränkungen bei der direkten Finanzierung von Staatsdefiziten auferlegt.

Neben der direkten Finanzierung besteht die Möglichkeit der indirekten Finanzierung von Staatsschulden durch die Zentralbank. Erstens kann die Zentralbank am Sekundärmarkt von den Geschäftsbanken staatliche Schuldtitel erwerben. Zweitens kann sich der Staat, wie oben beschrieben, bei den privaten Wirtschaftssubjekten verschulden. Diese erwerben Staatsschuldtitel. Das zusätzliche Angebot an Schuldtiteln bzw. Kreditnachfrage des Staates führt auf dem Kapitalmarkt zu steigenden Zinsen. Höhere Zinsen können die privaten Investitionen verdrängen. Will die Zentralbank dieser Entwicklung entgegensteuern, muss sie die Geldmenge ausweiten, um die Zinsen auf einem geringeren Niveau zu halten. Als Folge nimmt mittel- bis langfristig die Inflation zu. Die Wirkung entspricht im Prinzip der direkten Staatsfinanzierung. Der Vorteil hierbei ist jedoch, dass die Zentralbank schneller in der Lage ist, umzusteuern und ein Stück weit mehr Unabhängigkeit behält.³⁹ Zudem trägt die Notenbank nicht das Ausfallrisiko. Dies verbleibt im privaten Sektor. Allerdings ist die Zentralbank nur vorübergehend in der Lage, das nominale und das reale Zinsniveau zu beeinflussen. In dem Maße wie die Inflationsraten anziehen, werden – ohne staatliche Repressionsmaßnahmen – die Nominalzinsforderungen der Kapitalmarktteilnehmer anziehen. Ein dritter, indirekter Weg sind Kredite der Geschäftsbanken an den Staat bzw. deren Nachfrage nach Staatsschuldtiteln. Diese leihen sich bei der Notenbank Zentralbankengeld und hinterlegen die erworbenen staatlichen Schuldtitel als Sicherheit. Durch die zusätzliche Nachfrage der Geschäftsbanken nach staatlichen Schuldtiteln sinkt deren Verzinsung. Durch diese Operation steigt ebenfalls die zur Verfügung stehende Geldmenge und daraufhin mittel- bis langfristig die Verbraucherpreise.

³⁹Vgl. Bräuninger et al. (2009), S. 50.

Bei der Übertragungsmöglichkeit spielen die Liquidität des Bankensektors und der institutionelle Rahmen eine wichtige Rolle. Der Liquiditätsstatus des Bankensektors beeinflusst den crowding-out auch bei Schöpfungskrediten. Ist die Liquiditätslage der Geschäftsbanken kritisch, kann die zusätzliche staatliche Nachfrage am Kreditmarkt Verdrängungseffekte bei privaten Kreditnachfragern hervorrufen. Im Euro-Raum ist der direkte Übertragungsweg prinzipiell verboten und nur die indirekten Wege stehen der Zentralbank zur Verfügung. Die Gefahr, dass von der Staatsverschuldung eine Inflation ausgeht, ist umso geringer, je unabhängiger der Status der Zentralbank ist. Allerdings tendieren Regierungen bei hoher Staatsverschuldung vielfach zu einer subtilen Form der Beeinflussung der Öffentlichkeit und damit auch der Notenbank. Mit der Begründung der Unterstützung der Konjunktur oder Reduktion der Arbeitslosigkeit fordern sie eine expansive Geldpolitik bei Inkaufnahme von "etwas mehr" Inflation und üben Druck auf die Zentralbanken aus.⁴⁰

Die Wechselbeziehungen zwischen Staatsverschuldung und Inflation ergeben sich nicht nur über die Geldmenge und die gesamtwirtschaftliche Nachfrage. Auch die Wirkung der Staatsdefizite auf die Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte kann Einfluss auf die spätere tatsächliche Preisentwicklung nehmen. Führt eine hohe Neuverschuldung oder ein hoher Schuldenstand zu langfristig steigenden Inflationserwartungen, kann dies Druck auf die Nominallohnforderungen der Wirtschaftssubjekte erzeugen und inflationäre Entwicklung begründen. Für die Zentralbanken ergibt sich über diesen Kanal eine Verbindung zwischen Fiskalpolitik und Geldpolitik. Die Notenbanken sind bestrebt die langfristigen Inflationserwartungen zu beeinflussen. Eine auf Preisniveaustabilität ausgerichtete Geldpolitik hängt von der Verschuldung der öffentlichen Haushalte ab. Bei hohem Schuldenstand und hohen Nominalzinsen wird die Verankerung des Inflationsziels in den Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte erschwert.⁴¹

⁴⁰Vgl. Donges und Freytag (2009), S. 306.

⁴¹Vgl. Brümmerhoff (2011), S. 650.

3.2 Übertragungswege von der Inflation zur Staatsverschuldung

Eine expansive Geldpolitik die mittelfristig mit steigenden Inflationsraten einhergeht, wirkt sich auf die Einnahmen und Ausgaben des Staates und somit auf die Staatsverschuldung aus. Ein weiterer Effekt ist die reale Entwertung des Staatsschuldenbestands. Die Übertragungswege werden im Folgenden näher skizziert.⁴²

Durch eine expansive Geldpolitik und hohe Inflationsraten kann der Notenbankgewinn gesteigert werden. Dieser entsteht im Wesentlichen durch einen Zinsüberschuss der Aktiva über die Passiva in der Zentralbankbilanz und durch die Erträge aus der Geldschöpfung (Seignorage). Die Geldschöpfung stellt eine günstige Finanzierungsquelle für die Staatsdefizite dar. In Ländern mit hohen Inflationsraten kommt dem Geldschöpfungsgewinn für die Staatseinnahmen größere Bedeutung zu.⁴³ Als staatliche Institution sind die Zentralbanken verpflichtet einen Teil des Notenbankgewinns an den Staat auszuschütten, wodurch die Verschuldung bzw. die Neuverschuldung gesenkt wird. Die intensivere Nutzung der Geldschöpfung beschleunigt über den Geldschöpfungsmultiplikator das Wachstum der Geldmenge und sorgt für höhere Inflation. Jedoch nehmen die Opportunitätskosten der Geldhaltung zu. In der Folge schränken die Wirtschaftssubjekte die reale Geldhaltung ein. Eine Zunahme der Wachstumsrate der nominalen Geldmenge führt demnach nicht zu einer proportionalen Zunahme der Seignorage, sie ist kleiner.⁴⁴ Ein sehr hohes Geldmengenwachstums und hohe Inflationsraten kann die Seignorage mittel- bis langfristig sogar reduzieren. Die Reaktion der realen Geldhaltung der Wirtschaftssubjekte auf die Inflation determiniert den Geldschöpfungsgewinn.

Ausgangspunkt bildet erneut eine expansive Geldpolitik, die kurzfristig zu einem stärkeren Wirtschaftswachstum und einer erhöhten Inflationsrate führt. Das Wachstum wirkt sich positiv auf die Steuereinnahmen sowie die Einnahmen der Sozialversicherung aus. Auf der Ausgabenseite sinken die Lohnersatzleistungen und die Aufwendungen für Arbeitslose. Das Problem dieses Szenarios ist, dass es

⁴²Vgl. Junius und Tödtmann (2010), S. 17.

⁴³Vgl. Mankiw (2011), S. 107.

⁴⁴Vgl. Blanchard und Illing (2009), S. 718.

nur für einen relativ kurzen Zeitraum Gültigkeit hat, sofern die Geldpolitik keinen dauerhaften Einfluss auf die Realwirtschaft ausübt. Zudem gilt die Ausgabensenkung nicht für inflationsindexierte Sozialleistungen. Bei sehr hohen Inflationsraten kann es infolge der Zeitverzögerung bei der Steuererhebung sogar zu einer Ausweitung des Staatsdefizits kommen.⁴⁵ Da die Steuern auf die Nominaleinkommen erhoben werden, sinkt bei Inflation der Realwert der Steuerzahlungen.

Eine andere Möglichkeit für den Staat auf der Einnahmenseite von der Inflation zu profitieren, ist die kalte Progression. In einem progressiven Steuersystem ohne automatische Anpassung der Freibeträge und Progressionsstufen führt die Anpassung der Löhne und Gehälter an das gestiegene Preisniveau zu höheren durchschnittlichen Steuersätzen. Bei niedriger Inflationsrate sind die Mehreinnahmen überschaubar. Bei höheren Inflationsraten können Verzerrungen (Steuervermeidung, Steuerhinterziehung) durch die hohe Steuerbelastung real zu einem Einnahmerückgang führen.

Dauerhaft ist die Staatsverschuldung tragbar, solange die Schulden langsamer wachsen als das nominale Bruttoinlandsprodukt. Eine schädliche Wirkung entsteht im umgekehrten Fall, denn dann steigt auch die (nominale) Staatsschuldenquote $\frac{D_t}{BIP_{nom}}$ an. Als Folge wachsen die Zinszahlungen schneller als die Steuereinnahmen. Die Inflation kann dem Staat helfen, die eigenen Schulden zu entwerten. Hohe Preissteigerungsraten senken bei gegebenem Nominalwert den realen Wert der Staatsschuld. Die Inflation entfaltet ihre Wirkung auf das Wachstum des nominalen BIP. Bei einem gegebenen realen Wachstum wächst hingegen, durch eine hohe Inflation, das nominale Bruttoinlandsprodukt stärker. Bei unverändertem Nominalwert der Staatsschuld sinkt die Staatsschuldenquote. Demnach kann Inflation als Steuer (Inflationssteuer) auf die reale Geldhaltung mit der Inflationsrate als Steuersatz aufgefasst werden.⁴⁶ Die Verzinsung der Staatsschuldtitel passt sich nur mit Verzögerung an die höheren Preissteigerungsraten an, sodass die Gläubiger des Staates reale Wertverluste tragen müssen. Erst bei der Verlängerung der Staatsschuld bzw. bei neuen Schulden kann eine höhere Verzinsung durchgesetzt werden.

⁴⁵Vgl. Blanchard und Illing (2009), S. 725.

⁴⁶Vgl. Blanchard und Illing (2009), S. 723.

Seignorage und Inflationssteuer sind eng miteinander verbunden. Die Geldschöpfung führt zu einer Zunahme der Geldmenge und mit Verzögerung zur Inflation. Letztere trägt wiederum über die Inflationssteuer zu einer Senkung der realen Staatsverschuldung bei. Wenn die Inflationsrate steigt, werden die Käufer neuer Staatsanleihen jedoch höhere Nominalzinsforderungen verlangen. Auch werden sie tendenziell kürzere Laufzeiten bevorzugen. Bleibt der Verschuldungsprozess instabil, wird der Staat (bzw. die Zentralbank) die Geldmenge ausweiten und die Inflation weiter forcieren. Dies führt zu noch höheren Nominalzinsforderungen, die eine weitere Steigerung der Inflation erforderlich machen. Am Ende dieses Prozesses könnte eine Hyperinflation stehen.

Mit der Inflationssteuer gehen Allokationsverzerrungen einher. Insbesondere die Signalwirkungen der relativen Preise als Knappheitsindikator sind verzerrt.⁴⁷ Die Ersparnisse der Wirtschaftssubjekte würden nicht länger in ihre produktivste Verwendung fließen, sondern zum Teil in Sachgüter oder Gold angelegt werden. Die Wahrscheinlichkeit von Fehlallokationen nimmt zu. So wird die Bautätigkeit als Schutz vor Inflation stimuliert ("Betongold"). Hinzu kommen Transaktionskosten der Inflation: "Menükosten", "Schuhsohleneffekt", höhere Variabilität der Preise und die Zunahme der Unsicherheit. Ebenso wird die Verteilung von Einkommen und Vermögen beeinflusst. Lasten entstehen insbesondere bei Beziehern kontraktbestimmter Einkommen (z. B. Rentner), Geldvermögensbesitzern und den Gläubigern – nicht nur des Staates.

3.3 Staatsschulden und EZB

Wie in den vorangegangenen Abschnitten beschrieben, kommt es bei der Finanzierung und Inflationierung von Staatsschulden auf die Verbindung der Regierung mit der Zentralbank und auf deren Zielstellung an. Die Europäische Zentralbank bildet mit den nationalen Zentralbanken das sogenannte Europäische System der Zentralbanken (ESZB). Die EZB und die nationalen Zentralbanken sind nach Artikel 107 des Vertrags über die Europäische Union (Vertrag von Maastricht) aus dem Jahr 1992 zu absoluter Unabhängigkeit von den Organen und Einrichtungen

⁴⁷Vgl. Donges und Freytag (2009), S. 306.

der Gemeinschaft und von den nationalen Regierungen verpflichtet.⁴⁸ Der Vertrag über die Europäische Union verbietet den Regierungen oder sonstigen nationalen Einrichtungen des öffentlichen Rechts innerhalb der EU Überziehungs- oder andere Kreditfazilitäten bei der Europäischen Zentralbank sowie den Zentralbanken der Mitgliedsstaaten zu unterhalten. Des Weiteren ist der EZB der direkte Erwerb von staatlichen Schuldtiteln von Staaten (Primärmarkt) untersagt.⁴⁹ Jedoch können die privaten Geschäftsbanken die Schuldtitel des Staates kaufen und an die EZB weiterverkaufen (Sekundärmarkt).

Das oberste Ziel der EZB ist nach Artikel 105 des Vertrags über die Europäische Union, die Preisstabilität in der EWU zu gewährleisten. Die EZB kooperiert dabei mit den nationalen Zentralbanken des Eurosystems. Die Wirtschaftspolitik der EU-Länder kann durch die EZB nur soweit unterstützt werden, als das Ziel der Preisstabilität nicht beeinträchtigt wird.⁵⁰ Durch diese beiden Artikel soll die Möglichkeit der direkten Monetarisierung von Staatsschulden unterbunden werden. Durch das primäre Ziel der Preisstabilität wird die Inflationierung der Staatsschuld der Mitgliedsländer ausgeschlossen.

Ein weiterer Bestandteil des Maastricht-Vertrags war die Nichtbeistands-Klausel (No-Bailout-Klausel) in Artikel 104, die im Vertrag über die Arbeitsweise der Europäischen Union in Artikel 125 (AEUV) niedergelegt ist. Der Vertrag schließt aus, dass bei Schulddienstausfall eines Mitgliedslandes die anderen Mitgliedsländer für dessen Schulden haften. Gemeinsam mit dem Stabilitäts- und Wachstumspakt (u. a. 3 %-Regel für übermäßige Defizite und der 60 %-Grenze der Schuldenquote) sollte so sichergestellt werden, dass von hohen Budgetdefiziten einzelner Länder keine negativen Externalitäten z. B. Zinsniveausteigerungen auf andere Mitgliedsländer ausgehen. Wie nicht erst die europäische Staatsschuldenkrise demonstriert hat, kam es bereits im Vorfeld mehrfach zu Verletzungen der Kriterien des Stabilitäts- und Wachstumspaktes.

⁴⁸Vgl. Europäische Gemeinschaft (1992), S. 15.

⁴⁹Vgl. Europäische Gemeinschaft (1992), S. 12.

⁵⁰Vgl. Europäische Gemeinschaft (1992), S. 14.

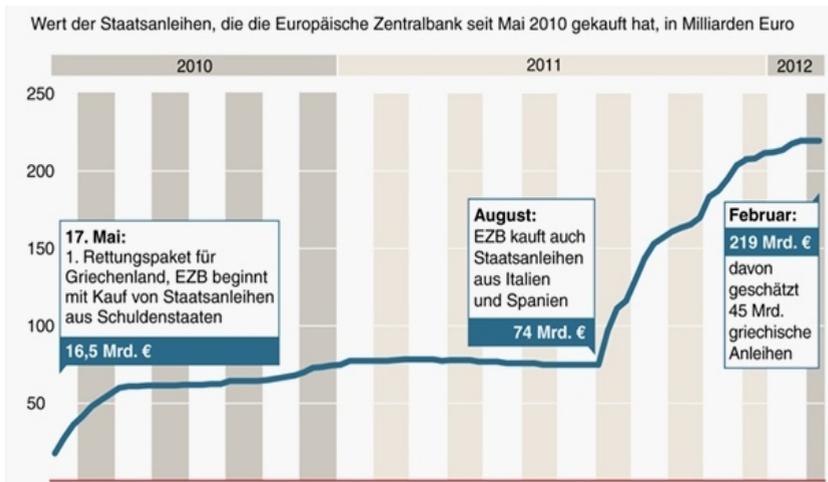


Abbildung 3.4: Staatsanleihenkäufe der EZB

Quelle: Europäische Zentralbank.

Die Niedrigzinspolitik und die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen (Quantitative Easing) nicht nur der Europäischen Zentralbank in den vergangenen drei Jahren haben die Notenbankbilanzen stark ausgeweitet und die Zinsen von Staatsanleihen in den Kernländern der EWU niedrig gehalten. Allerdings hat die EZB mit dem Erwerb von Staatsanleihen der Krisenstaaten im Rahmen des Programms für die Wertpapiermärkte (Securities Markets Programme) am Sekundärmarkt in Höhe von rund 219 Mrd. Euro bis Anfang 2012 ihr Mandat deutlich überschritten. Begründet wurde das Vorgehen mit der Gewährleistung der Tiefe und Liquidität gestörter Marktsegmente und der Wiederherstellung der ordnungsgemäßen Funktionsfähigkeit des geldpolitischen Transmissionsmechanismus.⁵¹ Darüber hinaus wurde kontinuierlich das Verzeichnis der notenbankfähigen Sicherheiten ausgeweitet und so die Kriterien für hinterlegungsfähige Sicherheiten herabgesetzt. Dies wird auch als Qualitative Easing (qualitative Lockerung) bezeichnet.⁵² Als problematisch müssen insbesondere die staatlich garantierten Bankanleihen betrachtet werden. Vor allem Finanzinstitute im Süden der EWU und Irland stellen dieses Instrument als Sicherheit für Zentralbankgeld. Eine Schätzung geht von einem Volumen von rund 100 Mrd. Euro aus.⁵³ Die Krisenstaaten können

⁵¹Vgl. Europäische Zentralbank (2010), S. 63–79.

⁵²Vgl. Vollmer (2011), S. 538.

⁵³Vgl. Brendel et al. (2012), Artikel vom 07.01.2012.

dieses Instrument de facto für ihre Defizitfinanzierung nutzen. Die Banken emittieren Anleihen, die vom jeweiligen Staat garantiert werden und reichen diese als Sicherheit an die EZB weiter. Mit dem Geld von der Zentralbank können diese wiederum Staatsanleihen erwerben und so die Staatsverschuldung finanzieren.

Im Dezember 2011 beschloss die EZB das Angebot an Refinanzierungsmöglichkeiten für die Geschäftsbanken auszuweiten, um die negativen Auswirkungen der anhaltenden Spannungen in einigen Finanzsegmenten des Eurogebiets auf die geldpolitische Transmission zu vermeiden und die Kreditvergabe an die Wirtschaft zu unterstützen.⁵⁴ Zwei Refinanzierungsgeschäfte (Mengentender mit Vollzuteilung) zu jeweils 36 Monate Laufzeit wurden geplant. Das erste Refinanzierungsgeschäft wurde Ende Dezember 2011 durchgeführt und hatten ein Volumen von 489 Mrd. Euro. Das Zweite folgte Ende Februar 2012 und umfasste 530 Mrd. Euro. Mittels der beiden Dreijahrestender hat die EZB dem Bankensystem im Euroraum über eine Billion Euro Zentralbankengeld zur Verfügung gestellt. Der Nettoeffekt auf die umlaufende Geldmenge ist aber geringer, da die Kreditinstitute zum Teil kurzfristige EZB-Kredite durch den 3-Jahres-Mengentender ersetzen. Um die Liquiditätssituation der Banken zu entspannen, wurde zudem der Mindestreservesatz von 2 % auf 1 % gesenkt. Der Bankensektor nutzte die expansive Geldpolitik, um u. a. Staatsschuldtitel zu kaufen. In der Folge stiegen insbesondere die Kurse der südeuropäischen Staatsanleihen (z. B. Italien und Spanien) und die Refinanzierungskosten der verschuldeten Euro-Länder gingen erheblich zurück. Gleichzeitig konnte die EZB ihr Staatsanleihenkaufprogramm seit Jahresbeginn deutlich zurückfahren.

Ein für Deutschlands Staatsverschuldung bedeutendes Problem resultiert aus den Forderungen der Deutschen Bundesbank gegenüber dem Eurosystem und den dahinterstehenden nationalen Zentralbanken im Rahmen des innereuropäischen Zahlungssystems TARGET2. Target2-Salden sind Verbindlichkeiten der einzelnen Notenbanken der EWU gegenüber dem europäischen Zentralbankensystem (Eurosystem).⁵⁵ Die Target2-Verbindlichkeit eines Eurolandes entspricht dem Teil der Kreditvergabe einer nationalen Notenbank, der nicht zur Bereitstellung der nationalen Zentralbankgeldmenge dient. Staaten mit negativen Target2-Salden (z. B. Griechenland, Italien, Portugal und Spanien) verwenden die Target2-

⁵⁴Vgl. Europäische Zentralbank (2011), S. 8–10.

⁵⁵Vgl. Sinn und Wollmershäuser (2011), S. 10 f.

Verbindlichkeiten für den Erwerb von Gütern und Vermögenswerten im Ausland über das Eurosystem.

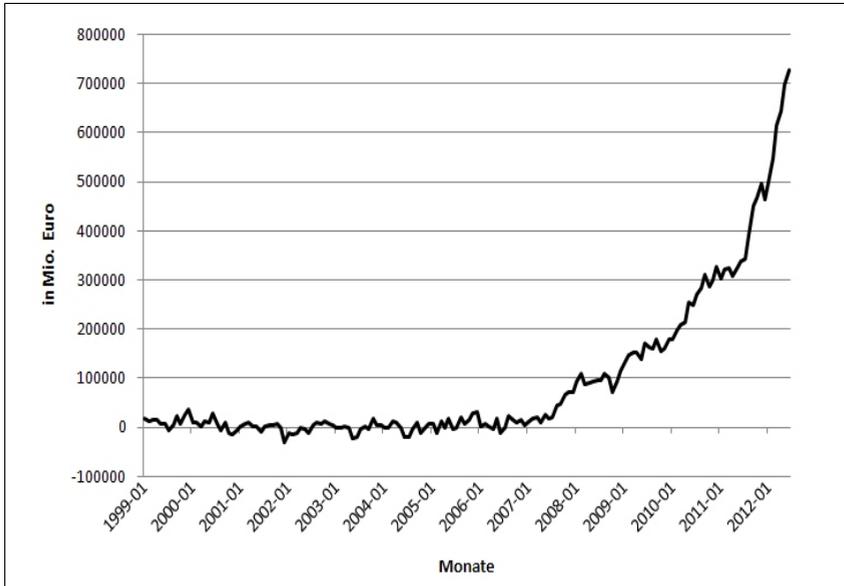


Abbildung 3.5: Target2-Forderungen der Deutschen Bundesbank

Quelle: Deutsche Bundesbank.

Demnach finanzieren die Defizitländer über das Target2-System einen Teil ihrer Leistungsbilanzdefizite und Staatsverschuldung. Zugleich wird der Kapitalexport ("Kapitalflucht") der privaten Wirtschaftssubjekte vor allem nach Deutschland, Großbritannien und in die Schweiz kompensiert. Damit fand "de facto ein gewaltiger Bailout statt, eine fiskalische Kreditgewährung".⁵⁶ Als Ausgleich erhalten die Staaten mit positiven Salden (im Wesentlichen Deutschland) Forderungen gegenüber dem Eurosystem. Wie in Abbildung 3.5 zu sehen ist, summieren sich die Forderungen der Deutschen Bundesbank seit dem Jahr 1999 bis Ende Juni 2012 auf rund 729 Mrd. Euro. Bei Insolvenz einzelner Länder des Euroraums mit negativen Salden kommen auf die Bundesbank als Teil des Eurosystems und somit letztendlich auf die Bundesrepublik Deutschland hohe Belastungen zu.

⁵⁶Vgl. Sinn und Wollmershäuser (2011), S. 2.

Kapitel 4

Staatsverschuldung und finanzielle Repression

Neben der Möglichkeit der Inflationierung der Staatsverschuldung besteht für die Regierungen das Instrument der financial repression (finanzielle Repression), um die Verschuldung zu senken bzw. das Schuldenwachstum zu begrenzen. Unter diesem Begriff werden Maßnahmen subsumiert, die Kapitalanleger dazu animiert, Staatsschuldtitel mit geringer Verzinsung zu erwerben. Dabei wird möglichst ein Zinsniveau unterhalb der Inflationsrate angestrebt, um die Finanzierungskosten der Staatsschuld zu minimieren. Nach Reinhart und Sbrancia (2011) umfasst die finanzielle Repression folgende Instrumente:⁵⁷

- Beschränkungen der Zinshöhe von Staatspapieren durch Festlegung von Höchstzinssätzen,
- Direkte oder indirekte Eingriffe des Staates in das Bankensystem,
- Direkte Kreditvergaben von Renten- und Versicherungsfonds an Staatsregierungen,
- Einengung des Anlagespektrums durch die Verabschiedung von Anlagevorschriften für institutionelle Kapitalmarktteilnehmer (z. B. Versicherungen und Pensionskassen),
- Einführung von Kapitalverkehrsbeschränkungen und -kontrollen.

⁵⁷Vgl. Reinhart und Sbrancia (2011), S. 6.

Regulierungen für Kapitalanlagegesellschaften und Versicherungen führen dazu, dass diese mehr Staatsanleihen in den Portfolios halten als es dem Rendite-Risiko-Profil ohne Anlagevorschriften entspräche. Die Staaten können Banken verstaatlichen und dazu anhalten, Staatsanleihen zu kaufen. Die Eigenkapitalregeln nach Basel II bevorzugen den Erwerb von staatlichen Schuldtiteln, da im Vergleich zu anderen Wertpapieren (z. B. Unternehmensanleihen) keine Unterlegung mit Eigenkapital gefordert ist. Diese Instrumente der Repression erleichtern den Staaten Anleihen am Primärmarkt zu emittieren. Der finanzielle Entlastungseffekt kommt durch negative Realzinsen zum Tragen. So können Zinsobergrenzen festgelegt werden oder die Zentralbank angehalten werden, eine Niedrigzinspolitik zu verfolgen.

Diese Maßnahmen tragen dazu bei, dass die Staaten Schuldtitel am Kapitalmarkt emittieren können, die geringer verzinst werden als es dem Risikoprofil entspricht. In Kombination mit höheren Inflationsraten, die zu negativen Realzinsen führen, ermöglicht die Strategie der finanziellen Repression zum einen die Finanzierungskosten der Staatsschuld niedrig zu halten und zum anderen den Realwert der Staatsschuld zu reduzieren. Eine Umverteilung von den privaten Gläubigern zum Schuldner Staat findet statt. Dies entspricht einer finanziellen Repressionssteuer.⁵⁸

Aus Abbildung 4.1 wird deutlich, dass Repressionsmaßnahmen kein neues Instrument der verschuldeten Regierungen darstellen. Sowohl in den Schwellenländern als auch in den Industrieländern fanden Mittel der "weichen" Restrukturierung von Staatsschulden Anwendung. Vor allem nach Kriegen, die mit einer hohen Verschuldung einhergingen, und während Schuldenkrisen einiger Schwellenländer Ende der 1980er Jahre trugen die beschriebenen Instrumente zur deutlichen Senkung der Staatsschuld bei. Gemeinsam mit der Inflation konnten die Staatsschuldenquoten nach Krisen nahezu halbiert werden. Als wichtiges Beispiel führen Reinhart und Sbrancia die USA und Großbritannien nach dem II. Weltkrieg an. In den Jahren 1945 bis 1980 wurde mittels negativer realer Zinsen die Staatsschuldenlast um 3 % bis 4 % vom BIP pro Jahr abgebaut.⁵⁹ Gegenwärtig tritt die Politik der finanziellen Repression in den Industriestaaten auf, die besonders von der Finanz- und Wirtschaftskrise betroffen waren. Zu diesen zählen erneut die USA und Großbritannien.

⁵⁸Vgl. Reinhart und Sbrancia (2011), S. 19.

⁵⁹Vgl. Reinhart und Sbrancia (2011), S. 38.

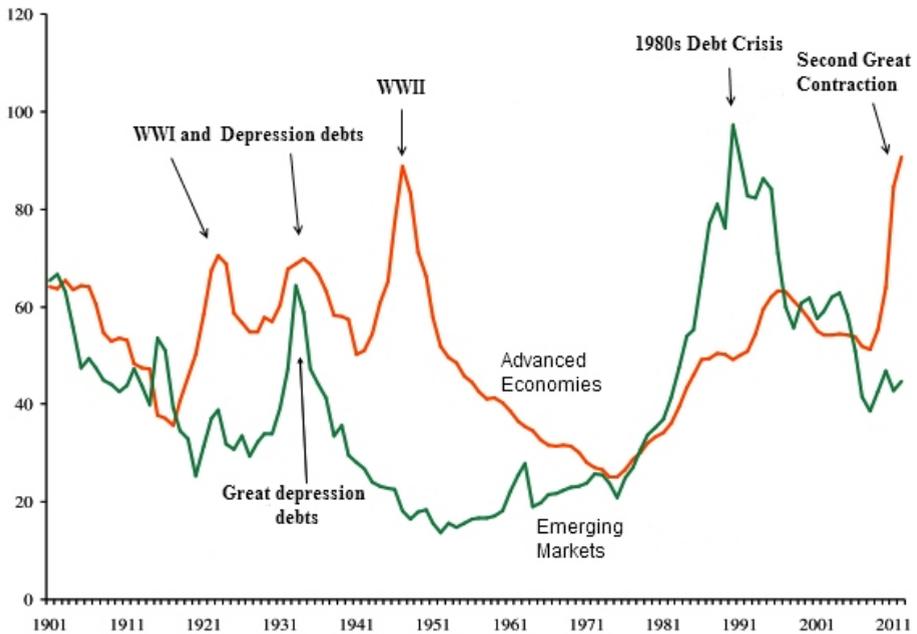


Abbildung 4.1: *Finanzielle Repression in OECD- und Schwellenländern im Zeitraum 1901 bis 2011*

Quelle: Reinhart und Sbrancia (2011), S. 8.

Die finanzielle Repression kann als eine "weiche" und zugleich für die Wirtschaftssubjekte weniger öffentliche Form der Restrukturierung der Staatsschuld charakterisiert werden. Die Erklärung des Staatsbankrotts, die Restrukturierung der Staatsschuld mittels einer erzwungenen Umschuldungen ("Haircut") oder die Inflationierung sind mögliche Alternativen. Daneben besteht zudem der Weg, die Staatsverschuldung über ein starkes Wirtschaftswachstum oder über eine Konsolidierung des Staatshaushaltes (Ausgabenkürzungen und Steuererhöhungen) abzubauen. Die beiden zuletzt angeführten Wege sind mit einem langen Zeithorizont verbunden, wobei Konsolidierungsmaßnahmen nur schwer gegen den Widerstand breiter Schichten der Bevölkerung durchzusetzen sind.

Die Wirksamkeit von Repressionsmaßnahmen hängt u. a. davon ab, wie die Wirtschaftssubjekte langfristig die Geldwertstabilität einschätzen und inwieweit die Gläubiger der Staatsschuldtitel von der Bonität des Staates überzeugt sind. Wie

die europäische Staatsschuldenkrise demonstriert hat, wird der Zusammenhang zwischen Staatsverschuldung und zu zahlenden Zinsen neben dem Angebot und der Nachfrage nach Schuldtiteln des Staates auch vom Vertrauen in die Zahlungswilligkeit und Zahlungsfähigkeit determiniert. Je größer das Vertrauen in die Zahlungsfähigkeit und -willigkeit des Staates ist, desto niedriger werden die Zinsforderungen der Anleger sein.⁶⁰ Regierungen, die das Vertrauen der Anleger verloren haben, können vollständig vom Kapitalmarkt abgeschnitten sein (siehe Griechenland). Liegen die Schuldtitel des Staates zudem überwiegend in den Depots ausländischer Investoren, ist der Einfluss der Regierung auf das Finanzsystem und das Anlageverhalten der institutionellen Investoren begrenzt.

Einige Elemente der Strategie der finanziellen Repression wurden im Verlauf der europäischen Staatsschuldenkrise bereits umgesetzt. So beinhaltet der Hebel in der Europäischen Finanzstabilisierungsfazilität (EFSF) die Beteiligung von institutionellen Investoren am Euro-Rettungsschirm. Im Rahmen von Basel III wird Staatsanleihen ein geringeres Risiko beigemessen als anderen Anlageformen. Banken müssen diese Aktiva nicht mit Eigenkapital unterlegen. Die Notenbanken belassen die Leitzinsen auf einem Niveau deutlich unterhalb der Inflationsraten und senken damit die Refinanzierungskosten der Staaten. Zudem erwirbt nicht nur die EZB Staatsanleihen und senkt deren Renditen. Damit verbunden ist die Einschränkung des Informationsgehalts der Anleihekurse und die Loslösung der Renditen vom eingegangenen Risiko als typische Indikatoren für ein Regime finanzieller Repression.⁶¹

⁶⁰Vgl. Ketterer (1984), S. 26–30.

⁶¹Vgl. Reinhart und Sbrancia (2011), S. 47.

Kapitel 5

Ökonometrische Methoden

5.1 Stationarität und Integration

Ein stationärer Prozess zeichnet sich u. a. dadurch aus, dass er keinen Trend aufweist, das heißt er schwankt um einen konstanten Erwartungswert. Ein schwach stationärer Prozess erfüllt drei wesentliche Eigenschaften:

- Mittelwertstationarität
- Varianzstationarität
- Kovarianzstationarität.

Mittelwertstationarität bedeutet, dass der Erwartungswert des Prozesses konstant ist und die Zeitreihe um diesen konstanten Wert schwankt. Die Zeitreihe besitzt kein deterministisches trendmäßiges Verhalten. Die Varianzstationarität besagt, dass die betrachtete Variable eine endliche und zeitkonstante Varianz aufweist. Kovarianzstationarität bedeutet, dass vergangene Realisationen der Variable auf den gegenwärtigen Verlauf immer weniger Einfluss nehmen.⁶²

⁶²Vgl. Eckey et al. (2004), S. 227.

Ein stationärer Prozess kann als rein nicht-deterministischer ARMA-Prozess unter der Berücksichtigung des Satzes von Wold⁶³ wie folgt dargestellt werden:

$$(5.1) \quad x_t = \mu + \Psi(L)u_t.$$

In dieser Darstellung ist x_t eine stochastische Zufallsvariable, u_t weißes Rauschen, μ der Erwartungswert und $\Psi(L)$ ein $MA(\infty)$ Polynom mit L als Lag-Operator, $\sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j^2 < \infty$. Diese typische ARMA-Darstellung besitzt die zwei folgenden Eigenschaften:

- $\mathbf{E}[x_t] = \mu$
- $\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbf{P}_t x_{t+h} = \mu,$

mit \mathbf{E} als Erwartungswert und \mathbf{P} als Wahrscheinlichkeit. Diese Eigenschaften implizieren, dass der Prozess langfristig einen konstanten Mittelwert besitzt. Jede Abweichung von diesem Mittelwert ist nur temporär und transitorisch.⁶⁴ Die meisten ökonomischen Zeitreihen besitzen einen Trend, wodurch die Zeitreihe langfristig entweder zunimmt oder abnimmt.⁶⁵ Dies stellt eine Verletzung der Eigenschaften eines schwach stationären Prozesses dar und die Zeitreihe ist nicht stationär.

Um den nichtstationären Prozess in einen stationären zu überführen, können zwei verschiedene Ansätze herangezogen werden. Beim ersten Verfahren wird μ durch eine Funktion der Zeit ersetzt: $\mu(t)$. Oft ist dies eine einfache lineare Funktion, z. B. $\mu(t) = \alpha + \delta t$. Die Gleichung (5.1) wird dann wie folgt umgestellt:

$$(5.2) \quad x_t = \underbrace{\alpha + \delta t}_{\text{linearer Trend}} + \Psi(L)T_t.$$

Gleichung (5.2) stellt einen trendstationären Prozess dar.⁶⁶ Die trendstationären, stochastischen Prozesse besitzen keinen konstanten Mittelwert. Durch den deterministischen Trend kommt es zu Schwankungen des Mittelwerts und somit zur

⁶³Der Satz von Wold besagt, dass zu jedem regulären, stationären Prozess x_t ein weißes Rauschen u_t existiert, so dass x_t ein $MA(\infty)$ -Prozess bezüglich u_t ist. Für ein detailliertere Darstellung siehe Neusser (2009), S. 65 f.

⁶⁴Vgl. Neusser (2009), S. 99.

⁶⁵Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 137.

⁶⁶Vgl. Neusser (2009), S. 99.

Verletzung der ersten Bedingung eines schwach stationären Prozesses (Mittelwertstationarität).⁶⁷

Die zweite Möglichkeit einen nicht stationären Prozess in einen stationären zu transformieren, ist die d -malige Differenzierung der Zeitreihe. Wenn durch eine d -malige Anwendung der Differenzenbildung auf eine Zeitreihe x_t , diese zur Stationarität transformiert wird, dann ist x_t ein integrierter Prozess der Ordnung d , $x_t \sim I(d)$. In diesem Fall spricht man von einem differenzstationären Prozess. Solche Prozesse beinhalten einen stochastischen Trend, was eine instationäre Varianzkomponente als Summe der Zufallseinflüsse der Vergangenheit bedeutet. Dadurch strebt die Varianz im Zeitablauf gegen unendlich. Als Beispiel dient der Random Walk (auch Irrfahrtsprozess):

$$(5.3) \quad x_t = x_{t-1} + u_t.$$

Der Random Walk schwankt im Zeitablauf um seinen Erwartungswert, der auch gleichzeitig der Startwert ist. Er besitzt jedoch keine Tendenz zur Rückkehr zum Startpunkt. Aufgrund seines zeitkonstanten Erwartungswertes verstößt der Irrfahrtsprozess nicht gegen die Mittelwertstationarität. Er verletzt aber die Varianzstationarität, weil die Varianz proportional zur Zeit wächst. Der Random Walk ist somit nichtstationär. Durch die oben schon erwähnte Differenzenbildung kann der Random Walk in einen stationären Prozess transformiert werden. Wenn bei einmaliger Anwendung der Differenzenbildung ein stationärer Prozess entsteht, dann wird Gleichung (5.3) zu:

$$(5.4) \quad \Delta x_t = x_t - x_{t-1} = u_t.$$

Wenn x_t durch einmalige Differenzenbildung zu einem stationären Prozess überführt werden kann, dann ist x_t ein integrierter Prozess der Ordnung 1, $I(1)$.⁶⁸

⁶⁷Vgl. Nastansky (2008b), S. 22 f.

⁶⁸Vgl. Nastansky (2008b), S. 22 f.

Test auf Integration

Für die Prüfung, ob eine Zeitreihe stationär ist, kann ein sogenannter Einheitswurzeltest herangezogen werden. Im Folgenden werden der Dickey-Fuller-Test (DF-Test) und der erweiterte (augmented) Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) beschrieben. Beim DF-Test wird die zu testende Variable wie ein AR(1)-Prozess geschrieben:

$$(5.5) \quad x_t = \rho x_{t-1} + u_t.$$

Wenn ρ nicht signifikant von 1 verschieden ist, folgt x_t offenbar einem Random-Walk-Prozess, der nichtstationär ist. Die Annahme der Nichtstationarität bildet die Nullhypothese des DF-Tests. Der DF-Test basiert auf folgender Gleichung:

$$(5.6) \quad \Delta x_t = \delta x_{t-1} + u_t,$$

welche äquivalent zu Gleichung (5.5) ist. Durch Umformung entsteht Gleichung

$$(5.7) \quad x_t = (1 + \delta)x_{t-1} + u_t,$$

wodurch der Parameter ρ aus Gleichung (5.5) gleich $(1 + \delta)$ ist. Der DF-Test überprüft nun die Negativität von δ , denn nur, wenn δ negativ ist, liegt ρ unter 1. Die Gleichung (5.6) kann mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS-Methode) geschätzt werden. Die Nullhypothese $H_0 : \delta = 0$ (Nichtstationarität) kann abgelehnt werden, wenn der errechnete t-Wert kleiner ist als der kritische Wert. Bei Ablehnung der Nullhypothese wird davon ausgegangen, dass die Variable x_t stationär und damit integriert der Ordnung 0 ist. Nur, wenn der errechnete t-Wert kleiner ist als der kritische Wert, ist H_0 abzulehnen. Wenn H_0 nicht abgelehnt wird, dann wird der DF-Test mit den zweiten Differenzen durchgeführt,

$$(5.8) \quad \Delta^2 x_t = \delta \Delta x_{t-1} + u_t.$$

Wenn jetzt die Nullhypothese abgelehnt werden kann, ist x_t integriert der Ordnung 1, I(1). Dann führt eine einmalige Differenzenbildung von x_t zu einem stationären Prozess.

Ein großes Problem des DF-Tests entsteht, wenn die Störterme u_t der Regression autokorreliert sind, was zu erwarten ist, falls x_t keinem Random Walk, sondern einem komplexen ARIMA-Prozess folgt. In diesem Fall ist der augmented Dickey-Fuller-Test anzuwenden. Beim ADF-Test werden weitere endogene Variablen als Regressoren eingeführt. Die Durchführung der Regression

$$(5.9) \quad \Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t$$

erfolgt mithilfe der OLS-Methode unter der Annahme, dass u_t die Eigenschaften von weißem Rauschen erfüllt. Die kritischen Werte des ADF-Tests sind fast identisch zu denen des DF-Tests und werden mit den t-Werten für δ verglichen. Die Nullhypothese ist wie beim DF-Test die Nichtstationarität.⁶⁹

5.2 Kointegration

Bei der Untersuchung von stationären Variablen kann es zu einem Problem mit der ökonomischen Theorie kommen, weil diese meist auf die ursprünglichen Werte einer Zeitreihe Bezug nimmt, welche in der Regel nichtstationär sind. Dieser Umstand macht es notwendig, die nicht transformierten Zeitreihen zu modellieren und zu analysieren. Dabei kann es zu einer Scheinregression⁷⁰ zwischen den Variablen kommen, wenn diese integriert sind. Eine Interpretation der geschätzten Koeffizienten wird durch den Umstand der Scheinregression erschwert. Eine Möglichkeit das Problem der Scheinregression zu umgehen, ist gegeben, wenn die Variablen kointegriert sind.⁷¹ Kointegrierte Prozesse lassen meist eine direkte ökonomische Interpretation zu, deswegen sind kointegrierte Zeitreihen von zentraler Bedeutung in der ökonometrischen Analyse von Zeitreihen. Im Falle der Kointegration der beiden Zeitreihen existiert eine stationäre Linearkombination beider Variablen.⁷²

⁶⁹Vgl. Eckey et al. (2004), S. 234–237.

⁷⁰Scheinregression beschreibt einen sachlogisch nicht begründbaren Zusammenhang zwischen zwei Merkmalen. Hervorgerufen werden kann dieser Zusammenhang durch ausgeprägte Trendverläufe oder gleiche periodische Schwankungen.

⁷¹Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 179–182.

⁷²Vgl. Neusser (2009), S. 211.

Bei der Untersuchung von differenzstationären Prozessen wird durch die Differenzenbildung der langfristige Bezug eines möglichen gemeinsamen Trends herausgefiltert. Um diesem Problem Rechnung zu tragen, wird die Möglichkeit der Kointegrationsanalyse genutzt. Das Konzept der Kointegration geht auf die Arbeit von Engle und Granger (1987) zurück. Unter anderem für diese Leistung erhielten die Autoren im Jahr 2003 den Nobelpreis für Wirtschaftswissenschaften.⁷³ Ein großer Vorteil der Kointegrationsanalyse ist, dass die Kointegrationsbeziehung mit der OLS-Methode geschätzt werden kann. Ein weiterer Vorteil der Kointegrationsanalyse, welcher auch zur raschen Verbreitung dieser Methode beigetragen hat, ist, dass sie durch die statistische Gleichgewichtsbeziehung mit dem ökonomischen Gleichgewichtsgedanken einhergeht.⁷⁴

Definition und Eigenschaften

Kointegrierte Prozesse zeichnen sich dadurch aus, dass zwei oder mehrere $I(1)$ -Variablen einem oder mehreren langfristig stabilen, gemeinsamen Trends folgen. Die Zeitreihen können jede für sich kurzfristig von diesem Trend abweichen. Diese Abweichungen sind jedoch nur temporär und transitorisch. Dieses statistische Gleichgewicht kann als langfristige, ökonomische Beziehung interpretiert werden.⁷⁵

Die Komponenten eines k -dimensionalen Vektors \mathbf{x} sind kointegriert von der Ordnung (d, c) , $\mathbf{x} \sim CI(d, c)$, wenn alle Komponenten integriert der Ordnung d sind und es eine Linearkombination z dieser Variablen gibt. Die Linearkombination muss integriert der Ordnung $d - c$ sein, wobei $d \geq c > 0$ gilt. Das heißt zwei Variablen sind kointegriert, wenn $\beta' \mathbf{x} = z \sim I(d - c)$ gilt. β bezeichnet den Kointegrationsvektor. Die Zahl der linear unabhängigen Kointegrationsvektoren wird als Kointegrationsrang r bezeichnet. Zusammengefasst ergeben diese die Spalten der Kointegrationsmatrix \mathbf{B} mit $\mathbf{B}' \mathbf{x}_t = \mathbf{z}_t$. Der Kointegrationsrang muss kleiner als die Anzahl der Variablen im Vektor \mathbf{x}_t sein und größer als Null, damit wenigstens eine kointegrierende Beziehung zwischen den $I(1)$ -Variablen besteht ($0 < r < k$). Ist $r = 0$, dann gibt es keine kointegrierende Beziehung und das System in den ersten Differenzen ist das korrekte Modell. Im Fall $r = k$ besteht das System aus k stationären Variablen. Für den $(k \times 1)$ Vektor \mathbf{x}_t existiert auch eine Fehlerkor-

⁷³Vgl. Winker (2010), S. 281 f.

⁷⁴Vgl. Neusser (2009), S. 182.

⁷⁵Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 183.

rekturdarstellung, wenn \mathbf{x} kointegriert der Ordnung $I(1,1)$ ist. Die Fehlerkorrekturdarstellung hat, aufbauend auf der autoregressiven Darstellung $\mathbf{A}(L)\mathbf{x}_t = \mathbf{u}_t$, folgenden Ausdruck:

$$(5.10) \quad \mathbf{A}(L)(1-L)\mathbf{x}_t = -\mathbf{\Gamma}z_t + \mathbf{u}_t,$$

mit $\mathbf{A}(1) = \mathbf{\Gamma}\mathbf{B}'$. Die beiden $(k \times r)$ Matrizen $\mathbf{\Gamma}$ und \mathbf{B} sind vom Rang r und $z_t = \mathbf{\Gamma}\mathbf{x}_t$ ist ein $(r \times 1)$ Vektor mit $I(0)$ Variablen. Es existieren dann entsprechend dem Rang der Matrizen $\mathbf{\Gamma}$ und \mathbf{B} , r linear unabhängige Kointegrationsvektoren und auch $k-r$ unabhängige stochastische Trends.⁷⁶

Eine kointegrierende Beziehung zwischen x_t und y_t kann wie folgt dargestellt werden, wenn beide einem gemeinsamen Trend w_t folgen und dieser als Random Walk modelliert wird:

$$(5.11) \quad w_t = w_{t-1} + u_t,$$

wobei u_t weißes Rauschen ist. x_t und y_t können jeweils als kointegrierte $I(1)$ -Prozesse geschrieben werden:

$$(5.12) \quad \begin{aligned} y_t &= bw_t + \tilde{y}_t & \text{mit } \tilde{y}_t &\sim I(0), \\ x_t &= w_t + \tilde{x}_t & \text{mit } \tilde{x}_t &\sim I(0). \end{aligned}$$

Aus den beiden stationären Gleichungen (5.12) kann die Linearkombination $z_t = y_t - bx_t = \tilde{y}_t - b\tilde{x}_t$ abgeleitet werden, die wieder stationär ist und somit eine Kointegrationsbeziehung darstellt.

Das Beispiel zeigt die Definition einer Kointegrationsbeziehung bei zwei Variablen. Im Weiteren soll Kointegration bei mehr als zwei Variablen dargestellt werden. Es wird von drei $I(1)$ -Variablen $x_i, i = 1,2,3$ ausgegangen. Dementsprechend sind zwei unabhängige Kointegrationsbeziehungen möglich, z. B.:

$$(5.13) \quad \begin{aligned} x_{1,t} &= b_2x_{2,t} + z_{1,t}, & b_2 &\neq 0, \\ x_{2,t} &= b_3x_{3,t} + z_{2,t}, & b_3 &\neq 0. \end{aligned}$$

⁷⁶Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 183 f.

Obwohl β_1 und β_2 linear unabhängig sind, lässt sich daraus eine Linearkombination mit Kointegrationsvektoren für $\mathbf{x}' = [x_1 \ x_2 \ x_3]$ bilden, der alle drei Variablen umfasst:

$$(5.14) \quad \beta_\gamma = \gamma\beta_1 + (1 - \gamma)\beta_2 = \begin{bmatrix} \gamma \\ 1 - \gamma(1 + b_2) \\ -(1 - \gamma)b_3 \end{bmatrix}, 0 \leq \gamma \leq 1.$$

Daraus kann der Kointegrationsraum mit der Dimension 2, $r = 2$ abgeleitet werden.⁷⁷

Die Darstellung der Kointegrationsbeziehung gestaltet sich dennoch als schwierig, weil es beliebig viele Basen gibt. Es kommt zu dem in der Ökonometrie bekannten Identifikationsproblem, das nur durch zusätzliche a-priori-Restriktionen gelöst werden kann. Wenn ein System aus 3 I(1)-Variablen zwei Kointegrationsbeziehungen besitzt, dann muss es genau einen stochastischen Trend geben, ansonsten wäre eine paarweise Kointegration zwischen x_1 und x_2 , x_2 und x_3 sowie x_1 und x_3 nicht möglich. Beim Vorhandensein von zwei stochastischen Trends im System gibt es nur eine Kointegrationsbeziehung und demnach kann der Kointegrationsvektor nach gewählter Normierung eindeutig bestimmt werden, z. B. $[1 - \tilde{b}_2x_{2,t} - \tilde{b}_3x_{3,t}]$. Die langfristige Gleichgewichtsbeziehung ist dann $x_{1,t} = \tilde{b}_2x_{2,t} + \tilde{b}_3x_{3,t}$. Das bedeutet, dass ein Vektor von k I(1)-Variablen kointegriert ist mit dem Rang r , wenn es genau r linear unabhängige Kointegrationsvektoren gibt ($\beta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, r$). Die Kointegrationsvektoren lassen sich zu der Kointegrationsmatrix \mathbf{B} zusammenfassen:

$$(5.15) \quad \mathbf{B}' = [\beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_r]$$

und die Abweichungen von den r statistischen Gleichgewichten $\mathbf{z}' = [z_1 z_2 \dots z_r]$ ergeben

$$(5.16) \quad \mathbf{B}'\mathbf{x}_t = \mathbf{z}_t.$$

Es existieren genau $k - r$ gemeinsame stochastische Trends für den Fall, dass das Modell nur aus I(1)-Variablen besteht. Es gilt, dass der Kointegrationsrang kleiner sein muss als die Anzahl der I(1)-Variablen im System ($r < k$). Wenn diese

⁷⁷Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 183–188.

Bedingung verletzt ist, wäre die Matrix \mathbf{B} invertierbar und $\mathbf{x}_t = \mathbf{B}'^{-1}\mathbf{z}_t$ als Linearkombination der stationären Prozesse wäre ebenfalls stationär, was einen Widerspruch zur $I(1)$ -Annahme darstellt. Wenn $r = k - 1$, dann bestehen zwischen den Komponenten von \mathbf{x}_t paarweise Kointegrationsbeziehungen, aufgrund des gemeinsamen stochastischen Trends.⁷⁸

5.3 Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM)

Wie im vorherigen Abschnitt gezeigt wurde, können in einem k -dimensionalen Spaltenvektor \mathbf{x}_t , 0 bis maximal $k - 1$ Kointegrationsbeziehungen existieren. Ein Einzelgleichungsansatz kann jedoch maximal eine Kointegrationsbeziehung unterstellen. Wenn in dem System aber mehr als zwei $I(1)$ -Variablen untersucht werden, muss ein Verfahren herangezogen werden, mit dem mehr als eine Kointegrationsbeziehung analysiert werden kann. Die Kointegrationsanalyse mit mehr als zwei $I(1)$ -Variablen kann mithilfe des von Søren Johansen (1988) entwickelten Kointegrationstests, welcher auf dem Vektor-Fehlerkorrektur Ansatz beruht, erfolgen.⁷⁹

Zuerst soll ein Vektor-Autoregressiver Prozess (VAR(p)) herangezogen werden, um die lineare Beziehung der k nichtstationären Variablen zu beschreiben:

$$(5.17) \quad \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Phi}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{u}_t.$$

Dabei stellt $\boldsymbol{\mu}$ einen $(k \times 1)$ Vektor der Konstanten, \mathbf{x}_t einen $(k \times 1)$ Vektor der stochastischen Variablen, $\boldsymbol{\Phi}_i$ eine $(k \times k)$ Matrix der Autoregressionsparameter und \mathbf{u}_t einen $(k \times 1)$ Vektor der reinen Zufallsvariablen dar. Die Zeit wird durch $t = 1, 2, \dots$ repräsentiert und k ist die Anzahl der Variablen im System. Gleichung (5.17) kann vereinfachend als VAR(1)-Modell formuliert werden:

$$(5.18) \quad \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t.$$

⁷⁸Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 181–188.

⁷⁹Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 196 f.

Es kann folgende Beziehung hergestellt werden, wenn auf beiden Seiten der Gleichung (5.18) der um eine Periode verzögerte Vektor der gemeinsam abhängigen Variablen \mathbf{x}_{t-1} abgezogen wird:

$$(5.19) \quad \mathbf{x}_t - \mathbf{x}_{t-1} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi}\mathbf{x}_{t-1} - \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t.$$

Die Gleichung (5.19) kann zusammengefasst werden als

$$(5.20) \quad \Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + ((\boldsymbol{\Phi} - \mathbf{I})\mathbf{x}_{t-1}) + \mathbf{u}_t,$$

mit \mathbf{I} als $(k \times k)$ Einheitsmatrix. Wenn Kointegration vorliegt, dann ist der Term $(\boldsymbol{\Phi} - \mathbf{I})\mathbf{x}_{t-1}$ stationär und es gibt r kointegrierende Beziehungen. Es treten also keine verzögerten Differenzen auf der rechten Seite der VAR(1) Darstellung auf.⁸⁰

Durch Reparametrisierung des in Gleichung (5.17) dargestellten vektorautoregressiven Prozesses der Ordnung p kann dieser als Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM) der Ordnung $(p - 1)$ dargestellt werden:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi}\mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{u}_t$$

(5.21) mit den Reparametrisierungsbeziehungen:

$$\boldsymbol{\Pi} = -\mathbf{I} + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Phi}_i \quad \boldsymbol{\Gamma}_i = - \sum_{i=j+1}^p \boldsymbol{\Phi}_i.$$

Die Darstellung der ersten Differenzen in Gleichung (5.21) ist äquivalent zu dem in Gleichung (5.17) gezeigten VAR(p) Modell für den Vektor \mathbf{x}_t mit den Niveauvariablen. Der Vektor \mathbf{x}_{t-1} enthält die um eine Periode verzögerten, nichtstationären Variablen. Die kurzfristige Dynamik des Systems wird durch die Matrizen $\boldsymbol{\Gamma}_i$ repräsentiert und die langfristigen Beziehungen mitsamt ihrer Gewichtungen im Modell werden in der Matrix $\boldsymbol{\Pi}$ zusammengefasst. Um die Ordnung herauszufinden, das heißt, wie viele Verzögerungen des Variablenvektors \mathbf{x}_t mit in das Modell einbezogen werden sollen, kann das Schwarz-Bayes-Informationskriterium (SBC) oder das Akaike-Informationskriterium (AIC) herangezogen werden.⁸¹

⁸⁰Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 5 f.

⁸¹Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 6.

Im System (5.21) sind im Vektor \mathbf{x}_t nur nichtstationäre (integrierte) Variablen enthalten, das bedeutet, dass $(\Phi - \mathbf{I})\mathbf{x}_{t-1}$ nur dann stationär ist, wenn die integrierten Variablen auch kointegriert sind. Dabei muss der Kointegrationsrang r kleiner sein als die Anzahl der Variablen in \mathbf{x}_t , $r < k$.⁸² Wenn Kointegration zwischen den Variablen vorliegt, dann enthält das VECM nur stationäre Größen. Im VAR(p)-Prozess sind Einheitswurzeln vorhanden. Im folgenden System liegen alle Nullstellen auf dem Einheitskreis, das bedeutet, die Lösung von z ist $|z| = 1$:

$$(5.22) \quad \det(\mathbf{I}_n - \Phi_1 z - \Phi_2 z^2 - \dots - \Phi_p z^p) = 0.$$

Der Prozess wird stabil, wenn alle Variablen stationär sind, das heißt $|z| > 1$.⁸³

Von zentraler Bedeutung bei der Untersuchung auf Kointegration ist die Matrix $\mathbf{\Pi}$. Auf der Basis der Gleichung (5.21) entwickelte Søren Johansen einen Kointegrationstest, bei dem das Ziel darin besteht, die Anzahl der Kointegrationsvektoren (Kointegrationsbeziehungen) r zwischen den k I(1)-Variablen, die im Vektor \mathbf{x}_{t-1} enthalten sind, zu bestimmen. Das bedeutet, dass der Rang der Matrix $\mathbf{\Pi}$ identisch ist mit der Anzahl der Kointegrationsbeziehungen. Die Wahrscheinlichkeit, dass die Variablen in einem vektorautoregressiven Prozess wenigstens einer gemeinsamen und stabilen langfristigen Entwicklung folgen, steigt mit der Anzahl der existierenden Kointegrationsvektoren.⁸⁴

Es können bis zu $k - 1$ linear unabhängige, kointegrierende Beziehungen in einem Vektor-Fehlerkorrekturmodell vorhandensein. Im Folgenden werden drei mögliche Fälle des Rangs von $\mathbf{\Pi}$ aufgezeigt.

Rang $\mathbf{\Pi} = 0$: Im Fall, dass der Rang der Matrix $\mathbf{\Pi}$ Null ist, existiert kein linear unabhängiger Kointegrationsvektor. Das bedeutet es besteht keine Kointegration zwischen den k Variablen in \mathbf{x}_t , und $\mathbf{\Pi}$ ist die Nullmatrix. Das VECM(p-1) (Gleichung (5.21)) stellt sich dann als ein VAR(p)-Prozess der ersten Differenzen von \mathbf{x}_t dar, weil der Term $\mathbf{\Pi}\mathbf{x}_{t-1}$ Null ist und entfällt.

⁸²Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 197 f.

⁸³Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 6 f.

⁸⁴Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 7.

- Rang $\mathbf{\Pi} = r$: In diesem Fall existieren r linear unabhängige Kointegrationsvektoren, das heißt es gibt auch r Kointegrationsbeziehungen. Gleichung (5.21) muss mit einer rangreduzierten Matrix $\mathbf{\Pi}$ geschätzt werden.
- Rang $\mathbf{\Pi} = k$: Die Matrix $\mathbf{\Pi}$ ist jetzt von vollem Rang und dadurch ist sie invertierbar, das bedeutet $\mathbf{\Pi}^{-1}$ existiert. Wenn nun Gleichung (5.21) nach \mathbf{x}_{t-1} aufgelöst wird, dann entsteht eine Linearkombination aus stationären Größen für den nichtstationären Vektor, das ergibt einen Widerspruch. Es ist möglich, die Gleichung (5.21) zu lösen, wenn in \mathbf{x}_t bereits stationäre Niveaugrößen vorliegen. Das entstehende VAR-Modell kann dann mit OLS geschätzt werden.

Ein Spezialfall entsteht, wenn die Matrix $\mathbf{\Pi}$ den Rang 1 hat. Es existiert dann genau eine kointegrierende Beziehung zwischen den k Variablen. Der kointegrierende Vektor kann dann zwar eindeutig bestimmt werden, jedoch ist das Modell dann nur in eine Richtung stabil und kann sich mit $(k - 1)$ stochastischen Trends entwickeln. Das lässt die Schlussfolgerung zu, dass die Stabilität des Systems mit der Anzahl der kointegrierenden Vektoren wächst. Eine Ausnahme ergibt sich, wenn die Matrix $\mathbf{\Pi}$ von vollem Rang ist, denn dann tritt das oben beschriebene Problem auf. Die k Variablen von \mathbf{x}_{t-1} bilden nur stationäre Linearkombinationen, wenn die Matrix $\mathbf{\Pi}$ von reduziertem Rang ist, die Variablen in \mathbf{x}_{t-1} integriert der Ordnung eins sind und $\Delta \mathbf{x}_t$ vektorstationär ist.⁸⁵

⁸⁵Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 7 f.

5.4 Johansen-Verfahren

Zur Ermittlung des Kointegrationsrangs kann das von Søren Johansen (1988) entwickelte Verfahren benutzt werden. Der Ansatz von Johansen beruht auf der Maximum-Likelihood-Methode.⁸⁶ Es wird die Hypothese der Kointegration mittels des Rangs der Matrix $\mathbf{\Pi}$ überprüft sowie ein damit verbundenes Eigenwertproblem. Die Matrix $\mathbf{\Pi}$ kann wie folgt zerlegt werden, wenn ihr Rang kleiner als die Anzahl der Variablen im Vektor \mathbf{x}_t ist:

$$(5.23) \quad \mathbf{\Pi} = \mathbf{A}\mathbf{B}'.$$

Die Ladungsparameter werden in der $(k \times r)$ Matrix \mathbf{A} zusammengefasst und \mathbf{B} stellt die $(k \times r)$ Kointegrationsmatrix dar, welche die r Kointegrationsvektoren beinhaltet. Jetzt kann die Gleichung (5.21) in die Vektor-Fehlerkorrekturdarstellung transformiert werden:

$$(5.24) \quad \Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{A}\mathbf{B}'\mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-i} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{u}_t.$$

Wenn angenommen wird, dass der Vektor \mathbf{x}_t nichtstationär, $\Delta \mathbf{x}_t$ stationär und die Linearkombination aus $\mathbf{B}'\mathbf{x}_t$ ebenfalls stationär ist, dann sind die Variablen in \mathbf{x}_t kointegriert mit den Kointegrationsvektoren in \mathbf{B} .⁸⁷ Der Ausdruck $\mathbf{B}'\mathbf{x}_{t-1}$ gibt demzufolge die r stationären Linearkombinationen der Kointegrationsbeziehungen aus der Vorperiode wieder. Diese können auch als Abweichungen (Fehler) vom langfristigen Gleichgewicht interpretiert werden. Die Gewichtung der einzelnen Abweichungen in den einzelnen Gleichungen im Vektor-Fehlerkorrekturmodell wird durch die Matrix \mathbf{A} sichergestellt. Entsprechend der Vorzeichen der Koeffizienten der Ladungsmatrix \mathbf{A} werden die Schwankungen korrigiert und es kommt zu einer Anpassung von $\Delta \mathbf{x}_t$.⁸⁸

⁸⁶Vgl. Banerjee et al. (1993), S. 262.

⁸⁷Vgl. Johansen (1988), S. 232.

⁸⁸Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 8.

Die Gleichung (5.24) kann als VECM der Ordnung 1 in der ausgeschriebenen Matrixform wie folgt dargestellt werden:

$$(5.25) \quad \begin{pmatrix} \Delta x_{1t} \\ \Delta x_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta x_{1t-1} \\ \Delta x_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}.$$

In das Vektor-Fehlerkorrekturmodell können auch Konstante in die Matrix \mathbf{B} aufgenommen werden, das heißt in die kointegrierenden Beziehungen. Des Weiteren kann das System um einen Vektor δt , mit individuellen, deterministischen Trends erweitert werden. Das erweiterte Modell kann folgendermaßen geschrieben werden:

$$(5.26) \quad \Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\delta}t + \mathbf{A}\mathbf{B}'\mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{u}_t.$$

Der Vektor $\boldsymbol{\delta}$ kann als Anstiegskoeffizient interpretiert werden, mit δ_i für $i = 1, 2, \dots, k$.⁸⁹

Das Problem bei der Ermittlung der Anzahl der kointegrierenden Beziehungen ist, dass die Matrix $\boldsymbol{\Pi}$ in der Realität nicht gegeben ist. Die beiden Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} sind ebenfalls unbekannt und müssen aus den zugrundeliegenden Zeitreihen geschätzt werden. Dadurch dass Gleichung (5.23) nicht eindeutig aufgliedert werden kann, entsteht das aus Strukturgleichungen bekannte Identifikationsproblem. Eine sinnvolle Schätzung ist nur möglich, wenn sinnvolle ökonomische Restriktionen über die Koeffizienten der kointegrierenden Beziehungen getroffen werden.

Der Rang der Matrix \mathbf{B} bestimmt die Anzahl der kointegrierenden Vektoren. Jedoch ist \mathbf{B} in der Gleichung (5.21) nicht isoliert, sondern befindet sich in der Produktmatrix $\boldsymbol{\Pi} = \mathbf{A}\mathbf{B}'$ und kann deshalb nur über den Rang von $\boldsymbol{\Pi}$ bestimmt werden. Um dieses Problem zu lösen, kann das Granger Repräsentationstheorem herangezogen werden. Darin wird der Umstand beschrieben, dass, wenn in der Gleichung (5.21) der $(k \times 1)$ Vektor $\Delta \mathbf{x}_t$ stationär und die Koeffizientenmatrix

⁸⁹Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 9 f.

$\mathbf{\Pi}$ vom Rang $r < k$ ist, sich die Matrix $\mathbf{\Pi}$ als Produkt \mathbf{AB}' zweier $(k \times r)$ Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} darstellen lässt. Die beiden Matrizen haben ebenfalls den Rang r . Dieser Zusammenhang führt dazu, dass der Rang von der Matrix $\mathbf{\Pi}$ als die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen angenommen werden kann.

Bei der Schätzung von $\mathbf{\Pi}$ kommt es zu folgendem Dilemma: Um die Matrix $\mathbf{\Pi}$ schätzen zu können, muss der Rang dieser bekannt sein, und um den Rang zu bestimmen, muss die Matrix bekannt sein, da aber die Matrix nicht bekannt ist, kann der Rang nicht bestimmt werden, folglich ist eine Schätzung dieser nicht möglich. Um dieses Problem zu lösen, wurden verschiedene iterative Testverfahren entwickelt, mit denen Hypothesen über den Wert von r geprüft werden können. Es wird eine Maximum-Likelihood (ML) Schätzung verwendet, um den Rang und die Koeffizienten der Gleichung (5.21) zu schätzen, unter der Berücksichtigung der Restriktion in Gleichung (5.23). Anschließend wird die Anzahl der signifikant von Null verschiedenen Eigenwerte (Kointegrationsvektoren) mithilfe eines Likelihood-Ratio-Tests geprüft. Die Voraussetzung für die Schätzung und die Tests ist, dass der Störterm \mathbf{u}_t unabhängig und normalverteilt ist.⁹⁰

Ermittlung des Rangs von $\mathbf{\Pi}$

Es werden folgende Hypothesen über r getroffen, welche es zu untersuchen gilt:

$$(5.27) \quad H(r) : \text{Rang}(\mathbf{\Pi}) \leq r, \quad r = 0, 1, \dots, k.$$

Die Hypothese $H(r)$ besagt, dass es höchstens r linear unabhängige Kointegrationsvektoren gibt. Aus (5.27) lässt sich ableiten, dass die Hypothesen über r in folgendem Sinne verschachtelt sind:

$$(5.28) \quad H(0) \subseteq H(1) \subseteq \dots \subseteq H(k).$$

Wenn die Hypothese $H(0)$ gilt, dann ist der Rang von $\mathbf{\Pi} = 0$, für $H(1)$ gilt der Rang von $\mathbf{\Pi} = 1$ usw. Im Falle, dass der Rang von $\mathbf{\Pi} = 0$ ist, ist die Matrix $\mathbf{\Pi}$ ebenfalls Null, das bedeutet es gibt keine Kointegrationsbeziehungen zwischen den k I(1)-Variablen. Dadurch wird der Term $\mathbf{\Pi}\mathbf{x}_{t-1}$ Null und fällt aus Gleichung (5.21) und diese wird, wie oben beschrieben, zu einem VAR(p) Prozess der ersten

⁹⁰Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 10 f.

Differenzen von \mathbf{x}_t . Anders ausgedrückt, \mathbf{x}_t besteht nun aus k unabhängigen Random Walks. Für die Hypothese $H(k)$ gilt, dass sie keine Restriktionen auf $\mathbf{\Pi}$ legt und das bedeutet, dass das VAR(p)-Modell in den Niveaus bereits stationär sein kann. Doch von besonderer Bedeutung sind die Hypothesen dazwischen, bei der Kointegration zwischen den Variablen besteht. Im Weiteren soll gezeigt werden, wie die Anzahl der kointegrierenden Variablen ermittelt wird und es werden zwei Hypothesentests über die Struktur von \mathbf{B} durchgeführt.⁹¹

Der Johansen-Test auf Kointegration beruht auf einem Likelihood-Ratio-Test. Es wird die Annahme getroffen, dass die Störvariablen im Vektor \mathbf{u}_t identisch, unabhängig und normalverteilt sind. Dadurch kann die logarithmierte Likelihood-Funktion für das Modell folgendermaßen geschrieben werden:

$$(5.29) \quad l(\mathbf{A}, \mathbf{B}, \mathbf{\Sigma}) = -\frac{Tk}{2} \ln(2\pi) + \frac{T}{2} \ln \det(\mathbf{\Sigma}^{-1}) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\Delta \mathbf{x}_t - \mathbf{A}\mathbf{B}'\mathbf{x}_{t-1})' \mathbf{\Sigma}^{-1} (\Delta \mathbf{x}_t - \mathbf{A}\mathbf{B}'\mathbf{x}_{t-1}).$$

Die Matrix $\mathbf{\Sigma}$ ist die Varianzkovarianzmatrix der Residuen. Die Matrix \mathbf{A} kann durch die Regression von $\Delta \mathbf{x}_t$ auf $\mathbf{B}'\mathbf{x}_{t-1}$ geschätzt werden, wenn \mathbf{B} als bekannt angenommen wird:

$$(5.30) \quad \hat{\mathbf{A}} = \hat{\mathbf{A}}(\mathbf{B}) = \mathbf{S}_{01}\mathbf{B}(\mathbf{B}'\mathbf{S}_{11}\mathbf{B})^{-1}.$$

In der Gleichung (5.30) sind $\mathbf{S}_{00}, \mathbf{S}_{11}, \mathbf{S}_{01}, \mathbf{S}_{10}$ Momentenmatrizen und werden wie folgt definiert:

$$(5.31) \quad \begin{aligned} \mathbf{S}_{00} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta \mathbf{x}_t)(\Delta \mathbf{x}_t)' \\ \mathbf{S}_{11} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{t-1}\mathbf{x}_{t-1}' \\ \mathbf{S}_{01} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta \mathbf{x}_t)\mathbf{x}_{t-1}' \\ \mathbf{S}_{10} &= \mathbf{S}_{01}' \end{aligned}$$

⁹¹Vgl. Neusser (2009), S. 226.

Um die Matrix \mathbf{B} zu schätzen, welche ebenfalls unbekannt ist, wird das folgende verallgemeinerte Eigenwertproblem gelöst:⁹²

$$(5.32) \quad \det(\lambda \mathbf{S}_{11} - \mathbf{S}_{10} \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{01}) = 0.$$

Als Lösung des Eigenwertproblems (5.32) ergeben sich dann rechnerisch die k Eigenwerte der Matrix:

$$(5.33) \quad \mathbf{S} = \mathbf{S}_{00}^{-1} \mathbf{S}_{01} \mathbf{S}_{11}^{-1} \mathbf{S}_{10}.$$

Bei der Ermittlung des Rangs von $\mathbf{\Pi}$ wird der Umstand genutzt, dass der Rang r der Matrix $\mathbf{\Pi}$ mit der Anzahl der von Null verschiedenen Eigenwerte der Matrix \mathbf{S} übereinstimmt. Das bedeutet, dass die Zahl der geschätzten von Null verschiedenen Eigenwerte $\hat{\lambda}_i$ für \mathbf{S} als Anzahl der Kointegrationsvektoren genommen werden kann. Die nach der Größe geordneten, geschätzten Eigenwerte $\hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_k$ müssen noch getestet werden, ob sie signifikant von Null verschieden sind. Im Weiteren werden die Tests zur Ermittlung des Rangs gezeigt, welche die geschätzten Eigenwerte verwenden.⁹³

Es gibt zwei mögliche Testverfahren, die sich im Wesentlichen nur durch die Alternativhypothese unterscheiden. Beide Tests sind Likelihood-Quotienten-Testverfahren mit einem sequentiellen Testablauf.

Trace-Test

Der Trace-Test hat folgende Null- und Alternativhypothese:

H_0 : Es gibt höchstens r positive Eigenwerte.

H_1 : Es gibt mehr als r positive Eigenwerte.

Die entsprechende Likelihood-Ratio-Teststatistik ergibt sich als:

$$(5.34) \quad \text{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i).$$

⁹²Vgl. Neusser (2009), S. 226–228.

⁹³Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 12.

T gibt die Beobachtungen wieder und $\hat{\lambda}_i$ die geschätzten Eigenwerte von \mathbf{S} .

Maximale-Eigenwert-Test

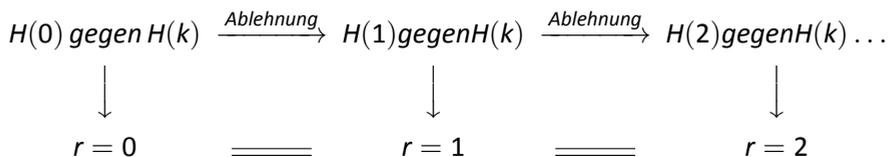
Die Null- und Alternativhypothesen sind hier:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{Es gibt genau } r \text{ positive Eigenwerte,} \\ H_1 &: \text{Es gibt genau } r + 1 \text{ positive Eigenwerte.} \end{aligned}$$

Die Teststatistik entsprechend des Likelihood-Ratio-Tests lautet:

$$(5.35) \quad \lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 + \hat{\lambda}_{r+1}).$$

Die Ermittlung des Rangs mithilfe des Trace-Tests erfolgt in der Praxis mit einer sequentiellen Teststrategie, bei festem Signifikanzniveau. Zuerst werden die Hypothesen $H(0)$ gegen $H(k)$ betrachtet. Wenn durch den Test die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann, dann wird davon ausgegangen, dass $r = 0$ ist, also dass es keine Kointegrationsbeziehung im System gibt. Kann $H(0)$ durch den Test abgelehnt werden, dann wird $H(1)$ gegen $H(k)$ betrachtet. Wird $H(1)$ nicht abgelehnt, dann kann angenommen werden, dass es eine Kointegrationsbeziehung gibt. Bei Ablehnung von $H(1)$ wird weiter $H(2)$ gegen $H(k)$ betrachtet. Auf diese Weise entsteht eine Testsequenz. Wenn in der Testsequenz $H(r)$ nicht abgelehnt werden kann, dann kann man auf r Kointegrationsbeziehungen im System schließen. Im Folgenden wird das sequentielle Testverfahren bildlich dargestellt:



Wenn in dieser Sequenz die Hypothese $H(r)$ nicht abgelehnt werden kann, dann kann diese noch mit dem Maximalen-Eigenwert-Test gegen die Alternativhypo-

these $H(r + 1)$ getestet werden, um sicher zu gehen, dass r die Anzahl der kointegrierenden Beziehungen ist.⁹⁴

Nachdem der Rang von $\hat{\Pi}$ ermittelt wurde, ist es möglich die zu den Eigenwerten $\hat{\lambda}_1 \dots, \hat{\lambda}_r > 0$ gehörenden, normierten Eigenvektoren $\hat{\beta}_i$ unter Anwendung einer Normierung zu berechnen.

$$(5.36) \quad \hat{\mathbf{B}} = [\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_r].$$

In (5.36) sind die ML-Schätzer für die Spalten der Matrix \mathbf{B} dargestellt. Es existieren in einem Kointegrationsraum asymptotisch nur r Eigenwerte und die restlichen $k - r$ Eigenwerte sind Null. Wenn der Sonderfall $r = 1$ eintritt, dann führt die Normalisierung zu einer Restriktion des ersten Koeffizienten von $\hat{\mathbf{B}}$ auf den Wert 1. Um $\hat{\mathbf{B}}$ zu schätzen wurde die Ladungsmatrix $\hat{\mathbf{A}}$ als gegeben betrachtet. Wenn nun die Matrix \mathbf{B} geschätzt wurde, dann kann aus ihr die Ladungsmatrix \mathbf{A} geschätzt werden:

$$(5.37) \quad \hat{\mathbf{A}} = \Delta \mathbf{x} \mathbf{M} \mathbf{x}'_{-1} \hat{\mathbf{B}} (\hat{\mathbf{B}}' \mathbf{x}_{-1} \mathbf{M} \mathbf{x}'_{-1} \hat{\mathbf{B}})^{-1}.$$

Für die Matrizen \mathbf{Z} , $\Delta \mathbf{Z}$ und \mathbf{M} gilt: $\mathbf{Z} = [\mathbf{z}_0, \dots, \mathbf{z}_{t-1}]$, $\Delta \mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{x}_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{x}_{t-p+1} \end{bmatrix}$ und

$\mathbf{M} = \mathbf{I} - \Delta \mathbf{Z}' (\Delta \mathbf{Z} \Delta \mathbf{Z}')^{-1} \Delta \mathbf{Z}$. Durch die Schätzung der Matrizen $\hat{\mathbf{A}}$ und $\hat{\mathbf{B}}$ ist es nun möglich, die Matrizen der kurzfristigen Dynamik des Systems zu schätzen:

$$(5.38) \quad \hat{\Gamma} = (\Delta \mathbf{x} - \hat{\mathbf{A}} \hat{\mathbf{B}}' \mathbf{x}_{-1}) \Delta \mathbf{Z}' (\Delta \mathbf{Z} \Delta \mathbf{Z}')^{-1}.$$

Der Schätzer für Π ist $\hat{\Pi} = \hat{\mathbf{A}} \hat{\mathbf{B}}'$.⁹⁵

Die multivariat normalverteilten geschätzten Vektoren von $\hat{\mathbf{B}}$ konvergieren mit der Rate T "superkonsistent" gegen ihre wahren Werte. Die dazugehörigen t-Werte können mithilfe einer angepassten Kovarianzmatrix berechnet werden. Die geschätzten Werte der Matrix $\hat{\mathbf{A}}$ streben mit $\sqrt{T}(\hat{\mathbf{A}} - \mathbf{A})$ gegen \mathbf{A} . Konsistent sind auch die Schätzer der Koeffizienten von $\hat{\Gamma}$. Sie konvergieren mit \sqrt{T} gegen ihre wahren Werte, sodass die t-Statistik genutzt werden kann. Die Rangre-

⁹⁴Vgl. Neusser (2009), S. 225–229.

⁹⁵Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 14.

striktionen von \mathbf{AB}' haben keinen Einfluss auf die asymptotischen Eigenschaften der Koeffizientenmatrizen $\mathbf{\Gamma}_j$. Im Allgemeinen (speziell bei großen Stichproben) kann auch keine Verbesserung der asymptotischen Eigenschaften der Schätzer des VAR-Modells (5.17) durch die Berücksichtigung der Kointegrationsrestriktionen erreicht werden.⁹⁶

In Abhängigkeit der Spezifikation der deterministischen Terme werden zum Beispiel in MICROFIT die folgenden fünf Fälle unterschieden:⁹⁷

1. Keine Konstante und kein Trend im VAR, und keine Konstante und kein Trend in der Kointegrationsbeziehung.
2. Keine Konstante und kein Trend im VAR, und Konstante aber kein Trend in der Kointegrationsbeziehung.
3. Konstante und kein Trend im VAR, und keine Konstante und kein Trend in der Kointegrationsbeziehung.
4. Konstante und kein Trend im VAR, und keine Konstante aber ein Trend in der Kointegrationsbeziehung.
5. Konstante und Trend im VAR, und keine Konstante und kein Trend in der Kointegrationsbeziehung.

Für Zeitreihen, die in den Niveaus keinen deterministischen Trend aufweisen, sind die Fälle 1 und 2 von Bedeutung, wobei das Modell mit Konstante in der Kointegrationsbeziehung von praktischer Relevanz ist. In den Fällen 3 und 4 enthalten die Zeitreihen in den Niveaus deterministische Trends, wobei das Modell mit Trend in der Kointegrationsbeziehung für die trendbehafteten Daten von praktischer Bedeutung ist. Im Fall 5 enthalten die Zeitreihen in ihren Niveaus quadratische Trends. Eine für die Mehrzahl der volkswirtschaftlichen Daten wenig realistische Annahme.

Von dem Variablenvektor \mathbf{x}_t muss gefordert werden, dass er vektorintegriert der Ordnung 1 ($I(1)$) ist, d. h., dass der Vektor der Veränderungen $\Delta\mathbf{x}_t$ vektorstatio-

⁹⁶Vgl. Nastansky und Strohe (2011), S. 14.

⁹⁷Vgl. Pesaran und Pesaran (2009), S. 518–521.

när ist, was eine multivariate Verschärfung der einfachen Stationarität ist.⁹⁸ Für den Zweck dieses Buches soll es aber im empirischen Teil ausreichen, nachzuweisen, dass jede einzelne Variable für sich genommen integriert ist. Dafür wird der erweiterte Dickey-Fuller-Test (ADF) genutzt.

Die Koeffizientenmatrizen **A**, **B** und **Γ** können unter allgemeinen Bedingungen mit der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate oder mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt werden. Bei der empirischen Analyse dieser Arbeit wird die ML-Methode verwendet. Diese Analysemethode des Johansen-Verfahrens wird in dem Programmpaket Microfit angeboten. Die detaillierte Verwendung und der Ablauf des Verfahrens in Microfit findet sich im dazugehörigen Handbuch.⁹⁹

5.5 Impuls-Antwort-Funktionen im VECM

Die Impuls-Antwort-Analyse – auch Innovationsrechnung genannt – stellt eine wichtige Möglichkeit der vertiefenden Analyse von vektorautoregressiven (VAR) Modellen dar. Bei der Schätzung der Impuls-Antwort-Folgen müssen jedoch die Zeitreiheigenschaften der zugrundeliegenden Daten berücksichtigt werden. Weisen die Zeitreihen stochastische Trends auf und sind die Zeitreihen kointegriert, kann die Impuls-Antwort-Analyse auf der Basis eines kointegrierenden VAR-Modells (VECM) erfolgen. Die Vektor-Fehlerkorrektur-Darstellung eröffnet über die Transformation in ein vektorautoregressives Modell die Möglichkeit, Impuls-Antwort-Funktionen zu berechnen. Die Schätzung unrestringierter VAR-Modelle für kointegrierte Variablen würde hingegen inkonsistente Impuls-Antwort-Funktionen zur Folge haben. Demgegenüber sind Impuls-Antwort-Folgen als Ergebnis einer Reduzierten-Rang-Regression (Johansen-Verfahren) konsistent, wenn der Kointegrationsrang bekannt ist oder konsistent geschätzt wird.¹⁰⁰

Der Vorteil der VAR-Modellierung, dass jede Variable endogen ist, wird dadurch eingeschränkt, dass die Residuen sich nicht als Schocks einer bestimmten Variable

⁹⁸Vgl. Lütkepohl (2006), S. 25 f.

⁹⁹Vgl. Pesaran und Pesaran (2009), S. 496–511.

¹⁰⁰Vgl. Phillips (1998), S. 30.

allein zuordnen lassen. Für die ökonomische Bewertung ist hingegen der isolierte Effekt des Schocks einer Variablen in \mathbf{x}_t von Bedeutung. Das erfordert, die Gleichungen zu identifizieren – sodass die Schocks eindeutig interpretierbar sind. Aus diesem Grund wird der Vektor der Störvariablen mit einer unteren Dreiecksmatrix, mit positiven Elementen auf der Hauptdiagonalen, so transformiert, dass die Komponenten des neuen Schockprozesses orthogonal sind, d. h. keine zeitgleiche Korrelation zu den anderen Störvariablen aufweisen. Mit der Transformation der originären Schockvariablen geht die Problematik einher, dass der Orthogonalisierung die Eindeutigkeit fehlt. Mit der Reihenfolge der Variablen im Vektor der Störvariablen ändert sich die Transformationsmatrix. Die Anordnung der Variablen entspricht der Reihenfolge im Vektor der gemeinsam abhängigen Variablen und drückt deren zeitgleiche Kausalrichtung aus. Für die empirische Arbeit mit Impuls-Antwort-Funktionen ist es notwendig, dem Modell eine kausale Struktur zu unterlegen.

Pesaran und Shin (1998) entwickelten die verallgemeinerten (Generalized) Impuls-Antwort-Funktionen, um den Mangel der fehlenden Eindeutigkeit der orthogonalen Schockanalyse zu umgehen. Im Kontrast zu den orthogonalen Funktionen sind die Generalized Impuls-Antwort-Funktionen für die einzelnen Variablen eindeutig, d. h. invariant gegenüber der Reihenfolge der Variablen im Vektor in \mathbf{x}_t .

Im Vergleich zum VAR ermöglicht die VECM-Darstellung eines Systems kointegrierender Variablen die Ausnutzung der Informationen sowohl in den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen (Niveaus) als auch der kurzfristigen Dynamik (Differenzen oder Wachstumsraten). Sind die Variablen in \mathbf{x}_t I(1), kann $\Delta\mathbf{x}_t$ in eine unendliche Moving-Average (MA)-Darstellung überführt werden:

$$(5.39) \quad \Delta \mathbf{x}_t = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbf{C}_k \mathbf{u}_{t-k}$$

mit der Matrix \mathbf{C}_k der langfristigen Multiplikatoren nach k Zeiteinheiten. Die Generalized Impuls-Antwort-Funktion in einem kointegrierenden VAR misst den Effekt eines einmaligen Impulses in der j -ten Gleichung in (5.39) auf den Vektor $\Delta\mathbf{x}_t$ nach k Perioden:

$$(5.40) \quad \psi_{\Delta\mathbf{x},j}^G(k) = \frac{\mathbf{C}_k \sum_u \mathbf{e}_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}}$$

Der Effekt für die i -te Gleichung ist gegeben durch:

$$(5.41) \quad \psi_{\Delta x, ij}^G(k) = \frac{\mathbf{e}_i' \mathbf{C}_k \Sigma_u \mathbf{e}_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}}$$

Der kumulative Effekt eines Schocks in Höhe einer Standardabweichung auf \mathbf{x}_{t+k} ergibt sich zu:

$$(5.42) \quad \psi_{x, j}^G(k) = \frac{\mathbf{M}_k \Sigma_u \mathbf{e}_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}}$$

mit $\mathbf{M}_k = \sum_{j=0}^k \mathbf{C}_j$ und $\mathbf{M}_0 = \mathbf{C}_0 = \mathbf{I}_k$.

Bei der Anwendung der Impuls-Antwort-Funktionen ist zu beachten, dass die Elemente der Matrix der Impuls-Antwort-Koeffizienten im Fall, dass die Variablen in \mathbf{x}_t differenzstationär sind, auf einen einmaligen Impuls im Zeitablauf nicht zwangsläufig gegen Null konvergieren.¹⁰¹ Die in \mathbf{C}_k enthaltenen langfristigen Multiplikatoren konvergieren gegen eine im Rang reduzierte Matrix $\mathbf{C}(1)$, wobei $\mathbf{C}(1) = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbf{C}_k$ ist.

Aufgrund des reduzierten Ranges der Matrix $\mathbf{\Pi}$ als Folge der Parameterrestriktionen bei der Schätzung des Vektor-Fehlerkorrekturmodells laufen die in Periode t aufgetretenen Schocks im Zeitablauf nicht vollständig aus. Wegen der Einheitswurzeln konvergieren die Impuls-Antwort-Folgen in kointegrierenden VAR-Modellen (VECM) langsamer als in stationären VAR-Modellen. Die einzelnen Variablen im Modell sind Persistenzeffekten unterworfen.¹⁰²

Analyse variablen-spezifischer Schocks

Neben der Analyse von Schocks im dynamischen System besteht die Möglichkeit, den Effekt systemweiter oder variablen-spezifischer Schocks auf die kointegrierenden Beziehungen, $\mathbf{B}'\mathbf{x}_t$, zu untersuchen. Die Beobachtung des zeitlichen Profils dieser Schocks vermittelt nützliche Informationen über die Geschwindigkeit,

¹⁰¹Vgl. Pesaran und Pesaran (2009), S. 510.

¹⁰²Vgl. Pesaran und Shin (1998), S. 22.

mit der das System in den Gleichgewichtszustand zurückkehrt, d. h. erkennbar ist, wie schnell die Anpassung auf Schocks in den Variablen in \mathbf{x}_t vollzogen wird.

Folgende notwendige und zugleich hinreichende Bedingung für das Vorliegen von Kointegration, $\mathbf{B}'\mathbf{C}(1)$, muss erfüllt sein, sodass die Kointegrationsbeziehungen wie folgt formuliert werden können:

$$(5.43) \quad \mathbf{z}_t = \mathbf{B}'\mathbf{x}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{B}'\mathbf{M}_i \mathbf{u}_{t-i}.$$

Die Impuls-Antwort-Funktion eines variablen-spezifischen Schocks, d. h. eines einmaligen Impulses in Höhe einer Standardabweichung in der j -ten Gleichung auf \mathbf{z}_t , ist für die Generalized Impuls-Antwort-Funktion gegeben durch:¹⁰³

$$(5.44) \quad \psi_{z,j}^G(k) = \frac{\mathbf{B}'\mathbf{M}_k \Sigma_u \mathbf{e}_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \quad \sigma_{jj} = \sigma_j^2$$

und für eine einzelne kointegrierende Beziehung:

$$(5.45) \quad \psi_{z,ij}^G(k) = \frac{\mathbf{e}_i' \mathbf{B}' \mathbf{M}_k \Sigma_u \mathbf{e}_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \quad \sigma_{jj} = \sigma_j^2$$

Temporäre Impulse in Höhe einer Standardabweichung auf die r kointegrierenden Beziehungen laufen mit der Zeit aus, d. h. die Impuls-Antwort-Folgen konvergieren gegen Null. Die orthogonalen und verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen stimmen überein, wenn Σ_u eine Diagonalmatrix oder $j = 1$ ist.

Analyse systemweiter Schocks

Über die Beobachtung der Auswirkungen variablen-spezifischer Schocks hinausgehend, besteht die Möglichkeit, die Effekte und das zeitliche Profil von systemweiten Schocks im Vektor-Fehlerkorrekturmodell zu analysieren. Die Analyse des zeitlichen Profils systemweiter Schocks in kointegrierenden VAR-Modellen, auch bezeichnet als Persistenzprofil, geht u. a. auf Pesaran und Shin (1996) zurück. Das Persistenzprofil, $h(\mathbf{z}_t, k)$, wird als Funktion von k aufgefasst und vermittelt einen Eindruck von der Geschwindigkeit, mit der ein systemweiter Schock auf die lang-

¹⁰³Vgl. Pesaran und Shin (1998), S. 22.

fristigen Gleichgewichtsbeziehungen, $\mathbf{B}'\mathbf{x}_t$, wirkt und für $k \rightarrow \infty$ ausläuft – sogar, wenn die Auswirkungen der Schocks auf die individuellen Variablen in \mathbf{x}_t von dauerhafter Natur sind.¹⁰⁴

In Gleichung (5.46) ist das Persistenzprofil eines systemweiten Schocks auf die j -te Kointegrationsbeziehung gegeben:

$$(5.46) \quad h(\mathbf{z}_t = \beta' \mathbf{x}_t, k) = \frac{\beta'_j \mathbf{M}_k \Sigma_u \mathbf{M}'_k \beta_j}{\beta'_j \Sigma_u \beta_j} \quad \text{für } j = 1, \dots, r.$$

Die unmittelbare Reaktion nimmt den Wert Eins an und tendiert für $k \rightarrow \infty$ gegen Null, wenn β_j ein kointegrierender Vektor ist. Das Persistenzprofil für die Kointegrationsbeziehungen zeigt die geschätzte Geschwindigkeit an, mit der ein einzelner Markt oder die Volkswirtschaft infolge eines Schocks aller gemeinsam anhängigen Variablen ins Gleichgewicht zurückkehrt.

5.6 Multivariate Beveridge-Nelson-Dekomposition

Die VAR-Darstellung eines integrierten multivariaten Prozesses bietet eine weitere interessante Zerlegung an, nämlich die in eine nichtstationäre (permanente) Komponente, die selbst wieder aus dem deterministischen und dem stochastischen Trend besteht, und eine transitorische Komponente, die stationär ist und leicht als zyklische Komponente zu interpretieren ist.

Beveridge und Nelson (1981) zeigten, dass ein ARIMA-Prozess x_t mit stationären ersten Differenzen, die sich entsprechend dem Wold'schen Zerlegungssatz als unendlicher MA-Prozess darstellen lässt,¹⁰⁵

$$(5.47) \quad \Delta x_t = \mu + \varepsilon_t + \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \varphi_i < \infty,$$

¹⁰⁴Vgl. Pesaran und Pesaran (2009), S. 511.

¹⁰⁵Vgl. Beveridge und Nelson (1981), S. 155 f.

mit μ als langfristigem mittleren Zuwachs und weißem Rauschen ε_t , zerlegt werden kann in der Form

$$(5.48) \quad x_t = x_t^p + x_t^c,$$

wobei x_t^p ein Random Walk, also ein stochastischer Trend mit einem Drift μ ist:

$$(5.49) \quad x_t^p = \mu x_{t-1}^p + \left(\sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \right) \varepsilon_t.$$

Beveridge und Nelson beweisen¹⁰⁶, dass die Differenz zwischen dem Prozess x_t und seiner nichtstationären Komponente x_t^p

$$(5.50) \quad x_t^c = x_t - x_t^p = \left(\sum_{i=1}^{\infty} \varphi_i \right) \varepsilon_t + \left(\sum_{i=2}^{\infty} \varphi_i \right) \varepsilon_{t-1} + \left(\sum_{i=3}^{\infty} \varphi_i \right) \varepsilon_{t-2} + \dots$$

stationär ist. Sie wird auch als zyklische Komponente bezeichnet. Es lässt sich leicht zeigen, dass eine ähnliche Zerlegung auch unter Hinzufügung eines deterministischen Trends möglich ist. Dieser wird dann ebenfalls der permanenten Komponente zugerechnet.

Die Beveridge-Nelson-Zerlegung lässt sich auf VAR-Prozesse verallgemeinern und insbesondere in die Analyse von Vektor-Fehlerkorrekturmodellen integrieren. Im empirischen Teil dieses Beitrags wird die Modifikation verwendet, die Pesaran und Pesaran (2009) entwickelt haben. Da sich hier die Resultate, bezogen auf die einzelnen $I(1)$ -Variablen x_{it} eines Vektorprozesses \mathbf{x}_t ganz analog zu der Zerlegung (5.48) interpretieren lassen, soll auf die komplexe Herleitung des multivariaten Schätzverfahrens an dieser Stelle verzichtet und auf die Literatur verwiesen werden.¹⁰⁷

Die Bestimmung der multivariaten zyklischen Komponente erfordert zunächst eine adäquate Spezifikation des Vektor-Fehlerkorrekturmodells, insbesondere seiner Restriktionen bezüglich des Vorhandenseins von Konstanten oder linearer

¹⁰⁶Vgl. Beveridge und Nelson (1981), S. 156.

¹⁰⁷Vgl. Pesaran und Pesaran (2009), S. 518–521.

Trends im Fehlerkorrekturmodell oder den kointegrierenden Beziehungen, wofür das Johansen-Verfahren geeignet ist.

Zwischen den extrahierten zyklischen Komponenten der integrierten Einzelvariablen x_{it} eines Vektorprozesses \mathbf{x}_t können Zusammenhänge z. B. in Form einer Korrelationsanalyse oder einer linearen Regressionsbeziehung analysiert werden. Dadurch entsteht ein dritter Aspekt des Zusammenhangs zwischen kointegrierten Variablen: Wenn die kointegrierenden Beziehungen oder die kointegrierenden Vektoren in \mathbf{B} für die langfristigen Zusammenhänge und die Koeffizienten der verzögerten Differenzen in $\mathbf{\Gamma}$ für die kurzfristigen Zusammenhänge im Fehlerkorrekturmodell sprechen, können die Regressionskoeffizienten zwischen den zyklischen Komponenten als mittelfristige Zusammenhänge interpretiert werden. Unter Verwendung von Begriffen der Spektralanalyse kann gesagt werden, dass sie einen Blick durch ein mittleres Frequenzfenster auf das komplexe Zusammenhangsgefüge zwischen den Einzelvariablen erlauben, während die permanente Komponente Resultat eines Niederfrequenzfensters ist und die Zusammenhänge zwischen den ersten Differenzen dem Hochfrequenzfenster entsprechen können.

Kapitel 6

Statistische Datenbasis

Im Folgenden wird ein Überblick über die statistische Ausgangsdatenbasis und die notwendigen Transformationsschritte gegeben.

Staatsverschuldung

Die Daten über die Staatsverschuldung stammen von der Zeitreihendatenbank der Deutschen Bundesbank. Die Zeitreihe beinhaltet alle bisherigen Schulden des gesamten öffentlichen Haushalts. Es sind Schulden aller Fälligkeiten und aller Arten enthalten. Die Zeitreihe stellt die Gesamtschulden für Deutschland dar, jedoch ohne Krankenhäuser mit kaufmännischem Rechnungswesen. Seit Dezember 2008 ist in den Staatsschulden auch die Verschuldung des Sonderfonds Finanzmarktstabilisierung (SoFFin) enthalten. Ab März 2009 einschließlich der Verschuldung des Sondervermögens "Investitions- und Tilgungsfonds". Im Gegensatz zu der Verschuldung der öffentlichen Haushalte nach Definition des Statistischen Bundesamtes sind in den Daten der Deutschen Bundesbank die Volumina an Wertpapieren der Abwicklungsanstalten der HRE und der Westdeutschen Landesbank nicht enthalten. Die volkswirtschaftliche Nettowirkung der in den Abwicklungsanstalten gebundenen Schulden (Wertpapiere) auf die Inflation kann als gering eingeschätzt werden. Den Schulden stehen Wertpapiere gegenüber; lediglich anfallende Verluste aus dem Verkauf oder Wertberichtigung erhöhen die jährliche Neuverschuldung. Die Quartalsdaten sind Volumenangaben in Mio. Euro. (Quelle: Deutsche Bundesbank)

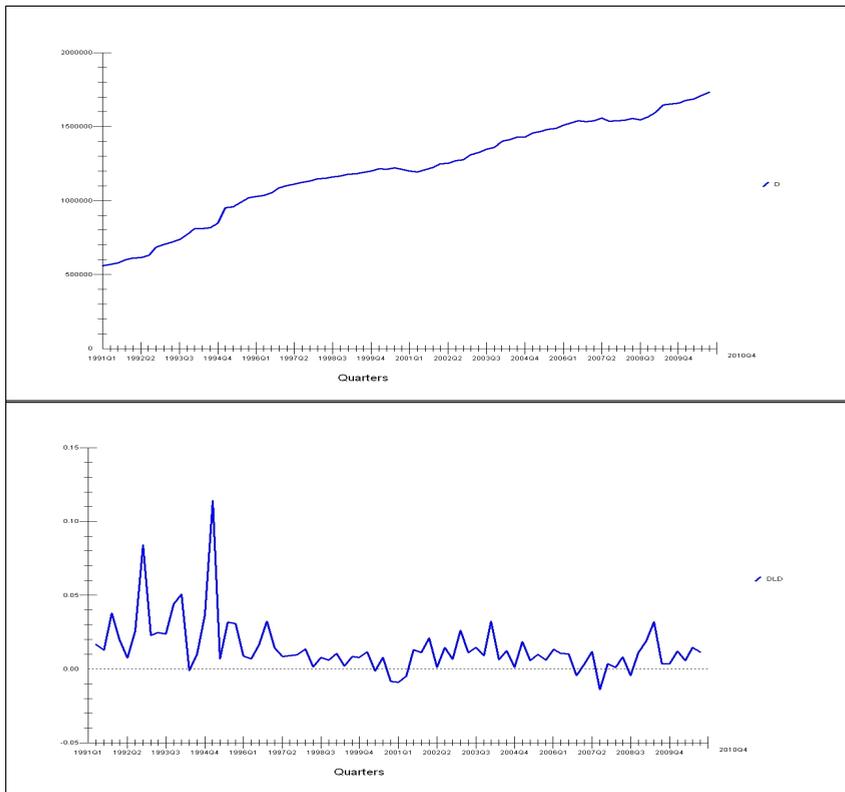


Abbildung 6.1: Staatsverschuldung in Mio. Euro und Wachstumsrate

In Abbildung 6.1 ist der Verlauf der Staatsverschuldung Deutschlands vom 1. Quartal 1991 bis zum 4. Quartal 2010 und deren Wachstumsrate zum Vorquartal abgebildet. Es ist deutlich zu erkennen, dass die Schulden Deutschlands im Beobachtungszeitraum stetig gewachsen sind. Sie haben sich von 1991 bis Ende 2010 ungefähr verdreifacht, das entspricht einem Wachstum von 209,4 %. Weiter vorangetrieben wurde die Schuldenaufnahme durch die Finanz- und Wirtschaftskrise. Durch die Einzahlungen in den ESM ab Mitte 2012 müssen weitere Schulden aufgenommen werden. Vom ersten Anzeichen der Finanzkrise 2007 bis Ende 2010 erhöhte sich der Schuldenstand um 193,8 Mrd. Euro, das entspricht 12,6 %. Die potentielle Gefahr, die durch die Garantien für Griechenland entstanden sind, wurden in den Daten der Deutschen Bundesbank nicht berücksichtigt.

Verbraucherpreisindex

Die Inflation wird durch den Verbraucherpreisindex (VPI) gemessen. Es werden alle Waren und Dienstleistungen im Wirtschaftsgebiet berücksichtigt, soweit deren Angebot Teil der Verbrauchsausgaben der privaten Haushalte ist. Die Daten liegen in monatlicher Periodizität vor. Der VPI ist saisonbereinigt mithilfe des Verfahrens Census-X-12-ARIMA. Die Monatswerte des VPI wurden unter Anwendung des chronologischen Mittels¹⁰⁸ in eine Reihe mit vierteljährlicher Periodizität mit der Normierung (2000=100) transformiert. (Quelle: Deutsche Bundesbank)

Der Verbraucherpreisindex und dessen Wachstumsraten zum Vorquartal werden in Abbildung 6.2 skizziert.

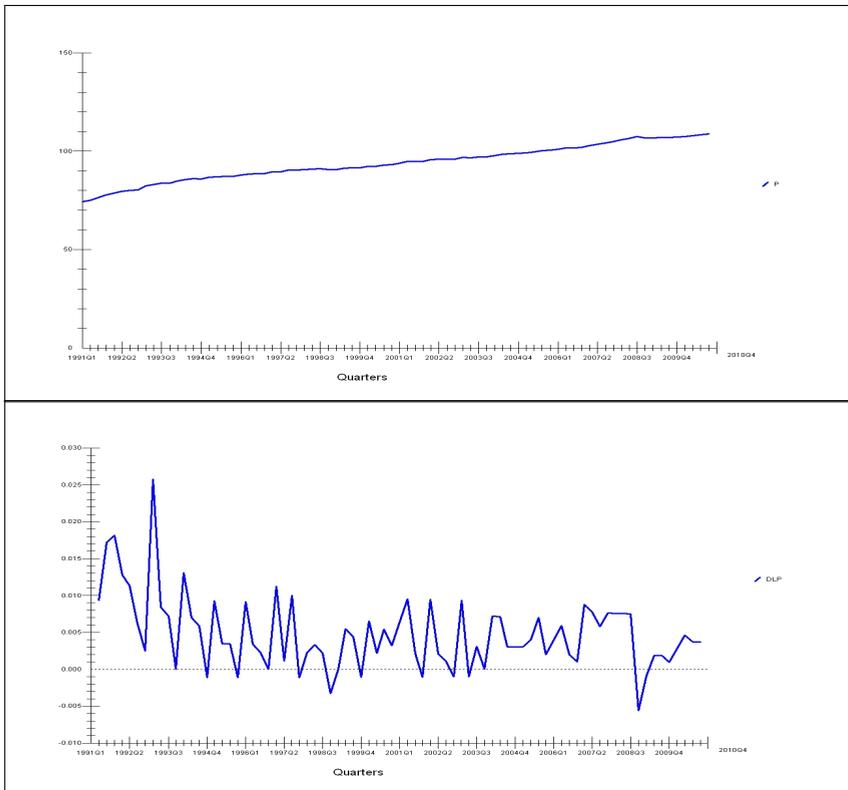


Abbildung 6.2: Verbraucherpreisindex und Wachstumsrate

¹⁰⁸Vgl. Rönz und Strohe (1994), S. 71.

Für die Bundesrepublik Deutschland ist von Anfang 1991 bis Ende 2010 mit wenigen Ausnahmen ein fortlaufendes Wachstum des Verbraucherpreisindex zu verzeichnen. Der VPI ist im gesamten Beobachtungszeitraum um 46,2 Prozent gestiegen. Das Wachstum des Verbraucherpreisindex ist über den gesamten Zeitraum moderat. Die Zeitreihe weist nur kleine Schwankungen auf.

Geldmenge

Die dritte Variable in der Untersuchung ist die Geldmenge. Als Geldmengenaggregat wird die Abgrenzung M3 gewählt. Die Zeitreihe steht als deutscher Beitrag zur Geldmenge der EWU bei der Deutschen Bundesbank bereit. Die Daten stehen als Monatsendbestände zur Verfügung. Wie der Verbraucherpreisindex wird die Geldmenge mittels des chronologischen Mittels in Quartalsdaten transformiert. Die Geldmenge steht als saisonbereinigte (mit der Methode Census-X-12-ARIMA) Volumenangabe in Mrd. Euro zur Verfügung. Für die spätere Interpretation werden die Mrd. Euro in Mio. umgerechnet. Ab dem Januar 2002 ist im Geldmengenaggregat M3 der Bargeldumlauf nicht mehr enthalten. (Quelle: Deutsche Bundesbank)

Die Zeitreihe und die Wachstumsraten zum Vorquartal werden in Abbildung 6.3 dargestellt. Auch bei der Geldmenge ist ein stetiges Wachstum von 1991 bis 2010 zu verzeichnen. Im Beobachtungszeitraum stieg die Geldmenge von rund 800 Mrd. Euro im 1. Quartal 1991 auf rund 2,2 Bio. Euro im 4. Quartal 2010 an, das entspricht einem Wachstum von 164,4 Prozent. Seit Anfang 2007 stieg die Geldmenge um rund 385 Mrd. Euro (ca. 21 Prozent).

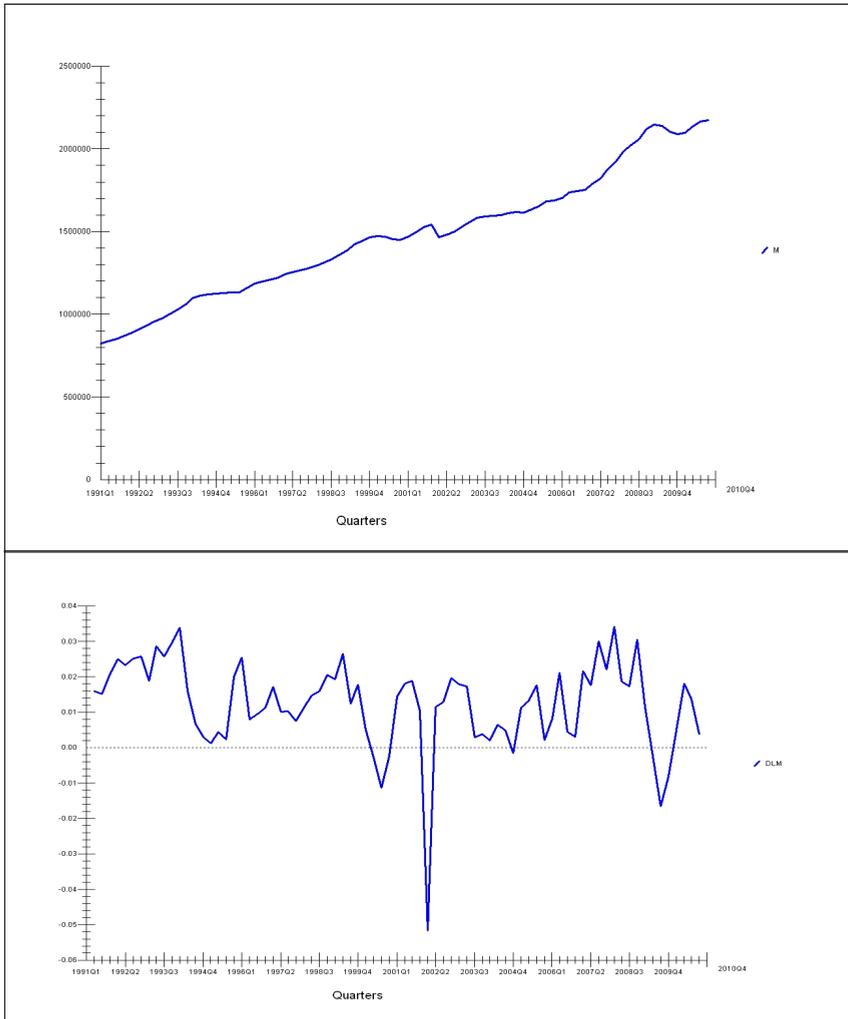


Abbildung 6.3: Geldmenge M3 in Mio. Euro und Wachstumsrate

Umlaufrendite Insgesamt

In die Untersuchung fließt auch ein langfristiger Zinssatz ein. Gemessen wird dieser durch die Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen mit einer längsten Laufzeit von vier Jahren bzw. einer mittleren Restlaufzeit von mehr als drei Jahren. Die Daten liegen von 1991 bis 2010 als Monatsendbestände in

Prozent vor. Die Zeitreihe mit einer monatlichen Periodizität wird mithilfe des chronologischen Mittels in eine Quartalszeitreihe transformiert. (Quelle: Deutsche Bundesbank)

Die Abbildung 6.4 zeigt die Entwicklung der langfristigen Zinsen und deren erste Differenzen. Für den Beobachtungszeitraum ist ein stetiges Absinken der Umlaufrendite zu erkennen. Die Umlaufrendite ist immer wieder starken Schwankungen ausgesetzt. Über den gesamten Zeitraum sanken die Umlaufrenditen um rund 6,4 Prozentpunkte.

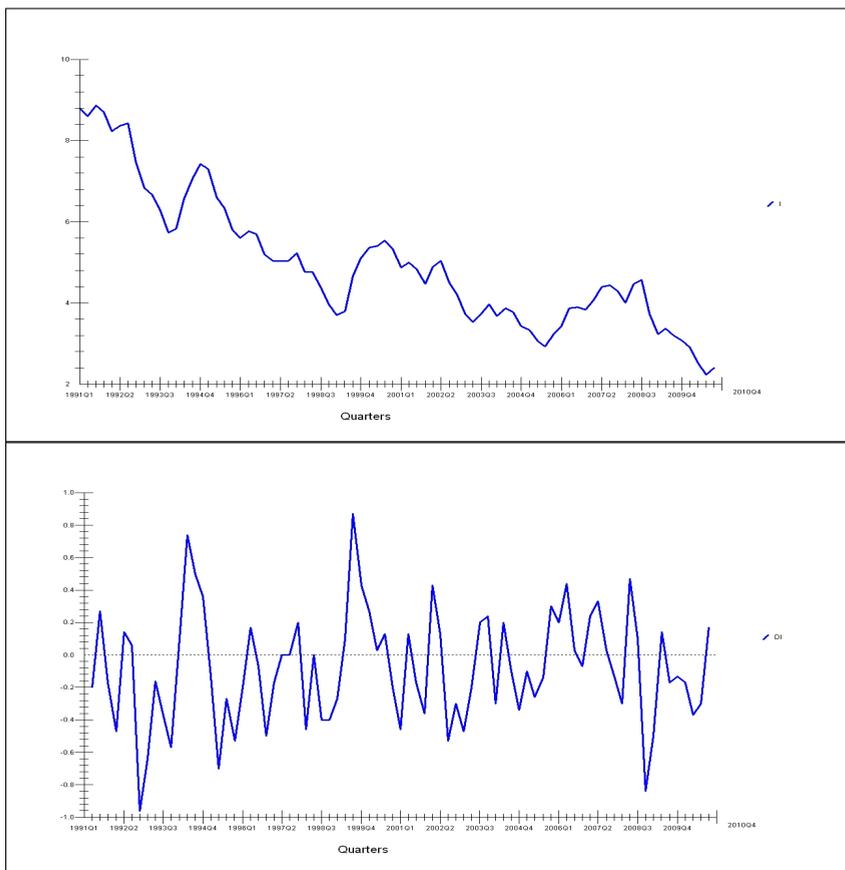


Abbildung 6.4: Umlaufrendite und erste Differenzen

Um näherungsweise stationäre Zeitreihen zu erhalten, werden alle Daten (außer der Umlaufrendite) in ihre Wachstums- bzw. Zuwachsraten gegenüber der Vorperiode transformiert:

$$(6.1) \quad \Delta \ln x_t = \ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) = \ln(x_t) - \ln(x_{t-1}).$$

Von der Umlaufrendite wird der Zuwachs gegenüber der Vorperiode (Vorquartal) verwendet:

$$(6.2) \quad \Delta x_t = x_t - x_{t-1}.$$

Kapitel 7

Empirische Ergebnisse für Deutschland

In diesem Abschnitt werden die empirischen Ergebnisse präsentiert. Betrachtet wird der Zeitraum vom 1. Quartal 1991 bis zum 4. Quartal 2010. In diesem sind zum Teil auch die Wirkungen der jüngsten Finanz- und Wirtschaftskrise enthalten. Es soll mittels eines Vektor-Fehlerkorrekturmodells u. a. untersucht werden, wie stark der Einfluss der Staatsschulden auf den Verbraucherpreisindex, die Geldmenge M3 und die langfristigen Zinsen ist. Für diese vier Variablen wird eine Ko-integrationsanalyse durchgeführt. Ein Vektor-Fehlerkorrekturmodell wird mithilfe des Verfahrens von Johansen geschätzt. Es dient dazu, die kurzfristige Dynamik sowie die langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Variablen zu analysieren. Impuls-Antwort-Funktionen werden berechnet und es wird eine multivariate Beveridge-Nelson-Dekomposition durchgeführt, um Zusammenhänge zwischen den zyklischen Komponenten zu ermitteln.

7.1 Das ökonometrische Modell

Die Analyse des Zusammenhangs zwischen Staatsverschuldung und Inflation stützt sich auf den folgenden Variablenvektor

$$\mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} \ln D_t \\ \ln P_t \\ \ln M_t \\ I_t \end{bmatrix}$$

mit \ln als natürlichem Logarithmus.

Die Schätzung der Determinanten der Staatsverschuldung kann durch die folgende log-lineare Funktion beschrieben werden:

$$(7.1) \quad \ln D_t = \alpha + \beta \ln P_t + \gamma \ln M_t + \delta I_t + u_t$$

mit D_t Staatsverschuldung, P_t Verbraucherpreisindex, M_t Geldmenge M3, I_t langfristige Zinsen und einer Störvariablen u_t . In Gleichung (7.1) wird eine lineare Beziehung zwischen den vier Variablen unterstellt. Durch die Verwendung des natürlichen Logarithmus können mit Ausnahme der Zinsen die Koeffizienten der Variablen als Elastizitäten interpretiert werden und die Differenzen als Wachstumsraten. Der Koeffizient δ ist eine Semi-Zinselastizität.

Alternativ zur Staatsschuldengleichung kann eine Preisgleichung geschätzt werden:

$$(7.2) \quad \ln P_t = \alpha + \beta \ln D_t + \gamma \ln M_t + \delta I_t + u_t.$$

Bevor mit dem Johansen-Verfahren das VECM geschätzt werden kann, muss der Integrationsgrad der Variablen festgestellt werden.

7.2 Ergebnisse der Integrationstests

Auf Integration werden die Variablen mithilfe des in Abschnitt 5.1 vorgestellten Dickey-Fuller-Tests bzw. mit dem augmented Dickey-Fuller-Test getestet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7.1 dargestellt.

Tabelle 7.1: *Ergebnisse des augmented Dickey-Fuller-Tests*

Variable	Regression	Lags	Test-Statistik	Kritischer Wert (95 %)	
$\ln D$	K, T	4	-3,2532	-3,4696	ns
$\ln P$	K, T	4	-3,3085	-3,4696	ns
$\ln M$	K, T	1	-2,9366	-3,4673	ns
I	K, T	1	-3,2241	-3,4673	ns
$\Delta \ln D$	K	2	-3,7076	-2,9001	s
$\Delta \ln P$	K	3	-3,8518	-2,9006	s
$\Delta \ln M$	K	0	-5,4645	-2,8986	s
ΔI	K	1	-6,3789	-2,8991	s

Bemerkung: Akaike-Kriterium zur Festlegung der Ordnung des ADF-Tests. Dickey-Fuller Regression mit Konstante (K) und/oder einem linearen Trend (T). ns - nichtstationär, s - stationär

Aus Tabelle 7.1 lässt sich ablesen, dass die Variablen Geldmenge, Verbraucherpreisindex und langfristige Zinsen integriert der Ordnung 1 sind. Sie besitzen stationäre Wachstumsraten bzw. erste Differenzen. Die Staatsverschuldung ist ebenfalls integriert der Ordnung 1, sofern die Strenge des Akaike-Kriteriums gelockert und für die ersten Differenzen der Logarithmen der Staatsverschuldung der ADF-Test mit der Lagordnung 2 herangezogen wird. Für den ADF(2)-Test liegt der Wert der Teststatistik bei -3,7076, der kritische Wert bleibt derselbe. Somit kann die Nullhypothese der Nichtstationarität auf dem 5-Prozent-Niveau abgelehnt werden und die ersten Differenzen der logarithmierten Staatsverschuldung können als stationär betrachtet werden. Durch die Entscheidung für die Lockerung des Entscheidungskriteriums müssen die empirischen Ergebnisse kritisch interpretiert werden.

7.3 Ergebnisse der Kointegrationstests

Im nächsten Schritt wird untersucht, ob zwischen den Variablen eine bestimmte Anzahl kointegrierender Beziehungen besteht, also ob zwischen den Variablen eine oder mehrere stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehungen existieren. Für die Bestimmung der Lagordnung des Vektor-Fehlerkorrekturmodells dient ein Vergleich von Informationskriterien, die die Effizienz der Schätzung variierender VAR-Modelle ausdrücken. Es wird nach dem Akaike-Kriterium (ML-Version) die Lagordnung $p = 2$ ermittelt. Bei der Analyse der kointegrierenden Beziehungen wird eine Konstante, aber kein Trend in die kointegrierende Beziehung aufgenommen. Das entspricht Fall 2 der Spezifikationen des VECMs, der in Abschnitt 5.4 erläutert wurde. Als Nächstes wird die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen (r) ermittelt. Für die Bestimmung von r werden der Maximale-Eigenwert-Test und der Trace-Test herangezogen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7.2 abgebildet.

Tabelle 7.2: Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests

H_0	Max.-Eigenwert-Test	Kritischer Wert (95 %)	Trace-Test	Kritischer Wert (95 %)
$r = 0$	64,94	28,27	100,55	53,48
$r \leq 1$	19,73	22,04	35,6	34,87
$r \leq 2$	13,1	15,87	15,88	20,18
$r \leq 3$	2,78	9,16	2,78	9,16

Bemerkung: r gibt die Anzahl der kointegrierenden Beziehungen wieder.

Der Maximale-Eigenwert-Test weist mit einer 5 %igen Fehlerwahrscheinlichkeit darauf hin, dass zwischen den vier Variablen (Staatsverschuldung, Geldmenge M3, Verbraucherpreisindex und langfristiger Zinssatz) genau eine Kointegrationsbeziehung existiert. Der Trace-Test signalisiert zwei kointegrierende Vektoren. Informationskriterien (AIC, SBC) präferieren den Wert $r = 1$. Im Weiteren wird zwischen den vier Größen eine Kointegrationsbeziehung unterstellt. An dieser Stelle kann dieser Vektor geschätzt werden. Für die Identifizierbarkeit des VECMs wird der Koeffizient der Staatsverschuldung auf -1 normiert. Diese Normierung ermöglicht es die Gleichung (7.1) als Funktion der Staatsverschuldung zu interpretieren. Alternativ können auch die anderen Variablen auf -1 normiert werden, anstelle der Staatsverschuldung. Das heißt, es könnte ebenso eine Zins-, Inflations- oder

Geldmengengleichung resultieren, vorausgesetzt dass sich die geschätzte stationäre Linearkombination durch Signifikanz auf dem 5 %-Niveau in der jeweiligen Fehlerkorrekturgleichung ergibt. Dargestellt als Menge aller seiner äquivalenten Vielfachen ergibt sich der kointegrierende Vektor mit der Normierung für die Variable Staatsverschuldung als

$$(7.3) \quad \hat{\beta} = \begin{bmatrix} -1 \\ 5,06 \\ -1,01 \\ 0,02 \\ 5,5 \end{bmatrix} .$$

Aus der Schätzung des Kointegrationsvektors ergibt sich folgende Gleichung, für die langfristige Entwicklung der Staatsverschuldung:

$$(7.4) \quad \hat{d}_t = \underset{(1,58)}{5,06} p_t - \underset{(0,55)}{1,01} m_t + \underset{(0,03)}{0,02} l_t + \underset{(2,01)}{5,5} .$$

In der Gleichung (7.4) stehen die geschätzten Standardfehler unter den Koeffizienten in Klammern. Kleine Buchstaben bezeichnen den natürlichen Logarithmus einer Variable. Es kann festgehalten werden, dass die Verbraucherpreise einen signifikant positiven Einfluss (5 % Niveau) auf die Staatsverschuldung von Deutschland im Beobachtungszeitraum ausüben. Das heißt, wenn der Verbraucherpreisindex um 1 % steigt, dann steigt die Verschuldung des Staates im Mittel um 5,1 %, c.p. In Phasen höherer Inflation verschuldet sich der Staat stärker. Der empirische Befund kann möglicherweise auf die Phase nach der Wiedervereinigung Anfang der 90er Jahre und auf die unmittelbare Phase vor der Finanzkrise (2007–2008) zurückgeführt werden. Ein starker Anstieg der Verbraucherpreise ging mit einer Ausweitung der Verschuldung einher. Die Geldmenge M3 und die Umlaufrendite sind auf dem 5 %-Niveau nicht signifikant von Null verschieden.

Um die Zusammenhänge zwischen der Staatsverschuldung und den anderen Variablen besser zu verdeutlichen, wird der Kointegrationsvektor β im Folgenden für den Verbraucherpreisindex und für die Geldmenge auf -1 normiert. Dadurch kann der kointegrierende Vektor als Preis-, Geldmengen- oder Zinsgleichung geschrieben werden. Die langfristigen Zinsen werden nicht gesondert als Gleichung

dargestellt, weil auf die langfristigen Zinsen keine andere Variable einen signifikanten Einfluss ausübt, abgesehen von der Konstanten.

Die folgende Gleichung zeigt die Normierung des Vektors β für die Variable Verbraucherpreisindex:

$$(7.5) \quad \hat{p}_t = \begin{matrix} 0,2d_t & +0,2m_t & -0,004i_t & -1,09 \\ (0,062) & (0,051) & (0,0063) & (0,468) \end{matrix} \cdot$$

Aus der Gleichung (7.5) ist zu entnehmen, dass die Staatsverschuldung und die Geldmenge einen jeweils signifikant positiven Einfluss auf den Verbraucherpreisindex haben. Wenn die Verschuldung des Staates um 10 % wächst, dann steigt der VPI im Mittel um 2 %. Eine Ausweitung der Staatsverschuldung begünstigt über die in Kapitel 3 dargestellten Übertragungswege langfristig (im Niveau) eine Erhöhung der Verbraucherpreise. Ein ähnliches Wachstum ergibt sich für den Verbraucherpreisindex, wenn die Geldmenge um 10 % wächst, dann steigt der VPI um 2 %. Inflation ist somit langfristig auch ein monetäres Phänomen.

Für die Normierung des Kointegrationsvektors β für die Geldmenge ergibt sich folgende Gleichung:

$$(7.6) \quad \hat{m}_t = \begin{matrix} -0,99d_t & +5p_t & +0,021i_t & +5,43 \\ (0,54) & (1,27) & (0,032) & (2,78) \end{matrix} \cdot$$

Im Beobachtungszeitraum hängt die Geldmenge nur vom Verbraucherpreisindex signifikant positiv ab. Bei einem Wachstum der Verbraucherpreise um 1 % steigt die Geldmenge im Mittel um 5 %. Für die Zeit nach der Deutschen Einheit im Jahr 1990 wurde in Deutschland eine wechselseitige Abhängigkeit zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung nachgewiesen. Die Staatsverschuldung und die Umlaufrendite üben keinen signifikanten Einfluss auf die Geldmenge aus (5 %-Niveau).

In der empirischen Analyse konnte gezeigt werden, dass für die untersuchten Größen im Vektor-Fehlerkorrekturmodell genau eine gemeinsame Gleichgewichtsbeziehung, also eine Kointegrationsbeziehung existiert. Das bedeutet, dass die Variablen sich nicht dauerhaft von diesem Gleichgewicht wegbewegen, abgesehen von temporären Schwankungen. Beim Auftreten von Schocks kann

die Staatsverschuldung von ihrem langfristigen Gleichgewicht abweichen, aber in den Folgeperioden kommt es dann zu einer systemimmanenten Rückbildung hin zum langfristigen Gleichgewicht. Dadurch, dass genau ein kointegrierender Vektor vorliegt, wird die Matrix \mathbf{A} zu einem Spaltenvektor $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix}$.

Der Spaltenvektor beschreibt die Reaktionen der einzelnen Variablen im Vektor $\Delta \mathbf{x}_t$ auf die Abweichung der von \mathbf{B} (hier nur β) gebildeten Gleichgewichtsbeziehung in der Vorperiode. Dieser Anpassungsprozess kann als Fehlerkorrekturmechanismus modelliert werden.

Im Weiteren werden die für das Vektor-Fehlerkorrekturmodell geschätzten Fehlerkorrekturgleichungen skizziert:¹⁰⁹

$$\begin{aligned} \Delta \hat{d}_t &= 0,03 \Delta d_{t-1} - 1,99 \Delta p_{t-1} - 0,02 \Delta m_{t-1} + 0,006 \Delta l_{t-1} - 0,11 ecm_{t-1} \\ &\quad (0,097) \quad (0,392) \quad (0,134) \quad (0,005) \quad (0,014) \\ \Delta \hat{p}_t &= 0,05 \Delta d_{t-1} + 0,01 \Delta p_{t-1} + 0,05 \Delta m_{t-1} - 0,002 \Delta l_{t-1} - 0,01 ecm_{t-1} \\ &\quad (0,032) \quad (0,129) \quad (0,044) \quad (0,0016) \quad (0,0046) \\ \Delta \hat{m}_t &= -0,07 \Delta d_{t-1} + 0,4 \Delta p_{t-1} + 0,34 \Delta m_{t-1} - 0,003 \Delta l_{t-1} - 0,028 ecm_{t-1} \\ &\quad (0,077) \quad (0,308) \quad (0,106) \quad (0,004) \quad (0,011) \\ \Delta \hat{l}_t &= -0,89 \Delta d_{t-1} + 17,49 \Delta p_{t-1} + 5,41 \Delta m_{t-1} + 0,3 \Delta l_{t-1} + 0,89 ecm_{t-1} \\ &\quad (2,21) \quad (8,878) \quad (3,041) \quad (0,114) \quad (0,317) \\ ecm_t &= 0,94 d_t - 4,74 p_t + 0,95 m_t - 0,02 l_t - 5,15 \end{aligned}$$

Die geschätzten Werte der stationären Linearkombination $\beta' \mathbf{x}_{t-1}$ werden in der Variable ecm_t (von "error correction model") abgebildet. Die Fehlerkorrekturvariable stellt die Abweichung der Gleichgewichtsbeziehung in der Vorperiode dar. Die Koeffizienten dieser Abweichungen (Fehler) ecm_{t-1} aus dem Vorquartal bilden die Schätzwerte des Vektors α beziehungsweise der Matrix \mathbf{A} :

$$\hat{\alpha} = \begin{bmatrix} -0,11 \\ -0,01 \\ -0,03 \\ 0,89 \end{bmatrix}.$$

¹⁰⁹Unter den Koeffizienten in Klammern werden die Standardfehler abgebildet.

Um den Fehlerkorrekturmechanismus der Staatsverschuldung zu messen, wird der geschätzte Koeffizient des Fehlerkorrekturterms (ecm_{t-1}) der Wachstumsgleichung der Staatsverschuldung betrachtet. Mithilfe des t-Tests kann dann die Signifikanz der einzelnen Variablen geprüft werden. Der Koeffizient ($\hat{\alpha}_1$) hat das erwartete Vorzeichen und ist signifikant (5 %) von Null verschieden. Das bedeutet, er trägt zur Korrektur von Schocks auf die Staatsverschuldung (bezogen auf die Gleichgewichtsbeziehung) bei. Durchschnittlich werden theoretisch 11 % des "Fehlers" bezüglich des Nullwertes der Gleichgewichtsbeziehung, also des "Ungleichgewichts" in der Vorperiode, pro Quartal abgebaut. Dieser Fehlerkorrekturwert ist nicht buchstäblich zu betrachten. Es handelt sich hier um eine statistische Maßzahl, ein Mittelwert, für die Dynamik des Fehlerkorrekturprozesses. In der Praxis kann dieser lange Ausgleichsprozess eines Fehlers nicht nachvollzogen werden, weil er schon im nächsten Quartal durch einen erneuten Schock überlagert werden kann. Die im Prinzip etwas willkürliche Interpretation der kointegrierenden Beziehung als Staatsschuldengleichung wird nachfolgend durch Vorzeichen und die Signifikanz des Korrekturterms in der Fehlerkorrekturgleichung für die Staatsschulden gerechtfertigt.

Auch der geschätzte Koeffizient des Fehlerkorrekturterms der Wachstumsgleichung der Geldmenge ($\hat{\alpha}_3$) trägt zur Korrektur bei. Mit 0,03 ist die Anpassungswirkung nur gering. Im Gegensatz dazu tragen die langfristigen Zinsen stark zur Fehlerkorrektur bei ($\hat{\alpha}_4 = 0,89$). Der geschätzte Koeffizient des Fehlerkorrekturterms für die Wachstumsgleichung des Verbraucherpreisindex ($\hat{\alpha}_2$) trägt nicht zu einer Korrektur eines Fehlers bei, weil dieser das gleiche Vorzeichen hat wie der gewichtete Verbraucherpreisindex in der Gleichgewichtsbeziehung.

Die t-Tests für weitere Koeffizienten der ersten Gleichung zeigen, dass – abgesehen vom Fehlerkorrekturterm – die Staatsschulden lediglich langfristig (im logarithmierten Niveau) positiv von den Verbraucherpreisen stimuliert werden. Die Wachstumsrate des VPI im Vorquartal übt mit einem negativen Vorzeichen kurzfristig einen dämpfenden Einfluss auf das Schuldenwachstum des Staats aus. In der kurzen Frist profitiert der Staat von höheren Inflationsraten. Demgegenüber hängt das Wachstum des VPI im Beobachtungszeitraum nicht vom Wachstum der Staatsschulden im Vorquartal ab. Auch die übrigen Variablen sind auf dem 5 %-Niveau nicht signifikant von Null verschieden. Erst auf lange Sicht trägt eine höhere Verschuldung des Staates zur Inflationsentwicklung in Deutschland bei. Der stabile Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung verliert sich

in den Veränderungsraten. Das Wachstum der Geldmenge M3 wird neben dem Fehlerkorrektorterm nur von der eigenen Wachstumsrate in der Vorperiode signifikant determiniert. Eine positive Veränderungsrate im Vorquartal signalisiert ein Wachstum auch im Folgequartal. Ein ähnliches Resultat zeigt sich für die Umlaufrendite. Auch diese wird positiv von der eigenen Veränderung in der Vorperiode beeinflusst.

7.4 Ergebnisse der Impuls-Antwort-Analyse

Mithilfe von Impuls-Antwort-Funktionen ist es zum Beispiel möglich, die Reaktion sowie das zeitliche Profil von Schocks zu untersuchen. Die Innovationsrechnung zeigt, wie die Variablen des Systems auf einen Schock (=Innovation) bei einer dieser Variablen im Zeitablauf reagieren, d. h. wie sich ein Impuls zu einem bestimmten Zeitpunkt in einer Gleichung durch das System fortpflanzt. Die Impuls-Antwort-Funktionen vermitteln dabei einen visuellen Eindruck wie die im VEC-Modell enthaltenen Variablen auf spezifische Schocks in den Residuen reagieren.

Die Impuls-Antwort-Analyse ist unterteilt in zwei Fragestellungen: Gefragt wird zum einen nach der Reaktion des kointegrierenden Vektors auf einen einmaligen, temporären, variablen-spezifischen Impuls Gleichung (5.45) sowie die Persistenz eines systemweiten transitorischen Schocks Gleichung (5.46); zum anderen nach der Reaktion der Variablen in \mathbf{x}_t auf einen einmaligen Schock in den gemeinsam abhängigen Variablen im dynamischen System Gleichung (5.42). Während in der ersten Fragestellung der Impuls ausläuft und die Impuls-Antwort-Funktionen mit zunehmenden Horizont gegen Null streben, konvergieren die Impuls-Antwort-Folgen im dynamischen System gegen langfristige Grenzwerte (Multiplikatoren), die verschieden von Null sein können.

Um die Unsicherheit bei der Schätzung der Impuls-Antwort-Funktionen zu berücksichtigen, werden die Punktschätzer um Konfidenzintervalle ergänzt. Die analytische Ermittlung von derartigen Intervallen in vektorautoregressiven oder Vektor-Fehlerkorrekturmodellen liefert nur asymptotische und nur bei großen Stichprobenumfängen gültige Aussagen.¹¹⁰ Eine Alternative dazu bieten Boot-

¹¹⁰Vgl. Lütkepohl (2006), S. 109–133.

strap oder Simulationsverfahren, die mithilfe von Monte-Carlo-Simulationen eine Schar von Impuls-Antwort-Funktionen erzeugen, aus denen Konfidenzbänder geschätzt werden.¹¹¹ Die theoretischen Eigenschaften von Bootstrap-Konfidenzintervallen in kointegrierenden VAR-Modellen sind noch nicht vollständig geklärt.¹¹² Im Folgenden werden die Konfidenzintervalle (2,5 %, 97,5 %) der Impuls-Antwort-Folgen mittels eines Bootstrap-Verfahrens ermittelt, das in Microfit 5.0 implementiert ist.

Ergebnisse variablen-spezifischer Schocks auf die kointegrierende Beziehung

In Abbildungen 7.1 sind die verallgemeinerten (Generalized) Impuls-Antwort-Folgen der Zins-, Geldmengen-, Staatsschulden- und Verbraucherpreisschocks in Höhe einer Standardabweichung auf die kointegrierende Beziehung für den Horizont fünfzig Quartale dargestellt. Wie dargelegt, weisen die Generalized Impuls-Antwort-Funktionen den Vorteil auf, dass sie invariant gegenüber der Anordnung der Variablen im VECM sind. Die graphische Darstellung der Impuls-Antwort-Funktionen zeigt, dass eine einmalige Innovation in den Staatsschulden (D) eine kurzfristig schwach stimulierende Wirkung auf den kointegrierenden Vektor (CV1) hervorruft. Der Impuls fällt anschließend schnell ab und nach zwei Quartalen ist die Impuls-Antwort-Folge auf dem 5 %-Niveau nicht mehr signifikant von Null verschieden. Eine ähnliche Reaktion zeigt sich auf einen Schock in der Geldmenge (M). Der Impuls des Verbraucherpreisindex (P) ist negativ und die Funktion fällt im Vergleich zu den transitorischen Geldmengen- und Staatsschuldenschocks weniger schnell ab und bleibt im Beobachtungszeitraum signifikant. Erst nach zehn Jahren ist der einmalige Impuls größtenteils abgebaut. Für den Zinsschock (I) zeigt sich ein ähnliches Bild, wobei dieser etwas schwächer ausfällt als der Preisschock. Die Vorzeichen der Impuls-Antwort-Funktionen ergeben sich aus dem Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten der Kointegrationsbeziehungen in β .

¹¹¹Vgl. Neusser (2009), S. 196 f.

¹¹²Vgl. Benkwitz et al. (2001), S. 98.

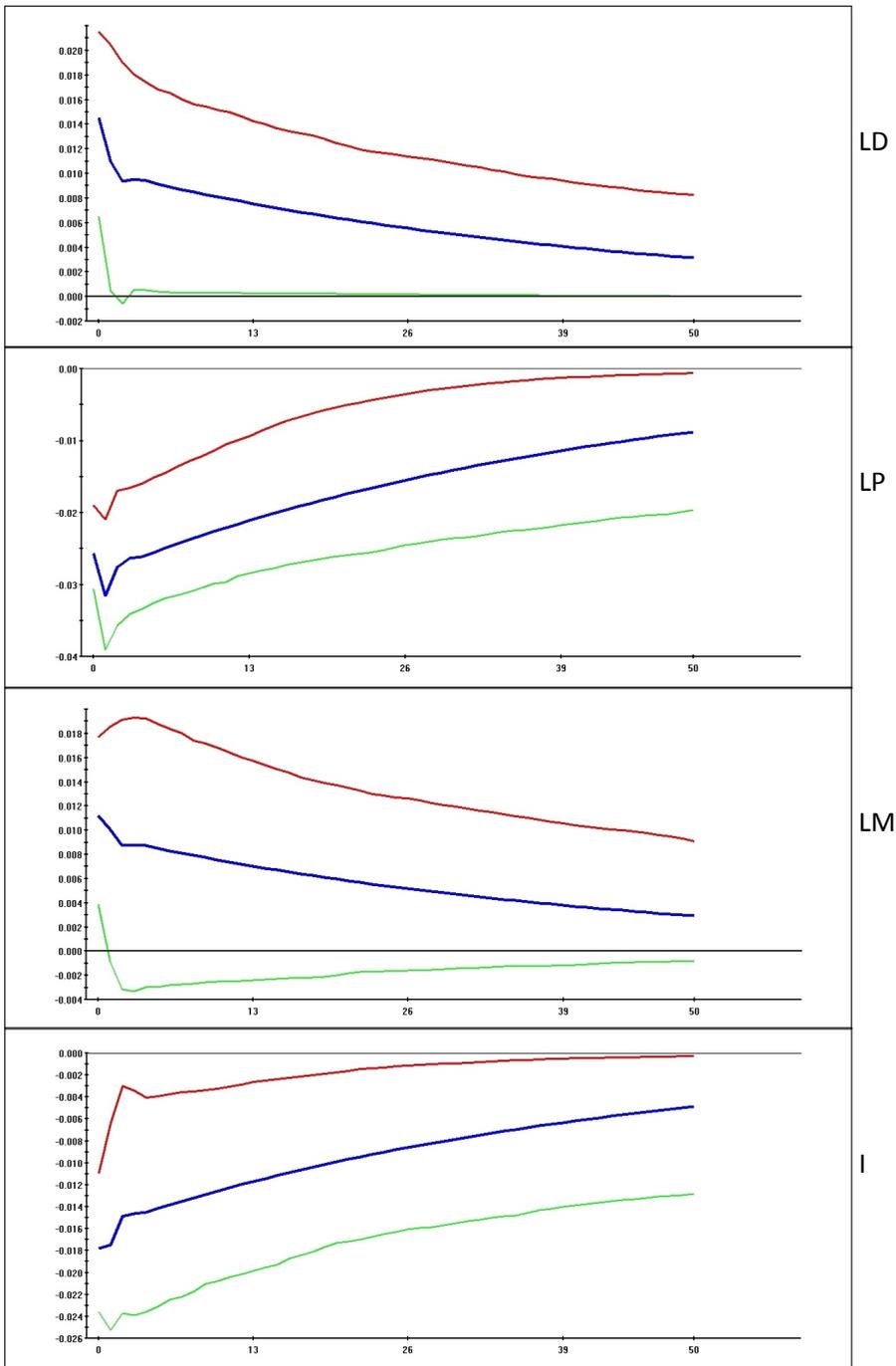


Abbildung 7.1: Verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen variablen-spezifischer Schocks auf die kointegrierende Beziehung (CV1)

Als Nächstes wird die Reaktion des kointegrierenden Vektors auf einen Impuls aller gemeinsam abhängigen Variablen betrachtet. Das Persistenzprofil eines systemweiten Schocks ist in Abbildung 7.2 dargestellt.

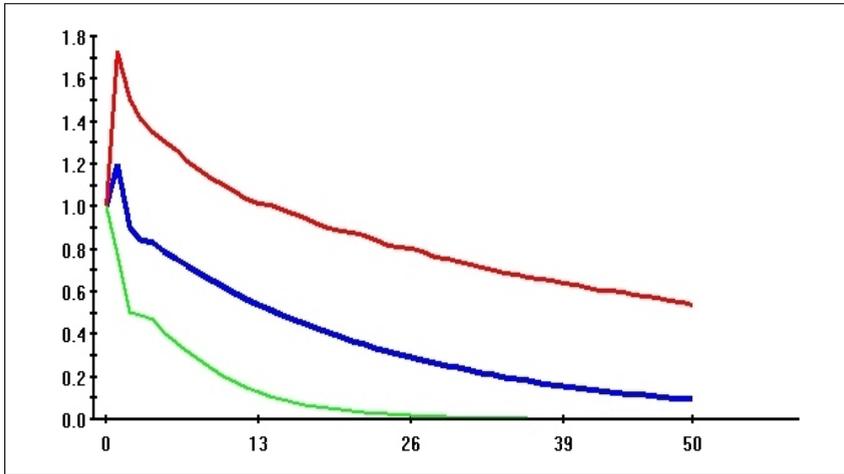


Abbildung 7.2: Persistenzprofil eines systemweiten Schocks

Ein einmaliger Impuls in den Residuen des Vektor-Fehlerkorrekturmodells bringt die Kointegrationsbeziehung zwischen den Größen Staatsverschuldung, Verbraucherpreisindex, Geldmenge M3 und Umlaufrendite kurz- bis mittelfristig deutlich aus dem Gleichgewicht. Nach einem Quartal nimmt die Abweichung sogar noch zu, um anschließend langsam abzufallen. Erst nach zehn Jahren ist der Schock weitgehend abgebaut (die geschätzte Folge ist bereits nach sieben Jahren nicht mehr signifikant) und die langfristige Beziehung stellt sich wieder ein. Das System kehrt in den Gleichgewichtszustand zurück.

Ergebnisse kumulative Effekte variablen-spezifischer Schocks

In Abbildung 7.3 werden die kumulativen Effekte der Impuls-Antwort-Funktionen des Staatsschuldenschocks gezeigt.

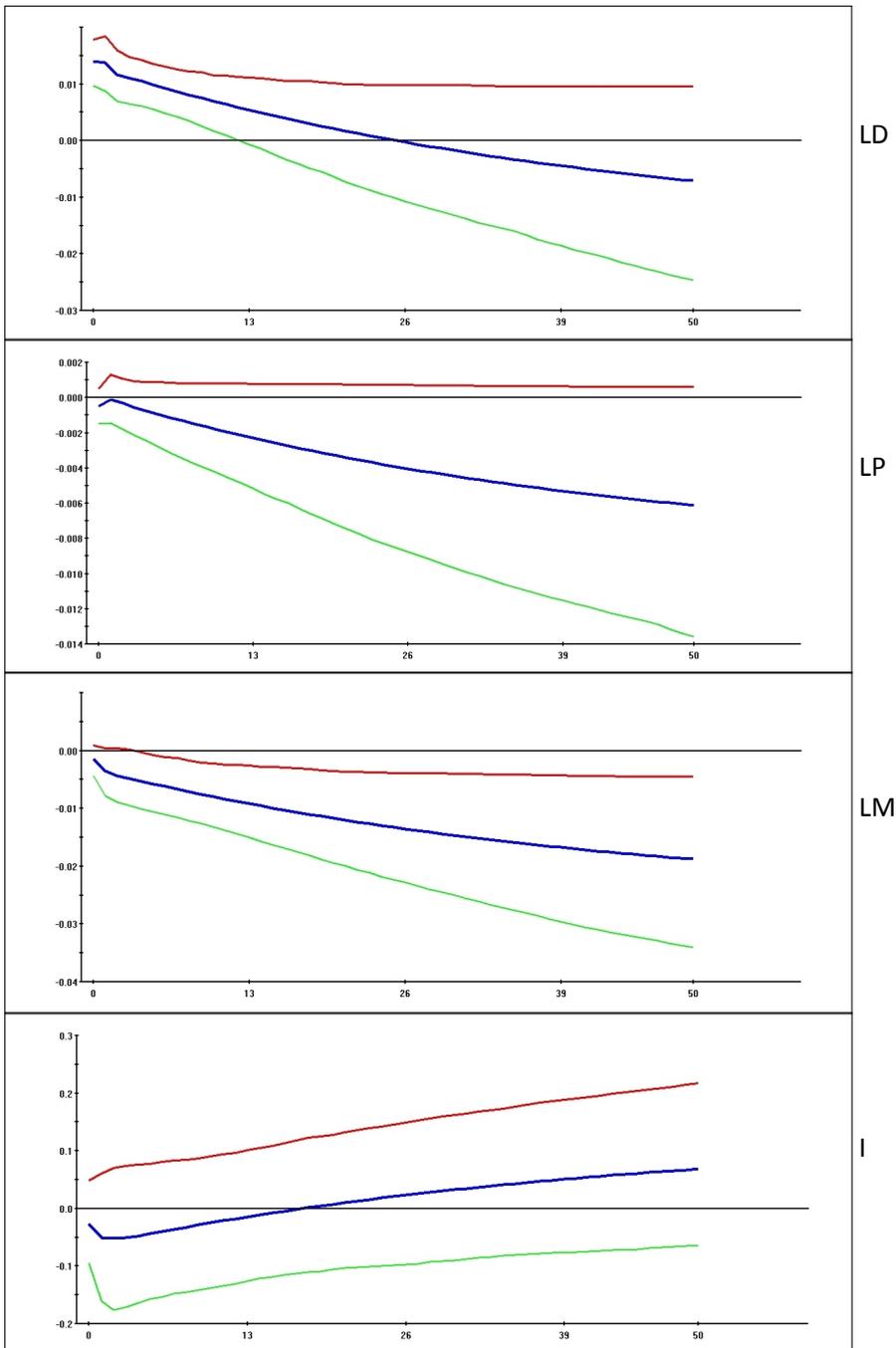


Abbildung 7.3: Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in den Staatsschulden

Ein einmaliger Impuls in der Gleichung für die Staatsschulden in Höhe einer Standardabweichung, definiert als Staatsschuldenschock, übt erst mit einem Jahr Verzögerung einen signifikant dämpfenden Einfluss auf die Geldmenge M3 in Deutschland nach der Wiedervereinigung aus. Demgegenüber ruft der Impuls keine signifikanten Effekte im Verbraucherpreisindex und der Umlaufrendite hervor. In den Abbildungen 7.4 und 7.5 werden die kumulativen Effekte der Impuls-Antwort-Funktionen des Verbraucherpreisschocks dargestellt.

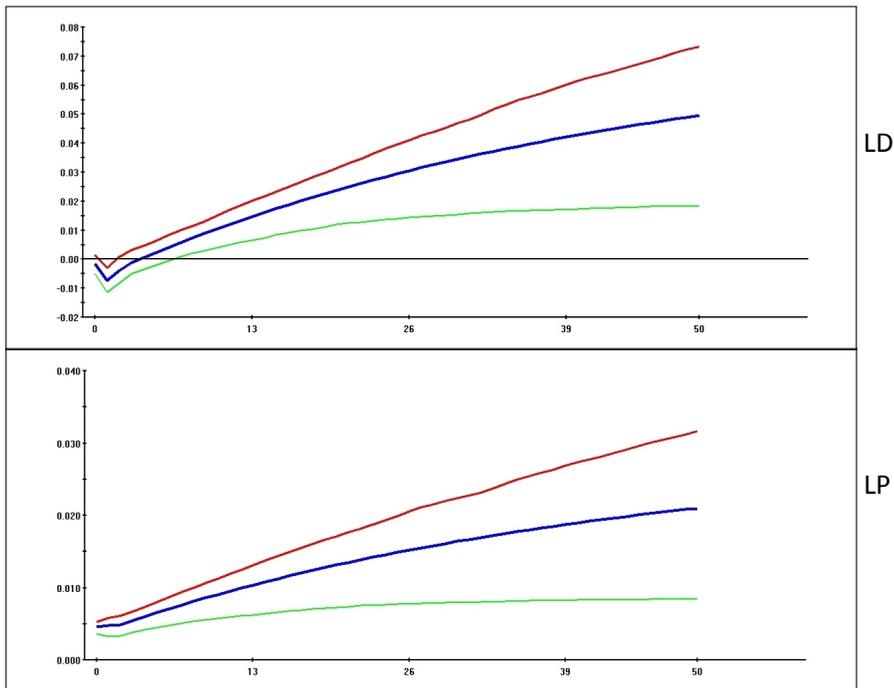


Abbildung 7.4: Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls im Verbraucherpreisindex

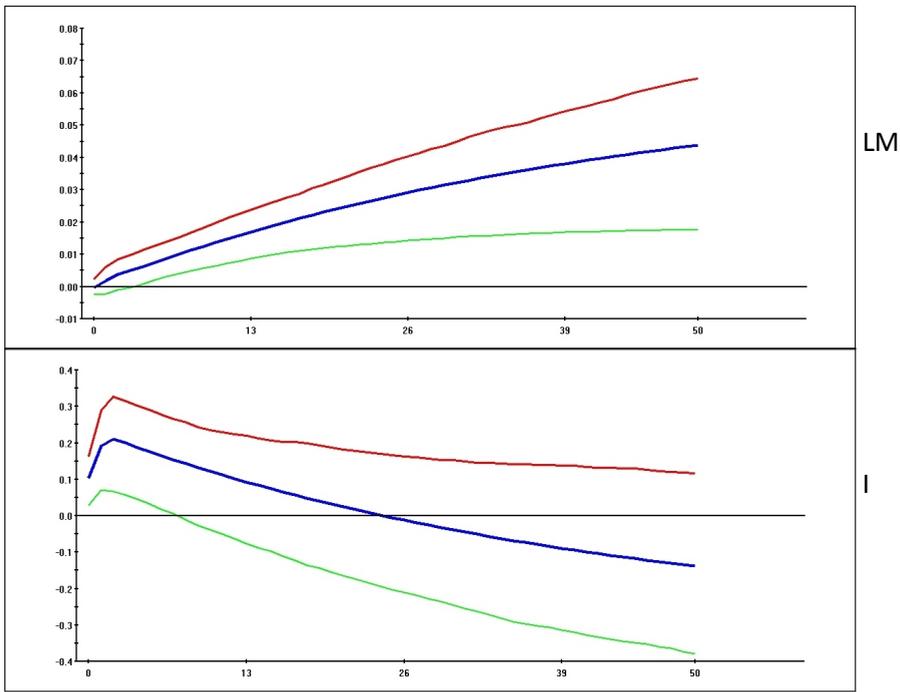


Abbildung 7.5: Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls im Verbraucherpreisindex

Die Reaktion der Staatsschulden auf einen einmaligen Schock der Verbraucherpreise ist unterjährig schwach negativ; die Impuls-Antwort-Folge wechselt aber nach drei Quartalen das Vorzeichen und ist ab dem 6. Quartal wieder signifikant von Null verschieden. Während kurzfristig eine höhere Inflation einen dämpfenden Einfluss auf die Verschuldungssituation des Staates ausübt, überwiegt mittel- bis langfristig die nachteilige (erhöhende) Wirkung. Die geschätzte Impuls-Antwort-Funktion der Geldmenge ist nach einem Jahr signifikant positiv von Null verschieden. Die Anpassung am Geldmarkt vollzieht sich jedoch schleppend. Der Preisschock weist in der Folge für die Umlaufrendite kurzfristig einen deutlich zins erhöhenden Effekt aus. Dieser ist aber nach anderthalb Jahren weitgehend abgebaut und die geschätzte Funktion ist nicht länger signifikant (5 %-Niveau). In Abbildung 7.6 werden die kumulativen Effekte der Impuls-Antwort-Funktionen des Geldmengenschocks gezeigt.

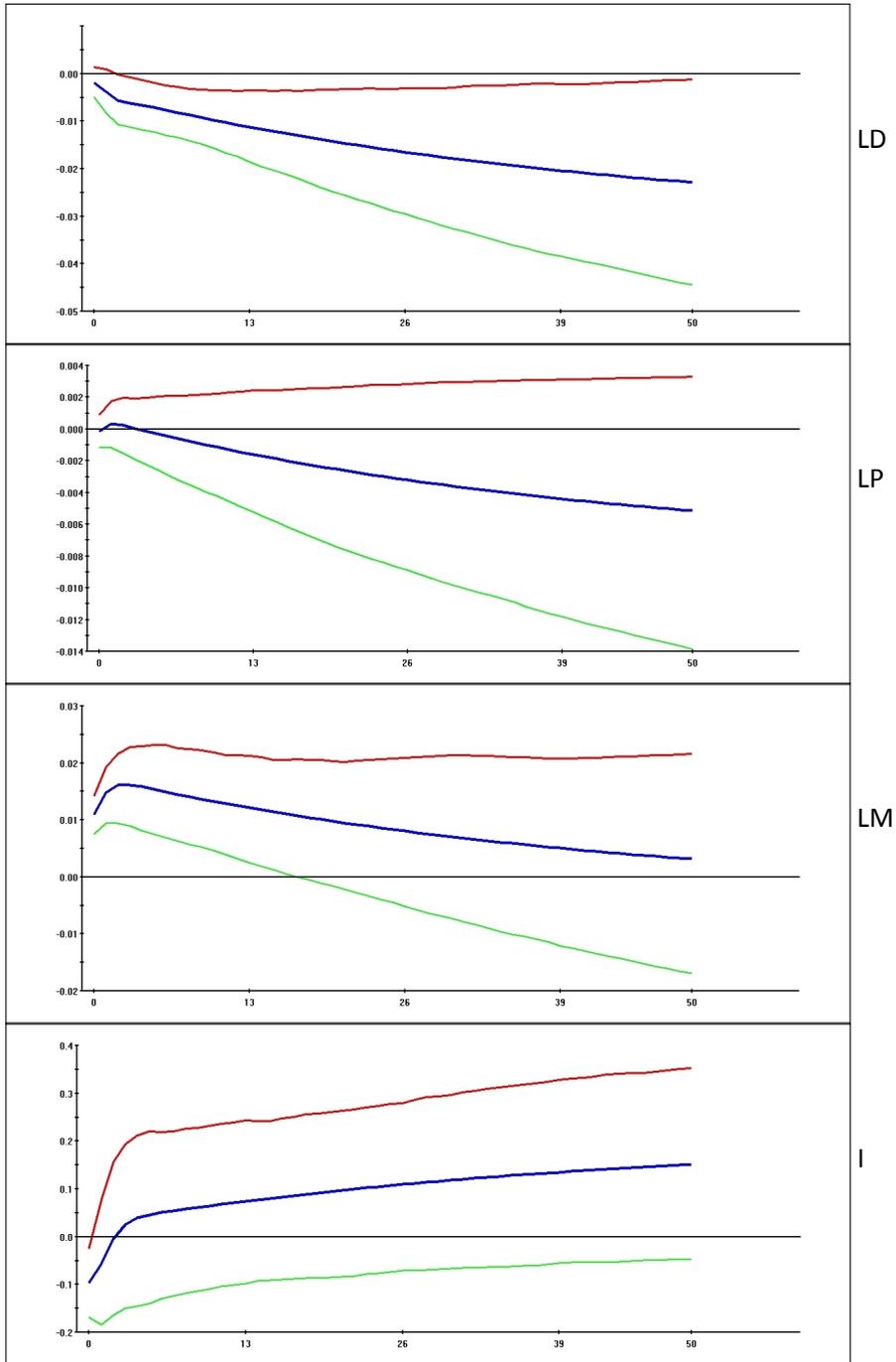


Abbildung 7.6: Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in der Geldmenge M3

Ein Schock in der Gleichung für die Geldmenge hat ab dem dritten Quartal eine signifikant schwach kontraktive Wirkung auf die Staatsschulden. Bereits nach zwei Jahren konvergieren die geschätzten Folgen gegen ihre langfristigen Multiplikatoren. Die geschätzte kumulative Impuls-Antwort-Funktion der Umlaufrendite reagiert kontemporär negativ und wechselt nach einem Jahr das Vorzeichen. Die Folge ist aber lediglich für $k = 0$ signifikant. Der Geldmengenschock übt im gesamten Untersuchungszeitraum keinen signifikanten Effekt auf den Verbraucherpreisindex aus. In den Abbildungen 7.7 und 7.8 werden die kumulativen Effekte der Impuls-Antwort-Funktionen des Zinsschocks dargestellt.

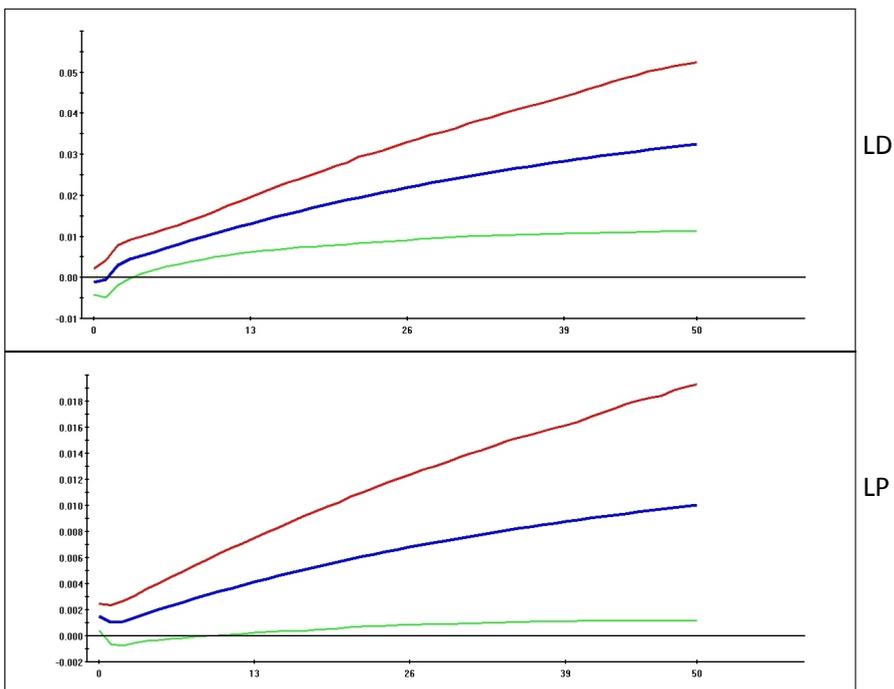


Abbildung 7.7: Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in der Umlaufrendite

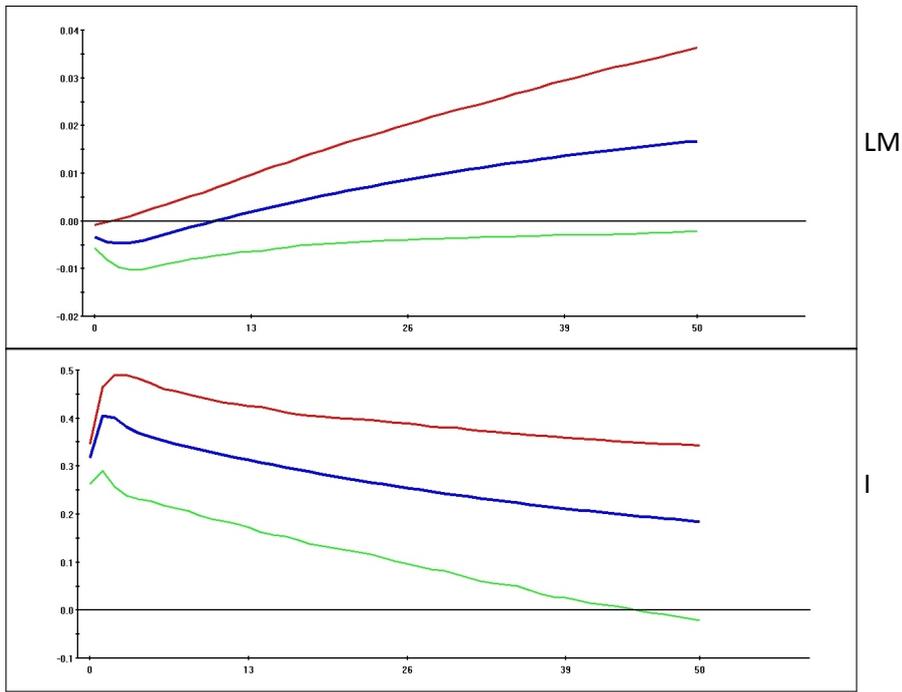


Abbildung 7.8: Kumulativer Effekt der verallgemeinerten Impuls-Antwort-Folgen für einen Impuls in der Umlaufrendite

Ein temporärer Schock in der Umlaufrendite entfaltet nach zwei Quartalen eine schwach stimulierende Wirkung auf die Staatsverschuldung in Deutschland seit der Wiedervereinigung. Höhere Zinsen begrenzen demnach die Verschuldungsmöglichkeiten des Staates nicht. Die Folge konvergiert langsam gegen ihren langfristigen Multiplikator. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei der Verbraucherpreisentwicklung, wobei die Funktion erst nach zwei Jahren signifikant ist. Abgesehen von der unmittelbaren Reaktion (dämpfend) bleibt die Geldmenge weitgehend unberührt vom Zinsschock. Die Folge ist ab $k=1$ nicht signifikant von Null verschieden.

7.5 Ergebnisse der Beveridge-Nelson-Dekomposition

Auf der Grundlage des geschätzten Vektor-Fehlerkorrekturmodells werden mittels der multivariaten Beveridge-Nelson-Dekomposition die zyklischen Komponenten der vier Variablen extrahiert. Dem folgt jeweils eine Kleinst-Quadrat-Schätzung zur Quantifizierung der gegenseitigen Abhängigkeit der transitorischen Komponenten. Ziel ist es u. a., den Einfluss der Staatsverschuldung auf die Verbraucherpreisentwicklung (und umgekehrt) jenseits des gemeinsamen Trendverhaltens, d. h. im Zyklus, im Konjunkturverlauf, zu erklären.

Unter Berücksichtigung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen werden bei der multivariaten BN-Dekomposition die vier gemeinsam integrierten Zeitreihen jeweils in einen stationären und einen nichtstationären Bestandteil (5.48) zerlegt. Der nichtstationäre permanente Teil kann entsprechend der Gleichung (5.49) in eine deterministische und eine stochastische Komponente unterteilt werden. Der stationäre Teil (5.50) ist hier von besonderem Interesse und wird auch als transitorische oder zyklische Komponente bezeichnet. Für die vier Zeitreihen sind Letztere in Abbildung 7.9 dargestellt.

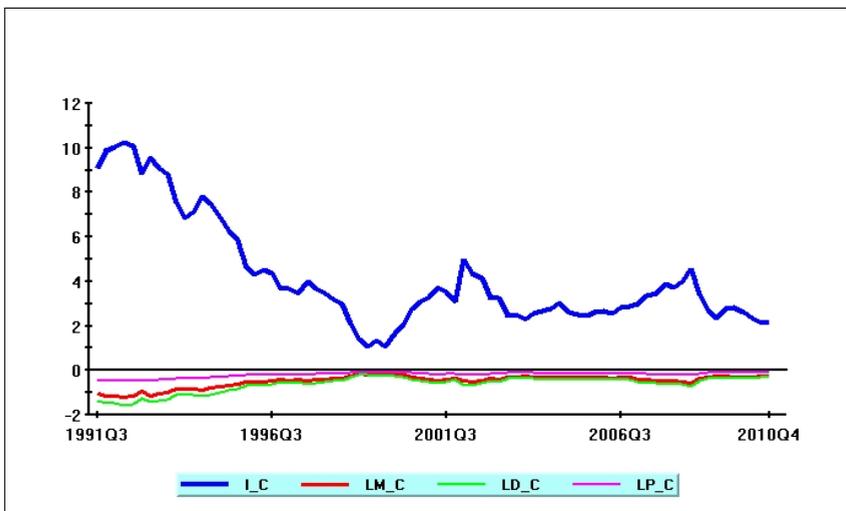


Abbildung 7.9: *Transitorische (zyklische) Komponenten*

Während die stationären Komponenten der Staatsverschuldung, des Verbraucherpreisindex und der Geldmenge M3 im Beobachtungszeitraum 3. Quartal 1991 bis 4. Quartal 2010 nur geringe zyklische Schwankungen zeigen, ist der Verlauf der Umlaufrendite durch starke zyklische Bewegungen gekennzeichnet. Insbesondere in der Zeit nach der Wiedervereinigung, nach dem Platzen der Technologieblase um das Jahr 2000/2001 und im Finanzkrisenjahr 2008 waren die langfristigen Zinsen und im Weiteren der transitorische Bestandteil starken Schwankungen unterworfen. Abbildung 7.9 verdeutlicht, das abnehmende positive Werte für die Zinsen mit weniger negativen Werten der zyklischen Komponenten der drei anderen Variablen einhergingen.

Um die Abhängigkeiten im Zyklus zwischen den Größen in \mathbf{x}_t zu bestimmen, werden als Nächstes vier Regressionsbeziehung mit OLS zwischen den stationären Komponenten geschätzt:¹¹³

$$(7.7) \quad \hat{d}_t^c = 5,66p_t^c - 0,86m_t^c + 0,009j_t^c.$$

(0,75)
(0,24)
(0,008)

Die transitorische Komponente der Staatsverschuldung (\hat{d}_t^c) ist im Beobachtungszeitraum signifikant (5 %) positiv von der transitorischen Komponente des VPI und negativ von der der Geldmengenentwicklung abhängig. Im Konjunkturverlauf geht eine inflationäre Entwicklung mit der Ausweitung der Staatsverschuldung einher. Dieses Ergebnis stimmt mit den korrespondierenden Werten für die Kointegrationsbeziehung (langfristige Gleichgewichtsbeziehung) überein. Hingegen wirkte die Vorquartalswachstumsrate des VPI im Fehlerkorrekturmodell, dem Hochfrequenzfenster, dämpfend auf die Wachstumsrate der Schulden ein.

$$(7.8) \quad \hat{p}_t^c = 0,08d_t^c + 0,25m_t^c - 0,006j_t^c.$$

(0,01)
(0,01)
(0,0006)

Der zyklische Bestandteil der Verbraucherpreise wird in Deutschland preiserhöhend von den zyklischen Bewegungen der Geldmenge und der Staatsverschuldung beeinflusst. Die Staatsverschuldung trägt somit zur Inflation bei. Allerdings ist die Wirkung mit einem geschätzten Koeffizienten von 0,08 nur gering. Im Kon-

¹¹³In den Klammern sind die geschätzten Standardfehler der Koeffizienten angegeben.

junkturzyklus spielen monetäre Faktoren eine wichtige Rolle für die Preisentwicklung. Ein Anstieg der stationären Komponente der langfristigen Zinsen dämpft die zyklische Zunahme der Preise. Höhere Zinskosten bremsen auf mittlere Sicht den Anstieg der Staatsverschuldung.

Die wechselseitigen Reaktionen der Staatsverschuldung und der Verbraucherpreise in Deutschland seit der Wiedervereinigung sind bei spektralanalytischer Betrachtung vom Frequenzfenster abhängig. Eine Divergenz in der Beziehung zwischen den logarithmierten Niveaus und zyklischen Komponenten auf der einen Seite und den Wachstumsraten auf der anderen Seite wird sichtbar. Mittel- bis langfristig zeigt sich eine gleichgerichtete Entwicklung beider Größen. In den Vorquartalswachstumsraten ist dieser Zusammenhang nicht signifikant (5 %).

$$(7.9) \quad \hat{m}_t^c = -0,17d_t^c + 3,57p_t^c + 0,02i_t^c$$

(0,05) (0,15) (0,002)

Die stationäre Komponente der Geldmenge M3 wird signifikant positiv von den stationären Komponenten der Zinsen und der Verbraucherpreise und negativ von der der Verschuldung determiniert. Der Preisentwicklung im Konjunkturzyklus kommt im Modell die größte Bedeutung bei. Erneut wird die inverse Beziehung zwischen Geldmenge und Staatsschulden deutlich. Das Vorzeichen der Koeffizienten für alle drei Variablen stimmt sowohl langfristig (niedrigfrequent) als auch zyklisch (mittelfrequent) überein.

$$(7.10) \quad \hat{i}_t^c = 2,08d_t^c - 96,44p_t^c + 26,89m_t^c$$

(1,74) (10,12) (2,46)

Der Einfluss der zyklischen Komponente des VPI auf die der Zinsen ist stark dämpfend und der transitorischen Komponente der Geldmenge auf die der Zinsen stimulierend. Im Gegensatz dazu waren die entsprechenden Koeffizienten der Langfristbeziehung nicht signifikant. Während die Umlaufrendite in Deutschland seit der Wiedervereinigung in den Wachstumsraten, d. h. im Hochfrequenzfenster, positiv vom Verbraucherpreisindex beeinflusst wird, zeigt sich in den zyklischen Bewegungen, dem Mittelfrequenzfenster, eine schwache negative Abhängigkeit.

7.6 Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse

In diesem Kapitel wurde der Zusammenhang zwischen der Staatsverschuldung, dem Verbraucherpreisindex, der Geldmenge M3 und den langfristigen Zinsen innerhalb eines Vektor-Fehlerkorrekturmodells empirisch untersucht. Die Auswertung und die Schätzung des Modells erfolgten mithilfe des Johansen-Verfahrens. Die vier Variablen wurden im Modell a-priori als gleichberechtigt betrachtet. Die Gleichungen der vier Wirkungsrichtungen wurden durch die in der jüngsten Vergangenheit aufgetretenen Fehler bezüglich eines festgestellten langfristigen Gleichgewichts zwischen den vier Variablen korrigiert.

Die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse zeigen, dass eine stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den vier Variablen besteht. Von den Verbraucherpreisen gehen quantitativ positive Effekte auf die Staatsverschuldung aus. Die Verbraucherpreise bilden im Modell den maßgeblichen Einflussfaktor auf die Staatsverschuldung Deutschlands nach der Wiedervereinigung. Die kurzfristigen Veränderungen des VPI wirken dämpfend auf das Wachstum der Staatsverschuldung ein. In der kurzen Frist profitiert der Staat von höheren Inflationsraten. Während mittel- bis langfristig ein Gleichlauf beider Variablen zu beobachten ist.

Umgekehrt hängt die Entwicklung der Verbraucherpreise signifikant positiv von der Staatsverschuldung ab. Beide Größen stehen in einer wechselseitigen Beziehung zueinander. Damit geht einerseits von der Verschuldung des Staates ein inflationärer Effekt aus. Andererseits wird die Verschuldungssituation des Staates von der Verbraucherpreisentwicklung determiniert. Eine Ausweitung der Staatsverschuldung begünstigt langfristig eine Erhöhung der Verbraucherpreise. Zudem wurde für die Zeit nach der Deutschen Einheit im Jahr 1990 in Deutschland eine wechselseitige Abhängigkeit zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung nachgewiesen. Inflation ist somit langfristig auch ein monetäres Phänomen. Der stabile Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung verliert sich jedoch in den Veränderungsraten.

Die geschätzten Fehlerkorrekturgleichungen zeigen, dass Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung neben der Geldmenge und der Staatsverschuldung hauptsächlich von den langfristigen Zinsen getragen werden. Die aus dem Vektor-Fehlerkorrekturmodell berechneten Impuls-Antwort-Folgen ver-

deutlichen, dass Verbraucherpreisschocks erst mit mehreren Quartalen Verzögerung Wirkungen auf die Staatsschulden entfalten. Während kurzfristig eine höhere Inflation einen dämpfenden Einfluss auf die Verschuldungssituation des Staates ausübt, überwiegt mittel- bis langfristig die nachteilige (erhöhende) Wirkung. Demgegenüber ruft ein Staatsschuldenschock keine signifikanten Effekte im Verbraucherpreisindex hervor.

Ein Zinsschock entfaltet nach zwei Quartalen eine schwach stimulierende Wirkung auf die Staatsverschuldung. Höhere Zinsen begrenzen demnach die Verschuldungsmöglichkeiten des Staates langfristig nicht. Ein Geldmengenschock erzeugt ab dem dritten Quartal eine schwach kontraktive Wirkung auf die Staatsschulden. Ein einmaliger Impuls in der Gleichung für die Staatsschulden übt nach einem Jahr einen dämpfenden Einfluss auf die Geldmenge M3 in Deutschland nach der Wiedervereinigung aus. Somit wurde die Ausweitung der Geldmenge nicht durch eine Erhöhung der Staatsschulden induziert. Die Antwort der Geldmenge auf einen Preisschock ist positiv und die Anpassung vollzieht sich schleppend.

Die Zerlegung der kointegrierten Zeitreihen in transitorische und permanente Komponenten unter Berücksichtigung der Gleichgewichtsfehler mittels der multivariaten Beveridge-Nelson-Dekomposition offenbarte das Beziehungsgeflecht in den zyklischen Bewegungen. Die empirischen Resultate zeigten, dass auch im Konjunkturverlauf eine inflationäre Entwicklung mit der Ausweitung der Staatsverschuldung einhergeht. Höhere Zinskosten bremsen nur im Konjunkturverlauf den Anstieg der Staatsverschuldung. Die zyklische Komponente der Verbraucherpreise wird in Deutschland preiserhöhend von den zyklischen Bewegungen der Geldmengen- und Staatsverschuldung beeinflusst. Die Staatsverschuldung trägt somit auch in mittlerer Frist zur Inflation bei. Im Konjunkturzyklus spielen monetäre Faktoren eine wichtige Rolle für die Preisentwicklung. Darüber hinaus bestätigt sich auch im Mittelfrequenzfenster die inverse Beziehung zwischen Geldmenge und Staatsschulden.

Über die in dieser Arbeit vorgestellten Beziehungen zwischen Staatsverschuldung, Inflation, Geldmenge und Zinsen muss analysiert werden, inwieweit weitere real- und finanzwirtschaftliche Größen in das Modell integriert werden können. Zu diesen zählen u. a. die Investitionen der Unternehmen oder die Verschuldung der privaten Haushalte. Möglicherweise wirkt sich das Beziehungsgeflecht von

Staatsverschuldung und Inflation auch auf die Bautätigkeit des privaten Sektors aus. Weiterer Forschungsbedarf besteht in der Analyse der Schuldenstruktur des Staates. Große Bedeutung kommt den Haltern der Staatsschulden titel bei. Stammen diese aus dem In- oder Ausland und sind es private Anleger oder institutionelle Investoren. Angesichts der Entwicklungen in der Euro-Staatsschuldenkrise muss zudem die Rolle der Geldpolitik bei der Finanzierung von Staatsdefiziten untersucht und neu definiert werden.

Kapitel 8

Fazit

Staatsverschuldung und Inflation stehen über verschiedene Kanäle in einer wechselseitigen Beziehung zueinander. Über die Geldmenge kann die Verschuldung des Staates auf die Verbraucherpreise und damit auf die Inflationsentwicklung einwirken. Dabei spielt es eine wichtige Rolle, bei wem sich der Staat verschuldet und wie die Anleger die Staatsschuldtitel bewerten. Ein wichtiger Faktor bei der Bewertung von Staatsanleihen ist das Vertrauen in die Bonität des Staates, d. h. in dessen Zahlungsfähigkeit und Zahlungswilligkeit. Dies wird aktuell am Beispiel Griechenlands sichtbar. Ein als nicht tragfähig eingeschätzter Schuldenstand kann in den Verlust der Kreditwürdigkeit münden und den Zugang zu den Kapitalmärkten abschneiden.

Die Wirkung des Transmissionsmechanismus über die Outputnachfrage hängt zudem wesentlich davon ab, wie die privaten Gläubiger die Staatsanleihen im Verhältnis zu anderen Anlageformen und zur zukünftig erwarteten Vermögenssituation unter Berücksichtigung der Steuerbelastung bewerten. Das Resultat einer kreditfinanzierten expansiven Fiskalpolitik sind höhere Verbraucherpreise und eine Ausweitung des Outputs in der kurzen Frist. Die Inflation bildet den Preis für den Versuch, die Outputnachfrage über eine staatliche Defizitpolitik zu stimulieren. Auf mittlere Sicht treten Verdrängungseffekte (crowding-out) ein. Die Staatsnachfrage verdrängt partiell die private Güternachfrage. Langfristig wird der private Kapitalstock durch öffentliche Schulden ersetzt. Hinzu treten verzerrende Effekte und Effizienzverluste als Folge der Erhebung von zusätzlichen Steuern zur Finanzierung der zukünftigen Zins- und Tilgungsleistungen.

Die geldpolitischen Möglichkeiten und Ziele der Zentralbanken haben einen großen Einfluss auf das Zusammenspiel zwischen Staatsverschuldung und Inflation. Bei der direkten Finanzierung von Staatsdefiziten wären die inflationären Tendenzen größer als bei der Finanzierung des Staatshaushalts durch private Gläubiger und Geschäftsbanken. Wiederum hängt eine auf Preisniveaustabilität ausgerichtete Geldpolitik von der Verschuldung der öffentlichen Haushalte ab. Bei hohem Schuldenstand und hohen Nominalzinsen wird die Verankerung des Inflationsziels in den Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte erschwert.

Bei der Übertragung sind die Liquidität des Bankensektors und der institutionelle Rahmen wichtige Determinanten. Die Gefahr, dass von der Staatsverschuldung eine Inflation ausgeht, ist umso geringer, je unabhängiger der Status der Zentralbank ist. Allerdings tendieren Regierungen bei hoher Staatsverschuldung vielfach zu einer subtilen Form der Beeinflussung der Öffentlichkeit und damit auch der Notenbank. Eine expansive Geldpolitik die mittelfristig mit steigenden Inflationsraten einhergeht wirkt sich auf die Einnahmen und Ausgaben des Staates und somit auf die Staatsverschuldung aus. Ein weiterer Weg der Entschuldung ist die reale Entwertung des Staatsschuldenbestands. Die Erzielung von Einnahmen durch die Geldschöpfung wirkt für die Wirtschaftssubjekte wie die Erhebung einer Inflationssteuer. Wenn die Inflationsrate steigt, werden die Käufer neuer Staatsanleihen jedoch höhere Nominalzinsforderungen stellen. Mittels finanzieller Repressionsmaßnahmen versucht der Staat jedoch die Zinsen künstlich niedrig zu halten. Dabei wird möglichst ein Zinsniveau unterhalb der Inflationsrate angestrebt, um die Finanzierungskosten der Staatsschulden zu senken. Die überraschende Inflationssteuer ohne Kompensation durch höhere Nominalzinsen reduziert den Wert des nominalen Finanzvermögens und kann einen inflationären Schock auslösen.

Die Ergebnisse der empirischen Analyse für Deutschland zeigen, dass seit der Wiedervereinigung von den Verbraucherpreisen langfristig ein erhöhender Einfluss auf die Staatsverschuldung ausgeht. Die kurzfristigen Veränderungen des VPI wirken hingegen dämpfend auf das Wachstum der Staatsverschuldung ein. In der kurzen Frist profitiert der Staat von höheren Inflationsraten. Während mittel- bis langfristig ein Gleichlauf beider Variablen zu beobachten ist. Umgekehrt hängt die Entwicklung der Verbraucherpreise signifikant positiv von der Staatsverschuldung ab. Beide Größen stehen in einer wechselseitigen Beziehung zueinander. Damit geht einerseits von der Verschuldung des Staates ein inflationärer Effekt aus. Andererseits wird die Verschuldungssituation des Staates von der Verbrau-

cherpreisentwicklung determiniert. Darüber hinaus wurde in den Niveaus ein stabiler Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in Deutschland seit 1991 ermittelt.

In Anbetracht der langfristigen gleichgerichteten Bewegung von Staatsschulden und Verbraucherpreisen besteht die Notwendigkeit das Wachstum der Staatsverschuldung zu beschränken:¹¹⁴

- Haftungsausschluss durch Dritte: In der EWU wurde dies bereits im Maastricht Vertrag als No-Bailout-Klausel kodifiziert.
- Verbot der Monetarisierung von Staatsdefiziten: Die Europäische Zentralbank darf den nationalen Regierungen keine Kredite für öffentliche Ausgaben gewähren.
- Festlegung von Obergrenzen für die staatliche Kreditaufnahme: Auf nationaler Ebene in Deutschland und auf EWU-Ebene ist die Neuverschuldung durch den Stabilitäts- und Wachstumspakt und das Grundgesetz beschränkt.

Die rechtlichen Grenzen der Staatsverschuldung gewährleisten in der Praxis keine wirksame Begrenzung der Staatsverschuldung. Mehrfach kam es zur Verletzung bzw. der Dehnung der nationalen und europäischen Regeln.¹¹⁵ Die Schaffung und Ausweitung der Garantien für den bisherigen Euro-Rettungsschirms (ESFS) missachten die No-Bailout-Klausel. Die Abschreibungen auf griechische Staatsanleihen in den staatlichen Abwicklungsanstalten ("Bad Banks") führen bereits jetzt zu einer Erhöhung der geplanten Neuverschuldung des Bundes für das Jahr 2012. Von Deutschland wird gefordert, die Aufstockung der Kapazität des ESM auf 750 Mrd. Euro mitzutragen.¹¹⁶ Zudem drohen zusätzliche Belastungen durch die Target2-Forderungen der Bundesbank gegenüber den Zentralbanken der Krisenstaaten. Daher sollte die EZB Obergrenzen für die Target2-Salden festlegen und die Anforderungen an die notenbankfähigen Sicherheiten wieder erhöhen.

¹¹⁴Vgl. Donges und Freytag (2009), S. 306 f.

¹¹⁵Vgl. Donges und Freytag (2009), S. 308–312.

¹¹⁶Vgl. Handelsblatt (2012), Artikel vom 29.01.2012.

In Anbetracht der gegenwärtigen Staatsschuldenkrise wird das Regelwerk der EU bis Mitte 2012 um einen Fiskalpakt mit Neuverschuldungsobergrenzen in den Verfassungen von 25 Mitgliedsländern ergänzt werden. Hinzu kommt der Europäische Stabilisierungsmechanismus (ESM) als dauerhaftes Instrument zur Stabilisierung überschuldeter Staaten im Euro-Währungsraum. Der Stabilitäts- und Wachstumspakt wird überarbeitet und um wirksamere Sanktionsmöglichkeiten ergänzt. Auf nationaler Ebene regelt Artikel 115 GG eine verfassungsrechtliche Begrenzung der Staatsverschuldung in Deutschland. Mit der Reform im Jahr 2009 wird der Neuverschuldungsspielraum sukzessive eingeschränkt.¹¹⁷ Nach Artikel 109 GG sind die Haushalte von Bund und Ländern ohne Einnahmen aus Krediten auszugleichen. Für den Bund besteht bis 2016 die Vorgabe, die jährliche Neuverschuldung auf max. 0,35 % des BIP zu senken. Diese Maßnahmen sollen dazu beitragen, das Wachstum der Staatsverschuldung im Euro-Raum zu begrenzen und zu einer soliden Fiskalpolitik zurückzukehren. Die Einführung von Gemeinschaftsanleihen (Euro Bonds) ist rechtlich (No-Bailout-Klausel, Grundgesetz), theoretisch u. a. fehlgeleitete Anreizeffekte (Moral-Hazard) in den Krisenstaaten und auch politisch angesichts der Entwicklung der letzten beiden Jahre problematisch und stellt langfristig keine Lösung der Staatsschuldenkrise dar. Vor dem Hintergrund der Staatsverschuldung Deutschlands in Höhe von rund 81 % des BIP würde eine Vergemeinschaftung der Staatsschuld die Leistungsfähigkeit der Bundesrepublik beeinträchtigen und die Schuldentragfähigkeit überfordern. Ein Ende der Niedrigzinspolitik der Notenbanken würde die Zinsausgaben im Bundeshaushalt deutlich erhöhen.

Von der EZB wird gefordert, für die verschuldeten Staaten als Kreditgeber der letzten Instanz zu fungieren. Diese hat die Bilanzsumme stark ausgeweitet und ist über verschiedene Maßnahmen bereits hohe Risiken eingegangen. Mit dem Kauf von Staatsanleihen der Euro-Krisenstaaten und der Bereitstellung von Liquidität für die Banken im Rahmen der beiden Dreijahrestender geht zum einen die Problematik des nachlassenden Drucks zur Haushaltskonsolidierung einher. Während die Zahlungen des Rettungsschirms EFSF an Bedingungen (Haushaltssanierung, Steigerung der Wettbewerbsfähigkeit) geknüpft sind, tragen die unkonventionellen Maßnahmen der EZB zur Senkung der Refinanzierungskosten der Krisenstaaten bei – ohne strukturelle Reformen einzufordern. Zum anderen ist der Ankauf von Staatsanleihen seit Mai 2010 durch die EZB aufgrund des Verbotes der

¹¹⁷Vgl. Brümmerhoff (2011), S. 656.

monetären Staatsfinanzierung in der Europäischen Währungsunion (EWU) rechtlich problematisch. In Großbritannien und den USA gibt es hingegen keine derartige rechtliche Beschränkung der Geldpolitik. In der Finanzkrise der vergangenen Jahre haben die US-Notenbank (FED) und die Bank of England (BoE) im Frühjahr 2009 begonnen, direkt Staatsanleihen am Sekundärmarkt zu kaufen. Die BoE hat dabei trotz formeller Unabhängigkeit ihr selbst gesetztes Inflationsziel in den Jahren 2010 und 2011 deutlich verfehlt.

Die Niedrigzinspolitik und die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen (Quantitative Easing) sowie die Lockerung der notenbankfähigen Sicherheiten (Qualitative Easing) der Zentralbanken in den vergangenen drei Jahren haben die Zinsen von Staatsanleihen in den USA, Großbritannien und den Kernländern der EWU niedrig gehalten und einen weiteren Anstieg der Staatsverschuldung erst ermöglicht. Die Inflationsraten in diesen Ländern lagen deutlich oberhalb der formulierten Inflationsziele. Die mittelfristige Wirkung der expansiven Geldpolitik auf die Inflation hängt von der Übertragung der Geldbasis durch das Finanzsystem auf breiter gefasste Geldmengenaggregate (z. B. M3) ab. Die Bankenkrise und die neuen Eigenkapitalvorschriften hinderten die Institute bislang daran, die Bilanzsummen auszuweiten und somit das Zentralbankengeld zu multiplizieren und einen inflationären Prozess auszulösen. Inflationsgefahren aus der Staatsverschuldung lassen sich nur vermeiden, wenn die Zentralbanken unabhängig von der Politik agieren können und dem Primat der Preisstabilität verpflichtet sind. Das Wachstum der Staatsschulden sollte im Rahmen des Wachstumspotenzials der Volkswirtschaft begrenzt werden.

Literaturverzeichnis

- Alesina, A. und Tabellini, G. (1992): *Positive and normative theories of public debt and inflation in historical perspective*, in: *European Economic Review*, Band 36, S. 337–344.
- Banerjee, A., Galbraith, J.W. und Dolado, J. (1993): *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press.
- Benkwitz, A., Lütkepohl, H. und Wolters, J. (2001): *Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems*, in: *Macroeconomic Dynamics*, Band 5 (01), S. 81–100.
- Beveridge, S. und Nelson, C.R. (1981): *A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'*, in: *Journal of Monetary Economics*, Band 7 (2), S. 151–174.
- Blanchard, O. und Illing, G. (2009): *Makroökonomie*, 5. Aufl., Pearson Studium.
- Blanchard, O., Dell'Ariccia, G. und Mauro, P. (2010): *Rethinking Macroeconomic Policy*, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Band 42 (1), S. 199–215.
- Blankart, C.B. (2004): *Öffentliche Finanzen in der Demokratie. Eine Einführung in die Finanzwissenschaft*, 5. Aufl., Vahlen.
- Bleaney, M. (1996): *Inflation and Public Debt*, in: *Australian Economic Papers*, Band 35 (66), S. 141–155.
- Brendel, M., Eigendorf, J., Greive, M. und Jost, S. (2012): *Krisenstaaten bürden EZB neue Milliardenrisiken auf*, in: *Welt Online* vom 07.01.2012.
- Brümmerhoff, D. (2011): *Finanzwissenschaft*, 10. Aufl., Oldenbourg.

- Bräuninger, M., Koller, C., Langer, M., Pflüger, W. und Quitzau, J. (2009): *Strategie 2030 – Staatsverschuldung*, in: Berenberg Bank und HWWI (Hrsg.): *Strategie 2030 Studie*.
- Bund der Steuerzahler (2011): *Die Höhe der Staatsschulden*, in: Mitteilung vom Januar 2011.
- Bundesministerium für Finanzen (2010): *Wie viel Geld hat die Bundesregierung bislang in die Bewältigung der Finanz- und Wirtschaftskrise gesteckt*, in: Bürgerfrage vom 21.09.2009.
- Cataõ, L.A.V. und Terrones, M.E. (2005): *Fiscal deficits and inflation*, in: Journal of Monetary Economics, Band 52 (3), S. 529–554.
- Cecchetti, S.G., Mohanty, M.S. und Zampolli, F. (2011): *The real effects of debt*, in: BIS Working Paper No. 352.
- De Grauwe, P. (2011): *The european central bank: Lender of last resort in the government bond markets?*, in: CESifo Working Paper Series Nr. 3569.
- Donges, J.B. und Freytag, A. (2009): *Allgemeine Wirtschaftspolitik*, 3. Aufl., UTB.
- Eckey, H.F., Kosfeld, R. und Dreger, C. (2004): *Ökonometrie*, 2. Aufl., Gabler.
- Engle, R.F. und Granger, C.W.J. (1987): *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, in: Econometrica, Band 55 (2), S. 251–276.
- Europäische Gemeinschaft (1992): *Vertrag über die Europäische Union*.
- Europäische Zentralbank (2010): *Die Reaktion der EZB auf die Finanzmarktkrise*, in: Monatsbericht, Oktober, S. 63–79.
- Europäische Zentralbank (2011): *Vom EZB-Rat am 8. Dezember beschlossene zusätzliche geldpolitische Sondermaßnahmen*, in: Monatsbericht, Dezember, S. 8–10.
- Giannitsarou, C. und Scott, A. (2006): *Inflation implications of rising government debt*, in: NBER Working Paper Series No. 12654.
- Handelsblatt (2012): *Partner drängen Deutschland zu ESM-Aufstockung*, in: Handelsblatt-Online vom 29.01.2012.

- Hansen, P.R. und Johansen, S. (1998): *Workbook on Cointegration*, Oxford University Press.
- Jahjah, S. (2000): *Inflation, Debt, and Default in a Monetary Union*, in: IMF Working Paper Series No. 00/179.
- Johansen, S. (1988): *Statistical analysis of cointegration vectors*, in: Journal of Economic Dynamics and Control, Band 12 (2-3), S. 231–254.
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Junius, K. und Tödtmann, K. (2010): *Inflation und Staatsverschuldung*, in: Ifo Schnelldienst, Band 63 (17), S. 16–26.
- Ketterer, K.H. (1984): *Monetäre Aspekte der Staatsverschuldung*, Duncker & Humblot.
- Kirchgässner, G. und Wolters, J. (2006): *Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse*, Vahlen.
- Lütkepohl, H. (2006): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Mankiw, N.G. (2011): *Makroökonomik: Mit vielen Fallstudien*, 6. Aufl., Schäffer-Poeschel.
- Nastansky, A. (2007): *Modellierung und Schätzung von Vermögenseffekten im Konsum*, in: Strohe, H.G. (Hrsg.): Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 27.
- Nastansky, A. (2008a): *Schätzung vermögenspreisinduzierter Investitionseffekte in Deutschland*, in: Strohe, H.G. (Hrsg.): Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 28.
- Nastansky, A. (2008b): *Realwirtschaftliche Folgen von Vermögenspreisschwankungen: Eine Kointegrationsanalyse für die Bundesrepublik Deutschland*, Josef Eul.

- Nastansky, A. (2011a): *Der Einfluss der Aktienkurse und Immobilienpreise auf den Konsum und die Investitionen in Deutschland*, in: KREDIT und KAPITAL, Band 44 (3), S. 339–365.
- Nastansky, A. (2011b): *Orthogonale und verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen in Vektor-Fehlerkorrekturmodellen*, in: Strohe, H.G. (Hrsg.): Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 45.
- Nastansky, A. (2011c): *Relevanz der Vermögenspreise für die Geldpolitik der Zentralbanken*, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium (WiSt) – Zeitschrift für Studium und Forschung, Band 40 (12), S. 644–651.
- Nastansky, A. (2012): *Geldpolitik und Immobilienpreise*, in: Rottke, N.B. and Voigtländer, M. (Hrsg.): *Immobilienwirtschaftslehre, Band II: Ökonomie*, Immobilien Manager, S. 163–214.
- Nastansky, A. und Lanz, R. (2010): *Vergütungsmanagement in der Finanzkrise: Eine Analyse am Beispiel des Bankensektors*, in: Schriftenreihe der Forschungsstelle für Bankrecht und Bankpolitik an der Universität Bayreuth, Band 11, Dr. Kovač.
- Nastansky, A. und Strohe, H.G. (2009): *Die Ursachen der Finanz- und Bankenkrise im Lichte der Statistik*, in: Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 35.
- Nastansky, A. und Strohe, H.G. (2010a): *Die internationale Finanz- und Bankenkrise und ihre wesentlichen Ursachen*, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium (WiSt) – Zeitschrift für Ausbildung und Hochschulkontakt, Band 39 (1), S. 23–29.
- Nastansky, A. und Strohe, H.G. (2010b): *The impact of changes in asset prices on real economic activity: a cointegration analysis for Germany*, in: Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 38.
- Nastansky, A. und Strohe, H.G. (2011): *Konsumausgaben und Aktienmarktentwicklung in Deutschland: Ein kointegriertes vektorautoregressives Modell*, in: Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 50.

- Neumann, M. (1981): *Inflation und Staatsverschuldung*, in: Simmert, D. B. und Wagner, K.-D. (Hrsg.): *Staatsverschuldung kontrovers*, Wissenschaft und Politik, S. 89–102.
- Neusser, K. (2009): *Zeitreihenanalyse in den Wirtschaftswissenschaften*, 2. Aufl., Vieweg+Teubner.
- Paesani, P., Strauch, R. und Kremer, M. (2006): *Debt and long-term interest rates. The case of Germany, Italy and the USA*, in: EZB Working Paper Series No. 656.
- Pesaran, B. und Pesaran, M.H. (2009): *Time Series Econometrics Using Microfit 5.0*, Oxford University Press.
- Pesaran, H.M. und Shin, Y. (1998): *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*, in: Economics Letters, Band 58 (1), S. 17–29.
- Petersen, H.G. (1988): *Finanzwissenschaft, Bd.2, Spezielle Steuerlehre, Staatsverschuldung, Finanzausgleich*, Kohlhammer.
- Phillips, P.C.B. (1998): *Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs*, in: Journal of Econometrics, Band 83 (1-2), S. 21–56.
- Ragnitz, J., Scharfe, S. und Schirwitz, B. (2009): *Bestandsaufnahme der wirtschaftlichen Fortschritte im Osten Deutschlands 1989 – 2008*, in: ifo Dresden Studien Nr. 51.
- Reinhart, C. und Sbrancia, M. (2011): *The Liquidation of Government Debt*, in: NBER Working Paper Series No. 16893.
- Reinhart, C.M. und Rogoff, K.S. (2009): *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press.
- Rönz, B. und Strohe, H.G. (1994): *Lexikon Statistik*, Gabler.
- Samuelson, P.A. und Nordhaus, W.D. (2010): *Volkswirtschaftslehre: Das internationale Standardwerk der Makro- und Mikroökonomie*, 4. Aufl., Finanzbuch.
- Schäfers, M. (2012): *Deutschlands Schuldenquote wird für 2011 sinken*, in: FAZ.NET vom 15.01.2012.
- Siedenbiedel, C. (2012): *EZB-Chef Mario Draghi – Bringt dieser Mann uns Inflation?*, in: FAZ-Net vom 25.03.2012.

- Sill, K. (2005): *Do budget deficits cause inflation?*, in: Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review, (Q3), S. 26–33.
- Sims, C.A., Stock, J.H. und Watson, M.W. (1990): *Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots*, in: *Econometrica*, Band 58 (1), S. 113–144.
- Sinn, H.W. und Wollmershäuser, T. (2011): *Target-Kredite, Leistungsbilanzsalden und Kapitalverkehr: Der Rettungsschirm der EZB*, in: ifo Working Paper Nr. 105.
- Statistisches Bundesamt (2011): *Öffentliche Schulden 2010 um 18% auf fast 2 Billionen Euro gestiegen*, in: Pressemitteilung Nr. 069.
- Statistisches Bundesamt (2012): *Öffentliche Schulden um 2,1 % auf 2042 Milliarden Euro zum Ende des 1. Quartals 2012 gestiegen*, in: Pressemitteilung Nr. 214.
- Strohe, H.G. und Nastansky, A. (2010): *Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle*, in: *Das Wirtschaftsstudium*, Band 11, S. 1528–1535.
- Strohe, H.G. und Nastansky, A. (2012): *Vektor-Fehlerkorrekturmodelle*, in: *Das Wirtschaftsstudium*, Band 1, S. 114–120.
- Taghavi, M. (2000): *Debt, growth and inflation in large European economies: a vector auto-regression analysis*, in: *Journal of Evolutionary Economics*, Band 10 (1), S. 159–173.
- Vollmer, U. (2011): *Finanzmarkt- und Staatsschuldenkrise – Reaktionen des Euro-systems*, in: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium (WiSt) – Zeitschrift für Studium und Forschung*, Band 40 (10), S. 537–540.
- Wagschal, U., Wenzelburger, G., Petersen, T. und Wintermann, O. (2009): *Determinanten der Staatsverschuldung in den deutschen Bundesländern*, in: *Wirtschaftsdienst*, Band 89 (3), S. 204–212.
- Winker, P. (2010): *Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie*, 3. Aufl., Springer.

Mit über 2 Billionen Euro erreichten die öffentlichen Schulden Deutschlands 2012 ein Rekordhoch. Als Folge der europäischen Staatsschuldenkrise nehmen die Inflationssorgen der Bevölkerung zu. Das hohe Schuldenniveau nicht nur in den Euro-Krisenstaaten und die starke Ausweitung der Bilanzsumme der Europäischen Zentralbank infolge der unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen begründen die Befürchtung vor der Inflationierung der Staatsschuld.

Die Staatsverschuldung und die Inflation stehen über unterschiedliche Übertragungswege in einer wechselseitigen Beziehung zueinander. Die Geldpolitik der Zentralbanken übt zudem einen großen Einfluss auf dieses Zusammenspiel aus. Staatliche Defizite können zu Inflation führen, wenn die Geldmenge ausgeweitet wird. Theoretisch wie empirisch wird geklärt, ob von einer erhöhten Staatsverschuldung ein inflationärer Effekt ausgeht? Und welche Auswirkung hat die Inflation auf die Staatsverschuldung? Diese Fragen werden im Rahmen einer Kointegrationsanalyse für Deutschland für den Zeitraum nach der Wiedervereinigung beantwortet.

ISSN 2192-8061

ISBN 978-3-86956-181-3



9 783869 561813