

Rheinisch-Westfälisches Institut
für Wirtschaftsforschung

Einfluss von Preisschocks auf die Preisentwicklung in Deutschland

Forschungsvorhaben des
Bundesministeriums für
Wirtschaft und Technologie

Endbericht



RWI : Projektberichte

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Vorstand:

Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D. (Präsident),

Prof. Dr. Thomas K. Bauer

Prof. Dr. Wim Kösters

Verwaltungsrat:

Dr. Eberhard Heinke (Vorsitzender);

Dr. Henning Osthues-Albrecht, Dr. Rolf Pohlig, Reinhold Schulte
(stellv. Vorsitzende);

Prof. Dr.-Ing. Dieter Ameling, Manfred Breuer, Oliver Burkhard, Dr. Hans
Georg Fabritius, Dr. Thomas Köster, Dr. Wilhelm Koll, Prof. Dr. Walter Krämer,
Dr. Thomas A. Lange, Tillmann Neinhaus, Hermann Rappen, Dr.-Ing. Sandra
Scheermesser

Forschungsbeirat:

Prof. Michael C. Burda, Ph.D., Prof. David Card, Ph.D., Prof. Dr. Clemens Fuest,

Prof. Dr. Justus Haucap, Prof. Dr. Walter Krämer, Prof. Dr. Michael Lechner,

Prof. Dr. Till Requate, Prof. Nina Smith, Ph.D.

Ehrenmitglieder des RWI Essen

Heinrich Frommknecht, Prof. Dr. Paul Klemmer †, Dr. Dietmar Kuhnt

RWI : Projektberichte

Herausgeber: Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung,

Hohenzollernstraße 1/3, 45128 Essen

Tel. 0201/81 49-0, Fax 0201/81 49-200, e-mail: rwi@rwi-essen.de

Alle Rechte vorbehalten. Essen 2008

Schriftleitung: Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D.

Einfluss von Preisschocks auf die Preisentwicklung in Deutschland

Forschungsvorhaben des Bundesministeriums für Wirtschaft und

Technologie – Projekt-Nr. I D 4 – 020815 – 16/07

Endbericht – Oktober 2008

Projektteam: Dr. Manuel Frondel, Dr. Torsten Schmidt (Projektleiter),

Dr. Colin Vance und Dr. Tobias Zimmermann in Zusammenarbeit mit

Prof. Dr. Ansgar Belke

Rheinisch-Westfälisches Institut
für Wirtschaftsforschung

Einfluss von Preisschocks auf die Preisentwicklung in Deutschland

Forschungsvorhaben des
Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie

Projekt-Nr. I D 4 – 020815 – 16/07

Endbericht – Oktober 2008

Projektteam: Dr. Manuel Frondel, Dr. Torsten Schmidt (Projektleiter),
Dr. Colin Vance und Dr. Tobias Zimmermann in Zusammenarbeit mit
Prof. Dr. Ansgar Belke

Das Projektteam dankt Dr. Roland Döhrn, Prof. Dr. Wim Kösters, Waltraud
Lutze, Thomas Michael, Renate Schubert und Daniela Schwindt für die
Unterstützung der Arbeiten.



Inhaltsverzeichnis

| | | |
|-----|---|-----|
| 1. | Einleitung | 12 |
| 1.1 | Hintergrund der Untersuchung | 12 |
| 1.2 | Ziel und Aufbau der Untersuchung | 13 |
| 2. | Was ist ein Preisschock? | 15 |
| 2.1 | Gesamtwirtschaftliche Ursachen von Preisschocks | 15 |
| 2.2 | Branchenspezifische Einflüsse auf die Preisbildung | 19 |
| 3. | Empirischer Ansatz zur Untersuchung von Preisschocks | 24 |
| 3.1 | Methodische Ansätze | 24 |
| 3.2 | Datenbasis und statistische Eigenschaften der Daten | 26 |
| 4. | Ölpreisschocks | 29 |
| 4.1 | Entwicklung der Rohölpreise | 29 |
| 4.2 | Analyse der makroökonomischen Effekte von Ölpreisschocks | 34 |
| 4.3 | Analyse ausgewählter Branchen | 42 |
| 5. | Wechselkursschocks | 46 |
| 5.1 | Entwicklung des Wechselkurses | 46 |
| 5.2 | Wechselkursschocks auf der Makroebene | 48 |
| 5.3 | Wechselkursschocks auf sektoraler Ebene | 59 |
| 6. | Effekte der Globalisierung | 62 |
| 6.1 | Definition und Beschreibung der Globalisierung | 62 |
| 6.2 | Effekte der Globalisierung | 68 |
| 6.3 | Branchenanalyse | 77 |
| 7. | Wirkungen der Mehrwertsteuererhöhungen | 82 |
| 7.1 | Beschreibung der Mehrwertsteuererhöhungen | 82 |
| 7.2 | Gesamtwirtschaftliche Analyse | 87 |
| 7.3 | Effekte in ausgewählten Branchen | 103 |
| 8. | Auswirkungen der Geld- und Kreditpolitik auf die Immobilienpreise | 107 |
| 8.1 | Zusammenhang zwischen Geld- bzw. Kreditpolitik und den Immobilienpreisen | 107 |
| 8.2 | Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und Geldmenge | 112 |
| 9. | Wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen | 130 |
| 9.1 | Geldpolitische Reaktionen auf Preisschocks | 130 |
| 9.2 | Konsequenzen für die nationale Wirtschaftspolitik | 132 |

| | | |
|--------|--|-----|
| 10. | Zusammenfassung | 134 |
| Anhang | | 145 |
| A1 | Unit Root Tests..... | 145 |
| A2 | Tests auf Kointegration zwischen Immobilienpreisen, Immobilienkrediten und Geld menge | 148 |
| A3 | Tests auf Kointegration von BIP-Deflator und Immobilienpreiszeitreihen..... | 155 |

Verzeichnis der Tabellen

| | | |
|------------|---|-----|
| Tabelle 1 | Konzentration im Produzierenden Gewerbe (im Jahre 2004) | 20 |
| Tabelle 2 | Konzentration der Unternehmen und Konzentration der Anbieter..... | 22 |
| Tabelle 3 | Zuordnung der Verbraucherpreisindizes zu den Branchen des Produzierenden Gewerbes..... | 23 |
| Tabelle 4 | Effekte eines Ölpreisschocks auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen..... | 41 |
| Tabelle 5 | Effekte eines Wechselkursschocks auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen..... | 58 |
| Tabelle 6 | Effekte der Globalisierung auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen..... | 77 |
| Tabelle 7 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhungen auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen | 102 |
| Tabelle 8 | Schätzungen der Fehlerkorrekturterme und Schätzgüte | 121 |
| Tabelle A1 | Gesamtwirtschaftliche Daten..... | 145 |
| Tabelle A2 | Unit Root Tests für die Daten zur Globalisierung | 146 |
| Tabelle A3 | Immobilienpreise..... | 146 |
| Tabelle A4 | Branchendaten (1995:1 bis 2006:4)..... | 147 |
| Tabelle A5 | F-Statistiken für Tests auf Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen und der realen Geldmenge | 153 |
| Tabelle A6 | F-Statistiken für Tests auf Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen und dem Kreditvolumen | 154 |
| Tabelle A7 | Tests auf Kointegration BIP-Deflator und Preise für Neubauten (Gesamtdeutschland)..... | 155 |
| Tabelle A8 | Tests auf Kointegration BIP-Deflator und Preise für Neubauten (Westdeutschland) | 155 |

| | | |
|-------------|--|-----|
| Tabelle A9 | Tests auf Kointegration zwischen BIP-Deflator und Wiederverkaufspreise für Immobilien (Gesamtdeutschland)..... | 156 |
| Tabelle A10 | Tests auf Kointegration zwischen BIP-Deflator und Wiederverkaufspreise für Immobilien (Westdeutschland) | 156 |

Verzeichnis der Schaubilder

| | | |
|--------------|--|----|
| Abbildung 1 | Ursachen von Preisschocks | 15 |
| Abbildung 2 | Ölpreis | 33 |
| Abbildung 3 | Ausgaben für den Import von Rohöl und –produkten | 34 |
| Abbildung 4 | Gesamtwirtschaftliche Effekte von Ölpreisschocks | 36 |
| Abbildung 5 | Effekte von Ölpreisschocks auf Konsum-Deflator und privaten Konsum..... | 37 |
| Abbildung 6 | Effekte von Ölpreisschocks auf Investitions-Deflator und private Investitionen..... | 37 |
| Abbildung 7 | Effekte von Ölpreisschocks auf Export-Deflator und Exporte | 38 |
| Abbildung 8 | Effekte von Ölpreisschocks auf Import-Deflator und Importe | 38 |
| Abbildung 9 | Effekte von Ölpreisschocks auf die Terms of Trade | 39 |
| Abbildung 10 | Effekte von Ölpreisschocks auf die Reallöhne | 40 |
| Abbildung 11 | Reaktion der Preise in der Mineralölindustrie und der Heizölpreise | 43 |
| Abbildung 12 | Reaktion der Preise in der Mineralölindustrie und der Benzinpreise..... | 44 |
| Abbildung 13 | Reaktion der Preise in der Chemischen Industrie | 45 |
| Abbildung 14 | Reaktion der Preise in der Kraftfahrzeugindustrie | 46 |
| Abbildung 15 | Real effektiver Wechselkurs | 48 |
| Abbildung 16 | Gesamtwirtschaftliche Effekte eines Wechselkursschocks (1976-2007) | 50 |
| Abbildung 17 | Gesamtwirtschaftliche Effekte eines Wechselkursschocks (1976-1989) | 52 |
| Abbildung 18 | Gesamtwirtschaftliche Effekte eines Wechselkursschocks (1992-2007) | 53 |

| | | |
|--------------|--|----|
| Abbildung 19 | Effekte von Wechselkursschocks auf Konsum-Deflator und privaten Konsum..... | 54 |
| Abbildung 20 | Effekte von Wechselkursschocks auf Investitions-Deflator und private Investitionen..... | 54 |
| Abbildung 21 | Effekte von Wechselkursschocks auf Import-Deflator und Importe..... | 55 |
| Abbildung 22 | Effekte von Wechselkursschocks auf Export-Deflator und Exporte..... | 55 |
| Abbildung 23 | Effekte von Wechselkursschocks auf die Terms of Trade..... | 56 |
| Abbildung 24 | Effekte von Wechselkursschocks auf die Reallöhne..... | 57 |
| Abbildung 25 | Reaktion der Umsätze und Preise in der Bekleidungsindustrie | 59 |
| Abbildung 26 | Reaktion der Umsätze und Preise im Maschinenbau | 60 |
| Abbildung 27 | Reaktion der Umsätze und Preise in der Mineralölindustrie sowie der Heizölpreise..... | 61 |
| Abbildung 28 | Entwicklung wichtiger Handelsindikatoren | 63 |
| Abbildung 29 | Zusammenhang zwischen Globalisierung und Inflation bzw. Wirtschaftswachstum | 64 |
| Abbildung 30 | Kumulative Effekte einer verstärkten Globalisierung auf die Veränderungsraten ausgewählter Aggregate | 73 |
| Abbildung 31 | Kumulative Effekte einer verstärkten Globalisierung auf die Veränderungsraten ausgewählter Aggregate | 74 |
| Abbildung 32 | Kumulative Effekte einer verstärkten Globalisierung auf die Veränderungsraten ausgewählter Aggregate | 76 |
| Abbildung 33 | Preisentwicklung in ausgewählten Branchen unterteilt nach handelbaren und nicht handelbaren Gütern | 78 |
| Abbildung 34 | Effekte der Globalisierung auf die Preisentwicklung in ausgewählten Branchen..... | 79 |
| Abbildung 35 | Effekte der Globalisierung auf die Preisentwicklung in ausgewählten Branchen..... | 80 |

| | | |
|--------------|--|----|
| Abbildung 36 | Entwicklung des Verbraucherpreisanstiegs im zeitlichen Umfeld der jüngsten Umsatzsteuererhöhungen..... | 84 |
| Abbildung 37 | Entwicklung des privaten Konsums im zeitlichen Umfeld der jüngsten Umsatzsteuererhöhungen | 85 |
| Abbildung 38 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Verbraucherpreise und BIP | 90 |
| Abbildung 39 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Konsum-Deflator und privaten Konsum | 90 |
| Abbildung 40 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Investitionen und Investitions-Deflator..... | 91 |
| Abbildung 41 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Import-Deflator und Importe | 91 |
| Abbildung 42 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Export-Deflator und Exporte | 92 |
| Abbildung 43 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf die Terms of Trade | 92 |
| Abbildung 44 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf die Reallöhne | 93 |
| Abbildung 45 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Verbraucherpreise und BIP | 94 |
| Abbildung 46 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Konsum-Deflator und privaten Konsum | 94 |
| Abbildung 47 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Investitions-Deflator und private Investitionen | 95 |
| Abbildung 48 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Import-Deflator und Importe | 95 |
| Abbildung 49 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Export-Deflator und Exporte | 96 |
| Abbildung 50 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf die Terms of Trade | 96 |

| | | |
|--------------|--|-----|
| Abbildung 51 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf die Reallöhne | 97 |
| Abbildung 52 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Verbraucherpreise und BIP | 98 |
| Abbildung 53 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Konsum-Deflator und privaten Konsum | 98 |
| Abbildung 54 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Investitions-Deflator und private Investitionen | 99 |
| Abbildung 55 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Import-Deflator und Importe | 99 |
| Abbildung 56 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Export-Deflator und Exporte | 100 |
| Abbildung 57 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf die Terms of Trade | 100 |
| Abbildung 58 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf die Reallöhne | 101 |
| Abbildung 59 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf ausgewählte Verbraucherpreisindizes..... | 104 |
| Abbildung 60 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf ausgewählte Verbraucherpreisindizes..... | 105 |
| Abbildung 61 | Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf ausgewählte Verbraucherpreisindizes..... | 106 |
| Abbildung 62 | Immobilienpreise und Geldmenge in Deutschland..... | 115 |
| Abbildung 63 | Immobilienpreise und Immobilienkredite in Deutschland | 116 |
| Abbildung 64 | Impuls-Antwortfolgen von Geldmengenschocks (reale Geldmenge M3 und westdeutsche Wiederverkaufspreise)..... | 124 |
| Abbildung 65 | Impuls-Antwortfolgen von Schocks des Immobilienkreditvolumens (westdeutsche Wiederverkaufspreise | 125 |

| | | |
|--------------|---|-----|
| Abbildung 66 | Impuls-Antwortfolgen von Geldmengenschocks (reale Geldmenge M3 und westdeutsche Neubaupreise) | 126 |
| Abbildung 67 | Impuls-Antwortfolgen von Schocks des Immobilienkreditvolumens (westdeutsche Neubaupreise) | 127 |

1. Einleitung

1.1 Hintergrund der Untersuchung

Die Verbraucherpreise sind im Jahr 2007 mit 2,2% gestiegen und damit so stark wie zuletzt 1994. Insbesondere die Preise für Energie und für einige Nahrungsmittel haben zu diesem deutlichen Anstieg geführt. Da viele dieser Preissteigerungen eine beachtliche Größenordnung hatten und zudem überraschend auftraten, wird in diesem Zusammenhang oft von Preisschocks gesprochen. Die damit verbundene steigende Belastung der privaten Haushalte hat dabei zu einer intensiven Debatte über wirtschaftspolitische Handlungsmöglichkeiten geführt. Auch als sich im Zusammenhang mit dem Ölpreisanstieg Benzin und Heizöl deutlich verteuerten, wurde nach Reaktionen der Wirtschaftspolitik gerufen, wie z.B. eine zeitweise Reduzierung der Mineralölsteuer. Gleichzeitig hat die politische Entscheidung, den Regelsatz der Mehrwertsteuer zu Beginn dieses Jahres anzuheben, selbst eine deutliche Erhöhung vieler Preise verursacht.

Wie diese Beispiele zeigen, wird das Preisniveau von einer ganzen Reihe von Faktoren beeinflusst. Allerdings ist bei der Untersuchung zu berücksichtigen, dass sich die Bedeutung der einzelnen Faktoren im Zeitablauf durchaus verändern kann. Beispielsweise haben die deutschen Unternehmen ihre Kostensituation deutlich verbessert. Bezüglich der Ölpreissteigerungen wird darauf verwiesen, dass wegen der Häufigkeit und Stärke der Schocks in der Vergangenheit in den Unternehmen durch Investitionen für einen niedrigeren Energieverbrauch gesorgt wurde. Zu der verbesserten preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen hat auch beigetragen, dass die Lohnsteigerungen in Deutschland verglichen mit anderen europäischen Ländern ausgesprochen gering waren. All dies hat dazu geführt, dass Kostensteigerungen, die durch einige Preisschocks entstanden, von den Unternehmen besser verkraftet werden konnten als in der Vergangenheit.

Zwei weitere gesamtwirtschaftliche Entwicklungen, die längerfristig dämpfend auf die Preisentwicklung gewirkt haben könnten, werden mit den Schlagwörtern Globalisierung und europäische Integration angesprochen. Im Zuge der zunehmenden internationalen Verflechtung der Gütermärkte ist der Konkurrenzdruck durch internationale Anbieter größer geworden, so dass höhere Energie- oder Importpreise von den Unternehmen nicht mehr ohne weiteres an die Verbraucher weitergegeben werden können. Andererseits ist es durchaus möglich, durch Outsourcing für geringere Preise bei den Vorleistungen zu sorgen. Nicht zuletzt ist zu berücksichtigen, dass die stärkere internationale Integration der Finanzmärkte zu einer größeren Diszip-

linierung der Zentralbanken geführt haben könnte, so dass auch von der monetären Seite stabilisierende Wirkungen ausgehen sein dürften.

Neben diesen Veränderungen des gesamtwirtschaftlichen Umfeldes haben sich auch die Bedingungen auf einzelnen Märkten oder in einzelnen Wirtschaftssektoren gewandelt. So hat die Liberalisierung im Telekommunikationssektor in den Neunzigerjahren zu einer Erhöhung des Wettbewerbs in diesem Bereich und zu deutlich niedrigeren Preisen geführt. Es ist also nahe liegend, dass auch branchenspezifische Veränderungen dazu geführt haben, dass sich Preisschocks nicht mehr in gleichem Maße wie noch vor einigen Jahren auf das Preisniveau insgesamt ausgewirkt haben.

Für die Prognose der gesamtwirtschaftlichen Preisentwicklung aber auch für die Frage der wirtschaftspolitischen Handlungsmöglichkeiten sind die Ursachen der Preisschocks von großer Bedeutung. Als eine erste Klassifizierung bietet sich an, angebots- oder nachfrageseitige Preisschocks zu unterscheiden. Darüber hinaus ist eine Einschätzung wichtig, ob von einem Preisschock permanente oder nur vorübergehende (transitorische) Effekte ausgehen. Diese Unterscheidung ist insbesondere für die Geldpolitik von Bedeutung. So ist die Zeitverzögerung der Wirkung von geldpolitischen Maßnahmen zu groß, um mit diesem Instrument auf transitorische Schocks, wie z.B. Ölpreisschocks, reagieren zu können. Dagegen bieten permanente Effekte auf das Preisniveau oder die Inflationsrate durchaus die Möglichkeit, wirtschaftspolitisch zu reagieren. Beispielsweise könnte eine Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft zu einer anhaltend gedämpften Preisentwicklung führen.

1.2 Ziel und Aufbau der Untersuchung

Ziel der vorliegenden Studie ist es, die unterschiedlichen Preisschocks, die in den vergangenen Jahren aufgetreten sind, zu systematisieren und die Effekte ausgewählter Schocks zu quantifizieren. Dazu wird im anschließenden Abschnitt 2 zunächst ein Überblick über die verschiedenen Ursachen von Preisschocks gegeben. Neben den Faktoren, die direkt mit den Angebots- und Nachfragebedingungen am gesamtwirtschaftlichen Gütermarkt in Zusammenhang stehen, werden auch wichtige Faktoren behandelt, die ausgehend von anderen Märkten, die Preise am Gütermarkt indirekt beeinflussen. Diese Darstellung basiert im Wesentlichen auf einer Auswertung der vorhandenen empirischen Literatur zu Preisschocks. Im Abschnitt 3 wird dargestellt, was im Rahmen dieser Arbeit unter einem Schock verstanden wird. Darauf aufbauend werden die empirischen Ansätze skizziert, die bei der Analyse der Preisschocks eingesetzt werden.

In den folgenden Abschnitten wird ein Überblick über die gesamtwirtschaftlichen Effekte von ausgewählten Preisschocks gegeben. Im Einzelnen werden Effekte von Ölpreisschocks (Abschnitt 4), Wechselkursschocks (Abschnitt 5) sowie der Globalisierung (Abschnitt 6) und der Mehrwertsteuererhöhung (Abschnitt 7) analysiert. Im Anschluss daran wird im Abschnitt 8 der Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und der Geldmengenentwicklung genauer untersucht. Die Darstellung der einzelnen Schocks ist so aufgebaut, dass zunächst ein Überblick über die aufgetretenen Schocks gegeben wird. Dabei wird der Begriff des Schocks in dieser Untersuchung sehr weit gefasst. Daher wird neben der Darstellung von überraschenden und erheblichen Preissteigerungen wie z.B. bei den Ölpreisen auch eine Beschreibung von längerfristigen Entwicklungen der betreffenden ökonomischen Größe z.B. im Zusammenhang mit der Globalisierung geliefert.

Im Rahmen dieser Darstellung wird auch auf die relevante empirische Literatur eingegangen, um einen Überblick über die möglichen Wirkungskanäle zu geben. Daran schließt sich die empirische Analyse des jeweiligen Schocks an. Dazu wird der Schätzansatz vorgestellt und anschließend die Ergebnisse diskutiert. Die Analyse umfasst die Effekte des jeweiligen Schocks auf wichtige realwirtschaftliche Aggregate und Preisindizes. Es wird zusätzlich eine Untersuchung der Schocks auf Branchenebene vorgenommen. Aus den vorhandenen Daten für Preise und Umsätze der Branchen wurde eine Auswahl getroffen, um den Arbeitsaufwand in Grenzen zu halten. Aufgrund der in Abschnitt 2.2 dargestellten Konzentrationskennzahlen wurden unterschiedliche Branchen ausgewählt, um einen Eindruck von der Bedeutung der Wettbewerbsintensität für die Überwälzung von Preisschocks zu erhalten. Nach Abschluss des analytischen Teils werden in Abschnitt 9 wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen abgeleitet. Abschnitt 10 fasst die wichtigsten Ergebnisse des Gutachtens zusammen.

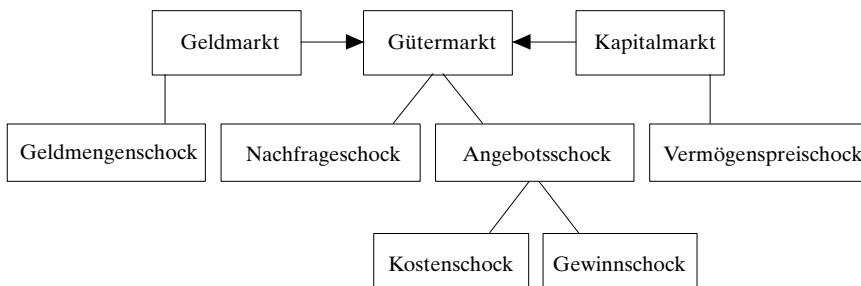
2. Was ist ein Preisschock?

2.1 Gesamtwirtschaftliche Ursachen von Preisschocks

Im Zentrum der Untersuchung stehen Schocks, die das Preisniveau in Deutschland – gemessen an den Verbraucherpreisen – vorübergehend oder nachhaltig beeinflussen. Zur Ermittlung der verschiedenen Effekte von Preisschocks ist es daher nahe liegend, bei den Angebots- und Nachfragebedingungen der Gütermärkte zu beginnen. Schocks, die auf anderen Märkten, wie Geld-, Finanz-, Arbeits- oder Vorproduktmärkten auftreten, werden in die Untersuchung einbezogen, da sie indirekt zu Preisänderungen auf den Gütermärkten führen können (Abbildung 1). Zusätzlich zur gesamtwirtschaftlichen Betrachtung werden die Effekte makroökonomischer Schocks auf Branchenebene untersucht.

Abbildung 1

Übersicht über Ursachen von Preisschocks



Quelle: Eigene Darstellung.

Um die Ursachen möglicher Preisschocks identifizieren zu können, werden die preisbestimmenden Faktoren zunächst auf den Gütermärkten genauer beleuchtet. In der ökonomischen Literatur wird das Preisniveau bzw. die Inflationsrate mit Hilfe verschiedener Ansätze erklärt. Der derzeit dominierende Ansatz ist die Neu-Keynesianische Phillipskurve. Danach wird die Inflationsrate (π_t) durch die erwartete Inflation ($E_t \pi_{t+1}$) und die Produktionslücke ($y_t - y_t^*$) bestimmt.

$$\pi_t = a_1 E_t \pi_{t+1} + a_2 (y_t - y_t^*) + u_t$$

Welche Faktoren die erwartete Inflation erklären, hängt wiederum von dem unterstellten Modell ab. In den Neu-Keynesianischen Modellen sind dies

die realwirtschaftliche Entwicklung (die erwartete Veränderung der Produktionslücke) und die Geldpolitik. Damit enthält die so spezifizierte Phillipskurve sowohl angebots- als auch nachfrageseitige Elemente. Empirische Überprüfungen dieses Ansatzes haben aufgrund des relativ geringen Erklärungsgehaltes der zuvor vorgestellten Spezifikation zu einigen Modifikationen geführt. Zum einen lässt sich der empirische Erklärungsgehalt des Ansatzes erhöhen, indem neben der erwarteten auch die Inflationsrate der Vorperiode in die Gleichung eingeführt wird, da die Inflationsraten eine relativ hohe Persistenz aufweisen (Fuhrer, Moore 1995).

Aus ökonomischer Sicht bedeutsamer ist allerdings, dass sich der Erklärungsgehalt weiter erhöht, wenn man die Produktionslücke durch ein Maß für die marginalen Produktionskosten ersetzt (Gali und Gertler 1999).¹ Diese Modifizierung führt den Phillipskurven-Ansatz wieder eindeutig zurück zu angebotsseitigen Erklärungsfaktoren (Rumler 2005).

$$\pi_t = a_1 E_t \pi_{t+1} + a_2 \pi_{t-1} + a_3 lk_t + a_4 pimp_t + u_t$$

Durch die Aufnahme von Kostenkomponenten der Produktion (lk: Lohnquote und pimp: Importpreise) lassen sich bereits eine Reihe möglicher Kostenschocks berücksichtigen. Da die Lohnkosten eine bedeutende Rolle spielen, kommt zunächst der Lohnquote ein hoher potenzieller Erklärungsgehalt zu. Gleichzeitig wird über diesen Kanal eine Verbindung zum Arbeitsmarkt hergestellt, so dass mittelbar auch die Arbeitslosenquote oder die Anzahl der Streiktage einen Einfluss auf die Preisentwicklung haben können. Es ist daher nicht verwunderlich, dass die Frage, welche Bedeutung die Lohnzurückhaltung in Deutschland der vergangenen Jahre für die Entwicklung der Inflationsrate und der Realwirtschaft gehabt hat, intensiv diskutiert wird. Auf Grund der Schwerpunktsetzung kann dieser Frage im Rahmen dieses Gutachtens allerdings nicht weiter nachgegangen werden.

Für die gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung sind weitere Faktorkosten von Bedeutung, wie die Importpreise insgesamt aber auch einzelne Rohstoffpreise wie beispielsweise die Preise für Rohöl. Dabei ist zu bedenken, dass die Importpreise wiederum von einer Vielzahl weiterer Faktoren, wie Wechselkursen und Rohstoffpreisen, beeinflusst werden. Nicht zuletzt dürfte sich eine Verstärkung des internationalen Wettbewerbs – einem Aspekt der Globalisierung – über die Importpreise auf das gesamtwirtschaftliche Angebot auswirken.

¹ Aus theoretischer Sicht ist die Berücksichtigung der Produktionslücke in der Phillipskurve nur gerechtfertigt, wenn man vollkommen flexible Arbeitsmärkte unterstellt. Eine Annahme die für viele Länder, wie z.B. auch Deutschland sicher nicht erfüllt ist.

Die so erweiterte Phillipskurve weist deutliche Parallelen zu dem seit langem angewendeten Mark-up-Ansatz auf, da die Preise zunächst auf die Produktionskosten zurückgeführt werden. In vielen Mark-up-Ansätzen wird aber zusätzlich berücksichtigt, dass es sich bei den so bestimmten Preisen zunächst um Nettopreise (P_t^{netto}) handelt. Um auf das gesamtwirtschaftliche Preisniveau (P_t) zu kommen, werden zusätzlich die indirekten Steuern (T_t^{ind}) addiert und die Subventionen (Sub_t) subtrahiert. Wie die jüngste Mehrwertsteuererhöhung zeigt, können auch durch diese Variablen deutliche Preiseffekte ausgelöst werden.

$$P_t = P_t^{netto} + T_t^{ind} - Sub_t$$

Weitaus schwieriger sind die Faktoren zu ermitteln, die von der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage auf das Preisniveau wirken. Da die Preise außer bei vollkommener Konkurrenz Entscheidungsvariablen der Unternehmen sind, können Faktoren der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage nur indirekt auf das Preisniveau wirken. Die Berücksichtigung der Produktionslücke in der Phillipskurve oder der Kapazitätsauslastung in der Mark-up-Gleichung weisen aber auf die Bedeutung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage für die gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung hin. Beispielsweise wird unter anderem die Konsumzurückhaltung in Deutschland für die niedrigen Preissteigerungsraten verantwortlich gemacht. Als weitere nachfrageseitige Variablen werden öffentlichen Ausgaben sowie die Zinsen genannt (Checchetti et al. 2007).²

Die Entwicklung der Importpreise wird über die konjunkturellen Aspekte hinaus auch durch längerfristige Faktoren, wie der zunehmenden internationalen Konkurrenz auf den Gütermärkten beeinflusst. Da die importierten Endprodukte mit den in Deutschland erzeugten Endprodukten konkurrieren, dürfte die zunehmende ausländische Konkurrenz einen dämpfenden Effekt auf die Preise in Deutschland haben. Die importierten Vorprodukte dürften sich über den Kostenkanal ebenfalls preisdämpfend auswirken. Gleichzeitig ist zu erwarten, dass eine zunehmende internationale Nachfrage nach deutschen Produkten in der Tendenz auch zu einem Preisanstieg in Deutschland führt. Allerdings wirkt die steigende Nachfrage nach Rohstoffen aus den Schwellenländern zu Preissteigerungen gerade bei importierten Vorprodukten, so dass der Gesamteffekt zunächst unbestimmt ist.

² Im Rahmen der Neu-Keynesianischen Modelle wird die Bedeutung der Staatsverschuldung für die Inflationsentwicklung diskutiert. Diese als „Fiskalische Theorie des Preisniveaus“ bezeichneten Ansätze werden von einigen Autoren als rein theoretische Diskussion ohne empirische Relevanz kritisiert (Kocherlakota, Phelan 1999).

Neben den Faktoren, die den Gütermarkt direkt betreffen, gehen insbesondere mittel- bis langfristig auch vom Geldmarkt Effekte auf die Preisentwicklung aus. Dabei steht die Geldmengenentwicklung im Zentrum der Überlegungen. Allerdings wird der Einfluss der Geldmenge auf das Preisniveau derzeit heftig diskutiert. Während für die Stabilität der herkömmlichen Geldnachfrage unterschiedliche Ergebnisse vorliegen, findet man in der Regel gute Prognoseeigenschaften für den sog. P*-Ansatz (Gerlach, Svensson 2001). Auch in diesem Ansatz wird ein Teil der Inflation durch die erwartete Inflation erklärt. Im Unterschied zum Phillips-Kurven-Ansatz wird hier aber die Inflationsrate zusätzlich durch die Preislücke ($p - p^*$) bestimmt:

$$\pi_t = a_1 E_t \pi_{t+1} + a_2 (p_t - p_t^*) + u_t$$

Das langfristige Preisniveau p^* wird aus der Quantitätstheorie abgeleitet:

$$p_t^* = m_t + v_t^* - y_t^*$$

Dabei ist m die Geldmenge, v^* die langfristige Umlaufgeschwindigkeit und y^* das Produktionspotenzial. Der Ansatz verdeutlicht, dass auch von der Geldmengenentwicklung positive Effekte auf die Inflationsrate ausgehen. Da diese aber nur die langfristige Preisentwicklung beeinflusst, sind kurzfristige Effekte auf das aktuelle Preisniveau hier nicht zu erwarten. Allerdings könnte ein kurzfristiger Effekt bereits dann entstehen, wenn man Erwartungseffekte berücksichtigt: Die Antizipation höherer zukünftiger Wachstumsraten der Geldmenge könnte sich in einer höheren erwarteten Inflationsrate heute und damit einer höheren aktuellen Inflationsrate niederschlagen.

Die Bedeutung von Vermögenspreisschocks für die realwirtschaftliche Entwicklung und das Preisniveau werden durch den Einbruch der Aktienmärkte in den Jahren 2000 und 2001 und auch durch die jüngsten Turbulenzen an den Finanzmärkten in Folge der Immobilienkrise in den Vereinigten Staaten sichtbar. Dabei lassen sich drei wichtige Wirkungskanäle unterscheiden, die der gesamtwirtschaftlichen Nachfrageseite zuzurechnen sind.

Erstens führen Änderungen der Vermögenspreise zu Änderungen der Vermögen der privaten Haushalte (Hamburg et al. 2005). Geht man davon aus, dass die Haushalte einen bestimmten Zuwachs ihrer Ersparnisse anstreben, erreichen sie dieses Ziel leichter, wenn die Vermögenspreise stärker steigen als erwartet. In diesem Fall können die Haushalte einen größeren Teil ihres laufenden Einkommens konsumieren als geplant. Über die steigende Nachfrage wird bei einem relativ elastischen Angebot die real-

wirtschaftliche Entwicklung stimuliert und Druck auf die Preisentwicklung erzeugt.

Der zweite Kanal, über den Vermögenspreise auf die Realwirtschaft wirken, betrifft die privaten Investitionen (Funke 1989). Unterstellt man die Gültigkeit von Tobin's q-Theorie, hängt die Investitionsnachfrage der Unternehmen von dem Verhältnis des Marktpreises zu den Wiederbeschaffungskosten des Kapitals ab. Steigt dieses Verhältnis, werden Anreize geschaffen zusätzliche Investitionen zu tätigen, mit positiven Effekten auf die Realwirtschaft und das Preisniveau.

Der dritte Kanal von Vermögenspreisen zum realwirtschaftlichen Sektor führt über den Bankensektor. Wie die umfassende Literatur zum Kreditkanal und andere Studien zeigen, reagieren Banken mit ihrer Kreditvergabe auf Vermögenspreisänderungen (Chirinko et al. 2004). Da ein Verfall der Vermögenspreise die Eigenkapital- und die Liquiditätsausstattung der Banken verringern kann, könnten die Banken gezwungen sein, ihre Kreditvergabe einzuschränken. In diesem Fall können Unternehmen geplante Investitionsprojekte nicht finanzieren und die Haushalte geplante Anschaffungen nicht tätigen. Durch die dämpfenden Effekte auf die realwirtschaftliche Aktivität sind dann auch dämpfende Effekte auf die Preisniveausteigerung zu erwarten.

Die bisher dargestellten Einflussfaktoren werden in vielen Studien herangezogen, um einen Anstieg oder ein Absinken der Inflationsrate zu erklären. Für den bei der Entwicklung der Inflationsrate sichtbaren abnehmenden Trend scheinen sie aber nicht geeignet zu sein. Für diese trendmäßige Entwicklung werden in der Literatur strukturelle Faktoren herangezogen, die die Bedeutung der oben dargestellten Inflationsdeterminanten verändern. Als wichtige strukturelle Veränderungen werden die Globalisierung auf den Güter- und den Finanzmärkten sowie die zunehmende Bedeutung des Dienstleistungssektors angesehen. Darüber hinaus wird der abnehmende Organisationsgrad der Arbeitnehmer in Gewerkschaften genannt (Checchetti et al. 2007).

2.2 Branchenspezifische Einflüsse auf die Preisbildung

Für einzelne Güter oder in einzelnen Branchen kommen zu den gesamtwirtschaftlichen Faktoren weitere Einflüsse hinzu. So hängen die Preissetzungsspielräume der Unternehmen nicht zuletzt von der Wettbewerbssituation auf einzelnen Märkten ab. Anhand der Unternehmensstruktur wird im Folgenden eine Einschätzung der Wettbewerbssituation auf Branchenebene vorgenommen (Tabelle 1).

Tabelle 1

Konzentration im Produzierenden Gewerbe (im Jahre 2004)

| Wirtschaftszweig | Anzahl der Unternehmen | Gini-Koeffizient | Herfindahl-Hirschmann Koeffizient |
|---|------------------------|------------------|-----------------------------------|
| Kohlenbergbau, Torfgewinnung | 34 | 0,86 | 244,80 |
| Gewinnung von Erdöl und Erdgas, Erbringung verbundener Dienstleistungen | 20 | 0,74 | 232,48 |
| Gewinnung von Steinen und Erden, sonstiger Bergbau | 358 | 0,60 | 13,96 |
| Ernährungsgewerbe | 4960 | 0,82 | 3,02 |
| Tabakverarbeitung | 23 | 0,81 | 242,59 |
| Textilgewerbe | 880 | 0,63 | 5,13 |
| Bekleidungs-gewerbe | 408 | 0,69 | 13,96 |
| Ledergewerbe | 180 | 0,69 | 25,02 |
| Holzgewerbe (ohne Möbel) | 1042 | 0,70 | 6,86 |
| Papiergewerbe | 835 | 0,71 | 7,02 |
| Verlags-, Druckgewerbe, Vervielfältigung | 2521 | 0,69 | 4,56 |
| Kokerei, Mineralölverarbeitung, Herstellung von Brutstoffen | 51 | 0,89 | 227,08 |
| Herstellung von chemischen Erzeugnissen | 1377 | 0,81 | 18,41 |
| Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren | 2634 | 0,70 | 5,21 |
| Glasgewerbe, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden | 1636 | 0,68 | 4,16 |
| Metallerzeugung und -bearbeitung | 910 | 0,81 | 19,48 |
| Herstellung von Metallerzeugnissen | 6156 | 0,67 | 1,53 |
| Maschinenbau | 5967 | 0,75 | 2,65 |
| Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen | 173 | 0,90 | 227,94 |
| Herstellung von Geräten der Elektrizitätserzeugung, -verteilung u. ä. | 1926 | 0,84 | 113,27 |
| Rundfunk- und Nachrichtentechnik | 253 | 0,88 | 69,70 |
| Medizin-, Mess-, Steuer- und Regelungstechnik, Optik | 2043 | 0,75 | 5,68 |
| Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen | 990 | 0,94 | 97,26 |
| Sonstiger Fahrzeugbau | 311 | 0,86 | 54,89 |
| Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten usw. | 1541 | 0,69 | 8,42 |

Quelle: Statistisches Bundesamt (2006).

Anhand der Indikatoren Zahl der Unternehmen in einer Branche, Gini-Koeffizient und Herfindahl-Hirschmann-Koeffizient wird die Wettbewerbsintensität in den Branchen des Produzierenden Gewerbes zu charakterisieren versucht. Bei den ersten beiden Kennzahlen deuten kleine Werte und bei dem Herfindahl-Hirschmann-Koeffizienten große Werte (Maximum 1000) auf eine hohe Konzentration hin. Die drei Maße bieten ein unterschiedliches Bild von der Konzentration im Produzierenden Gewerbe. Allein gemessen an der Zahl der Unternehmen ist die Konzentration im Bereich Gewinnung von Erdöl und Erdgas, Erbringung von Verbundenen Dienstleistungen am höchsten. Dagegen deutet der Gini-Koeffizient auf die höchste Konzentration im Bereich Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen hin. Der Herfindahl-Hirschmann-Koeffizient wiederum weist die höchste Konzentration im Bereich Kohlenbergbau und Torfgewinnung an.

Die Monopolkommission hat allerdings darauf aufmerksam gemacht, dass eine institutionelle Abgrenzung nach Wirtschaftszweigen (Unternehmen) eine geringe Aussagekraft in Bezug auf Konzentration und Wettbewerb aufweist (Monopolkommission 1997: Tz. 125). Sie stützt ihre Analysen der Unternehmenskonzentration auf eine funktionale Aufbereitung der amtlichen Statistik nach Güterarten, da hier eine größere Nähe zu den sachlich relevanten Märkten besteht (Monopolkommission 1997: Tz. 124). Die Monopolkommission spricht in diesem Zusammenhang von Anbietern. Für die in diesem Gutachten vorgenommene Analyse ist daher von Interesse, welche Unterschiede sich in der Beurteilung der Wettbewerbssituation in einzelnen Branchen durch die unterschiedliche Betrachtungsweise ergeben. Aufschlüsse gibt hier eine Gegenüberstellung, die die Monopolkommission für das Jahr 1995 vorgenommen hat und die in der Tabelle 2 in Auszügen wiedergegeben ist.

Immerhin zeigt die Tabelle 2, dass die grundsätzliche Beurteilung der Wettbewerbssituation anhand des Herfindahl-Indexes erhalten bleibt. Lediglich in den Branchen Kokerei, Mineralölverarbeitung und Brutstoffe sowie Büromaschinen und Datenverarbeitungsgeräte ist der Herfindahl-Index bei einer Abgrenzung nach Anbietern deutlich geringer als bei der Unternehmensabgrenzung, was auf eine geringere Unternehmenskonzentration hindeutet. Allerdings weist die Monopolkommission ebenfalls darauf hin, dass eine Beurteilung der Wettbewerbssituation auf der Ebene der Wirtschaftszweige (Zweisteller) noch immer sehr ungenau ist, da die Unternehmen bei dieser Klassifikation noch immer sehr heterogen sein können. Die Monopolkommission bevorzugt eine Analyse auf der stärker disaggregierten Ebene (Viersteller). Darüber hinaus betont sie, dass der Konzentrationsgrad nur ein Element der Marktstruktur ist, so dass noch weitere Faktoren für eine detaillierte Analyse herangezogen werden müssen.

Tabelle 2

Konzentration der Unternehmen und Konzentration der Anbieter

Gemessen am Herfindahl-Index (im Jahre 1995)

| Wirtschaftszweig | Unternehmen | Anbieter |
|--|-------------|----------|
| Ernährungsgewerbe | 2,81 | 2,95 |
| Tabakverarbeitung | 235,12 | 212,59 |
| Textilgewerbe | 3,25 | 3,34 |
| Bekleidungs-gewerbe | 6,98 | 6,50 |
| Kokerei, Mineralölverarbeitung, Herstellung von Brutstoffen | 127,90 | 89,05 |
| Herstellung von chemischen Erzeugnissen | 26,42 | 24,72 |
| Maschinenbau | 2,72 | 2,21 |
| Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und – einrichtungen | 210,03 | 117,46 |
| Rundfunk- und Nachrichtentechnik | 37,33 | 71,70 |
| H. v. Kraftwagen u. Kraftwagen- teilen | 93,28 | 87,99 |
| H. v. Möbeln, Schmuck, Musi- kinstr., Sportger. usw. | 2,57 | 2,52 |

Quelle: Monopolkommission, Tabelle I.3 (1997).

Diese wenigen Ausführungen zeigen, dass eine eindeutige Charakterisierung bezüglich der Konzentration in den Sektoren des Produzierenden Gewerbes nicht möglich ist. Bei der Analyse der Preisschocks auf sektoraler Ebene sind die Ergebnisse mit Blick auf die Wettbewerbssituation daher sorgfältig zu interpretieren. Bei der empirischen Untersuchung der Preisschocks auf sektoraler Ebene sollen daher nur ausgewählte Sektoren untersucht werden. Die Auswahl der Sektoren richtet sich nach der Möglichkeit, die Preisindizes, vor allem die Verbraucherpreisindizes, sinnvoll den Sektoren zuzuordnen (Tabelle 3). Darüber hinaus wird darauf geachtet, dass Sektoren mit unterschiedlichen Konzentrationscharakteristika in die Untersuchung eingehen.

Aus den Branchen des Produzierenden Gewerbes wurden elf Branchen ausgewählt. Bei der Auswahl wurde zunächst darauf geachtet, dass wichtige Branchen ausgewählt wurden. Darüber hinaus wurden Branchen ausgewählt, denen ein Teilindex des Verbraucherpreisindex zugeordnet werden kann. Dies ist bei Branchen wie Chemie und Maschinenbau fraglich. Dennoch wird hier mit einer Zuordnung gearbeitet. Zudem wurde darauf geachtet, dass Branchen enthalten sind, die von ihrem Konzentrationsgrad als gering, mittel und hoch eingestuft werden können.

Tabelle 3

Zuordnung der Verbraucherpreisindizes zu den Branchen des Produzierenden Gewerbes

| Branche | Verbraucherpreisindex |
|--|---|
| Nahrungs- und Futtermittel sowie Getränke | Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke |
| Tabakerzeugnisse | Tabakwaren |
| Textilien | Heimtextilien |
| Bekleidung | Bekleidungsartikel |
| Kokereierzeugnisse, Mineralölerzeugnisse, Spalt- und Brutstoffe | Flüssige Brennstoffe (Leichtes Heizöl) |
| | Kraft- und Schmierstoffe für Privatfahrzeuge |
| Chemische Erzeugnisse | Pharmazeutische Erzeugnisse |
| Nachrichtentechnik, Rundfunk- und Fernsehgeräte sowie elektronische Bauelemente | Telefon- und Telefaxgeräte, einschl. Reparatur |
| | Geräte für den Empfang, die Aufnahme und Wiedergabe von Ton und Bild |
| Kraftwagen und Kraftwagenteile | Kauf von Fahrzeugen |
| Möbel, Schmuck, Musikinstrumente, Sportgeräte, Spielwaren und sonstige Erzeugnisse (ohne Münzen) | Möbel und Einrichtungsgegenstände |
| Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräte und -Einrichtungen | Audiovisuelle, fotografische und Informationsverarbeitungsgeräte und Zubehör einschl. Reparaturen |
| Sonstige Maschinen für unspezifische Verwendung | Haushaltsgeräte |

3. Empirischer Ansatz zur Untersuchung von Preisschocks

3.1 Methodische Ansätze

Für den Untersuchungsgegenstand dieser Studie ist die Frage zu klären, was unter einem Preisschock verstanden werden soll. Nach allgemeinem Verständnis ist ein Schock ein überraschendes Ereignis mit substantziellen Effekten auf andere Größen. In empirischen Studien wird bei der Definition eines Schocks in der Regel nur auf das Überraschungsmoment abgestellt. Demnach ist jede unerwartete Änderung einer Variablen ein Schock. Nur gelegentlich wird versucht zu berücksichtigen, dass sich eine Variable in einer gewissen Größenordnung verändern muss, um als Schock zu gelten. Mit Blick auf die Ölpreise wird beispielsweise definiert, dass es sich bei einer Veränderung der Ölpreise erst um einen Schock handelt, wenn der Ölpreis in einer Periode höher ist als der höchste Wert des vergangenen Jahres bzw. der vergangenen drei Jahre (Hamilton 1996, Lee et al. 1995).

Der Vorstellung, dass ein Schock ein überraschendes Ereignis ist, entspricht die Berechnung von Impuls-Antwortfolgen im Rahmen von vektorautoregressiven (VAR) Modellen. Dazu wird in zwei Schritten vorgegangen. Im ersten Schritt wird ein VAR-Modell empirisch geschätzt. In der allgemeinen Form, die alle in dieser Studie verwendeten Ansätze umfasst, lässt sich das Modell wie folgt darstellen:

$$A\Delta Y_t = \Pi_1\Delta Y_{t-1} + \Pi_2\Delta Y_{t-2} + \dots + \Pi_{p-1}\Delta Y_{t-p+1} + \Gamma Y_{t-1} + CD_t + u_t$$

Y beinhaltet die endogenen Variablen des Modells. D enthält die deterministischen Elemente. Diese sind zum einen die Konstanten der jeweiligen Gleichungen. Zum anderen sind bei der Analyse der Mehrwertsteuerschocks die Dummyvariablen für die Mehrwertsteuererhöhungen in der Matrix D enthalten. Die Koeffizientenmatrizen des Modells (Π_i, Γ, C) beinhalten die systematischen Zusammenhänge zwischen den Variablen des Modells. Wird das VAR in ersten Differenzen (Δ) geschätzt, wie bei den Ölpreis- und Wechselkursschocks sowie der Globalisierung und der Mehrwertsteuererhöhung, sind die Elemente der Koeffizientenmatrix Γ Null. Kointegrationsbeziehungen, die in der Matrix Γ erfasst werden, finden bei der Analyse der Immobilienpreise Berücksichtigung. Durch die Matrix A können kontemporäre Zusammenhänge berücksichtigt werden. Die Residuen (u_t) beinhalten die unsystematischen Bestandteile, die als Schocks interpretiert werden (Breitung et al. 2003).

Im zweiten Schritt werden die Impuls-Antwortfolgen berechnet, um die Effekte dieser Schocks auf die Variablen des Modells zu analysieren.³ Damit man aus den Residuen des reduzierten Modells die ökonomisch interpretierbaren strukturellen Schocks erhält, müssen Restriktionen in das Modell eingeführt werden. Um die Identifikationsstrategien zu verdeutlichen, kann das VAR-Modell in struktureller Form geschrieben werden:

$$A\Delta Y_t = \Phi_1\Delta Y_{t-1} + \Phi_2\Delta Y_{t-2} + \dots + Bu_t$$

Dabei enthält die Matrix A die kontemporären Zusammenhänge der Variablen des VAR-Modells. In der Matrix B sind Informationen enthalten, wie die strukturellen Schocks (u_t) durch das System wirken. Dieser Ansatz wird in den meisten Teilen des Gutachtens verwendet.

Um die Effekte der Ölpreis- und Wechselkursschocks zu analysieren, werden die Restriktionen so eingeführt, dass eine Identifikation der Schocks über die zeitliche Abfolge der Effekte erfolgt (Choleski-Zerlegung). Daher sind die Matrizen A und B wie folgt definiert:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1} & \dots & b_{nk} \end{bmatrix}$$

Eine weitere Möglichkeit, die strukturellen Schocks des Modells zu identifizieren, besteht darin, zwischen permanenten und transitorischen Effekten der Schocks zu unterscheiden (Blanchard, Quah 1989). Dazu schreibt man das VAR-Modell in der Gleitenden-Durchschnitt-Darstellung, indem man die Variablen direkt in Abhängigkeit der Residuen darstellt.

$$\Delta Y_t = \Theta_0 u_t + \Theta_1 u_{t-1} + \Theta_2 u_{t-2} + \dots$$

Führt man nun wieder eine Matrix ein, die den Zusammenhang zwischen Residuen und strukturellen Schocks enthält, kann man die Schocks aus den Residuen identifizieren ($\varepsilon_t = B^{-1}u_t$). Definiert man die Koeffizientenmatrizen entsprechend um ($\Psi_t = \Theta_t B$) erhält man:

$$\Delta Y_t = \Psi_0 \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

³ Die Schätzung der VARs sowie die Berechnung der Impuls-Antwortfolgen wurden mit den Programmpaketen EViews und JMulti durchgeführt. Da EViews als Impuls jeweils eine Standardabweichung des Schockprozesses wählt, ist die Vergleichbarkeit der Reaktionen auf die unterschiedlichen Schocks eingeschränkt.

Dabei wird angenommen, dass einige Schocks keine langfristigen Effekte auf einige der Variablen haben. Dazu werden die entsprechenden Elemente der Koeffizientenmatrix

$$\Psi = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i$$

gleich null gesetzt.⁴ Die ökonomische Begründung für die jeweiligen Identifikationsannahmen wird in dem entsprechenden Abschnitt zur Globalisierung gegeben.

Wie in dem Abschnitt über die Mehrwertsteuererhöhungen argumentiert werden wird, können sie als exogene Ereignisse in Bezug auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung aufgefasst werden. In diesem Fall müssen die Dummy-Variablen für die Mehrwertsteuereffekte als exogene Variablen in das VAR aufgenommen werden. Daher ist die übliche Berechnung von Impuls-Antwortfolgen nicht möglich. Um die Effekte der Mehrwertsteuererhöhungen zu ermitteln, werden Simulationen der geschätzten VAR-Modelle durchgeführt. Als Basisvariante wird das VAR-Modell ohne Mehrwertsteuererhöhung gelöst. In der Alternativsimulation wird die jeweilige Mehrwertsteuererhöhung bei der Lösung des Modells berücksichtigt. Die Reaktionen der endogenen Variablen auf die wirtschaftspolitische Maßnahme werden als Differenz zwischen Basis- und Alternativszenario berechnet. Im Unterschied zu den üblichen Impuls-Antwortfolgen werden bei dieser Vorgehensweise die systematischen Effekte der Maßnahme ermittelt. In diesem Sinne handelt es sich also nicht um die Analyse eines Schocks.

3.2 Datenbasis und statistische Eigenschaften der Daten

Die Daten für die empirische Analyse wurden aus verschiedenen Quellen zusammengestellt. Wichtigste Quelle ist die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (VGR). Hieraus werden das Bruttoinlandsprodukt (bip), der private Konsum (konsum), private Bruttoanlageinvestitionen (invest), Exporte (export), Importe (import) und die zugehörigen Deflatoren⁵, die Terms of Trade (tot) sowie die Beschäftigung und die Löhne entnommen. Durch die Umstellung auf Kettenindizes ist eine Reihe von Umrechnungen nötig, um möglichst lange Reihen der realen Variablen zu erhalten. Vom Statistischen Bundesamt werden standardmäßig nur Indexreihen für die realwirtschaftli-

⁴ Für eine ausführliche Darstellung dieser Methode vgl. Breitung et al. (2003).

⁵ Konsum-Deflator (p_konsum), Investitions-Deflator (p_invest), Import-Deflator (p_import) und Export-Deflator (p_export).

che Entwicklung ausgewiesen. Für den Zeitraum 1970 bis 1991 wurde vom Statistischen Bundesamt der Jahresdurchschnitt 1991 gleich Hundert gesetzt. Für den Zeitraum 1991 bis 2007 ist der Durchschnitt des Jahres 2000 gleich Hundert gesetzt worden. Aus diesem Grund wurden die Indexreihen der einzelnen Größen zunächst rückwärtsverkettet. Auf diese Weise wurde auch der Niveausprung, der in vielen Reihen durch die deutsche Wiedervereinigung erzeugt wurde, beseitigt. Um zu Volumenangaben zu gelangen, wurde die jeweilige Indexreihe so umgerechnet, dass das Volumen im ersten Quartal 2000 dem jeweiligen nominalen Wert entspricht. Falls eine optische Inspektion dies nahe legte, wurden die Reihen anschließend saisonbereinigt.

Als Ölpreis wurde im Rahmen dieser Studie der Rohölpreis der Sorte UK Brent (p_{oil}) aus der IFS Datenbank des Internationalen Währungsfonds verwendet. Um einen realen Ölpreis (p_{oil_real}) zu erhalten, wurde der nominale Dollarpreis in Euro umgerechnet und durch die deutschen Verbraucherpreise dividiert.

Zusätzlich wurden einige Daten der Deutschen Bundesbank herangezogen. Als Wechselkurs wurde der Euro-Dollar-Wechselkurs (wk) ein realer effektiver Wechselkurs (wk_real) benutzt. In diesem Index sind die bilateralen Wechselkurse handlungsgewichtet und als Basis wurde das erste Quartal 1999 gewählt. Da dieser Index in DM berechnet wurde, stehen Daten von Januar 1972 bis März 2007 zur Verfügung. Die Daten wurden der Feri Datenbank entnommen. Der verwendete Zinssatz ist der am Frankfurter Geldmarkt ermittelte Dreimonatszins ($zins$). Er wurde von der Homepage der Deutschen Bundesbank entnommen. Als Geldmengenaggregat wurde der Deutsche Beitrag zu M3 benutzt. Die Monatswerte wurden durch Mittelwertbildung in Quartalswerte umgerechnet.

Die Immobilienpreise wurden ebenfalls von der Deutschen Bundesbank zur Verfügung gestellt. Dabei handelt es sich um Berechnungen der Deutschen Bundesbank nach Angaben der BulwienGesa AG. Für Westdeutschland liegen Daten für Neubauten von 1975 bis 2006 und für Wiederverkäufe von 1990 bis 2006 vor, jeweils unterteilt nach Reihenhäusern und Eigentumswohnungen. Für diese Untergliederung liegen für Ostdeutschland erst Daten ab 1995 vor, so dass auch Gesamtdeutsche Indizes erst ab 1995 berechnet werden können. Da die Daten nur als Jahresdaten vorliegen, wurden sie mit der Cubic Spline Methode in Quartalswerte umgerechnet.

Für die Analyse der Preisschocks auf Branchenebene wurden Import- und Erzeugerpreise sowie Umsätze für ausgewählte Branchen des Produzierenden Gewerbes herangezogen. Die Importpreise ($pimp$) sind den Preisindizes für die Einfuhr (Fachserie 17 Reihe 8.1), die Erzeugerpreise ($perz$) der Fachserie 17, Reihe 2 „Preise und Preisindizes für gewerbliche Produkte“ entnommen und die Umsätze ($umsatz$) stammen aus der Fachserie 4 Rei-

he 4.1.1 „Produzierendes Gewerbe – Beschäftigung und Umsatz der Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden“. Für die Berechnung dieser Reihe wird eine weitgehend vereinheitlichte Branchenabgrenzung benutzt, so dass der Untersuchungsgegenstand jeweils deckungsgleich ist. Schwieriger ist die Zuordnung der Verbraucherpreise zu einer Branche, da die Branchen des Verarbeitenden Gewerbes bei der Konstruktion der Verbraucherpreisindizes naturgemäß nur eine untergeordnete Rolle spielen. Die Verbraucherpreise ($p_{\text{verbrauch}}$) sind der Fachserie 17 Reihe 7 „Verbraucherpreisindizes für Deutschland“ entnommen. Auch diese Reihen wurden durch Durchschnittsbildung in Quartalswerte umgerechnet.

Zur Vorbereitung der empirischen Untersuchung wurden die Eigenschaften der verwendeten Daten genauer betrachtet. Dafür wurden sie zunächst auf Strukturbrüche untersucht. Anschließend wurden Unit Root Tests jeweils für die verwendeten Untersuchungszeiträume durchgeführt, um den Integrationsgrad der Daten zu bestimmen. Die Ergebnisse der Unit Root Tests sind in den Tabellen A1 bis A3 zusammengefasst. Bei den gesamtwirtschaftlichen Daten lassen sich die realwirtschaftlichen Größen, wie BIP, privater Konsum usw. für alle verwendeten Untersuchungszeiträume als integriert vom Grad eins charakterisieren. Für die Preisvariablen ist dieser Befund nicht so eindeutig. Für den Zeitraum 1975:1 bis 2006:4 deuten die Tests für die Verbraucherpreise wie für die verschiedenen Deflatoren an, dass sie vom Grad zwei integriert sind. Für den Zeitraum 1991:1 bis 2006:4 könnten die Preise sowohl trend- wie auch differenzenstationär sein. Diese Ergebnisse stimmen mit einer Vielzahl empirischer Studien überein. Wie in den meisten dieser Studien üblich, wird auch hier die Annahme getroffen, dass die Preise selbst integriert vom Grade eins und die Inflationsraten somit differenzenstationär sind. Als Argumente für dieses Vorgehen kann die geringe Trennschärfe der Unit Root Tests angeführt werden, so dass eine Unterscheidung zwischen $I(1)$ und $I(2)$ mit erheblichen Unsicherheiten verbunden ist. Gleichzeitig wird argumentiert, dass bei einer stabilitätsorientierten Geldpolitik die Inflationsrate stationär sein sollte (Hahn 2007: 13). Im Zweifel sollte daher davon ausgegangen werden, dass die Inflationsrate stationär ist. Im Rahmen dieser Arbeit wird dieser Vorgehensweise gefolgt und die Inflationsrate für alle Untersuchungszeiträume als stationär angesehen. Durch die enge Verbindung von Inflationsrate und Kurzfristzins gilt hier die gleiche Argumentation.

Die empirischen Eigenschaften der Branchendaten werden ebenfalls für zwei unterschiedliche Zeiträume untersucht. Für den Zeitraum 1995:1 bis 2006:4 ergeben die Unit Root Tests für den überwiegenden Teil der Reihen, dass sie integriert vom Grade eins sind. Lediglich einzelne Preisreihen (wie die Verbraucherpreise für Bekleidung, Büroeinrichtungen, Heizöl und TV-

Geräte) weisen wiederum $I(2)$ -Eigenschaften auf. Für den Zeitraum 1991:1 bis 2006:4 kommen noch weitere Reihen hinzu. Da die Argumente für die gesamtwirtschaftlichen Preisreihen auch hier gelten, wird auch bei der Branchenanalyse angenommen, dass die Preisindizes integriert vom Grad eins sind. Um der Nicht-Stationarität in den verwendeten Reihen Rechnung zu tragen, werden bei der Untersuchung der Ölpreis- und Wechselkurs-schocks sowie der Globalisierung und der Mehrwertsteuererhöhungen die Daten in ersten Differenzen verwendet. Lediglich bei der Untersuchung des Zusammenhangs der Immobilienpreise und der Geldmengenentwicklung werden die Niveauvariablen verwendet.

4. Ölpreisschocks

4.1 Entwicklung der Rohölpreise

Die Furcht vor Ölpreisschocks scheint wohl begründet: Acht der neun nach dem zweiten Weltkrieg in den USA zu verzeichnenden Rezessionen waren von scharfen Ölpreisanstiegen begleitet (Labonte 2004: 1) und ein ähnlicher Befund ergibt sich auch für andere Industriestaaten. Die wesentlichen makroökonomischen Folgen können in einer Zunahme der Inflation und einem geringeren volkswirtschaftlichen Output bestehen. Ursache eines Produktionsrückgangs und der damit verbundenen höheren Arbeitslosigkeit könnten die durch starke Ölpreisanstiege erhöhten Kosten der Produktion sowie der Entzug von Kaufkraft bei den privaten Haushalten sein.

Da Ölpreisschocks alle ölimportierenden Länder in ähnlicher Weise treffen, standen die letzten vier weltweiten Rezessionen ausnahmslos im Zusammenhang mit Ölkrisen oder drastischen Preisanstiegen des oftmals als Motor der Weltwirtschaft bezeichneten Rohstoffs Öl: Die von 1973 bis 1975 dauernde Rezession folgte dem durch das OPEC-Ölembargo ausgelösten ersten Ölpreisschock, die „Double-Dip“-Rezession von 1980-1982 ereignete sich nach dem zweiten Ölpreisschock, der wirtschaftliche Abschwung von 1990 und 1991 erfolgte nach dem ersten Golfkrieg und der Rezession von 2001 ging ein scharfer Anstieg der Ölpreise in den Jahren 1999 und 2000 voraus. Diese Befunde allein scheinen überzeugende Evidenz dafür zu liefern, dass steile Ölpreisanstiege einen großen Einfluss auf das weltwirtschaftliche Wachstum haben können.

Die zeitliche Aufeinanderfolge von Ölpreisspitzen und Wirtschaftskrisen beweist jedoch keineswegs, dass massive Ölpreisanstiege Rezessionen verursachen (Labonte 2004: 1). Gelegentlich wird sogar behauptet, dass die Ölpreisschocks erst aufgetreten sind, als die Konjunktur in den USA ihren Höhepunkt bereits überschritten hatte (Barsky, Kilian 2004). In diesem

Zusammenhang wird argumentiert, dass die Ölpreisschocks durch die Geldpolitik in den USA verstärkt wurden. Andere Autoren kommen sogar zu dem Ergebnis, dass die Geldpolitik die zentrale Rolle für die Rezessionen gespielt hat, während von den Ölpreissteigerungen zu vernachlässigende Effekte ausgingen (Bernanke et al. 1996).

Weitere Studien finden Evidenz dafür, dass die Ölpreisschocks zwar maßgeblich zu den Rezessionen von 1975 und 1979/80 geführt haben. Gleichzeitig argumentieren sie aber, dass die Bedeutung von Rohöl in den Industrieländern seit den 1980er Jahren deutlich abgenommen hat, so dass Ölpreisanstiege seitdem keine Rezessionen mehr ausgelöst haben (Frondel und Schmidt 2002, Hooker 1996, Schmidt und Zimmermann 2005). So hat sich der Ölpreis seit Beginn 2003 mehr als verdreifacht, ohne dass dies deutlich negative Konsequenzen für die weltwirtschaftliche Entwicklung hatte. Im Gegenteil: Es könnte gerade das starke wirtschaftliche Wachstum der letzten Jahre sein, das über die dadurch steigende weltweite Ölnachfrage die Ursache für die zunehmenden Preise dieses Rohstoffs ist. Offenbar macht es einen wesentlichen Unterschied, ob Ölpreisspitzen Resultat eines scheinbar kaum zu befriedigenden Nachfragesogs oder die Folge von Angebotschocks sind (Kilian 2006). Aus diesem Grund wird im Folgenden ein kurzer Überblick über die wichtigsten Ölpreisschocks gegeben.

Der erste Ölpreisschock resultierte aus dem Ölembargo der OPEC infolge des am 5. Oktober 1973 beginnenden Jom-Kippur-Krieges zwischen Ägypten und Israel. Das Embargo trieb den Ölpreis im Dezember kurzfristig auf 20 US-Dollar je Barrel. Im Frühjahr hatte dieser noch bei 3 US-Dollar gelegen (Ströbele 1987: 86). Saudi-Arabien kürzte seine Ölproduktion um 25% und begründete diese Reaktion mit der amerikanischen Unterstützung für Israel.

In Rückschau wird allerdings gerne übersehen, dass der Ölpreis ausgehend von 1,25 US-Dollar im Herbst 1969 bereits deutlich früher zu steigen begonnen hatte, da die USA ihren Bedarf nicht mehr selbst in kostengünstiger Weise decken konnten und erstmals als Ölimporteur auf dem Weltmarkt auftraten. Die US-Importe hatten 1973 mit über 30% einen signifikanten Anteil am amerikanischen Ölverbrauch erreicht.

Aus dem langjährigen Käufer- wurde so ein Verkäufermarkt, da außer Saudi-Arabien und dem Iran die größten Ölförderländer an die Grenzen ihrer Kapazitäten stießen. Dementsprechend hatten die Marktkräfte den Ölpreis bereits im Sommer 1973 stark ansteigen lassen, mithin noch bevor die OPEC-Staaten im Nahen Osten den politisch motivierten Ölboykott verhängten (Ströbele 1987: 91). Bereits zu Beginn der Siebzigerjahre gewann die OPEC zunehmend an Einfluss und konnte als Antwort auf den fallenden Dollar höhere Ölpreise durchsetzen. In den Sechzigerjahren war die

OPEC hingegen noch eine wirkungslose Organisation, die im Wesentlichen dem Informationsaustausch diene.

Während sich der Ölpreis in den Jahren 1975-1978 etwa im Bereich von 12-13,5 Dollar bewegte, kam es zu Beginn des Jahres 1979 zu einem erneuten Emporschießen des Preises (WTRG 2007: 3). Die Gründe dafür waren eine vorübergehende Drosselung der saudischen Ölproduktion und die Iranische Revolution, die zu einem Rückgang der Förderung des Irans um mehr als einem Drittel führte. Der 1980 beginnende Iran-Irak-Krieg führte schließlich zu einer um 10% gegenüber 1979 gesunkenen Rohölförderung. Dies trieb die Spotpreise auf rund 40 Dollar. Mit rund 35 Dollar lag der Rohölpreis 1981 mehr als doppelt so hoch wie 1978.

Die damit einhergehende zweite Ölpreiskrise bewirkte im Gegensatz zum ersten Ölpreisschock der Jahre 1973/74 einen nachhaltigen Rückgang des Ölverbrauchs. In Kombination mit der seit 1973 um 10 Mill. Barrel pro Tag bzw. 40% gestiegenen Produktion der Nicht-OPEC-Staaten und einer mangelnden Kartelldisziplin der OPEC sanken die Preise. Der Ölpreis sackte 1986 regelrecht ab, zeitweilig auf das Niveau von 1973 von unter 10 Dollar, als Saudi-Arabien seine Rolle als Swing-Producer 1985 leid war und statt weiterer Produktionskürzungen zur Stabilisierung der Preise die Förderung bis 1986 von 2 auf 5 Mill. Barrel am Tag erhöhte (WTRG 2007: 5).

Während die erste Ölpreiskrise zwar durch das OPEC-Embargo ausgelöst wurde, aber ökonomisch betrachtet durch die erhebliche Zunahme der US-Importe sowie ein steigendes Weltwirtschaftswachstum auf die deutliche Erhöhung der Nachfrage am Weltmarkt bei einem gleichzeitig wenig flexiblen Angebot zurückzuführen ist, ist der zweite Ölpreisschub als eine Marktüberreaktion auf eine vergleichsweise kurze Engpasssituation infolge der iranisch-irakischen Produktionsausfälle zu sehen (Ströbele 1987: 91). Diese Sichtweise wird durch den sukzessiven Preisverfall während der Achtzigerjahre infolge des Rückgangs der Nachfrage bei gleichzeitig weiter steigender Förderung der Nicht-OPEC-Länder gestützt. Ein Käufermarkt war die Folge.

Erst mit der irakischen Invasion in Kuwait 1990 und dem anschließenden ersten Golfkrieg schossen die Ölpreise wieder in die Höhe. Nach Erreichen einer Preisspitze von etwas über 30 Dollar gingen die Preise aber binnen Jahresfrist wieder auf das Vorkriegsniveau von unter 20 Dollar zurück. Während beinahe der gesamten Neunzigerjahre blieben die Ölpreise nicht nur relativ niedrig, sondern fielen nach der „Asienkrise“⁶ zur Jahreswende

⁶ Mit der sogenannten Asienkrise von 1997-1998 ging keine weltweite Rezession einher (Green 1999: 21). Die Krise beschränkte sich auf Japan und die ostasiatischen „Tigerstaaten“. Die

1998 kurzfristig sogar auf etwa 10 US-Dollar (WTRG 2007: 6). Damit wurde ein nach den Ölpreiskrisen der Siebzigerjahre kaum mehr für möglich gehaltener Wert erreicht.

Im Verlauf des Jahres 1999 erholte sich der Ölpreis wieder. Eine starke Kürzung der OPEC-Förderung um 3 Mill. Barrel (bbl) am Tag – bei einem weltweiten Bedarf von damals rund 80 Mill. bbl ein Rückgang um knapp 4% – sorgte bis Ende 1999 für einen Anstieg auf über 25 US-Dollar (WTRG 2007: 6). Zu dieser Angebotskürzung hinzu kam eine wieder steigende Nachfrage aufgrund einer deutlich wachsenden Weltwirtschaft. Die Folge war ein tendenziell weiter steigender Preis, der trotz der vollständigen Rücknahme der vorherigen Produktionskürzungen durch die OPEC im Jahr 2000 die Marke von 35 Dollar überschritt.

Erst eine weitere Kürzung um 0,5 Mill. bbl, die am 1. November 2000 wirksam wurde, führte anschließend zu einem Preisverfall, der gegen Ende 2001 bei einem Wert von etwas über 15 Dollar endete (WTRG 2007: 6). Zum Preisverfall beigetragen haben vor allem auch die Schwächung des wirtschaftlichen Wachstums der USA, die sich zu einer weltweiten Rezession ausweitete, sowie Anstiege der Ölförderung außerhalb der OPEC-Staaten, vor allem in Russland.

Seitdem ist der Ölpreis mit mehr oder weniger großen Unterbrechungen und Rückschlägen massiv gestiegen, auf über 90 Dollar Ende des Jahres 2007. Der Ölpreis hat sich somit gegenüber 2001 etwa verfünffacht. Anders als bei den Ölpreisschocks der Siebzigerjahre sorgte dieser enorme Preisanstieg jedoch weder für eine starke Steigerung der Inflation noch für eine realwirtschaftliche Krise. Die wirtschaftlichen Auswirkungen werden wohl auch in Zukunft mit den früher ausgelösten Rezessionen kaum zu vergleichen sein. Diese Einschätzung beruht im Wesentlichen auf drei Ursachen.

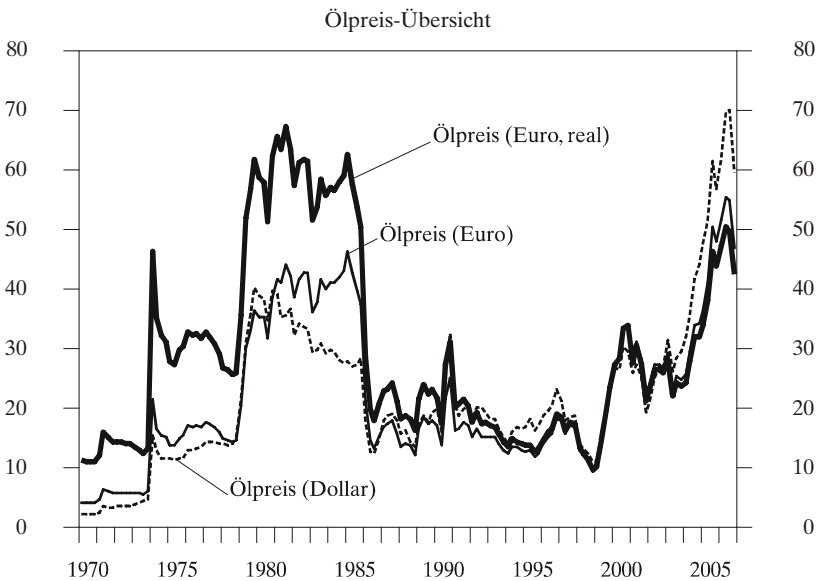
Erstens muss jeder Preisanstieg grundsätzlich im Lichte der Veränderung des allgemeinen Preisniveaus betrachtet werden. Meist drehen sich die Diskussionen allerdings um den nominalen Ölpreis. Real betrachtet, d.h. bereinigt um den Anstieg der Verbraucherpreise, lag der Ölpreis 2006 mit rund 50 Euro/bbl bei uns noch immer niedriger als in den Siebzigerjahren (Abbildung 2). Hierzu beigetragen hat das günstige Währungsverhältnis von Euro zu Dollar. Zudem erfolgte der Anstieg der Rohölpreise nicht sprunghaft, wie in Zeiten der Ölkrisen, sondern allmählich. So verdoppelte sich 1979 der Rohölpreis nominal innerhalb von nur sechs Monaten. Bei der

weltweite Entwicklung wurde hingegen von der außerordentlichen Stärke der US-Wirtschaft gestützt. Der Ölpreis bewegte sich in der Zeit vor der Asienkrise zwischen 15 und 20 US-Dollar und fiel infolge des Nachfragerückgangs kurzzeitig auf rund 10 US-Dollar.

Verdopplung von knapp 32 Dollar im ersten Quartal 2004 auf rund 62 Dollar im dritten Quartal 2005 verging weit mehr Zeit.

Zweitens kann man die Folgen eines Preisanstiegs nur dann richtig einschätzen, wenn man auch seine Ursachen versteht. So ist der derzeitige Ölpreisanstieg nicht ausschließlich Resultat eines Angebotsschocks, wie dies beispielsweise beim Öl-Embargo der OPEC 1973 der Fall war. Vielmehr dürften die hohen Preise vor allem Folge einer enorm gestiegenen Nachfrage nach Rohöl sein. Diese ist wiederum das Resultat einer kräftigen Expansion der Weltwirtschaft. Unter anderem basierend auf niedrigen Zinsniveaus stellen China und die USA die beiden stärksten Antriebskräfte für die Weltwirtschaft dar – ausgerechnet jene Volkswirtschaften, die am wenigsten effizient mit Öl umgehen und am meisten Öl verbrauchen. So nehmen allein die USA rund ein Viertel des weltweiten täglichen Bedarfs von gegenwärtig etwa 85 Mill. bbl für sich in Anspruch. Bezogen auf das Bruttoinlandsprodukt (BIP) verbrauchen die USA 50% mehr Öl als die EU.

Abbildung 2



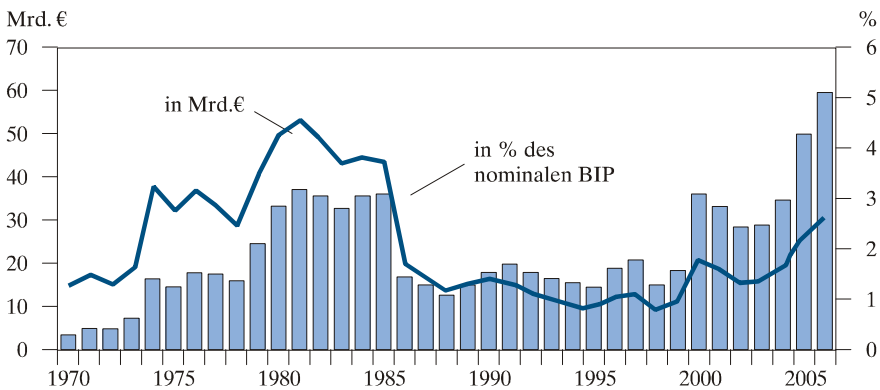
Über die wirtschaftlichen Konsequenzen eines Ölpreisanstiegs bestimmt drittens auch die Abhängigkeit der Produktionsprozesse von diesem Rohstoff. Die Ölintensität der Produktion ist in den Industrieländern heutzutage deutlich geringer als noch in den Siebzigerjahren. Während der Wert der Importe an Rohöl und -produkten 1981 noch rund 4,5% des deutschen BIP ausmachte, lag dieser Anteil 2006 bei rund 2,5% (Abbildung 3). Dadurch

sind auch die Auswirkungen der Rohölverteuerung auf die Kosten der Unternehmen geringer. Dies wiederum hat zur Folge, dass die Produktpreise weniger stark steigen als es in der Vergangenheit der Fall war. Die Inflationsrate ist daher vergleichsweise moderat angestiegen, während die Ölpreisschocks der Siebzigerjahre zur Stagflation geführt haben, einem Sinken der Wirtschaftsleistung bei gleichzeitig hoher Inflation.

Abbildung 3

Ausgaben für den Import von Rohöl und -produkten

1970 bis 2006



Eigene Berechnungen nach Angaben des IMF und des Statistischen Bundesamtes.

4.2 Analyse der makroökonomischen Effekte von Ölpreisschocks

Die gesamtwirtschaftlichen Effekte von Ölpreisschocks werden im Folgenden mit Hilfe eines VAR-Ansatzes untersucht. Dem Ansatz von Jimenez-Rodriguez und Sanchez (2004) entsprechend wird ein VAR-Modell mit den Variablen Bruttoinlandsprodukt, Ölpreis, Verbraucherpreise, nominale Zinsen und dem realen effektiven Wechselkurs geschätzt. Wie die Autoren betonen, kommt dabei der Wahl der Ölpreisvariable eine nicht unerhebliche Bedeutung zu. In vielen empirischen Studien ist es üblich, einen in Dollar notierten Rohölpreis, wie WTI oder UK Brent, zu nehmen. Da sich viele dieser Studien auf die USA beziehen, wird dadurch ein direkter Kosteneffekt für Unternehmen und Haushalte abgebildet. Will man die Kosteneffekte für Deutschland untersuchen, ist es angemessener, den Ölpreis in Euro anzugeben. Aus diesem Grund wird der nominale Ölpreis in Dollar und in einer alternativen Schätzung der reale Ölpreis in Euro verwendet. Von der jeweiligen Variablen werden die ersten Differenzen der Logarithmen gebildet.

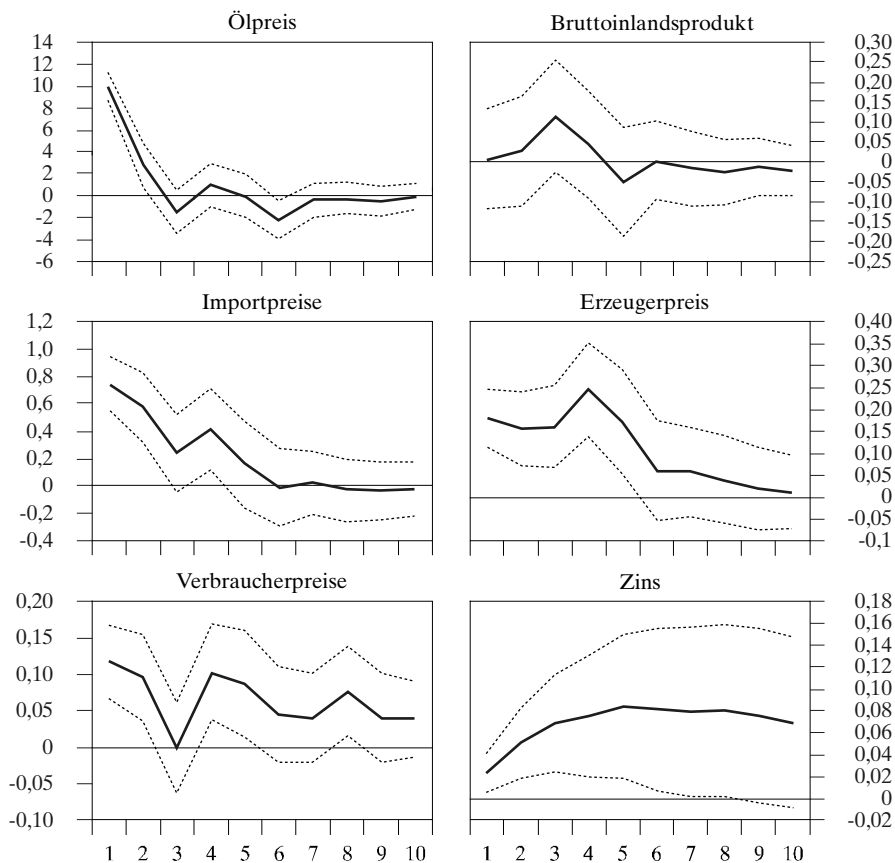
In das VAR werden als Kontrollvariablen der Kurzfristzins und die erste Differenz des logarithmierten realen effektiven Wechselkurses berücksichtigt. Darüber hinaus ist in allen VARs die erste Differenz des logarithmierten BIPs enthalten. Die übrigen Variablen variieren je nach Fragestellung. Die jeweilige Spezifizierung des VARs ist jeweils unter den Schaubildern angegeben. Die Laglänge der VARs wurde mit Hilfe des Akaike Informationskriteriums bestimmt.

Um die Effekte von Ölpreisschocks auf die übrigen Variablen des Modells zu ermitteln, werden Impuls-Antwortfolgen berechnet. Dazu werden die strukturellen Schocks mit Hilfe der Choleski-Zerlegung (rekursive Zerlegung der Varianz-Kovarianz-Matrix) aus den Residuen ermittelt (vgl. Abschnitt 3.1). Durch die Reihenfolge der Variablen werden dabei folgende Annahmen getroffen: Der Ölpreis ist weitgehend exogen und hat einen unmittelbaren Effekt auf das BIP und die Inflationsraten. Diese wiederum haben einen unmittelbaren Effekt auf den nominalen Zinssatz. Um mögliche Änderungen in den Wirkungszusammenhängen zu berücksichtigen, wird das Modell für den gesamten Zeitraum von 1975 bis 2007 geschätzt. Auf Grundlage des geschätzten Modells werden die Impuls-Antwortfolgen eines Ölpreisschocks ermittelt.

Die Impuls-Antwortfolgen der Abbildung 4 zeigen, dass von einem Anstieg des nominalen Ölpreises vor allem Effekte auf die Preissteigerungsraten ausgehen. Dabei steigen die Importpreise am stärksten. Die Reaktion ist mit etwa drei Quartalen ähnlich persistent wie der Ölschock selbst. Die Erzeugerpreise reagieren abgeschwächt. Die Verbraucherpreise steigen deutlich abgeschwächt. Wie die Zinsen zeigen, reagiert auch die Geldpolitik mit einer Anhebung auf einen Ölpreisschock.

Darüber hinaus lassen sich deutliche Unterschiede bei der Stärke der Effekte von Ölpreisschocks feststellen. Berechnet man die Impuls-Antwortfolgen zum einen für die Siebziger- und Achtzigerjahre und zum anderen für die Zeit seit Beginn der Neunzigerjahre stellt man fest, dass die dämpfenden Effekte auf das BIP nachgelassen haben (Schmidt, Zimmermann 2005; Blanchard, Gali 2007). Im Gegensatz dazu findet man für die Effekte auf die Preisniveauentwicklung deutliche Wirkungen über alle Perioden.

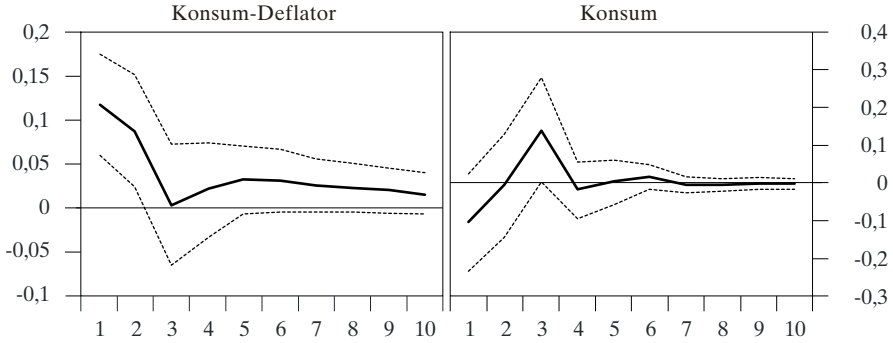
Abbildung 4
Gesamtwirtschaftliche Effekte von Ölpreisschocks



Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, $zins$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$. Stützezeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$, $zins$.

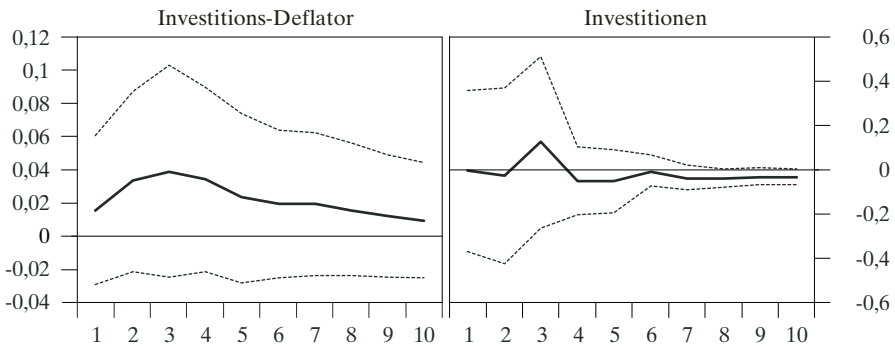
Zusätzlich wurden die Effekte auf weitere gesamtwirtschaftliche Größen untersucht. Die Ergebnisse für einen nominalen Ölpreisschock in Dollar sind in den folgenden Abbildungen dargestellt.

Abbildung 5
Effekte von Ölpreisschocks auf Konsum-Deflator und privaten Konsum



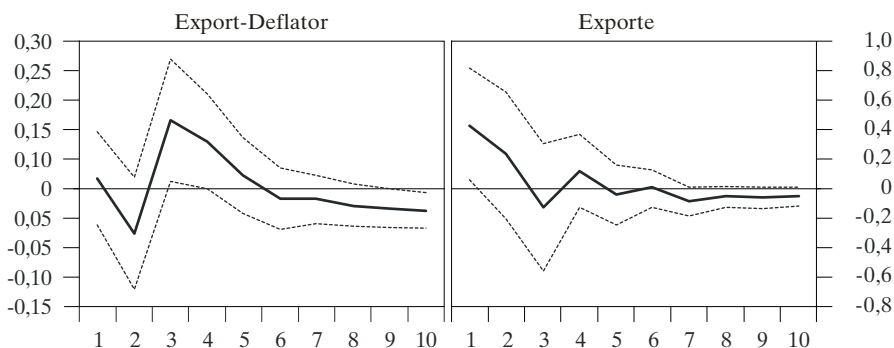
Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, zins, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{konsum})$, $dlog(konsum)$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{konsum})$, $dlog(konsum)$, zins.

Abbildung 6
Effekte von Ölpreisschocks auf Investitions-Deflator und private Investitionen



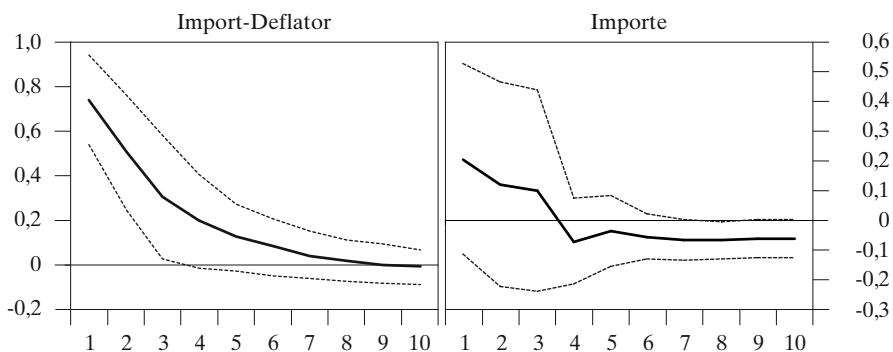
Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, zins, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{invest})$, $dlog(invest)$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{invest})$, $dlog(invest)$, zins.

Abbildung 7

Effekte von Ölpreisschocks auf Export-Deflator und Exporte

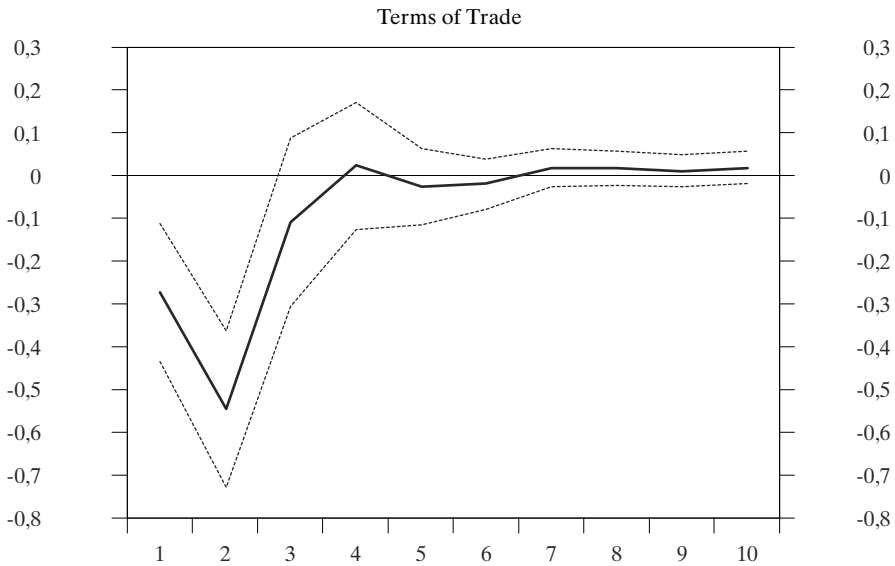
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{export}})$, $\text{dlog}(\text{export})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{export}})$, $\text{dlog}(\text{export})$, zins .

Abbildung 8

Effekte von Ölpreisschocks auf Import-Deflator und Importe

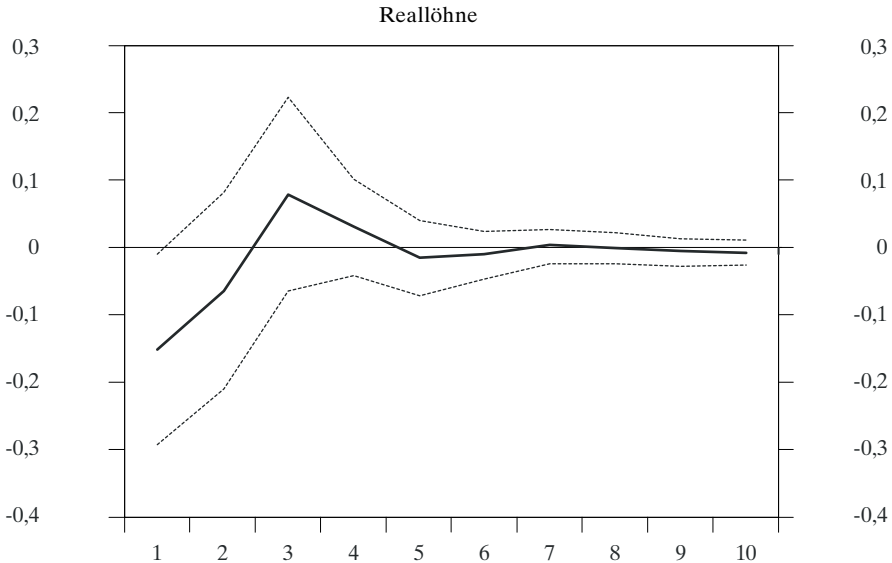
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, $\text{dlog}(\text{import})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, $\text{dlog}(\text{import})$, zins .

Abbildung 9
Effekte von Ölpreisschocks auf die Terms of Trade



Geschätztes VAR: $d\log(p_{oil})$, $zins$, $d\log(wk)$, $d\log(bip)$, $d\log(p_{verbrauch})$, $d\log(tot)$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $d\log(p_{oil})$, $d\log(wk)$, $d\log(bip)$, $d\log(p_{verbrauch})$, $d\log(tot)$, $zins$.

Abbildung 10
Effekte von Ölpreisschocks auf die Reallöhne



Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, $zins$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{verbrauch})$, $dlog(Reallohn)$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{verbrauch})$, $dlog(Reallohn)$, $zins$.

Die Analyse weiterer gesamtwirtschaftlicher Größen zeigt (Abbildungen 5 bis 10), dass von den binnenwirtschaftlichen Variablen insbesondere der Konsum-Deflator auf einen Ölpreisschock reagiert. Reale Größen reagieren zumindest in der verwendeten Spezifikation nicht auf einen Ölpreisschock. Bei den außenwirtschaftlichen Größen reagieren die Importpreise am stärksten. Mit einiger Verzögerung stiegen aber auch die Exportpreise vorübergehend, was auf ein Durchwirken der Ölpreisschocks spricht. Bei den realen Größen zeigt sich ein direkter Anstieg des Exportzuwachses, der Anstieg der Importe wird mit einer Verzögerung von sieben Quartalen etwas gedämpft. Zusätzlich geht ein Ölpreisschock mit einer deutlichen Verschlechterung der Terms of Trade einher. Auch die Reallöhne steigen weniger stark nach einem Ölpreisschock. Dabei ist zu beachten, dass die Impuls-Antwortfolgen stark von der Spezifikation des VARs abhängen. Da im Rahmen dieser Studie besonderes Gewicht auf die Reaktion von Preisvariablen gelegt wurde, kann es sein, dass die Effekte auf realwirtschaftliche Größen nur unzureichend erfasst wurden.

Tabelle 4

Effekte eines Ölpreisschocks auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen

Anstieg des Ölpreises um 10 vH

| | Effekt im ersten Quartal | Maximaler Effekt (Quartal) | Kumulierter Effekt nach einem Jahr | Kumulierter Effekt nach drei Jahren | Signifikant in den Perioden |
|-----------------------------|--------------------------------|----------------------------------|--|---|-----------------------------------|
| Realer Ölpreis in Euro | | | | | |
| Importpreise | 0,5 | 0,5 (1) | 1,2 | 1,2 | 1, 2, 4 |
| Erzeugerpreise | 0,1 | 0,2 (4) | 0,5 | 0,8 | 1 bis 5 |
| Verbraucherpreise | 0,1 | 0,1 (1) | 0,2 | 0,5 | 1, 4, 8 |
| BIP | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Privater Konsum | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Investitionen | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Importe | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Exporte | 0,5 | 0,5 (1) | n.s. | n.s. | 1 |
| Nominaler Ölpreis in Dollar | | | | | |
| Importpreise | 0,7 | 0,7 (1) | 2,0 | 2,0 | 1, 2, 4 |
| Erzeugerpreise | 0,2 | 0,2 (4) | 0,7 | 1,1 | 1 bis 5 |
| Verbraucherpreise | 0,1 | 0,1 (1) | 0,3 | 0,7 | 1, 2, 4, 5 |
| BIP | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Privater Konsum | n.s. | 0,1 (3) | n.s. | n.s. | |
| Investitionen | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Importe | n.s. | -0,1 (7) | n.s. | n.s. | 7 bis 9 |
| Exporte | 0,4 | 0,4 (1) | 0,7 | 0,3 | 1 |

n.s. - nicht signifikant.

Die Ergebnisse der Analyse von Ölpreisschocks auf ausgewählte Preisvariablen und realwirtschaftliche Größen sind in der Tabelle 4 zusammengefasst. Im Rahmen dieser Untersuchung finden sich signifikante Effekte auf die Preisvariablen sowohl für den realen Ölpreis in Euro wie auch für den nominalen Ölpreis in Dollar. Dagegen finden sich kaum signifikante Effekte für die realen Variablen. Lediglich die Exporte weisen eine positive Reaktion im ersten Quartal nach einem Ölpreisschock auf. Ein Rückgang der Importe stellt sich dagegen nur nach einem Anstieg des nominalen Ölpreises mit einer Verzögerung von sieben Quartalen ein. Diese Ergebnisse stehen in gewissem Widerspruch zu denen des Sachverständigenrates, der in verschiedenen Gutachten (2004, 2006) einen negativen Effekt auf das Bruttoinlandsprodukt in der Größenordnung von $-0,1$ bis $-0,2$ Prozentpunkten findet. Allerdings kommen die Autoren auch zu dem Ergebnis, dass sich die Effekte von Ölpreisschocks im Zeitverlauf abgeschwächt zu haben scheinen. Die positive Reaktion der Exporte deutet darauf hin, dass gerade in jüngster Zeit die Ölpreisanstiege von der kräftigen Weltnachfrage getrieben wurden. Hiervon gingen auch positive Effekte auf die Exporte aus, die möglicherweise den dämpfenden Effekten des Ölpreisanstiegs entgegengewirkt haben.

Die Preisreaktionen zeigen sehr deutlich wie der Ölpreisschock durch die Preiskette wirkt. Die Importpreise reagieren unmittelbar auf den Schock mit einem kräftigen Anstieg. Die Erzeugerpreise reagieren verzögert und erreichen den stärksten Anstieg im vierten Quartal nach dem Schock. Die Verbraucherpreise steigen ebenfalls unmittelbar nach dem Schock stärker beschleunigen sich aber nochmals im vierten Quartal. Die Größenordnung der Beschleunigung von $0,1$ Prozentpunkten stimmt mit den Ergebnissen des Sachverständigenrates überein.

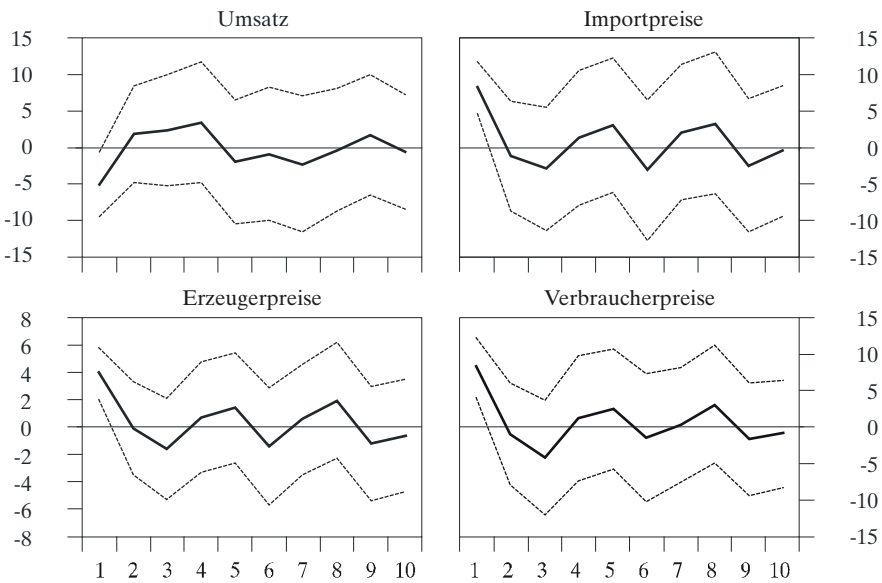
4.3 Analyse ausgewählter Branchen

Zusätzlich zur Reaktion von gesamtwirtschaftlichen Größen auf Ölpreisschocks wurden auch die Effekte auf die Preise in verschiedenen Branchen untersucht. Dazu wurden VAR-Modelle für alle in Tabelle 2 aufgeführten Branchen geschätzt und Impuls-Antwortfolgen berechnet. Im Folgenden werden lediglich einige dieser Ergebnisse dargestellt. Zum einen werden Effekte in Branchen abgebildet, die für einen Ölpreisschock von besonderem Interesse erscheinen. Zum anderen wurde darauf verzichtet, insignifikante Ergebnisse darzustellen.

Die Analyse der Ölpreisschocks auf Branchenebene lässt sich so zusammenfassen, dass insbesondere die Preise in Branchen reagieren, die besonders eng mit der Verarbeitung von Rohöl in Verbindung stehen. Auf der Bran-

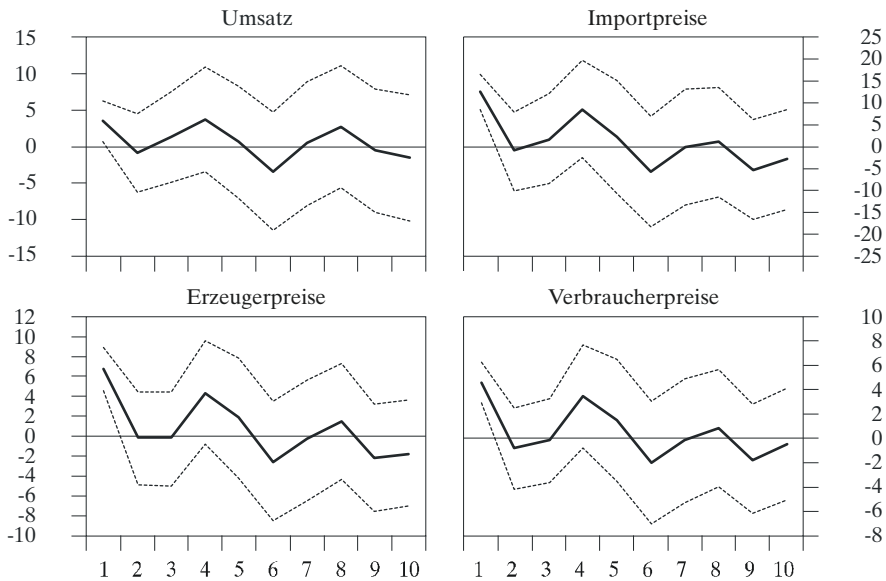
chenebene sind dies insbesondere die Preise der Mineralölverarbeitenden Industrie, der auf der Verbraucherpreisebene die Preise für leichtes Heizöl und für Benzin zugeordnet wurden. Alle Preise steigen unmittelbar nach dem Schock an allerdings in unterschiedlichem Ausmaß. Auch die Import- und Erzeugerpreise in der Chemischen Industrie reagieren deutlich auf Ölpreissteigerungen. Auf der Verbraucherpreisebene wurden dieser Branche die Preise pharmazeutischer Produkte zugeordnet, deren Anstieg nach einem Ölpreisschock zurückgeht. Die Preise und Umsätze von Kraftfahrzeugen gehen nach einem Ölpreisschock zurück.

Abbildung 11
Reaktion der Preise in der Mineralölindustrie und der Heizölpreise



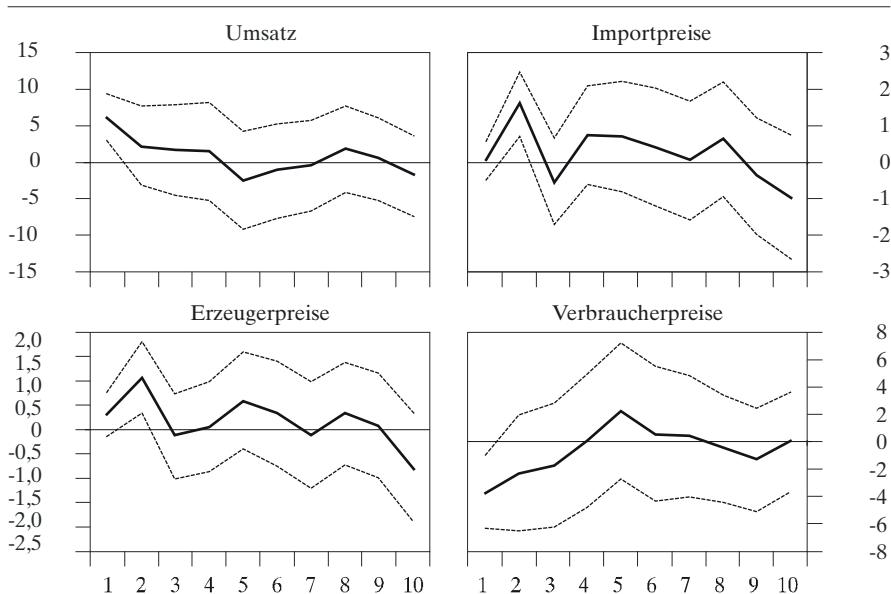
Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(min_pimp)$, $dlog(min_perz)$, $dlog(min_pverb_heizen)zins$. Stützzeitraum 1997:1 bis 2006:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(min_umsatz)$, $dlog(min_pimp)$, $dlog(min_perz)$, $dlog(min_pverb_heizen)$, $zins$.

Abbildung 12

Reaktion der Preise in der Mineralölindustrie und der Benzinpreise

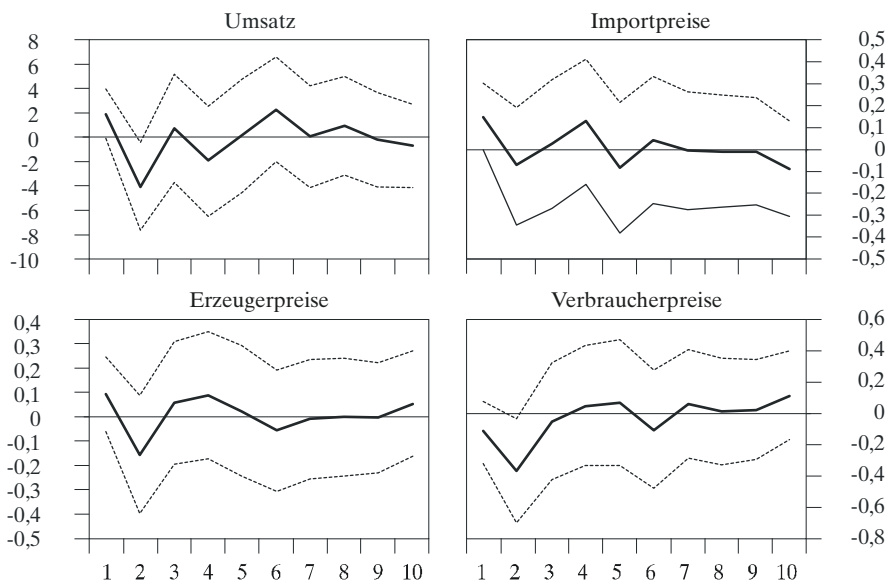
Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(min_pimp)$, $dlog(min_perz)$, $dlog(min_pverb_benzin)$, $zins$. Stützzeitraum 1997:1 bis 2006:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(min_umsatz)$, $dlog(min_pimp)$, $dlog(min_perz)$, $dlog(min_pverb_benzin)$, $zins$.

Abbildung 13
Reaktion der Preise in der Chemischen Industrie



Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(che_pimp)$, $dlog(che_perz)$, $dlog(che_pverb)$, $zins$. Stützzeitraum 1997:1 bis 2006:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil})$, $dlog(wk)$, $dlog(che_umsatz)$, $dlog(che_pimp)$ $dlog(che_perz)$ $dlog(che_pverb)$, $zins$.

Abbildung 14
Reaktion der Preise in der Kraftfahrzeugindustrie



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, $\text{dlog}(wk)$, $\text{dlog}(bip)$, $\text{dlog}(mob_pimp)$, $\text{dlog}(mob_perz)$, $\text{dlog}(mob_pverb)$, zins. Stützzeitraum 1997:1 bis 2006:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, $\text{dlog}(wk)$, $\text{dlog}(bip)$, $\text{dlog}(mob_pimp)$, $\text{dlog}(mob_perz)$, $\text{dlog}(mob_pverb)$, zins.

5. Wechselkursschocks

5.1 Entwicklung des Wechselkurses

Durch die starke Exportorientierung der deutschen Wirtschaft hat der Außenwert des Euro und zuvor der D-Mark eine erhebliche Bedeutung für die realwirtschaftliche und die preisliche Entwicklung. Zwar wird argumentiert, dass die Bedeutung von Wechselkursschwankungen für die Exporttätigkeit durch die Einführung des Euro abgenommen hat, da ein nicht unerheblicher Teil der deutschen Exporte in Länder des Euro-Raums geliefert wird. Dabei ist aber zu berücksichtigen, dass der Exportanteil am BIP einen positiven Trend aufweist, so dass die Effekte der Euro-Einführung zumindest teilweise kompensiert worden sein dürften.

Schaut man sich die Entwicklung des Euros an, fällt zunächst auf, dass er in den vergangenen Monaten gegenüber dem Dollar den höchsten Stand seit

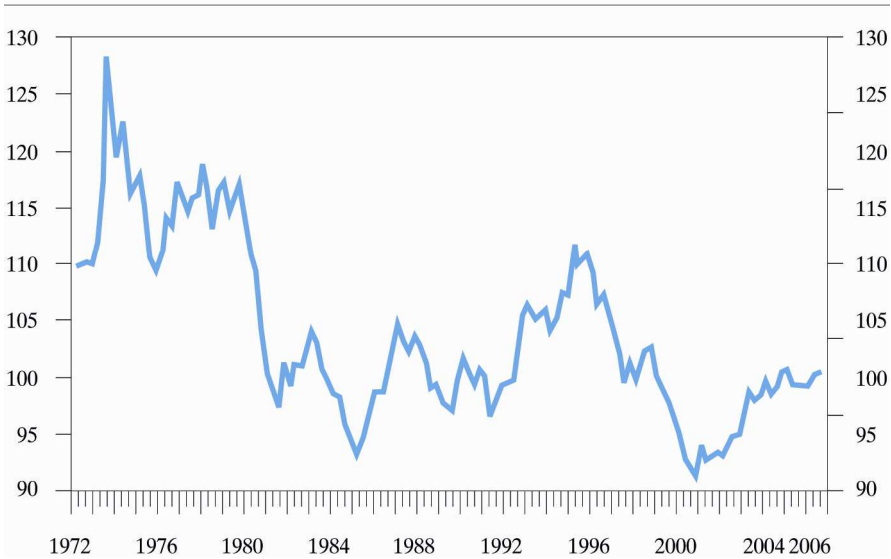
seiner Einführung erreicht hatte. Verglichen mit seinem Einführungskurs von 1,18 Dollar/Euro, der aus Sicht einiger Autoren in der Nähe des gleichgewichtigen Wechselkurses lag (Clostermann, Schnatz 2000), ist er mit 1,36 Dollar/Euro um 17% höher bewertet. Zudem ist der Euro seit seiner Einführung erheblichen Schwankungen gegenüber dem Dollar unterworfen gewesen. Zunächst kam es zu einer erheblichen Abwertung bis auf unter 0,9 Dollar/Euro. Erst im Jahr 2002 kehrte sich der Trend um und der Euro gewann gegenüber dem Dollar wieder deutlich an Wert. Nicht zuletzt durch die jüngste Krise an den US-amerikanischen Immobilienmärkten erreichte der Dollar/Euro Wechselkurs mit über 1,40 einen neuen Höchststand.

Für die gesamtwirtschaftlichen Effekte der Wechselkursschwankungen ist aber nicht nur der Euro-Dollar-Kurs von Bedeutung, vielmehr müssen auch die Wechselkurse gegenüber anderen wichtigen Handelspartnern in die Betrachtung einbezogen werden. Um die gesamtwirtschaftlichen Effekte von Wechselkursänderungen zu ermitteln, wird daher auf den realen effektiven Wechselkurs der D-Mark zurückgegriffen, der von der Deutschen Bundesbank auch nach Einführung des Euro bis zum Anfang des Jahres 2007 fortgeführt wurde (Abbildung 16).

Auch dieser reale effektive Wechselkurs weist erhebliche Schwankungen auf. Allerdings zeigt sich auch, dass danach die Aufwertung der vergangenen Jahre nicht zu einem Außenwert geführt hat, wie er in der zweiten Hälfte der Siebziger- oder Mitte der Neunzigerjahre zu beobachten war.

Abbildung 15

Real effektiver Wechselkurs
1972 bis 2006



Quelle: Deutsche Bundesbank.

5.2 Wechselkursschocks auf der Makroebene

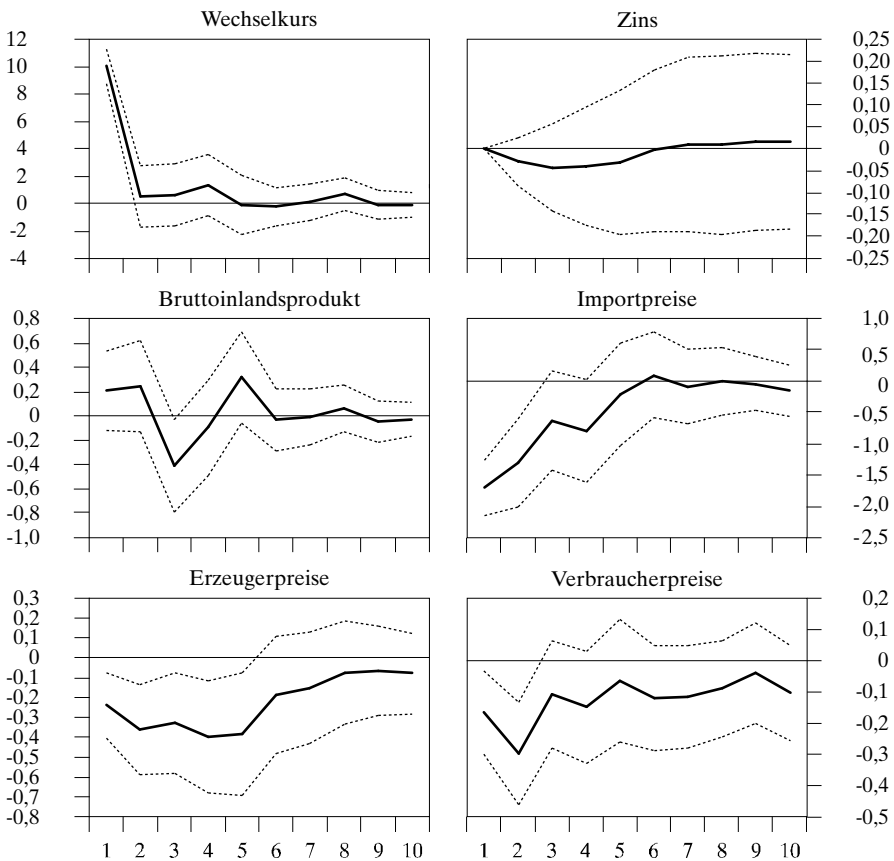
Zur Berechnung der Effekte eines Wechselkursschocks wird wiederum ein VAR-Modell geschätzt. Dabei stellt sich zunächst die Frage, welcher Indikator für die Wechselkursentwicklung herangezogen werden soll. In vergleichbaren empirischen Studien werden der nominale Euro/Dollar-Wechselkurs, der nominal effektive Wechselkurs und der reale effektive Wechselkurs verwendet (SVR 2006). Der Euro/Dollar Kurs hat zwar nur Bedeutung für einen kleineren Teil der deutschen Ex- und Importe, aufgrund der herausragenden Bedeutung des Dollars erscheinen die Ergebnisse aber dennoch von Interesse. Darüber hinaus wird ein gewichteter Wechselkurs gegenüber den wichtigsten Handelspartnern für die Analyse von Wechselkursschocks verwendet. Der reale effektive Wechselkurs stellt auf die preisliche und kostenmäßige Wettbewerbsfähigkeit eines Landes bzw. Währungsraumes ab, während der nominal effektive Wechselkurs den Außenwert einer Währung misst (EZB 2000). Da die Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen eine größere Rolle für die Preisbildung der Unternehmen spielen dürfte, wird im Rahmen dieser Untersuchung der reale effektive Wechselkurs herangezogen. Im Rahmen der empirischen Untersuchung

wird die Vorquartalsveränderungen des logarithmierten realen effektiven Wechselkurses sowie des Euro-Dollar-Wechselkurses verwendet.

Die Auswahl der übrigen Variablen orientiert sich am Ansatz von Hahn (2003) für den Euro-Raum. Es werden der Ölpreis, der Dreimonatszins, der reale effektive Wechselkurs sowie die Import-, Erzeuger- und Verbraucherpreise berücksichtigt. Um die Ergebnisse der Wechselkursschocks mit denen der übrigen Schocks zu vergleichen, wird die Produktionslücke durch die Vorquartalsveränderung des logarithmierten BIPs ersetzt. Die Anzahl der verzögerten Variablen wird mit Hilfe des Akaike Informations Kriteriums bestimmt.

Um die Diffusion der Preisschocks durch die Wertschöpfungskette zu berechnen, bietet sich eine rekursive Zerlegung der Varianz-Kovarianz-Matrix an (Choleski-Zerlegung), da man auf diese Weise eine zeitliche Verzögerung der Schocks erhält. In den nachfolgenden Abbildungen sind die Reaktionen wichtiger gesamtwirtschaftlicher Variablen auf einen Anstieg des Euro-Dollar-Wechselkurses dargestellt.

Abbildung 16
Gesamtwirtschaftliche Effekte eines Wechselkursschocks (1976-2007)



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, $\text{dlog}(p_{\text{erzeuger}})$, $\text{dlog}(p_{\text{verbrauch}})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, $\text{dlog}(p_{\text{erzeuger}})$, $\text{dlog}(p_{\text{verbrauch}})$, zins .

Die in Abbildung 16 dargestellten Impuls-Antwortfolgen zeigen die erwarteten Effekte. Ein Anstieg des realen effektiven Wechselkurses hat unmittelbar deutlich dämpfende Effekte auf die Importpreise. Der Anstieg der Erzeugerpreise geht über einen längeren Zeitraum nach dem Schock zurück allerdings deutlich schwächer als die Importpreise. Die Verbraucherpreisanstiege reagieren zwei Quartale nach dem Schock und nochmals schwächer

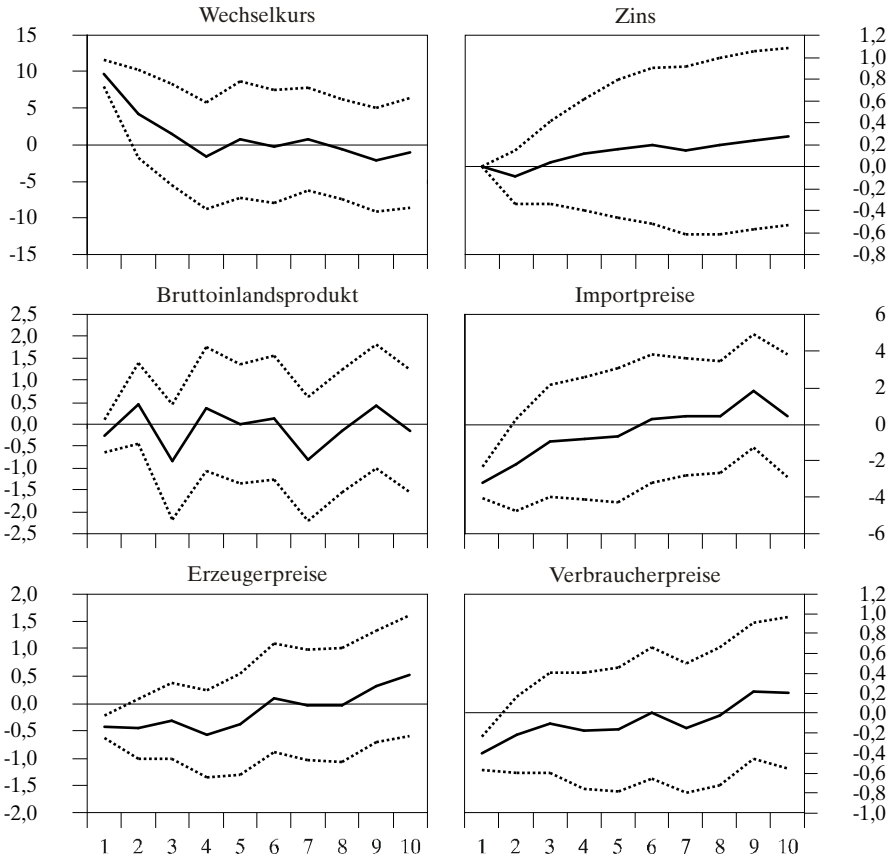
als die Erzeugerpreise. Der Anstieg des Bruttoinlandsproduktes geht im dritten Quartal nach dem Wechselkursschock zurück.

Um die Möglichkeit genauer zu untersuchen, dass sich die Effekte von Wechselkursschocks über die Zeit verändert haben, wird der Untersuchungszeitraum einmal in die Periode 1975: 1 bis 1989: 4 und 1991: 1 bis 2007: 4 unterteilt. Die jeweiligen Impuls-Antwortfolgen sind in den Abbildungen 17 und 18 dargestellt.

Zwischen beiden Perioden zeigen sich deutliche Unterschiede in den Reaktionen der Variablen. In der ersten Periode (Abbildung 17) reagieren alle drei Preisindizes deutlich stärker auf den Wechselkursschock als in der Gesamtperiode. Die Effekte von Zinsen und Bruttoinlandsprodukt sind insignifikant. In der zweiten Periode (Abbildung 18) antworten von den Preisindizes nur noch die Importpreise signifikant auf den Schock. Dafür reagieren die Kurzfristzinsen signifikant negativ auf den Schock. Die Reaktion erfolgt mit einer relativ langen Verzögerung von vier Quartalen.

Bezieht man die Lohnquote als Variable in die VAR-Schätzung mit ein, ergeben die Impuls-Antwort-Folgen keine signifikanten Effekte eines Wechselkursschocks auf die Lohnquote.

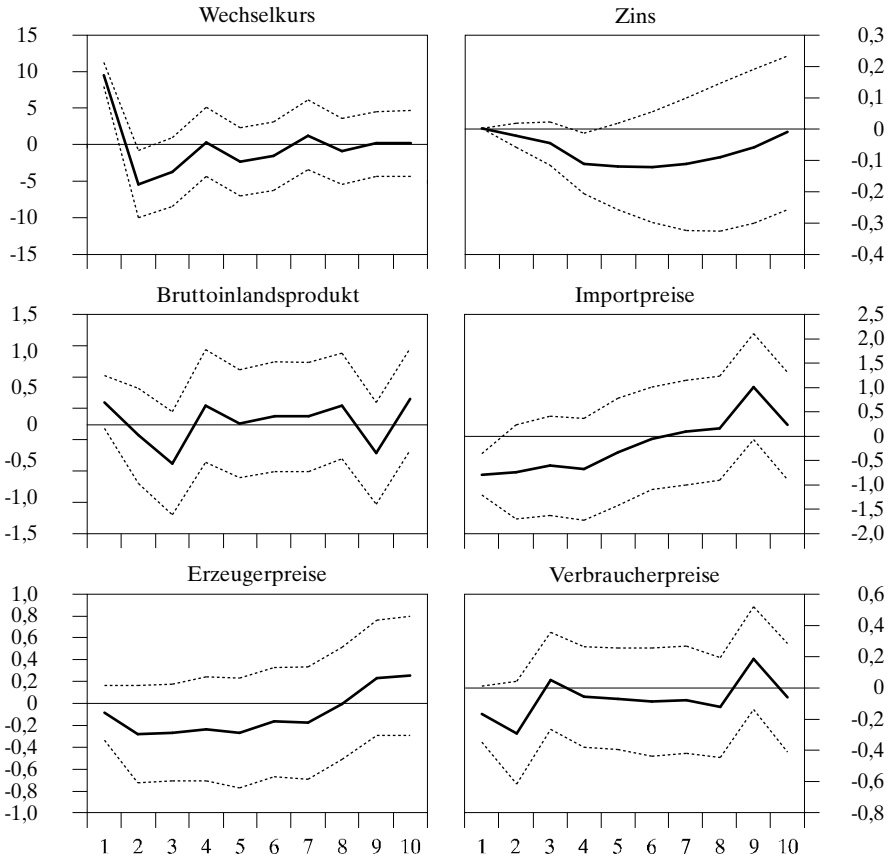
Abbildung 17
Gesamtwirtschaftliche Effekte eines Wechselkurschocks (1976-1989)



Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, $zins$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 1989:4. Laglänge: 6. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$, $zins$.

Abbildung 18

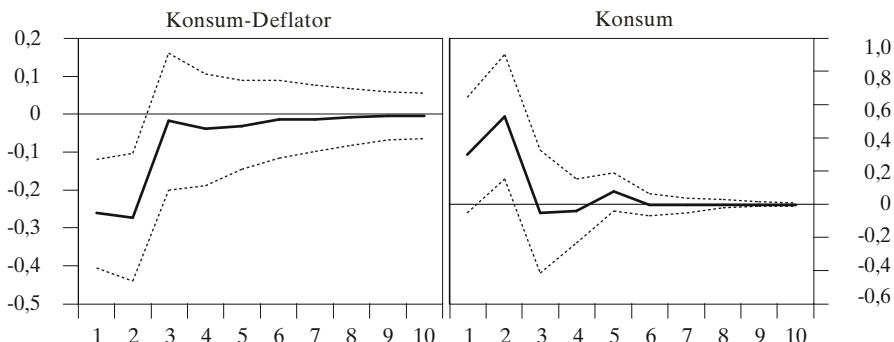
Gesamtwirtschaftliche Effekte eines Wechselkurschocks (1992-2007)



Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil})$, $zins$, $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$. Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 6. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(wk)$, $dlog(bip)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$, $zins$.

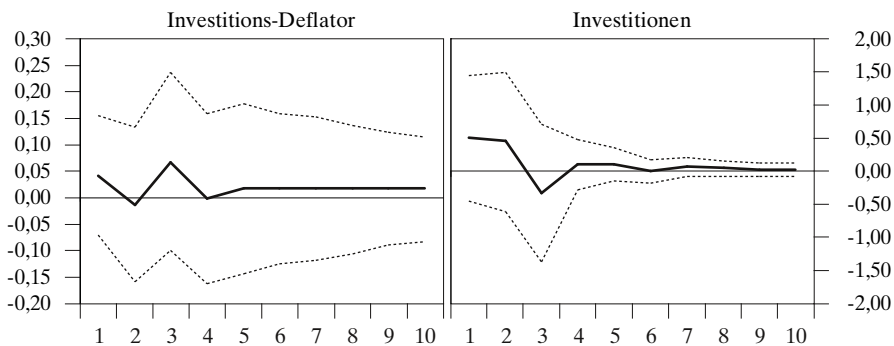
Auf der Makroebene werden für den Gesamtzeitraum (1975 bis 2007) weitere Variablen betrachtet:

Abbildung 19

Effekte von Wechselkursschocks auf Konsum-Deflator und privaten Konsum

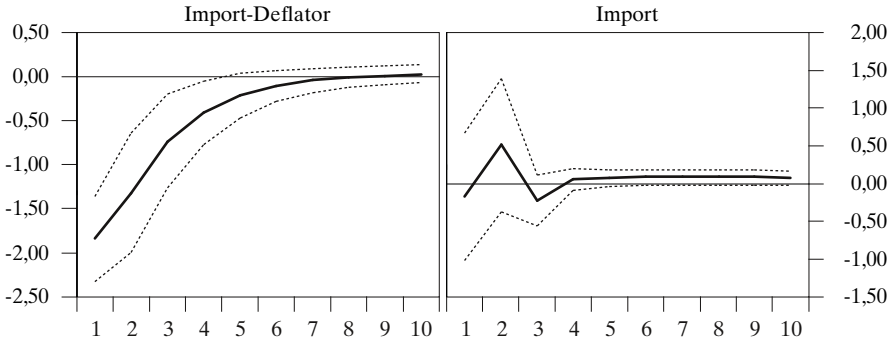
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{konsum}})$, $\text{dlog}(\text{konsum})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{konsum}})$, $\text{dlog}(\text{konsum})$, zins .

Abbildung 20

Effekte von Wechselkursschocks auf Investitions-Deflator und private Investitionen

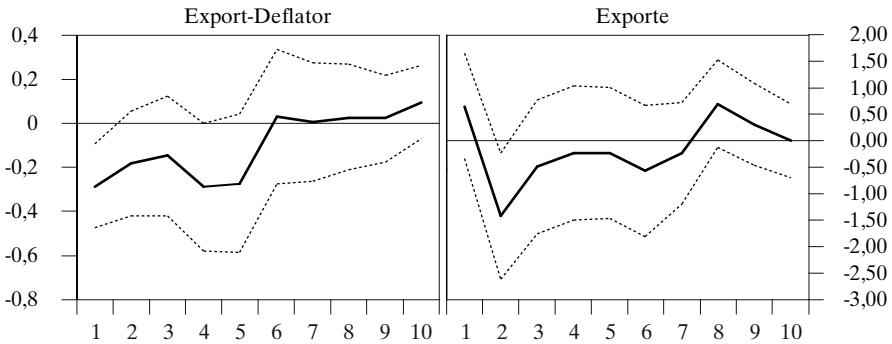
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{invest}})$, $\text{dlog}(\text{invest})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{invest}})$, $\text{dlog}(\text{invest})$, zins .

Abbildung 21
Effekte von Wechselkursschocks auf Import-Deflator und Importe



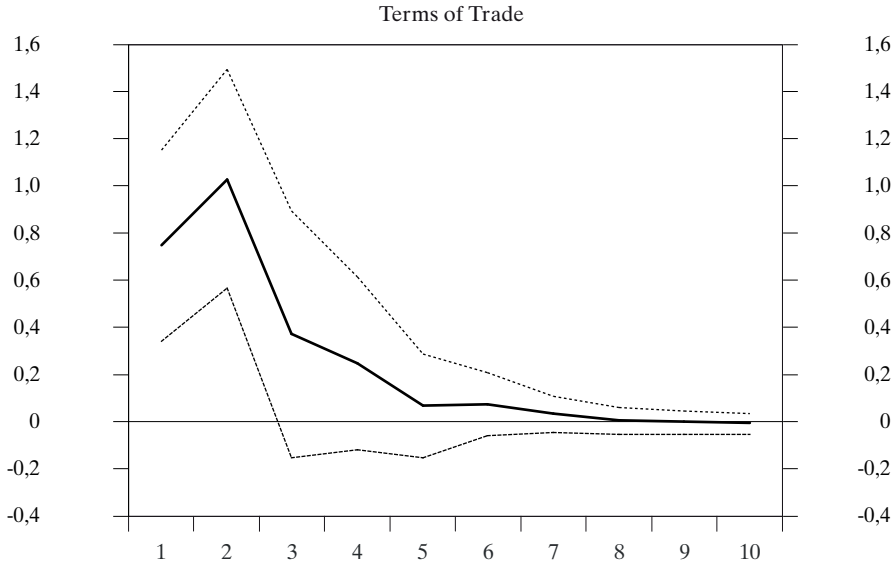
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(wk)$, $\text{dlog}(bip)$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, $\text{dlog}(\text{import})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 1. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(wk)$, $\text{dlog}(bip)$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, $\text{dlog}(\text{import})$, zins .

Abbildung 22
Effekte von Wechselkursschocks auf Export-Deflator und Exporte



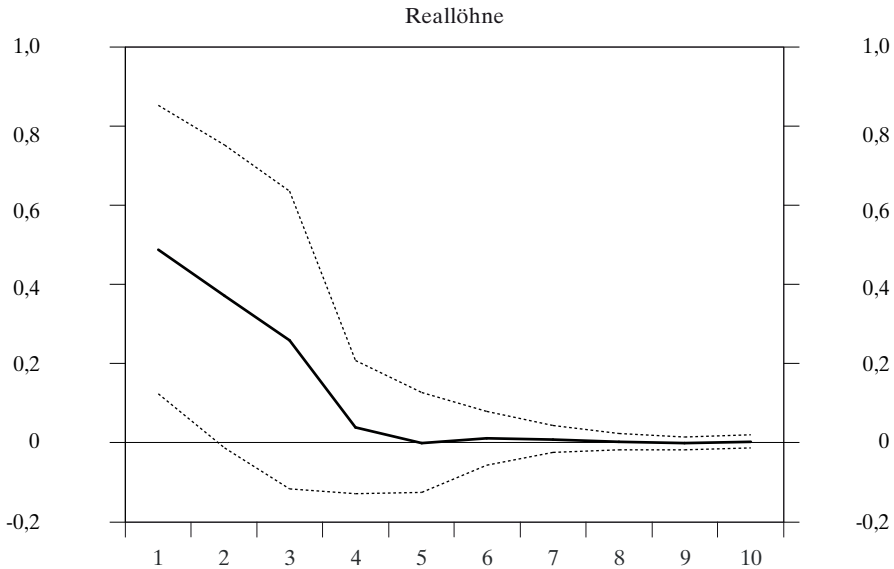
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(wk)$, $\text{dlog}(bip)$, $\text{dlog}(p_{\text{export}})$, $\text{dlog}(\text{export})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 5. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(wk)$, $\text{dlog}(bip)$, $\text{dlog}(p_{\text{export}})$, $\text{dlog}(\text{export})$, zins .

Abbildung 23
Effekte von Wechselkursschocks auf die Terms of Trade



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{verbrauch}})$, $\text{dlog}(\text{tot})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{verbrauch}})$, $\text{dlog}(\text{tot})$, zins .

Abbildung 24

Effekte von Wechselkursschocks auf die Reallöhne

Geschätztes VAR: $\text{dlog}(p_{\text{oil}})$, zins , $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{verbrauch}})$, $\text{dlog}(\text{loehne})$. Stützzeitraum 1975:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $\text{dlog}(\text{wk})$, $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{verbrauch}})$, $\text{dlog}(\text{loehne})$, zins .

Die Analyse der Effekte von Wechselkursschocks auf weitere wichtige gesamtwirtschaftliche Aggregate zeigt einen deutlichen Effekt beim privaten Konsum. Der Anstieg des Konsum-Deflators geht unmittelbar nach dem Schock zurück. Der Anstieg des privaten Konsums beschleunigt sich im zweiten Quartal nach dem Schock. Bei den Investitionen zeigen sich weder eine Preis- noch eine Mengenreaktion. Bei den außenwirtschaftlichen Variablen stellen sich ebenfalls keine Mengenreaktionen ein. Dagegen schwächt sich der Zuwachs des Import-Deflators deutlich ab und auch der Anstieg des Export-Deflators geht zurück. Anscheinend sind die Exporteure bemüht, die wechselkursbedingte Verteuerung ihrer Produkte nicht vollständig auf die Abnehmer zu überwälzen.

Die Ergebnisse der Untersuchungen für den realen effektiven Wechselkurs und den Euro-Dollar-Wechselkurs werden in der Tabelle 5 zusammengefasst. Für beide Wechselkursvariablen ergeben sich deutliche Effekte auf die Preisvariablen. Der Importpreisanstieg geht unmittelbar nach dem Schock deutlich zurück. Die Erzeugerpreise wie auch die Verbraucherpreise reagieren mit Verzögerung und nur abgeschwächt auf den Schock. Die realwirtschaftlichen Größen reagieren im Rahmen dieser Untersuchung nur

schwach auf einen Wechselkursschock. In beiden Varianten zeigt sich ein positiver Effekt des privaten Konsums und der Exportanstieg geht zurück. Für das Bruttoinlandsprodukt findet sich nur bei einem Schock des Euro-Dollar-Wechselkurses ein signifikant negativer Effekt, der in etwa die Größenordnung hat, die auch der Sachverständigenrat in einer vergleichbaren Studie findet (SVR 2004). Die Importe und die Investitionen reagieren nicht signifikant auf einen Wechselkursschock.

Tabelle 5

Effekte eines Wechselkursschocks auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen
Anstieg des Wechselkurses um 10 vH

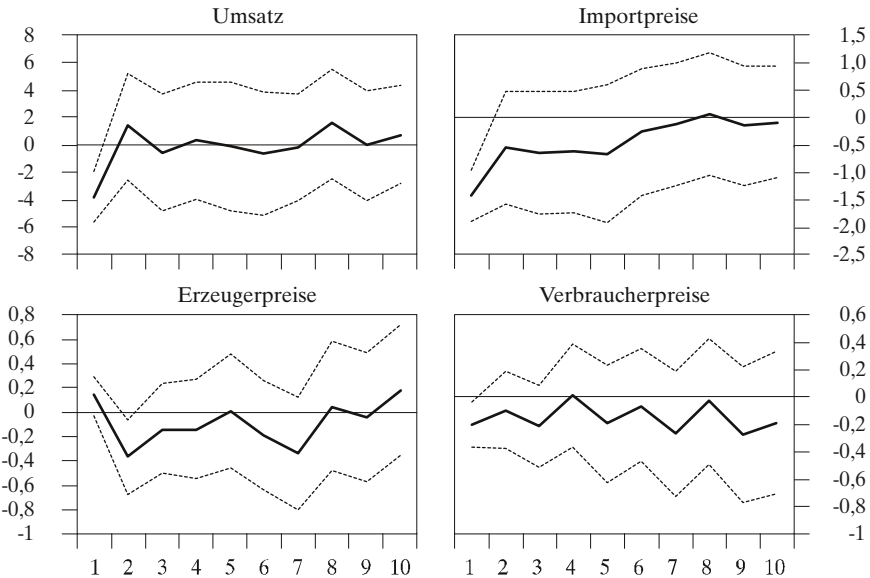
| | Effekt im ersten Quartal | Maximaler Effekt (Quartal) | Kumulierter Effekt nach einem Jahr | Kumulierter Effekt nach drei Jahren | Signifikant in den Perioden |
|-------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|--|---|-----------------------------------|
| Realer effektiver Wechselkurs | | | | | |
| Importpreise | -2,3 | -2,3 (1) | -4,9 | n.s. | 1 |
| Erzeugerpreise | n.s. | -0,9 (4) | -1,6 | n.s. | 4 |
| Verbraucherpreise | n.s. | -0,5 (4) | n.s. | n.s. | 4 |
| BIP | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Privater Konsum | n.s. | 1,1 (2) | n.s. | n.s. | 2, 3 |
| Investitionen | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Importe | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Exporte | n.s. | n.s. | -4,2 | n.s. | |
| Euro-Dollar-Wechselkurs | | | | | |
| Importpreise | -1,7 | -1,7 (1) | -4,5 | -5,1 | 1, 2 |
| Erzeugerpreise | -0,2 | -0,4 (4) | -1,3 | -2,4 | 1 bis 5 |
| Verbraucherpreise | -0,2 | -0,3 (2) | -0,7 | -1,4 | 1, 2 |
| BIP | n.s. | -0,4 (3) | n.s. | n.s. | 3 |
| Privater Konsum | n.s. | 0,5 (2) | 0,7 | 0,8 | 2 |
| Investitionen | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Importe | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Exporte | n.s. | -1,4 (2) | n.s. | n.s. | 2 |

n.s. - nicht signifikant.

5.3 Wechselkursschocks auf sektoraler Ebene

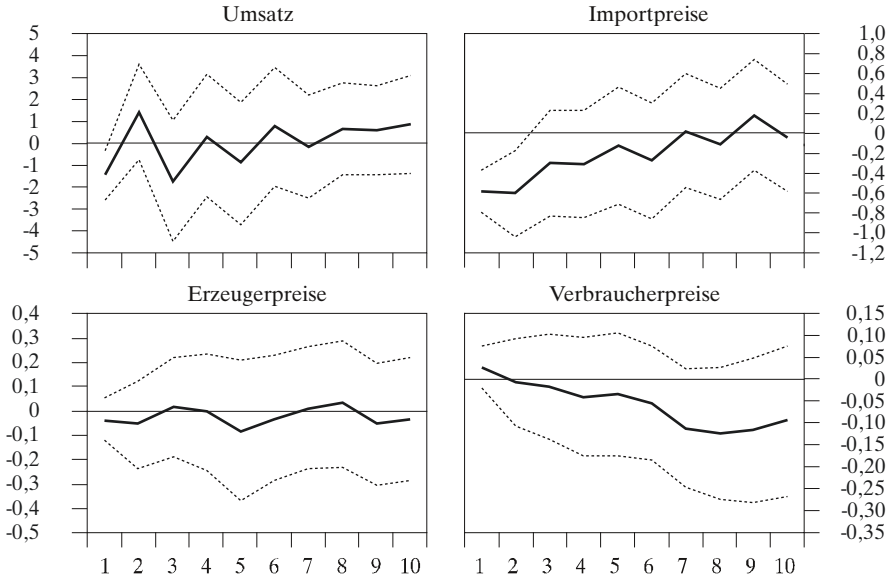
Die gesamtwirtschaftliche Analyse wird wiederum durch die Untersuchung einzelner Branchen ergänzt. Da auf Branchenebene die Umsätze sowie die Import- und Erzeugerpreise erst ab 1995 vorliegen, ist der Untersuchungszeitraum begrenzt.

Abbildung 25
Reaktion der Umsätze und Preise in der Bekleidungsindustrie



Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil_real})$, $dlog(wk)$, $dlog(umsatz)$, $dlog(p_import)$, $dlog(p_erzeuger)$, $dlog(p_verbrauch)$, zins. Stützzeitraum 1996:1 bis 2006:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil_real})$, $dlog(wk)$, $dlog(umsatz)$, $dlog(p_import)$, $dlog(p_erzeuger)$, $dlog(p_verbrauch)$, zins.

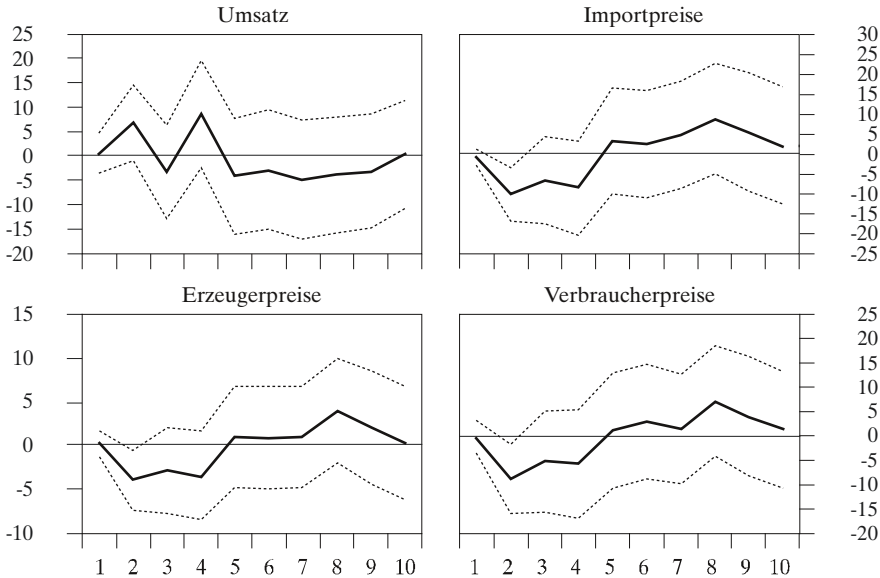
Abbildung 26

Reaktion der Umsätze und Preise im Maschinenbau

Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil_real})$, $dlog(wk)$, $dlog(umsatz)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$, $zins$. Stützzeitraum 1996:1 bis 2006:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil_real})$, $dlog(wk)$, $dlog(umsatz)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbrauch})$, $zins$.

Abbildung 27

Reaktion der Umsätze und Preise in der Mineralölindustrie sowie der Heizölpreise



Geschätztes VAR: $dlog(p_{oil_real})$, $dlog(wk)$, $dlog(umsatz)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbraucher})$, zins. Stützzeitraum 1996:2 bis 2006:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen (Cholesky Zerlegung) einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen in Prozentpunkten. Reihenfolge der Variablen: $dlog(p_{oil_real})$, $dlog(wk)$, $dlog(umsatz)$, $dlog(p_{import})$, $dlog(p_{erzeuger})$, $dlog(p_{verbraucher})$, zins.

Auf der Branchenebene zeigt sich, dass die Importpreise in einer Reihe von Branchen deutlich auf den Wechselkursschock reagieren. Ein Durchwirken des Wechselkursschocks durch die Preiskette, wie es sich auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene findet, ist nur bei Mineralölprodukten wie Heizöl signifikant. Wie die dargestellten Beispiele zeigen, lassen sich bei anderen Branchen nur vereinzelt Reaktionen der nachgelagerten Preise ermitteln. Eine Systematisierung der Ergebnisse im Hinblick auf die Wettbewerbsintensität auf Märkten für einzelne Güter ist daher nicht möglich. Für aussagekräftigere Ergebnisse wäre es wahrscheinlich notwendig, weitere Größen wie z.B. die außenwirtschaftliche Verflechtung einer Branche zu berücksichtigen.

6. Effekte der Globalisierung

6.1 Definition und Beschreibung der Globalisierung

Neben den eher kurzfristigen internationalen Einflüssen, wie von Ölpreisen und Wechselkursen auf das inländische Preisniveau hat sich in den vergangenen Jahren ein längerfristiger Einfluss herausgebildet, der mit dem Schlagwort Globalisierung umschrieben wird. Der Begriff Globalisierung wird üblicherweise dazu benutzt, die wachsende Internationalisierung der Wirtschaft zu beschreiben und umfasst somit die Internationalisierung der Finanz-, Güter- und Faktormärkte sowie die internationale Produktionsverflechtung. Die OECD fasst diese Aspekte in einer Definition zusammen, nach der Globalisierung den multidimensionalen Prozess der internationalen ökonomischen Integration bezeichnet, durch den nationale Ressourcen zunehmend international mobil werden und die einzelnen Volkswirtschaften dadurch zunehmend enger verbunden sind (OECD 2005: 16). Durch den zunehmenden internationalen Wettbewerb und die Integration von Ländern mit deutlich geringeren Produktionskosten als in Deutschland sind Auswirkungen auch auf die Preisentwicklung in Deutschland zu erwarten.

Der Stand der Globalisierung ist allerdings nicht direkt beobachtbar. Aus diesem Grund wird zur Messung der Globalisierung auf Variablen zurückgegriffen, bei denen unterstellt wird, dass sie mit dem Phänomen hoch korreliert sind. Als wichtigste Indikatoren für das Phänomen werden in der Literatur Direktinvestitionen (Foreign direct investments: FDI), die Aktivität multinationaler Konzerne, die Internationalisierung von Forschung und Entwicklung und die Zunahme des Welthandels genannt (OECD 2005: 23f). In einigen Arbeiten wird versucht, die verschiedenen Dimensionen des Phänomens Globalisierung in einer Größe zu bündeln. Diesbezüglich stellt beispielsweise der KOF Index of Globalization eine viel versprechende Ergänzung zu den bereits genannten Variablen dar.

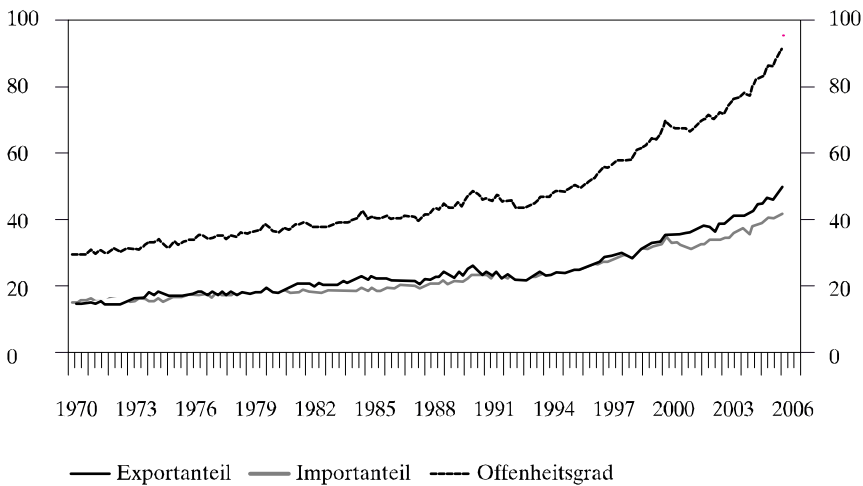
In der folgenden empirischen Analyse wird die Globalisierung mit Hilfe von Variablen gemessen, welche einen Indikator für die Intensität der Welthandelsverflechtungen Deutschlands darstellen. Zwar erscheint die Messung von Globalisierung mit Hilfe von FDI-basierten Variablen konzeptionell versprechend. Allerdings besteht das Problem, dass große einmalige Transaktionen im Bereich Mergers and Acquisition (M&A) zu erheblichen Schwankungen von aus FDI-Aktivitäten abgeleiteten Zeitreihen führen, ohne dass dies mit entsprechenden Veränderungen des eigentlichen Phänomens Globalisierung einhergehen würde. Als sinnvolle Alternative kommt daher nur die Verwendung umfassender Globalisierungsindizes in Frage. Diese sind zumeist aber nur auf Jahresbasis verfügbar, so dass sie für diese Studie nicht verwendet werden können. Die Ergebnisse dieser Studie kön-

nen daher nur einzelne Effekte der Globalisierung erfassen, so dass sie vorsichtig zu interpretieren sind.

Abbildung 28 zeigt zunächst die Entwicklung der in dieser Studie verwendeten Globalisierungsindikatoren für Deutschland, nämlich den Anteil der realen Importe am realen BIP, den Anteil der realen Exporte am realen BIP und die Summe von realen Importen und realen Exporten ebenfalls dividiert durch das BIP. Alle drei Indikatoren der Gütermarktintegration weisen einen deutlichen Aufwärtstrend auf.

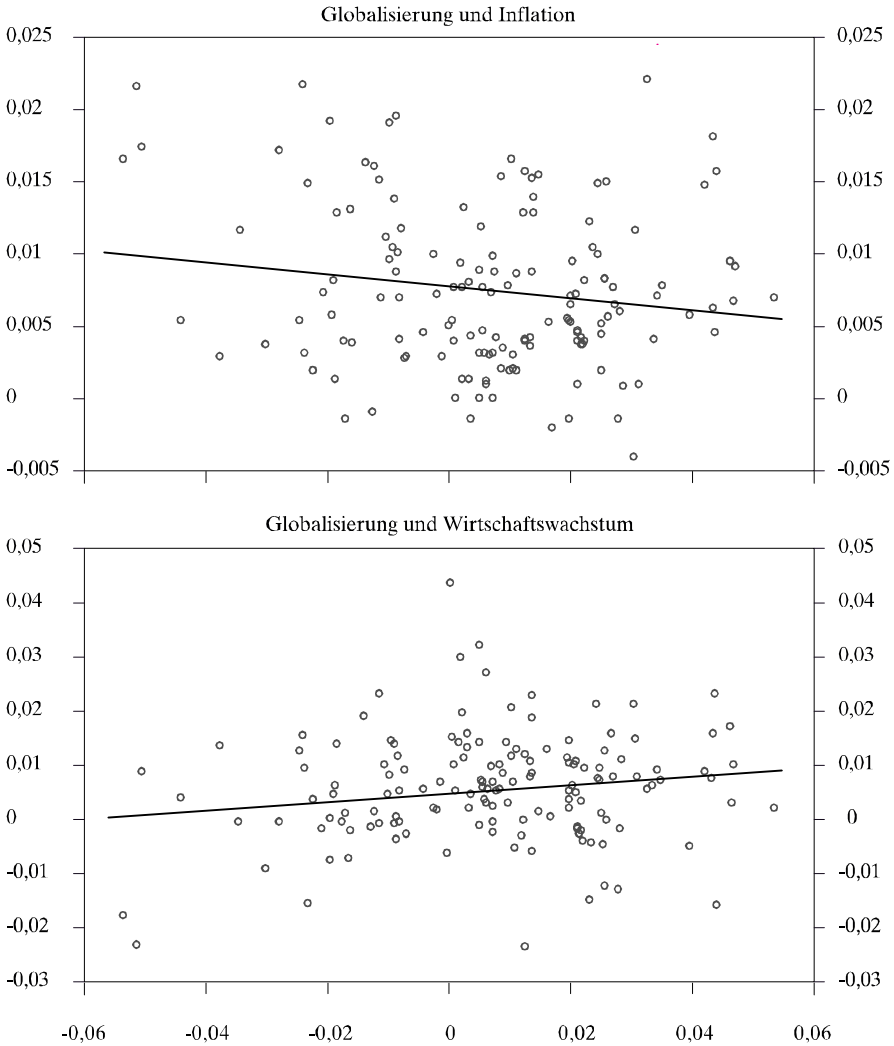
Abbildung 28

Entwicklung wichtiger Handelsindikatoren
in %



Zudem ist von Interesse, ob zwischen der so gemessenen Globalisierung und makroökonomischen Größen in Deutschland ein Zusammenhang besteht. Einen ersten Eindruck kann man durch die Betrachtung von Scatterplots gewinnen. Abbildung 29 (oberes Bild) zeigt die Kombination der Variablen Importanteil und Inflationsrate gemessen an den Verbraucherpreisen. Insgesamt zeigt sich ein leicht negativer Zusammenhang. Abbildung 29 (unteres Bild) zeigt das gleiche für die ersten Differenzen des BIP und den Importanteil. Es wird deutlich, dass die Veränderungsrate des Importanteils positiv mit der Veränderungsrate des BIP korreliert ist. Auch wenn beide Abbildungen keinerlei Aussagen über mögliche Kausalitäten zulassen, erlauben sie immerhin den Schluss, dass zunehmende Globalisierung mit einem höheren Wachstum und abnehmender Inflationsrate einherging.

Abbildung 29

Zusammenhang zwischen Globalisierung und Inflation bzw. Wirtschaftswachstum

In vielen ökonomischen Studien wird die Meinung vertreten, dass die Globalisierung ursächlich für das starke Wachstum der Weltwirtschaft und die abnehmende Inflation ist. Mit Blick auf das Wirtschaftswachstum wird argumentiert, dass die Globalisierung positive Effekte hat, da die zunehmende Wettbewerbsintensität – als Konsequenz einer zunehmenden Internationali-

sierung der Volkswirtschaften – den Druck auf die Firmen erhöht, Produkt-, Qualitäts- und Vertriebsinnovationen voranzutreiben. Dies erhöht das Produktivitäts- und somit letztlich auch das Wirtschaftswachstum (IMF 2006: 101).

Einen Zusammenhang zwischen Globalisierung und Inflation versuchen Borio und Filardo (2007) nachzuweisen, indem sie zeigen, dass Modelle, die die Inflationsentwicklung mit Hilfe heimischer Faktoren erklären, für diese Aufgabe zunehmend nicht mehr geeignet sind. Stattdessen ergibt sich, dass globale Nachfrage- und Angebotsschocks, wie z.B. die globale Wirtschaftsaktivität, Import- oder Ölpreise, signifikant zur Erklärung der heimischen Inflationsrate beitragen. Auch wenn die zunehmende Bedeutung globaler Variablen für die heimische Inflationsentwicklung nachgewiesen wird, beantwortet die genannte Studie aber nicht die Frage, welche strukturellen Wirkungen eine zunehmende Globalisierung hat. Denn von Interesse scheint insbesondere, ob bei einer stärkeren internationalen ökonomischen Integration ein höheres (weltweites) Wachstum bei gleicher Inflationsrate bzw. gleiches Wachstum bei niedrigerer Inflationsrate möglich ist.

Die Beantwortung dieser Frage besitzt insbesondere geldpolitische Relevanz. Denn führt der Prozess der Globalisierung tatsächlich zu niedrigeren Inflationsraten und hält dieser noch eine Weile an, so muss die Geldpolitik wesentlich weniger restriktiv agieren, um ein bestimmtes Inflationsziel zu erreichen.

Aus theoretischer Sicht sind zwei Wirkungskanäle zu unterscheiden, über die eine verstärkte Globalisierung unter sonst gleichen Bedingungen zu niedrigeren Inflationsraten führt. Zum einen kann mit zunehmender Globalisierung der Anteil billiger Vorleistungen aus Niedriglohnländern zunehmen, so dass eine Senkung – bzw. niedrigere Wachstumsrate – der Erzeugerpreise abgeleitet werden kann. Die niedrigeren Erzeugerpreise wirken sich letztlich auch auf die Verbraucherpreise aus, so dass auch hier niedrigere Wachstumsraten zu beobachten wären. Da aber nicht nur Vorleistungen, sondern auch Endprodukte aus Niedriglohnländern importiert werden, kann auch ein direkter negativer Effekt auf die Verbraucherpreise – ohne Umweg über die Erzeugerpreise – hergeleitet werden (IMF 2006: 101).

Daneben lässt sich eine Vielzahl – teilweise auch gegenläufiger – indirekter Effekte anführen, so dass sich die Netto-Wirkungsrichtung auf manche Variablen nur empirisch klären lässt. Globalisierung hat allgemein ausgedrückt zur Folge, dass heimische Anbieter von Waren und Dienstleistungen mit internationalen Anbietern in einem größeren Maße als bisher konkurrieren. Dies hat zur Folge, dass die Gewinnaufschläge heimischer Produzenten sinken und sich über diesen Weg negative Auswirkungen auf die aggregierten Preisindizes ergeben. Außerdem kann – wie oben erwähnt – die Innova-

tionsbereitschaft der Unternehmen steigen, so dass sich die Produktivität erhöht, das Güterangebot steigt und sich auf diesem Weg eine moderatere Inflationsentwicklung ergibt.

Die Zunahme der (internationalen) Konkurrenz trifft aber nicht nur die Anbieter von Endprodukten, sondern auch die Anbieter von Produktionsfaktoren, d.h. insbesondere auch die Arbeitnehmer. Durch die verstärkte Globalisierung steht den Unternehmen ein zunehmend größeres Reservoir an Arbeitskräften zur Verfügung, so dass das verfügbare Arbeitsangebot steigt und die Löhne sinken. Da die Löhne die Erzeugerpreise zu einem relativ großen Anteil beeinflussen und diese wiederum Auswirkungen auf die Verbraucherpreise haben, lässt sich auch aus diesem Zusammenhang ein negativer Effekt auf die Inflationsentwicklung ableiten (IMF 2006: 101).

Die zunehmende Globalisierung kann aber auch eine unterschwellige Rolle bei der Entwicklung zu einer – im Sinne der Inflationsstabilität – besseren und glaubwürdigeren Geldpolitik gespielt haben. Denn es lässt sich zeigen, dass die Anreize eine Überraschungsinflation zu erzeugen, in einem globalisierten Umfeld geringer werden, da die Geldpolitik über die zunehmende Integration der Finanzmärkte Handlungsspielraum eingebüßt hat (Rogoff 2003). Wegen möglicher Deflationsgefahren dürfte die EZB in Zukunft wohl keine Herabsetzung ihrer als glaubwürdig angesehenen Obergrenze anstreben, so dass die Geldpolitik zumindest für Deutschland zu keiner weiteren Abnahme der Inflationsrate beitragen kann (IMF 2006: 100).

Für die Wirkungen einer verstärkten Globalisierung auf die Einkommensverteilung wird ein Wirkungskanal besonders betont: Da durch die Globalisierung nationale Grenzen unwichtiger werden, sind nicht mehr nationale sondern internationale Knappheiten für die Preis- und die Lohnbildung entscheidend. Weltweit gibt es deutlich mehr niedrig qualifizierte Arbeitskräfte als hoch qualifizierte. Daher dürften die Hochqualifizierten durch höhere Löhne von der Globalisierung profitieren, während bei niedrig Qualifizierten der Druck auf die Löhne zunimmt.

Um die diskutierten ökonomischen Effekte der Globalisierung zu untersuchen, werden unterschiedliche Strategien gewählt:

Zunächst bietet sich die Verwendung von Querschnittdaten an. Beispielsweise lassen sich die Effekte der langfristigen Durchschnitte verschiedener Globalisierungsindikatoren auf die Inflation messen. Identifikationsannahme ist hier, dass die betrachteten Länder außer in Bezug auf die jeweiligen Globalisierungsindikatoren relativ gleiche ökonomische Strukturen besitzen. Dass dies nicht unbedingt der Fall ist, erkennt man daran, dass der statistisch messbare Zusammenhang häufig verschwindet, sobald nur noch Länder mit ähnlichem geldpolitischen Regime in der Stichprobe enthalten

sind (Romer 1993). Trotzdem stellt die zusätzliche Nutzung von Querschnittsinformationen – insbesondere dann, wenn die Längsschnittinformationen durch Panelanalyse nutzbar bleiben – ein Erfolg versprechendes Studiendesign dar, um die kausalen Effekte von Globalisierung zu identifizieren. Der IMF (2006) schätzt beispielsweise Phillipskurven für Australien, Kanada, Frankreich, Deutschland, Italien, Japan, Großbritannien, und die Vereinigten Staaten. Mit Hilfe dieses Ansatzes lässt sich zeigen, dass ein zunehmender Offenheitsgrad eines Landes zu kleineren Outputgap-Koeffizienten in der Phillipskurve führt.

Wird nur ein Land betrachtet, lassen sich die zur Identifizierung der Effekte einer verstärkten Globalisierung nötigen Informationen auch durch die Nutzung von Daten auf Sektorebene gewinnen. In der bereits erwähnten Studie des IMF (2006) wird gemäß dem Ansatz von Chen et al. (2004) vorgegangen und ein ökonometrisches Mehr-Länder-Mehr-Sektoren-Modell geschätzt. Die Ergebnisse zeigen, dass Veränderungen des Importanteils und Veränderungen der relativen Erzeugerpreise eines Sektors negativ korreliert sind. Dies gilt in besonderem Maße für den Textil- und den Telekommunikationssektor sowie die elektronische und die optische Industrie.

Darüber hinaus können in einem Fehlerkorrekturmodell (Error Correction Model: ECM) langfristige Beziehungen zwischen den Variablen und die Anpassung an dieses langfristige Gleichgewicht geschätzt werden. Voraussetzung ist allerdings, dass eine stabile Kointegrationsbeziehung beispielsweise zwischen Globalisierungsindikatoren und Inflation gefunden wird. Die ECM-Methodik wird z.B. in der Studie von Pain et al. (2006) genutzt. Sie schätzen Gleichungen für eine relativ große Anzahl von OECD-Ländern für die Periode 1980-2005. Allerdings werden auch in dieser Studie Querschnittsinformationen genutzt, da für bestimmte – nach rein statistischen Kriterien ausgewählte – Gruppen von Ländern gleiche Koeffizienten unterstellt werden. Die Ergebnisse zeigen, dass Importpreise in einem immer höheren Maße zur Erklärung der heimischen Inflationsrate in allen OECD-Ländern beitragen. Gegenteiliges gilt für heimische Faktoren wie z.B. die Outputlücke des Inlandes. Außerdem zeigen die Ergebnisse, dass gerade in jüngerer Zeit die Importpreise einen Einfluss auf die inländische Inflationsrate haben, der größer ist als der Anteil dieser Güter im Warenkorb implizieren würde. Dies deutet darauf hin, dass die heimischen Produzenten bei ihrer Preissetzung infolge der Globalisierung zunehmend auf ausländische Anbieter Rücksicht nehmen müssen.

Als weitere Möglichkeit kommt die Nutzung eines SVAR-Modells in Betracht (Sims 1981, 1986; Bernanke 1986; Shapiro, Watson 1988). In diesem Fall werden bestimmte theoretisch motivierte Restriktionen in das VAR-Modell eingeführt. Beispielsweise kann ausgenutzt werden, dass zwischen

zwei Variablen annahmegemäß keine oder eine perfekte systematische Beziehung besteht. Alternativ kann berücksichtigt werden, dass ein bestimmter exogener Schock nur auf bestimmte Variablen permanente Effekte haben sollte (Blanchard, Quah 1989; Galí 1999). Im konkreten Fall heißt dies, dass nur dann von einem Anstieg der Globalisierung gesprochen werden kann, wenn permanente Effekte in Bezug auf bestimmte Variablen messbar sind. Kritische Identifikationsannahme ist hier das zugrunde gelegte ökonomische Modell, aus dem die jeweiligen Restriktionen abgeleitet sind. Ist dieses inkonsistent und/oder unplausibel und damit keine gute Annäherung an den datenerzeugenden Prozess, besitzen die unterstellten Restriktionen keine empirische Relevanz. Für die so erzielten Ergebnisse gilt dann Ähnliches.

6.2 Effekte der Globalisierung

Im Rahmen dieser Studie wird auf aggregierter Ebene zunächst ein SVAR-Modell zur Identifizierung der Effekte der Globalisierung auf Wachstum, Lohnentwicklung und Inflationsrate genutzt. Da es sich bei der Globalisierung nicht um kurzfristige Schocks handelt, wie etwa bei Ölpreisen oder Wechselkursen, wird im Folgenden ein anderer Ansatz zur Ermittlung der Impuls-Antwortfolgen gewählt als in den vorhergehenden Abschnitten. Die Identifizierung der langfristigen Effekte bestimmter Schocks folgt aus methodischer Sicht dem von Blanchard und Quah (1989) propagierten Ansatz, der zwischen permanenten und transitorischen Schocks unterscheidet. Die Globalisierung wird als permanenter Schock interpretiert.

Die identifizierenden Restriktionen basieren wie in den Arbeiten von Kamada und Hirakata (2002) und Morimoto und Hirata (2003) auf dem dynamischen Makromodell von Dornbusch, Fischer und Samuelson (DFS) (1977), welches von Obstfeld und Rogoff (1996) modifiziert wurde. Um das SVAR-Modell anhand des DFS-Modells zu spezifizieren, wird im Folgenden zunächst dargestellt, wie bestimmte Schocks im theoretischen Modell wirken. Es wird angenommen, dass zwischen dem relativen Lohn im Inland im Vergleich zum Ausland und dem Anteil der im Inland produzierten Güter ein negativer Zusammenhang besteht. Je geringer der relative inländische Lohn ist, desto größer ist der Anteil der im Inland produzierten Güter. Dabei ist von Bedeutung, dass nicht das Lohnniveau an sich, sondern das Lohnniveau in Verbindung mit der relativen Arbeitsproduktivität im Inland für die komparativen Vorteile entscheidend ist. Anders ausgedrückt führt eine relative Lohnsteigerung im Inland dann nicht zu einem Verlust an Wettbewerbsfähigkeit, wenn sich die relative Arbeitsproduktivität ebenfalls im erforderlichen Maße positiv entwickelt. Bildlich gesprochen existiert also ein negativer Zusammenhang zwischen der Wettbewerbsfähigkeit eines Landes bzw. der Arbeitsnachfrage und dem relativen Lohn. Bei relativen

Lohnsteigerungen kann die Wettbewerbsfähigkeit eines Landes aber auch konstant bleiben, sofern es zu kompensierenden Steigerungen der relativen Arbeitsproduktivität und somit zu gleichzeitigen kompensierenden Verschiebungen der Arbeitsnachfrage kommt.

Andererseits muss der relative Lohn im Inland ansteigen, wenn der Anteil der im Inland produzierten Güter größer wird, da dann auch die relative Nachfrage nach heimischer Arbeit größer wird. Bildlich ausgedrückt sorgt eine steigende Arbeitsangebotskurve also für einen positiven Zusammenhang zwischen dem relativem Lohn im Inland und dem Anteil der im Inland produzierten Güter, sofern das Verhältnis von inländischem und ausländischem Arbeitsangebot konstant bleibt.

Auf Grundlage dieser Überlegungen lassen sich bereits mögliche Auswirkungen der Globalisierung auf Deutschland ableiten:

- Ein Anstieg des ausländischen Arbeitsangebots führt zu einem Anstieg des relativen Lohns im Inland und zu einem Verlust von Wettbewerbsfähigkeit in Bezug auf bestimmte Güter. Trotz des Verlusts an Produktionsanteilen steigt das Pro-Kopf-Einkommen im Inland an.
- Ein Anstieg der Arbeitsproduktivität im Ausland führt zu einem Rückgang des relativen Lohns im Inland, der aber unterproportional zur Arbeitsproduktivität ausfällt. Wiederum verliert das Inland Produktionsanteile, aber das Pro-Kopf-Einkommen im Inland steigt. Insgesamt profitieren beide Länder von einem Anstieg der ausländischen Arbeitsproduktivität, da die Produktivitätsgewinne zwischen beiden Ländern aufgeteilt werden.

Im Rahmen der empirischen Untersuchung sollen vor allem die Auswirkungen auf das Preisniveau untersucht werden. Dies wird im Rahmen des DFS-Modells durch die Lohnkosten und die Arbeitsproduktivität bestimmt. Die realen Ausgaben bzw. die reale heimische Produktion gleichen definitionsgemäß dem inländischen Faktoreinkommen und werden durch das im Inland eingesetzte Arbeitsvolumen und dem inländischen Reallohn bestimmt.

Aus diesen Zusammenhängen lassen sich die temporären und permanenten Auswirkungen der unterschiedlichen Schocks bestimmen. Hierzu werden erste Differenzen der Variablen gebildet und der Anteil der im Inland produzierten Produkte durch den Anteil der importierten Güter ersetzt. Zunächst wird das Verhalten der exogenen Variablen genauer spezifiziert. Es wird angenommen, dass die Produktivität zwei strukturellen Schocks ausgesetzt ist, einem globalen Produktivitätsschock und einer Veränderung der komparativen Vorteile. Erstgenannter Schock verändert die Arbeitsproduktivität in beiden Ländern in die gleiche Richtung, während für den anderen

das Gegenteil gilt.⁷ Beide Schocks haben permanenten Charakter. Weiterhin wird angenommen, dass Veränderungen des Arbeitsangebots global auftreten und daher auch als globaler Nachfrageschock (nach Produkten) interpretiert werden können. Für den exogenen Lohn wird keine bestimmte eigene Gleichung spezifiziert. Stattdessen wird ein Phillipskurvenzusammenhang angenommen und unterstellt, dass die Veränderungsrate des ausländischen Lohns um eine Periode verzögert vom ausländischen Arbeitsangebot abhängt.

Aufgrund dieser Zusammenhänge ist zu erwarten, dass

- eine Veränderung der komparativen Vorteile permanente Wirkungen auf die Wachstumsrate des Importanteils, die Wachstumsrate des realen BIP und die Inflationsrate hat.
- globale Produktivitätsschocks keine permanenten Auswirkungen auf die Veränderungsrate des Importanteils, aber permanente Auswirkungen auf das Wachstum des Einkommens und die Inflationsrate haben.
- globale Nachfrageschocks keine permanenten Effekte auf die Wachstumsrate des Importanteils und die des Einkommens, aber permanente Effekte auf die Inflationsrate haben.

Alternativ lässt sich das Modell auch für die Variablen Importanteil, Bruttoinlandsprodukt und Löhne aufstellen. Es zeigt sich in diesem Fall:

- Eine Veränderung der komparativen Vorteile hat permanente Wirkungen auf die Wachstumsrate des Importanteils, die Veränderungsrate des Nominallohns im Inland und die Inflationsrate.
- Globale Nachfrageschocks haben keine permanenten Auswirkungen auf die Wachstumsrate des Importanteils, aber permanente Auswirkungen auf die Veränderungsrate des Nominallohns im Inland und auf die Inflationsrate.
- Globale Produktivitätsschocks haben keine permanenten Effekte auf die Wachstumsrate des Importanteils und die Veränderungsrate des Nominallohns im Inland, aber permanente Effekte auf die Inflationsrate.

⁷ Ein solcher Schock ist somit nicht mit dem zuvor beschriebenen Anstieg der ausländischen Arbeitsproduktivität zu vergleichen, da hier die inländische Arbeitsproduktivität gleichzeitig sinkt. Die Effekte auf das inländische Pro-Kopf-Einkommen sind hier also negativer als im zuvor beschriebenen Fall.

Im Rahmen dieser Studie ist es entscheidend, die Auswirkungen von Veränderungen der komparativen Vorteile eines Landes zu messen, da dieser Schock in beiden Modellspezifikationen als einziger die Veränderung des Importanteils beeinflusst und daher im Folgenden mit einer permanenten Veränderung der Intensität der Globalisierung gleich gesetzt wird. Dieses Vorgehen kann aus theoretischer Sicht folgendermaßen gerechtfertigt werden: Im ursprünglichen DFS-Modell beschreibt die exogene Variable gegensätzliche Veränderungen der Arbeitsproduktivität im In- und Ausland. Bei einem Schock verliert das Inland Wettbewerbsvorteile in Bezug auf einen bestimmten Anteil an Gütern. Da das Modell in seiner ursprünglichen Form von jeglichen Transport- und Transaktionskosten abstrahiert, bestimmt lediglich die Produktivität des Faktors Arbeit im Produktionsprozess die komparativen Vorteile. Bestehen hingegen Transport- und sonstige Transaktionskosten, so kann sich ein Import von bestimmten Gütern – trotz komparativer Vorteile des Auslandes in Bezug auf die Arbeitsproduktivität – möglicherweise nicht lohnen. Nimmt man an, dass ein Fortschreiten der Globalisierung insbesondere durch eine Senkung von Transportkosten, Handelshemmnissen und Ähnlichem gekennzeichnet ist, kann dieser Prozess adäquat durch einen Anstieg des Importanteils beschrieben werden. Im Gegensatz zum ursprünglichen Modell würden hiermit weniger Veränderungen der relativen Arbeitsproduktivitäten, sondern eher deren zunehmende Relevanz und die daraus folgende Spezialisierung der Volkswirtschaften beschrieben.

Im weiteren Verlauf der Untersuchung wird das oben beschriebene Modell als SVAR spezifiziert und mit den deutschen Daten konfrontiert. Insbesondere werden die Auswirkungen einer verstärkten Globalisierung auf das Wirtschaftswachstum, die Wachstumsrate der inländischen Nominallöhne und die Veränderungsrate des Preisniveaus berechnet. Hierfür werden die oben hergeleiteten Annahmen über die langfristigen Auswirkungen bestimmter Schocks genutzt.

Alle Variablen sind saisonbereinigt, logarithmiert und liegen in ersten Differenzen vor. Als Maß für die wirtschaftliche Aktivität wird stets das reale BIP benutzt. Als Maß für die Globalisierung wird neben dem Importanteil auch die Offenheit der deutschen Volkswirtschaft – ausgedrückt durch das Verhältnis der Summe der Im- und Exporte zum BIP – herangezogen. Wie oben erwähnt, werden im Rahmen dieses Ansatzes ein Verlust komparativer Vorteile des Inlandes und eine zunehmende Globalisierung als Synonyme verwendet. Die Inflationsrate wird anhand der Verbraucherpreise bestimmt. Als Einkommensmaß dient das BIP und zur Messung der Lohnentwicklung werden die Nominallöhne benutzt.

Die theoretische Analyse und die daraus folgende Identifikationsstrategie implizieren, dass die verwendeten Variablen stationär sind. Tabelle A2 (im Anhang) fasst die Ergebnisse von Unit Root-Tests zusammen. Die jeweilige Lag-Länge wurde anhand des Akaike-Informationskriteriums ausgewählt.

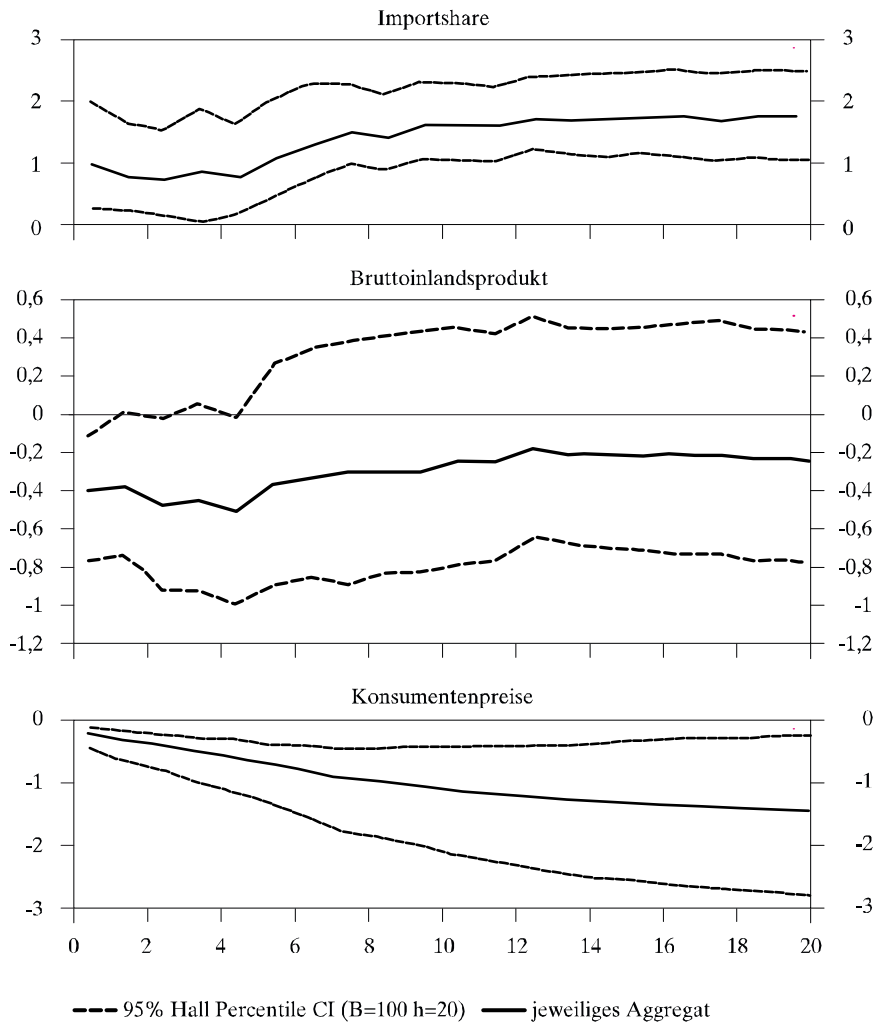
Die Stationarität der ersten Differenzen der Variablen Importanteil, Offenheitsgrad, BIP und Löhne scheint unabhängig von der konkreten Spezifikation der Testgleichung und dem gewählten Testverfahren gegeben. Für das Preisniveau kann die Hypothese einer Einheitswurzel innerhalb der ersten Differenzen nicht immer verworfen werden. Wie bereits dargestellt wird hier der Argumentation in der Literatur gefolgt und die Inflationsrate als stationär angenommen.

Ein wichtiger Schritt bei der VAR-Schätzung ist die Wahl der Lag-Länge. Zu dessen adäquater Spezifikation stehen verschiedene Informationskriterien zur Verfügung. Sie implizieren zumeist eine relativ niedrige Lag-Länge von etwa drei Quartalen. Allerdings kann es sein, dass diese Lag-Länge nicht ausreicht, um die Freiheit der strukturellen Schocks von Auto- und Kreuzkorrelation zu erreichen. Berechnungen zeigen, dass die Q-Statistik nicht auf Auto- oder Kreuzkorrelation der identifizierten strukturellen Schocks hindeutet, sofern eine Lag-Länge von acht gewählt wird.

Abbildung 30 zeigt die Effekte einer verstärkten Globalisierung, gemessen als Schock des Importanteils, auf die Wachstumsrate des BIP-Wachstum und die Inflationsrate anhand kumulativer Impuls-Antwort-Funktionen. Das erste Diagramm zeigt die Entwicklung der Wachstumsrate des Importanteils. Eine verstärkte Globalisierung – und damit ein Verlust an komparativen Vorteilen in Bezug auf die Produktion von bestimmten Gütern – führt zu einem dauerhaften Anstieg dieser Variablen. Gegenteiliges gilt für die Wachstumsrate des BIP, auch wenn erkennbar ist, dass die anfänglichen stark negativen Effekte im späteren Verlauf teilweise kompensiert werden. Allerdings sind die kumulierten Effekte auf das BIP insignifikant. In Bezug auf die Inflationsrate hat ein Anstieg der Wachstumsrate des Importanteils negative Effekte, d.h., wenn Deutschland komparative Vorteile bei der Produktion bestimmter Güter verliert, fällt die Inflationsrate permanent, und zwar um etwa 1,5%.

Abbildung 30

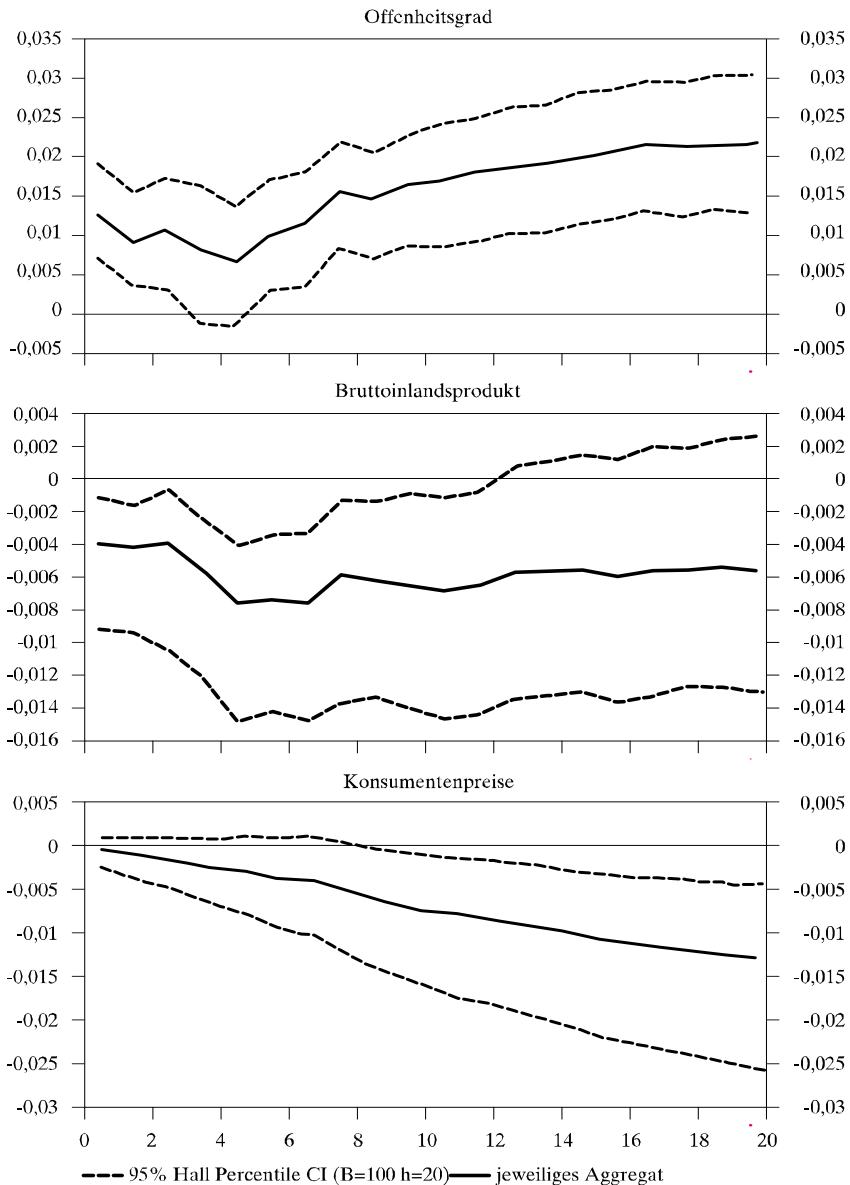
Kumulative Effekte einer verstärkten Globalisierung auf die Veränderungsraten ausgewählter Aggregate



Geschätztes VAR: $dlog(\text{Importanteil})$, $dlog(\text{BIP})$, $dlog(p_verbrauch)$ Stützzeitraum: 1975:1 bis 2006:4. Laglänge: 3. Impuls-Antwortfolgen einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen.

Abbildung 31

Kumulative Effekte einer verstärkten Globalisierung auf die Veränderungsrate ausgewählter Aggregate



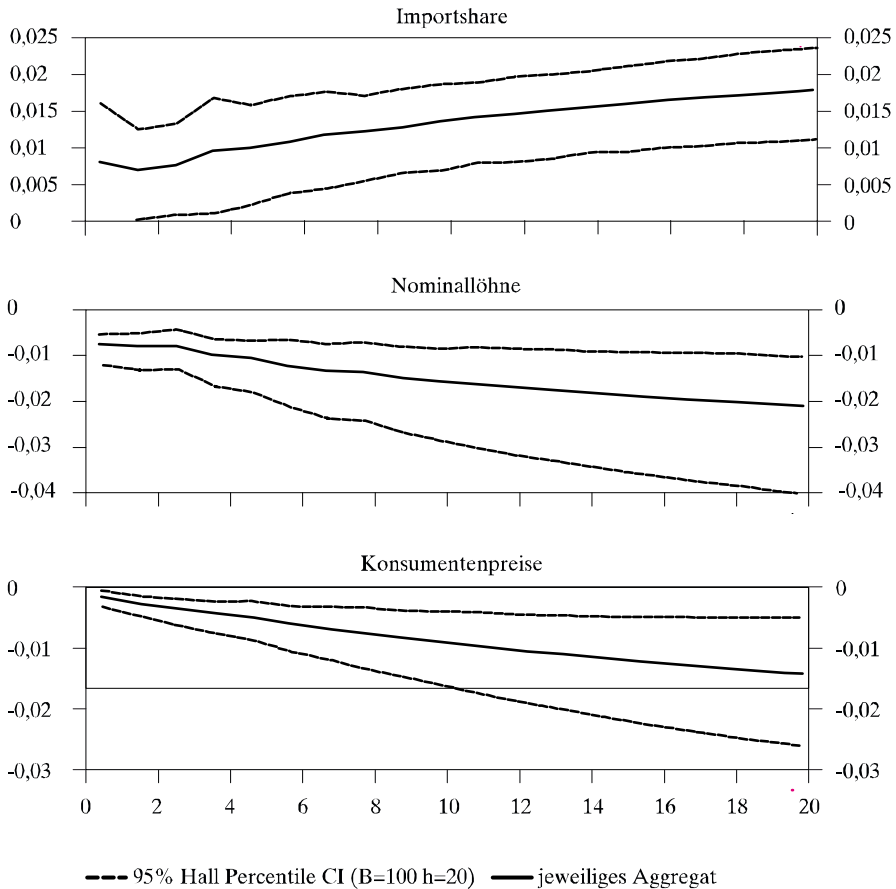
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{Offenheitsgrad})$, $\text{dlog}(\text{BIP})$, $\text{dlog}(\text{p_verbrauch})$ Stützzeitraum: 1975:1 bis 2006:4. Laglänge: 3. Impuls-Antwortfolgen einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen.

Abbildung 31 visualisiert ebenfalls die Reaktionen der Variablen des SVAR nach einem Anstieg der Globalisierung. Allerdings wird in diesem Fall Globalisierung nicht anhand des Importanteils gemessen, sondern der Offenheitsgrad der deutschen Volkswirtschaft als Proxy für eine verstärkte Globalisierung ins SVAR aufgenommen. Dies erscheint aus empirischer Sicht überzeugender, da die Variable Offenheitsgrad adäquat den Prozess der internationalen Spezialisierung widerspiegelt. Es wird deutlich, dass sich an den wesentlichen Ergebnissen nichts ändert. Wie erwartet steigt die Wachstumsrate des Offenheitsgrades dauerhaft an, und zwar um etwa 2%. In Bezug auf die Wachstumsrate des BIP lassen sich wiederum negative Effekte quantifizieren. Diese sind entgegen der theoretischen und intuitiven Erwartungen sogar noch größer als wenn man nur die Wachstumsrate der Importquote einbezieht. Wie bei den oben beschriebenen Schätzergebnissen treten mit zunehmender Periodenlänge positive Effekte auf die Wachstumsrate des BIP auf. Die kumulierten Effekte auf das Wachstum sind daher statistisch nicht signifikant.

Bei der Berechnung der in der folgenden Abbildung 32 dargestellten Impuls-Antwort Funktionen wurde wieder – wie auch vom theoretischen Modell gefordert – auf den Importanteil als Globalisierungsindikator zurückgegriffen. Allerdings wurde die oben hergeleitete alternative Spezifikation des SVAR mit Importanteil, Löhnen und Preisen geschätzt. Insgesamt sind die Ergebnisse im Vergleich zu den zuvor ermittelten Impuls-Antwortfunktionen relativ ähnlich, was deren Robustheit unterstreicht. Zusätzlich lässt sich die Wachstumsrate der Nominallöhne im Inland quantifizieren. Wie zuvor steigt die Wachstumsrate der Importquote nach einer Veränderung der Globalisierung permanent an. Auf die Veränderungsrate der Nominallöhne im Inland hat eine verstärkte Globalisierung negative Auswirkungen. Sie sinkt gemäß unseren Berechnungen um etwa 1,6%. Für die Inflationsrate ergeben sich etwas geringere, aber sehr ähnliche Ergebnisse wie in den alternativen SVAR-Spezifikationen. Der unterstellte Anstieg der Wachstumsrate der Globalisierung führt zu einem permanenten Rückgang der Inflationsrate um etwa 1%.

Abbildung 32

Kumulative Effekte einer verstärkten Globalisierung auf die Veränderungsrate ausgewählter Aggregate



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{Importanteil})$, $\text{dlog}(\text{Löhne})$, $\text{dlog}(\text{p_verbrauch})$ Stützzeitraum: 1975:1 bis 2006:4. Laglänge: 3. Impuls-Antwortfolgen einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen.

Auch wenn die genannten Werte mit einem gewissen Maß an Unsicherheit belastet sind, können erste Schlüsse gezogen werden, wie sich die für die Arbeitnehmer spürbaren Folgen der Globalisierung – niedrigere Preise auf der einen, aber auch niedrigere Löhne auf der anderen Seite – auswirken. Im Rahmen der geschätzten Modelle führt die Globalisierung dazu, dass die Wachstumsrate der Nominallöhne im Inland stärker fällt als die Wachs-

tumsrate des Preisniveaus. Aufgrund der hier verwendeten engen Definition von Globalisierung werden die möglichen positiven Auswirkungen globaler Produktivitätsgewinne nicht berücksichtigt.

Tabelle 6

Effekte der Globalisierung auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen

Anstieg der Importquote bzw. des Offenheitsgrades um 10 vH

| | Effekt im ersten Quartal | Maximaler Effekt (Quartal) | Kumulierter Effekt nach einem Jahr | Kumulierter Effekt nach drei Jahren | Signifikant in den Perioden |
|-------------------|--------------------------------|----------------------------------|--|---|-----------------------------------|
| Importquote | | | | | |
| Verbraucherpreise | -1,8 | -1,8 (1) | -3,75 | -5,0 | 1, 2, 4 |
| BIP | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Offenheitsgrad | | | | | |
| Verbraucherpreise | -0,8 | -0,8 (5) | -2,8 | -6,4 | 2, 5, 6, 9, 13 |
| BIP | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |

n.s. - nicht signifikant.

Fasst man die gesamtwirtschaftlichen Effekte der Globalisierung zusammen (Tabelle 6), dann zeigen sich deutlich dämpfende Effekte auf den Verbraucherpreisanstieg in Deutschland. Dagegen konnten keine signifikanten Effekte auf das Bruttoinlandsprodukt identifiziert werden.

6.3 Branchenanalyse

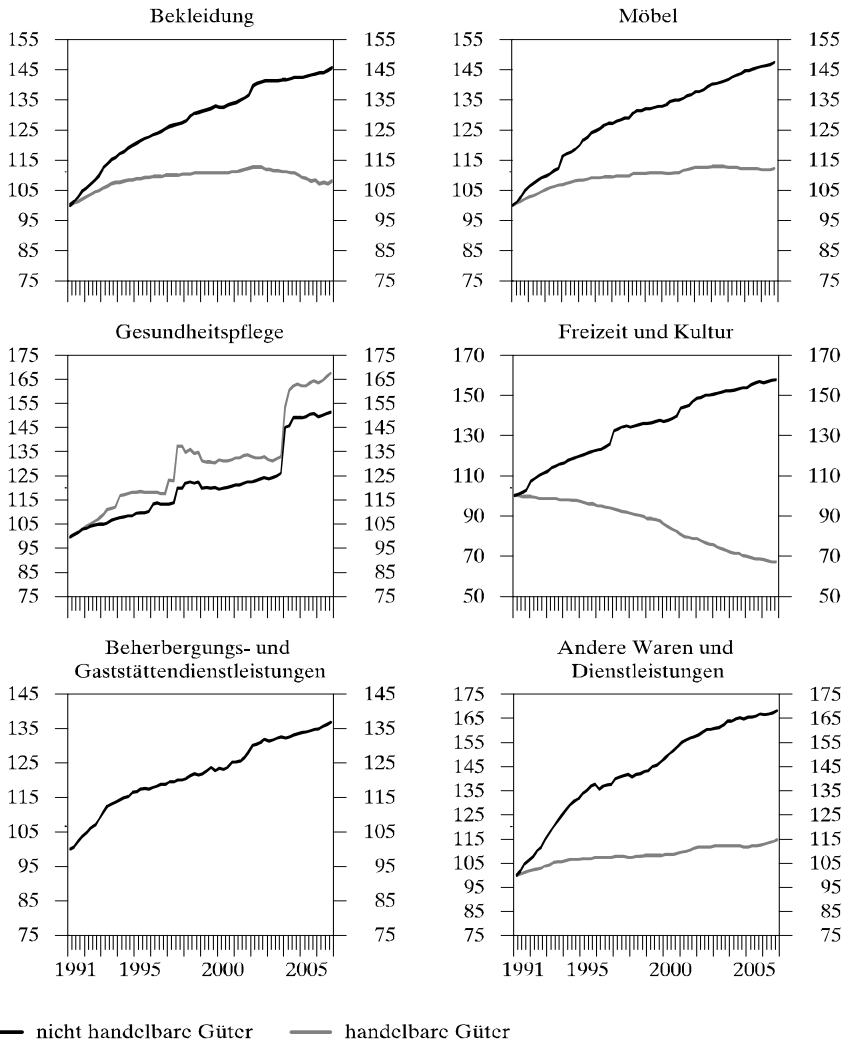
Im Zusammenhang mit der Globalisierung ist zu erwarten, dass die Branchen des Produzierenden Gewerbes in unterschiedlichem Ausmaß betroffen sind. Im Folgenden werden daher die Preisreaktionen für einzelne Gütergruppen gesondert analysiert. Von besonderem Interesse ist dabei die Unterscheidung von handelbaren und nicht-handelbaren Gütern, da zu erwarten ist, dass handelbare Güter in stärkerem Maße von dem zunehmenden internationalen Wettbewerb betroffen sind.⁸ Dieser Eindruck ergibt sich aus dem Vergleich der Preisniveaus dieser beiden Gütergruppen (Abbildung 33). In vielen Bereichen, wie beispielsweise Bekleidung und Möbel,

⁸ Der Einfachheit halber umfassen die Gruppen der nicht-handelbaren Güter in erster Linie produktgruppenbezogene Dienstleistungen, beispielsweise Reparaturen.

sind die Preise für handelbare Güter schwächer gestiegen als die Preise für nicht-handelbare Güter, oder sogar gesunken.

Abbildung 33

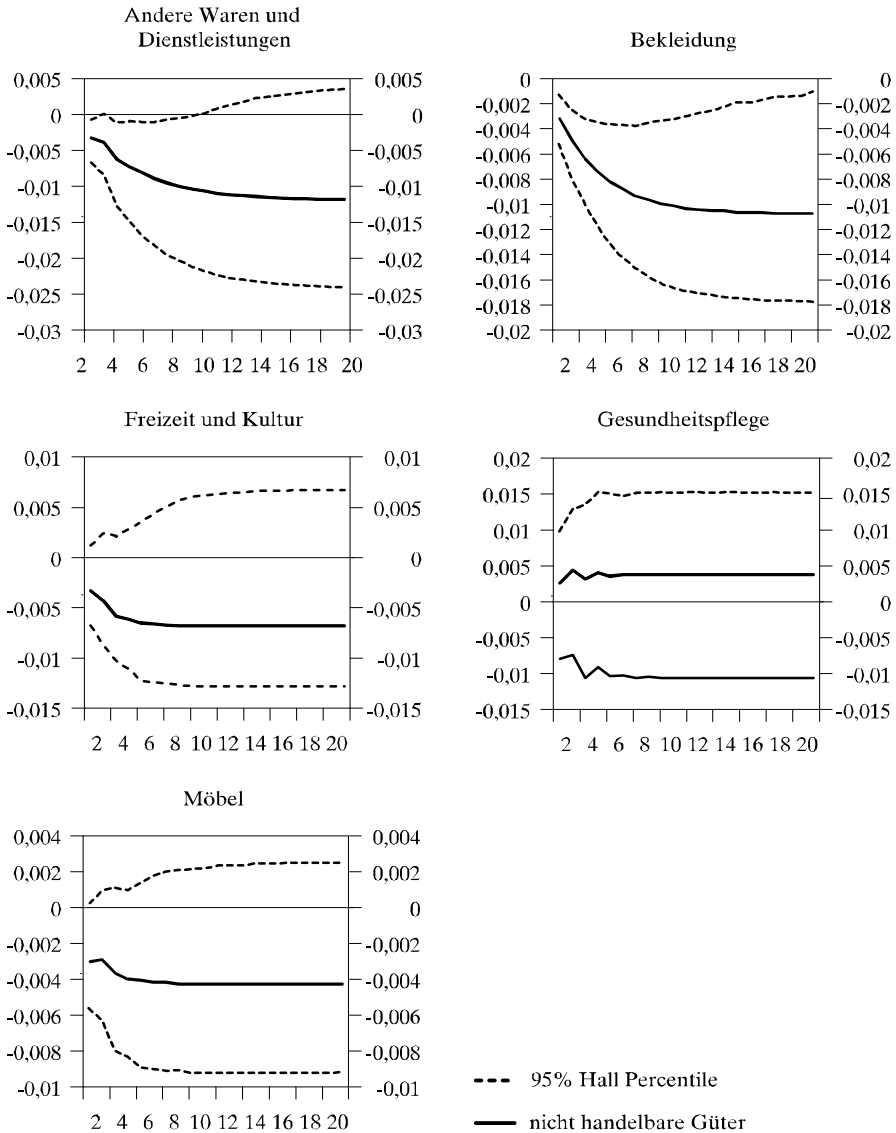
Preisentwicklung in ausgewählten Branchen unterteilt nach handelbaren und nicht handelbaren Gütern
1991 bis 2006



Quelle: Statistisches Bundesamt.

Abbildung 34

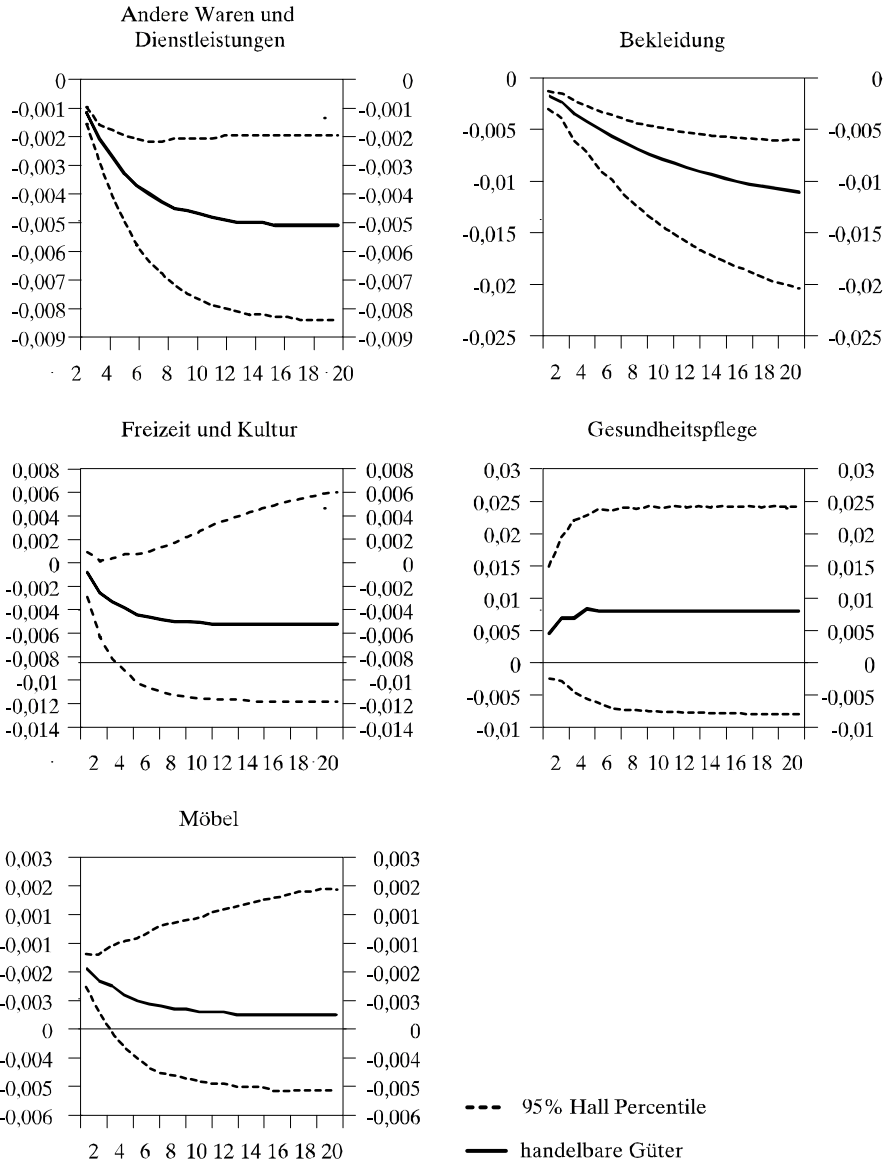
Effekte der Globalisierung auf die Preisentwicklung in ausgewählten Branchen 1991 bis 2006



Stützzeitraum: 1991:1 bis 2006:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen.

Abbildung 35

Effekte der Globalisierung auf die Preisentwicklung in ausgewählten Branchen
1991 bis 2006



Stützzeitraum: 1991:1 bis 2006:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen einer Standardabweichung plus/minus zwei Standardabweichungen.

Um diesen Eindruck empirisch zu untermauern, wurde der gleiche Ansatz gewählt wie bei der Analyse der gesamtwirtschaftlichen Effekte. Die Ergebnisse sind für ausgewählte Branchen in den Abbildungen 34 und 35 dargestellt.

Bei den nicht-handelbaren Gütern und Dienstleistungen (Abbildung 34) führt ein Anstieg des gesamtwirtschaftlichen Importanteils lediglich bei Bekleidung sowie anderen Waren und Dienstleistungen zu einem negativen Effekt, der im letzteren Fall auch nur vorübergehend ist. Bei den anderen Gütergruppen lassen sich keine signifikanten Effekte feststellen. Bei den handelbaren Gütern ergibt sich dagegen bei mehreren Gütergruppen ein deutlicher negativer Effekt (Abbildung 35). Dieses Ergebnis bestätigt den Schluss, dass die zunehmenden internationalen Handelsverflechtungen durch steigende Importe einen dämpfenden Effekt auf das Preisniveau haben.

7. Wirkungen der Mehrwertsteuererhöhungen

7.1 Beschreibung der Mehrwertsteuererhöhungen

Zu Beginn dieses Jahres wurde der Regelsatz der Umsatzsteuer um drei Prozentpunkte auf 19% angehoben. Dies ist die stärkste Erhöhung in einem Schritt seit Einführung dieser Steuer in Deutschland. Entsprechend groß ist die Diskussion um die gesamtwirtschaftlichen Effekte. Im Mittelpunkt standen zunächst die Preiseffekte. So wurde vom RWI Essen ein zusätzlicher Anstieg der Inflationsrate im Jahr 2007 aufgrund der Umsatzsteuersatzanhebung um einen Prozentpunkt prognostiziert. Auf der realwirtschaftlichen Seite wurden Ende 2006 Vorzieheffekte beim privaten Konsum und bei den Bauinvestitionen beobachtet, und für 2007 wurden dämpfende Wirkungen erwartet.

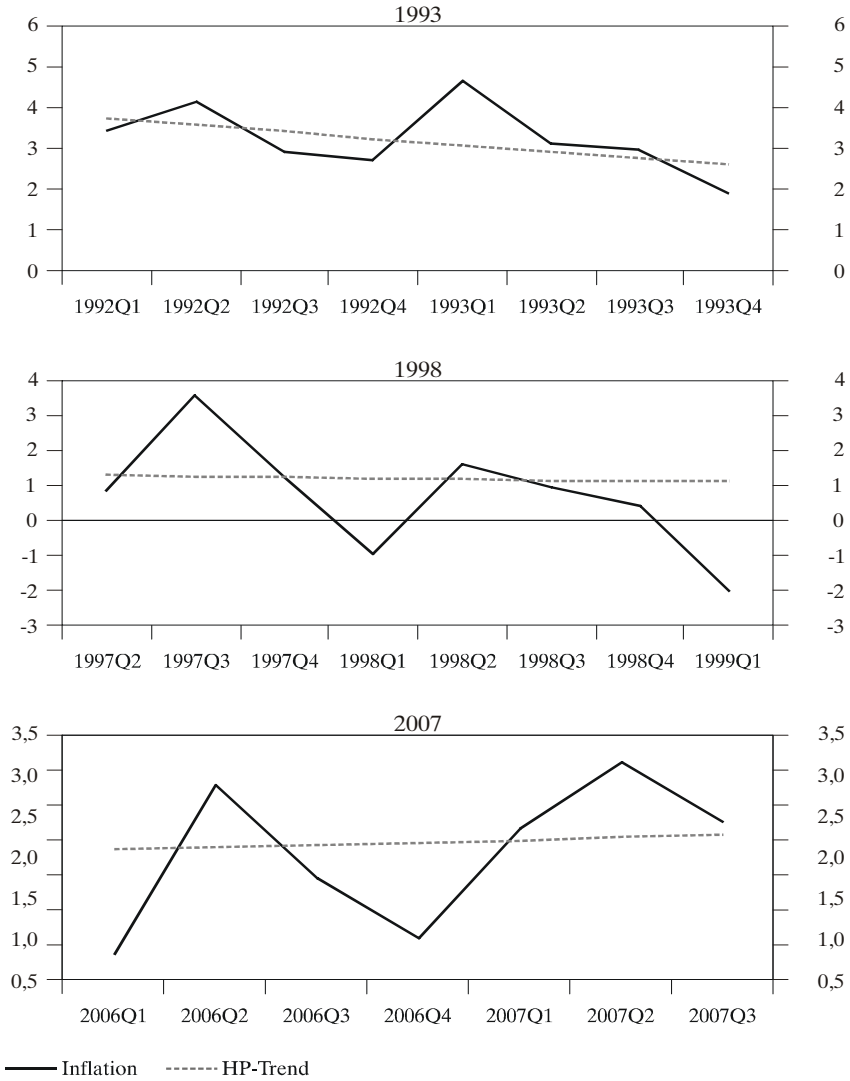
In diesem Abschnitt wird eine Quantifizierung der preislichen und der realwirtschaftlichen Effekte der Erhöhungen der Umsatzsteuersätze vorgenommen. Dazu werden auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene neben dem öffentlichen Sektor die privaten Haushalte, der Unternehmenssektor, die Aussenwirtschaft sowie die Geld- und die Lohnpolitik in die Untersuchung einbezogen. Im Anschluss daran wird eine differenziertere Analyse verschiedener Branchen des Unternehmenssektors durchgeführt.

Bei der empirischen Analyse sind die Besonderheiten der Umsatzsteueranhebungen von Interesse. Dabei ist von Bedeutung, dass bei der jüngsten Anhebung das Ausmaß der Erhöhung groß und der Zeitraum zwischen Ankündigung und Durchführung der Maßnahme relativ lang war. Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass die Anhebung der Umsatzsteuer in eine Phase der konjunkturellen Erholung fiel. Dies könnte bedeuten, dass die Überwälzungsspielräume der Unternehmen relativ groß waren, da sich die gesamtwirtschaftliche Nachfrage erholt hatte. Es ist aber auch denkbar, dass die Unternehmen die Umsatzsteuer aufgrund der ohnehin günstigen Gewinnsituation und der gleichzeitig erfolgten Senkung der Lohnnebenkosten nicht voll überwälzten, um ihre Wettbewerbsposition zu erhalten oder sogar zu verbessern.

Gemeinsam mit der aktuellen werden zwei frühere Anhebungen des Umsatzsteuersatzes untersucht. Sie weisen Gemeinsamkeiten aber auch Unterschiede bezüglich der Höhe der Anhebung, des Timings und des konjunkturellen Umfeldes auf, die für die Effekte von Bedeutung sein können. Allen dreien ist gemeinsam, dass nur der Regelsteuersatz angehoben wurde, während der ermäßigte Satz jeweils unverändert blieb. Dagegen deuten bereits

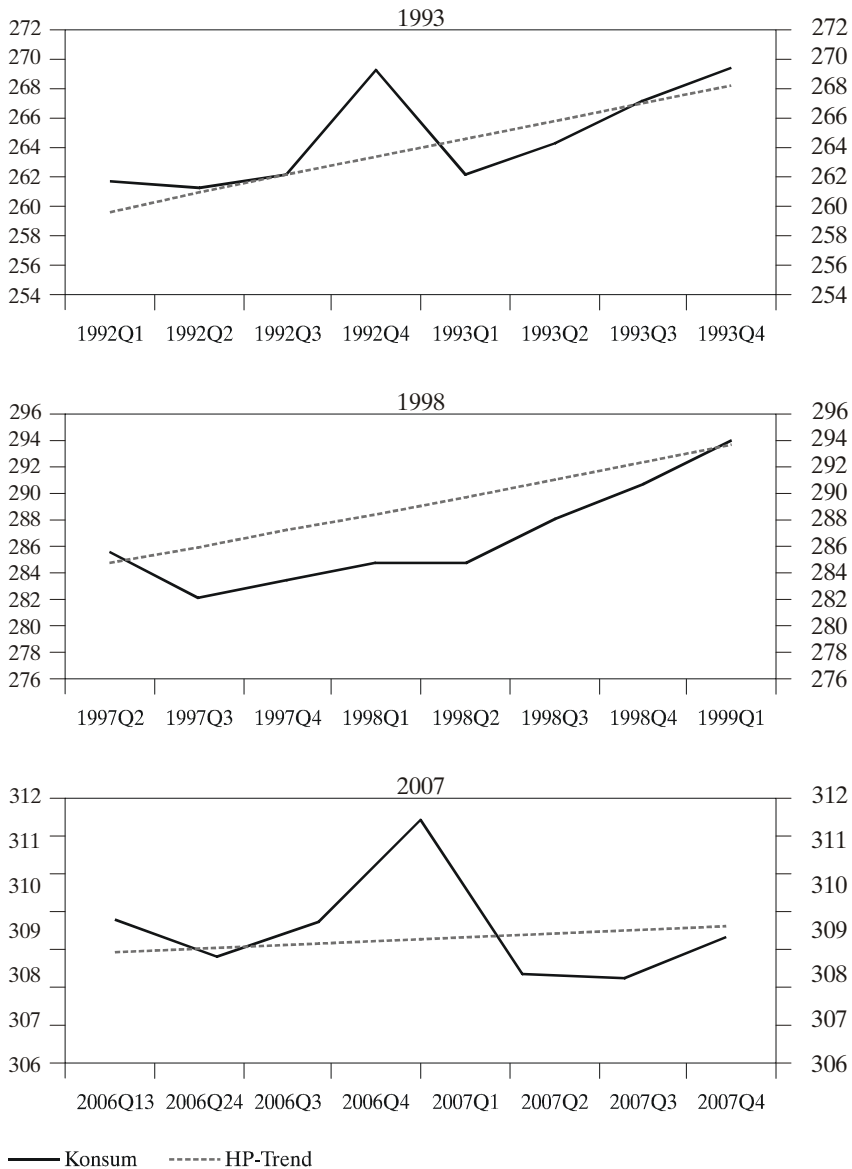
die Entwicklungen der Inflationsraten und des privaten Konsums Unterschiede zwischen den drei Mehrwertsteuererhöhungen an. Bei den Preisen zeigt sich bei den Erhöhungen 1993 und 2007 die zu erwartende Erhöhung des Preisanstiegs im Quartal, in dem der Satz angehoben wurde (Abbildung 36). Nur bei der Erhöhung 1998 scheint es zu keinem unmittelbaren Anstieg der Inflationsrate gekommen zu sein.

Abbildung 36
Entwicklung des Verbraucherpreisanstiegs im zeitlichen Umfeld der jüngsten Umsatzsteuererhöhungen



Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung 37
Entwicklung des privaten Konsums im zeitlichen Umfeld der jüngsten Umsatzsteuererhöhungen



Quelle: Eigene Darstellung.

Eine frühe Reaktion zeigt sich beim privaten Konsum (Abbildung 37). Bei den Mehrwertsteuererhöhungen 1993 und 2007 scheint es im Vorfeld der Erhöhung zu Vorzieheffekten gekommen zu sein, denen ein deutlicher Rückgang der privaten Konsumnachfrage nach der Einführung folgte. Wiederum waren bei der Anhebung 1998 weder ein Vorzieheffekt noch ein deutlicher Rückgang des privaten Konsums zu beobachten. Diese Unterschiede deuten darauf hin, dass eine genauere Betrachtung der jeweiligen Mehrwertsteuererhöhung notwendig ist.

Die Anhebung zum 1. Januar 1993 um einen Prozentpunkt weist bezüglich des Timings Gemeinsamkeiten mit der jüngsten Maßnahme auf, da diese im Februar des Vorjahres und damit ebenfalls deutlich vor ihrem Inkrafttreten beschlossen wurde. Zudem wurde bereits zu diesem Zeitpunkt festgelegt, dass die Mehreinnahmen zur Aufstockung des Fonds „Deutsche Einheit“ verwendet werden. Unterschiede zur jüngsten Anhebung ergeben sich neben der Größenordnung vor allem durch das konjunkturelle Umfeld. Als die Maßnahme im Frühjahr 1992 beschlossen wurde, zeichnete sich ein Ende des Wiedervereinigungsbooms ab, auch wenn von einem Abgleiten in eine Rezession, z.B. in der Gemeinschaftsdiagnose, noch nicht ausgegangen wurde. Tatsächlich befand sich Deutschland sogar schon in einer Rezession, als die Mehrwertsteuer dann angehoben wurde.

Die Erhöhung des Umsatzsteuersatzes zum 1. April 1998 um einen Prozentpunkt unterschied sich von der vorhergehenden dadurch, dass die Zeitspanne zwischen Beschluss und tatsächlicher Anhebung deutlich geringer war als 2007. Die Steuermehreinnahmen aus dieser Anhebung wurden für einen zusätzlichen Bundeszuschuss an die gesetzliche Rentenversicherung verwendet. Allerdings sind zu Jahresbeginn 1998 der Solidaritätszuschlag gesenkt und das steuerfreie Existenzminimum bei der Einkommensteuer angehoben worden. In der Gemeinschaftsdiagnose vom Frühjahr 1998 wurde der Nettoeffekt auf die Staatseinnahmen als gering eingeschätzt (ARGE 1998: 24). Mit Blick auf die Konjunktur zeigen sich eher Parallelen zur jüngsten Anhebung, da sowohl die Ankündigung als auch die Umsetzung der Maßnahme während eines sich verstärkenden Aufschwungs stattfand.

Die jüngste Anhebung des Mehrwertsteuersatzes war – wie schon gesagt – mit drei Prozentpunkten die stärkste in der Geschichte der Bundesrepublik. Die Maßnahme wurde Ende 2005 angekündigt und hatte damit einen deutlichen Vorlauf. Begründet wurde sie nicht zuletzt mit der Notwendigkeit, die Haushaltskonsolidierung voranzutreiben, insbesondere um die Einnahmeherausfälle der geplanten Unternehmenssteuerreform zu kompensieren.

7.2 Gesamtwirtschaftliche Analyse

In den vergangenen Jahren wurde eine intensive Debatte um die gesamtwirtschaftlichen Effekte fiskalischer Maßnahmen geführt. Dabei standen die Effekte auf das Bruttoinlandsprodukt im Vordergrund. Eine Reihe empirischer Studien kamen zu dem Ergebnis, dass von Einnahmenerhöhungen negative und von Ausgabenerhöhungen positive Effekte auf das Bruttoinlandsprodukt ausgehen. Anstoß zu einer Reihe dieser Untersuchungen hat eine Arbeit von Blanchard und Perotti (2002) gegeben, die ein strukturelles VAR für ihre empirische Analyse verwendet haben. Für Deutschland haben Bode et al. (2006) diesen Ansatz übernommen. Dabei werden aber nicht einzelne finanzpolitische Maßnahmen untersucht, sondern generell die Effekte von Änderungen von Einnahmen und Ausgaben der öffentlichen Haushalte auf das Bruttoinlandsprodukt.

Neben der Untersuchung der Einnahmen und Ausgaben der öffentlichen Haushalte hat sich inzwischen ein nicht unbedeutender Teil der empirischen Studien darauf konzentriert, einzelne wirtschaftspolitische Maßnahmen, wie die Erhöhung der Verteidigungsausgaben oder Steuererhöhungen, genauer zu untersuchen. Damit wird die Hoffnung verbunden, dass man die Effekte finanzpolitischer Maßnahmen eindeutiger identifizieren kann, wenn sie als exogen zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung angesehen werden können.

Die aufgrund der ökonomischen Theorie zu erwartenden Effekte wurden von der EZB an Hand von Modellsimulationen mit dem neuen Area Wide Model veranschaulicht (EZB 2006). Dieses dynamische stochastische allgemeine Gleichgewichtsmodell Neu-Keynesianischer Ausrichtung ist zur Simulationen über die kurze Frist konzipiert. Die Simulationen einer Mehrwertsteuererhöhung ergeben die zu erwartenden negativen Effekte auf den privaten Konsum und das Bruttoinlandsprodukt. Etwas überraschend ist der Effekt auf die Investitionen. Sie steigen zunächst an und fallen dann mit einer erheblichen zeitlichen Verzögerung. Ex- und Importe gehen ebenfalls zurück, die Exporte deutlich stärker als die Importe. Die Inflationsrate steigt in ihm für vier Quartale um fast einen Prozentpunkt an. Darüber hinaus ist interessant, dass in dem Modell die Reallöhne sinken, während sich die realen Arbeitskosten erhöhen. Die Simulationen geben erste hilfreiche Informationen über die zu erwartenden Effekte auf wichtige gesamtwirtschaftliche Größen. Im Rahmen der im Folgenden durchgeführten Analysen lassen sich aber auch Aussagen über die Signifikanz dieser Effekte treffen.

Die Frage, wie die Effekte einzelner finanzpolitischer Maßnahmen, z.B. einer Anhebung des Mehrwertsteuersatzes im Rahmen einer empirischen Untersuchung identifiziert werden können, ist für die Quantifizierung der Effekte zentral. Ein inzwischen verbreitetes Verfahren ist, die einzelnen

finanzpolitischen Maßnahmen mit Hilfe von offiziellen Stellungnahmen zu einzelnen Maßnahmen und Kommentaren in Zeitungen zu ermitteln (Ramey, Shapiro 1997; Blanchard, Perotti 2002; Romer, Romer 2007). Mit Hilfe der so identifizierten Maßnahmen werden dann Dummyvariablen konstruiert, die in der empirischen Analyse verwendet werden, um deren Effekte zu quantifizieren. In der folgenden Analyse wird diesem Vorgehen gefolgt. Es werden daher drei Dummyvariablen konstruiert, die jeweils eine Mehrwertsteuererhöhung berücksichtigt und eine vierte, die alle drei umfasst. Analog dazu werden Dummyvariablen erzeugt, um mögliche Vorzieheffekte zu erfassen.

Die so konstruierten Dummies werden als exogene Variablen in die VAR-Modelle aufgenommen. Ob die Mehrwertsteuererhöhungen exogen zu der realwirtschaftlichen und preislichen Entwicklung sind kann mit dem von Romer und Romer (2007) vorgeschlagenen Verfahren zur Klassifikation von Steuerrechtsänderungen entschieden werden. Sie verwenden als zentrales Kriterium in ihrer Studie, ob eine Steueränderung durchgeführt wird, um auf die konjunkturelle Situation zu reagieren oder nicht. Alle Änderungen, die nicht explizit mit der konjunkturellen Entwicklung begründet werden, werden als exogene Änderungen eingestuft.

Die empirische Analyse folgt im Wesentlichen Edelberg, Eichenbaum und Fisher (1998). Die Autoren fügen eine Dummy-Variable, die die exogenen Fiskalschocks abbildet, in ein VAR-Modell als exogene Variable ein. Als endogene Variablen werden das Bruttoinlandsprodukt, der Dreimonatszins, ein Ölpreisindex, die Verteidigungsausgaben und jeweils eine weitere Variable, wie z.B. die Reallöhne, die Beschäftigung, der private Konsum und die privaten Investitionen aufgenommen. Die Autoren schätzen das VAR unter Verwendung von Niveauvariablen.

Auch der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) hat in seinem Jahresgutachten 2006 eine empirische Analyse der Effekte einer Mehrwertsteuererhöhung durchgeführt (SVR 2006: 58 ff.). Dazu wurde eine Fehlerkorrekturgleichung für den privaten Konsum geschätzt, in der die Mehrwertsteuererhöhungen über Dummyvariablen berücksichtigt wurden. Die kurzfristigen Wirkungen wurden anhand der Koeffizienten ermittelt. Durch den Vorzieheffekt erhöhte sich die Zuwachsrate des privaten Konsums um rund 0,2 Prozentpunkte. In dem Quartal, in dem die Regelsatzanhebung in Kraft trat, reduzierte sich die Zuwachsrate um 0,5 Prozentpunkte. Allerdings sind die Dummyvariablen nach Aussagen des SVR nicht signifikant. In Bezug auf mögliche Preiseffekte kommt die Gemeinschaftsdiagnose in ihrem Frühjahrsgutachten 2007 mit Hilfe eines Einzelgleichungsansatzes zu einem Anstieg des Verbraucher-

preisindexes durch die jüngste Mehrwertsteuererhöhung von 0,7 bis 1,0% bis zum Ende des Jahres 2007 (ARGE 2007: 38).

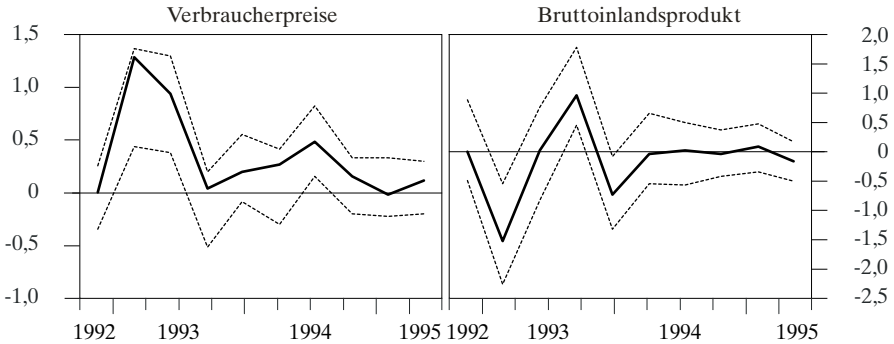
Für unsere empirische Analyse wird im ersten Schritt ein VAR-Modell mit drei endogenen Variablen und der exogenen Dummy-Variable geschätzt. In allen Modellen ist der Kurzfristzins enthalten. Die beiden anderen Variablen werden je nach Erkenntnisinteresse ausgewählt. Um die Ergebnisse dieses Abschnitts mit den Ergebnissen der anderen Abschnitte vergleichen zu können, wird das VAR in ersten Differenzen geschätzt. Die dynamischen Multiplikatoren der Variablen sind in den folgenden Abbildungen dargestellt. Zu ihrer Berechnung wird das VAR-Modell zunächst ohne Mehrwertsteuererhöhung simuliert und dann mit. Die dynamischen Multiplikatoren der Variablen werden als Differenz der beiden Simulationen ermittelt.⁹ Bei der Berechnung der dynamischen Multiplikatoren für die Terms of Trade und die Reallöhne wurde das Bruttoinlandsprodukt in das VAR aufgenommen. Die Unterschiede in den endogenen Variablen des Modells können als Effekte der Mehrwertsteuererhöhung interpretiert werden. Diese Abweichung von der üblichen Vorgehensweise ist notwendig, da die Berechnung von Impuls-Antwortfolgen bei exogenen Variablen nicht möglich ist. Entsprechend werden die Effekte einer Erhöhung des Mehrwertsteuersatzes als Abweichung von der Entwicklung ohne Mehrwertsteuererhöhung angegeben.

Der Literatur folgend war zunächst beabsichtigt, die durchschnittlichen Effekte der drei genannten Mehrwertsteuererhöhungen zu ermitteln. Aufgrund der großen Standardfehler dieser Schätzungen wurde auf die Darstellung dieser Ergebnisse jedoch verzichtet. Stattdessen werden im Folgenden die Effekte für die Erhöhungen separat ermittelt. Wie die folgenden Darstellungen zeigen, sind die Effekte sehr unterschiedlich. Dies dürfte zumindest teilweise die Schwierigkeiten erklären, die gemeinsamen Effekte der drei Maßnahmen zu ermitteln.

⁹ Die dargestellten 95% Konfidenzbänder wurden der Literatur folgend mit Hilfe eines Bootstrap Verfahrens erzeugt. Dazu wurden aus den Residuen des geschätzten Gleichungen des VAR Modells neue Residuenreihen durch Ziehen mit Zurücklegen erzeugt. Diese wurden zu den gefitteten Werten der endogenen Variablen des Modells addiert. Mit Hilfe dieser künstlich erzeugten Reihen für die endogenen Variablen wurde das VAR neu geschätzt. Für jedes neu geschätzte VAR wurde die Mehrwertsteuererhöhung simuliert. Dieser Vorgang wurde 500 mal wiederholt. Für jede simulierte Periode wurden die Werte der Größe nach geordnet und der 25ste und der 475ste Wert ausgewählt.

Abbildung 38

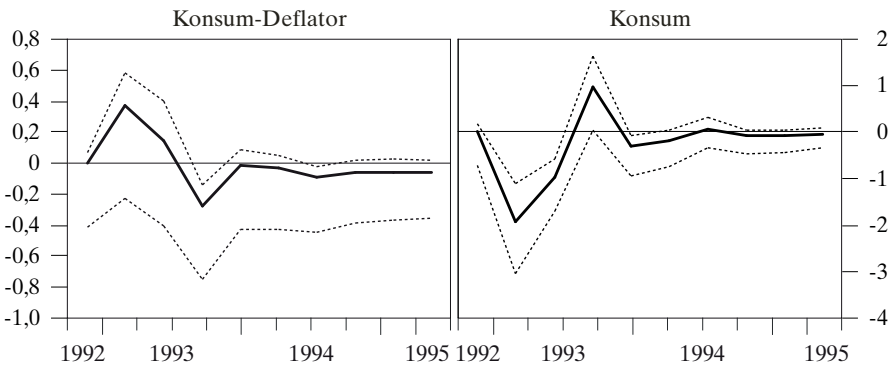
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Verbraucherpreise und BIP



Geschätztes VAR: $dlog(bip)$, $dlog(p_verbrauch)$, $zins$, $ust93$. Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 39

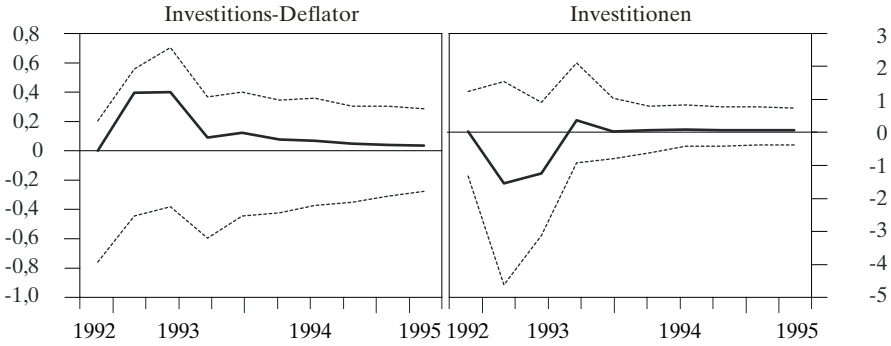
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Konsum-Deflator und privaten Konsum



Geschätztes VAR: $dlog(konsum)$, $dlog(p_konsum)$, $zins$, $ust93$. Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 40

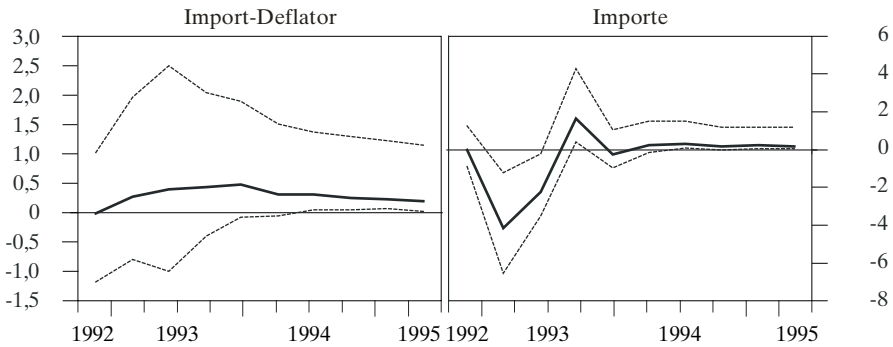
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Investitionen und Investitions-Deflator



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{invest})$, $\text{dlog}(p_{\text{invest}})$, zins , ust93 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

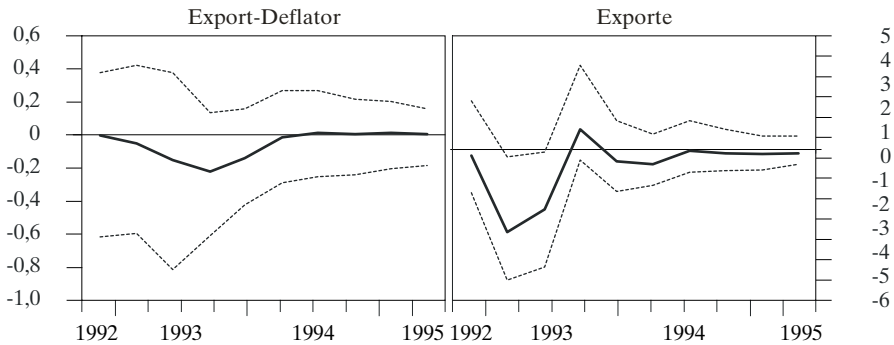
Abbildung 41

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Import-Deflator und Importe



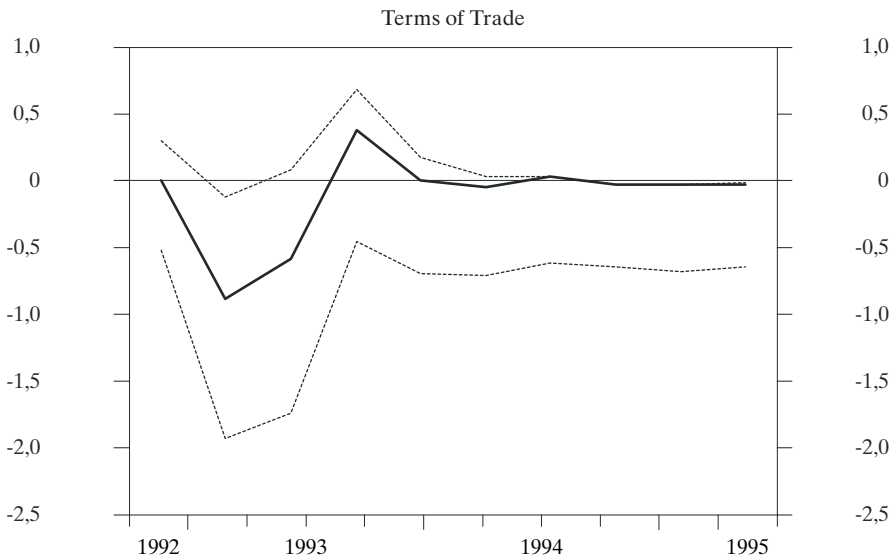
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{import})$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, zins , ust93 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 42

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf Export-Deflator und Exporte

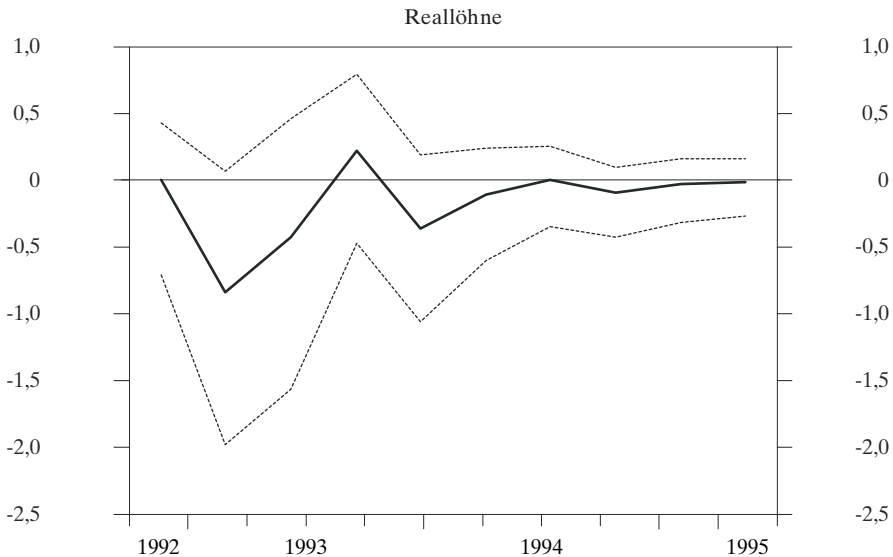
Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{export})$, $\text{dlog}(p_{\text{export}})$, zins , ust93 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 3. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 43

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf die Terms of Trade

Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, tot , zins , ust93 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

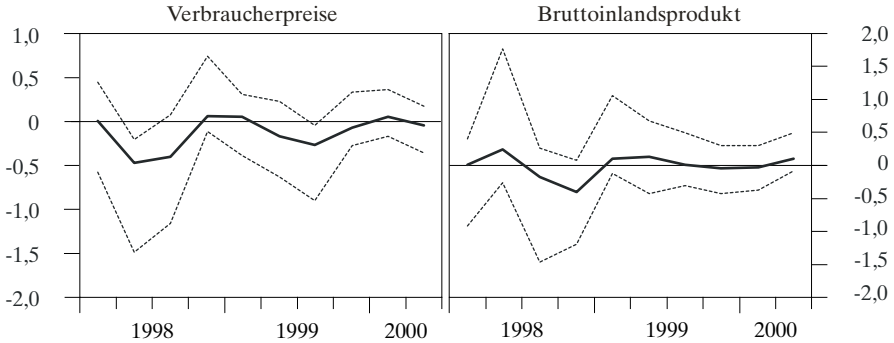
Abbildung 44

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf die Reallöhne

Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(\text{loehne})$, zins , ust93 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

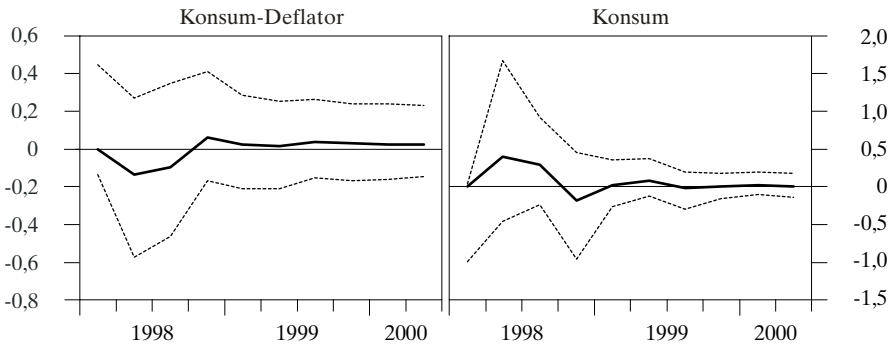
In den Abbildungen 38 bis 44 sind die Effekte der Mehrwertsteuererhöhung von 1993 auf wichtige gesamtwirtschaftliche Variablen dargestellt. Es zeigt sich eine deutliche Zunahme des Verbraucherpreisanstiegs. Gleichzeitig wurde die Zuwachsrate des Bruttoinlandsproduktes reduziert, wobei dieser Effekt nachfolgend teilweise kompensiert wird. Auch bei dem Konsum-Deflator zeigt sich ein deutlicher Anstieg, der allerdings nicht signifikant ist. Lediglich die anschließende Verminderung der Rate wird als signifikant ausgewiesen. Der Zuwachs des privaten Konsums vermindert sich deutlich, wobei auch hier eine Gegenbewegung stattfindet. Bei den Investitionen reagieren weder Preise noch Mengen signifikant auf die Mehrwertsteuererhöhung. Die Variablen des Außenhandels weisen bei den Preisen keine signifikanten Effekte auf. Dagegen vermindern sich die Zuwachsraten sowohl bei den Importen als auch bei den Exporten. Auch die Veränderungsrate der Terms of Trade wird reduziert.

Abbildung 45

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Verbraucherpreise und BIP

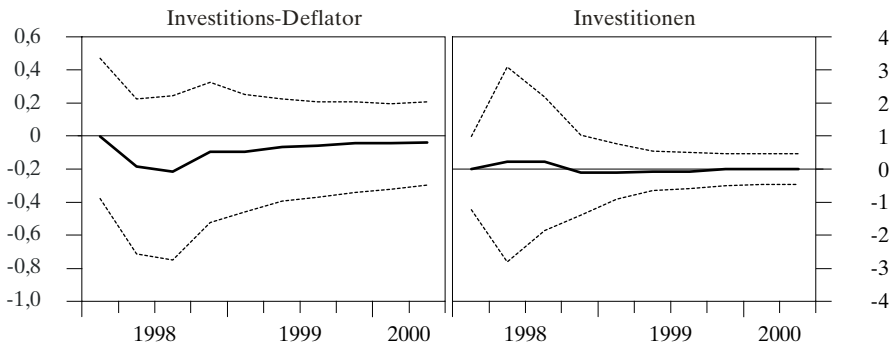
Geschätztes VAR: $dlog(bip)$, $dlog(p_verbrauch)$, $zins$, $ust98$. Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 46

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Konsum-Deflator und privaten Konsum

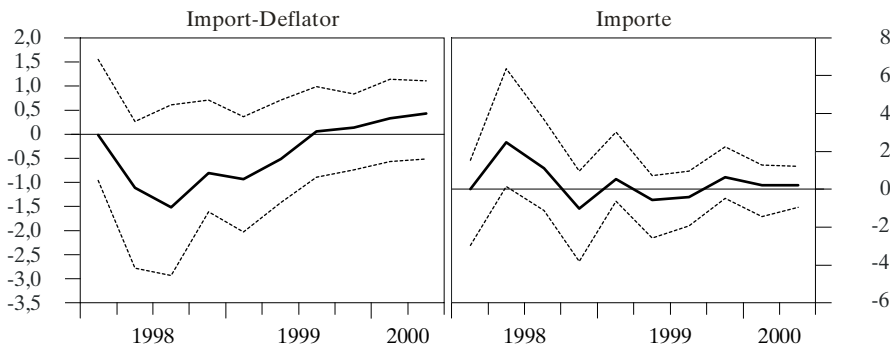
Geschätztes VAR: $dlog(konsum)$, $dlog(p_konsum)$, $zins$, $ust98$. Stützzeitraum 1992:2 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 47
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Investitions-Deflator und private Investitionen



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{invest})$, $\text{dlog}(p_{\text{invest}})$, zins, ust98. Stützzeitraum 1992:2 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

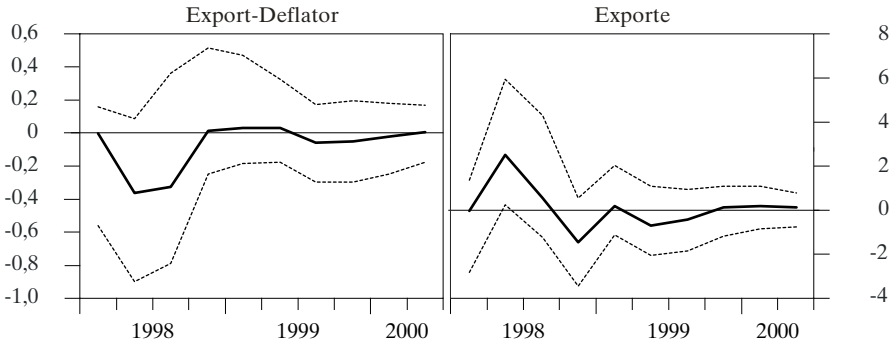
Abbildung 48
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Import-Deflator und Importe



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{import})$, $\text{dlog}(p_{\text{import}})$, zins, ust98. Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 49

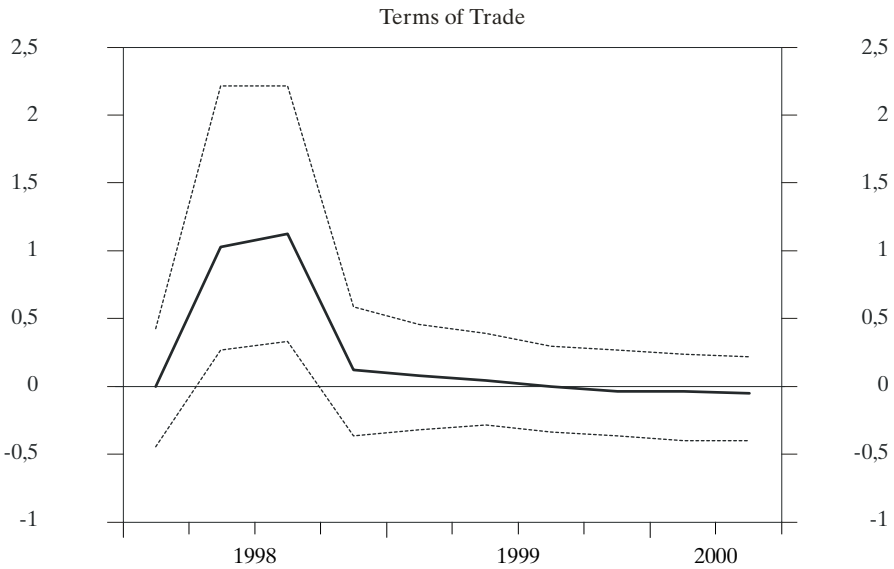
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf Export-Deflator und Exporte



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(p_{\text{verbrauch}})$, zins , ust98 . Stützzeitraum 1992:4 bis 2007:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

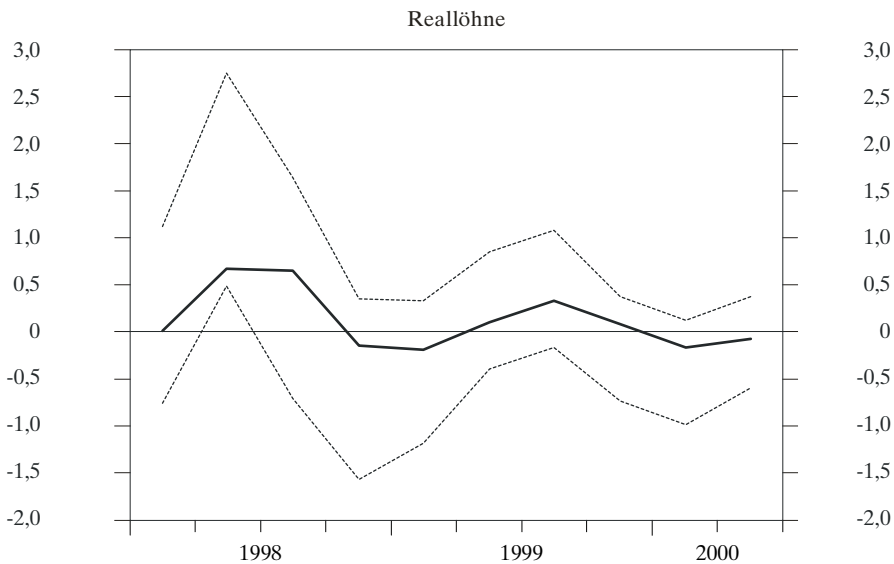
Abbildung 50

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf die Terms of Trade



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, tot , zins , ust98 . Stützzeitraum 1992:4 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

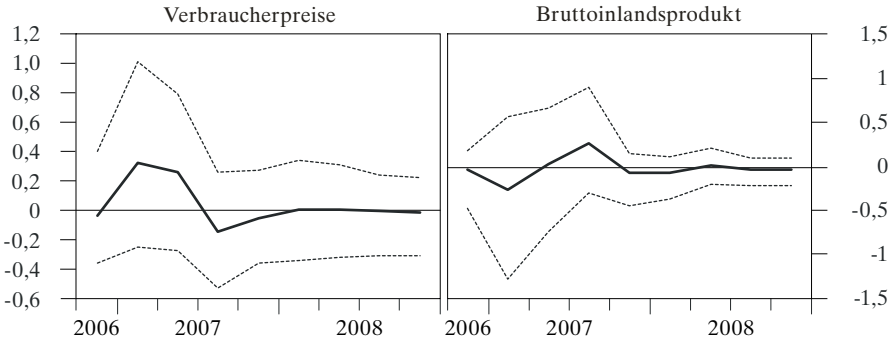
Abbildung 51
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf die Reallöhne



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(\text{loehne})$, zins , ust98 . Stützzeitraum 1992:2 bis 2007:4. Laglänge: 4. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

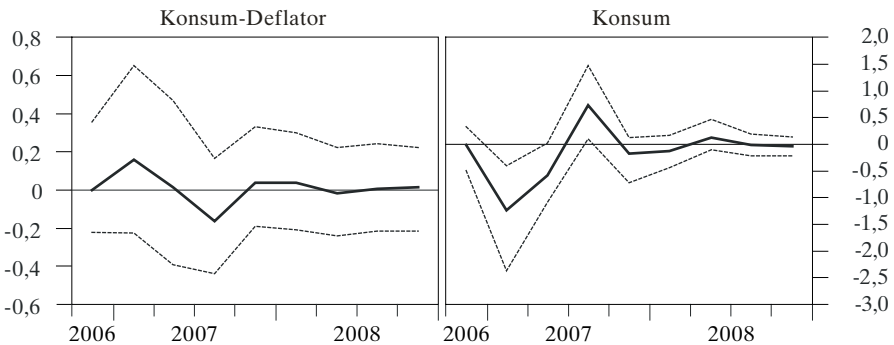
Die Mehrwertsteuererhöhung von 1998 führt nach unseren Schätzungen zu sehr ungewöhnlichen Reaktionen. Insbesondere der Rückgang des Verbraucherpreisanstiegs und die Reaktion der Reallöhne passen nicht zu den üblichen Erklärungsmustern. Bei den übrigen wichtigen Variablen Bruttoinlandsprodukt (Abbildung 45), Konsum (Abbildung 46) und Investitionen (Abbildung 47) keine signifikanten Effekte. Als Erklärung ist zunächst daran zu denken, dass zu Beginn des Jahres 1998 Maßnahmen in Kraft traten, die die privaten Haushalte entlasten und somit die Effekte der Mehrwertsteuererhöhung kompensiert haben. Darauf deutet der positive Effekt bei den Reallöhnen hin. Nicht auszuschließen ist außerdem, dass die Auswirkungen der Asienkrise die Effekte der Mehrwertsteuererhöhung überlagert haben.

Abbildung 52

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Verbraucherpreise und BIP

Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(\text{p_verbrauch})$, zins , ust07 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

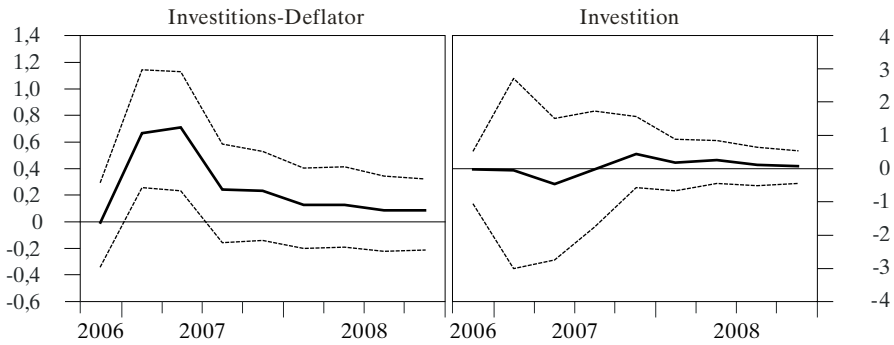
Abbildung 53

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Konsum-Deflator und privaten Konsum

Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{konsum})$, $\text{dlog}(\text{p_konsum})$, zins , ust07 . Stützzeitraum 1992:2 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 54

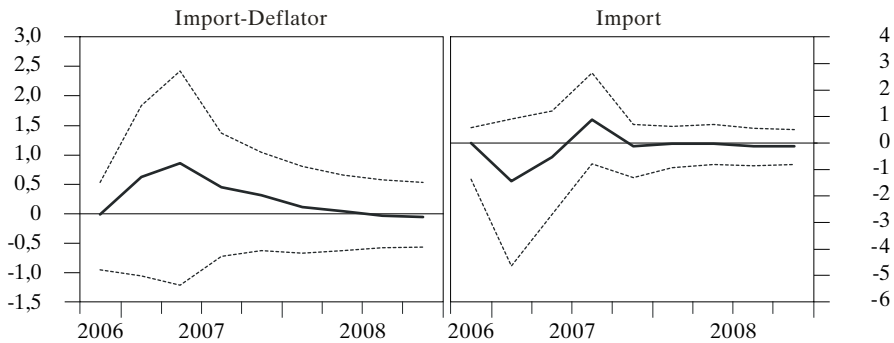
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Investitions-Deflator und private Investitionen



Geschätztes VAR: $dlog(invest)$, $dlog(p_invest)$, $zins$, $ust07$. Stützzeitraum 1992:2 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 55

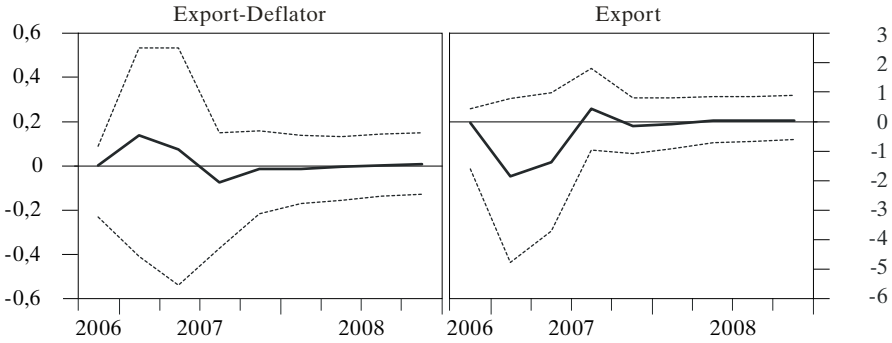
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Import-Deflator und Importe



Geschätztes VAR: $dlog(import)$, $dlog(p_import)$, $zins$, $ust07$. Stützzeitraum 1992:2 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 56

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf Export-Deflator und Exporte



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{export})$, $\text{dlog}(p_{\text{export}})$, zins , ust07 . Stützzeitraum 1992:2 bis 2007:4. Laglänge: 3. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

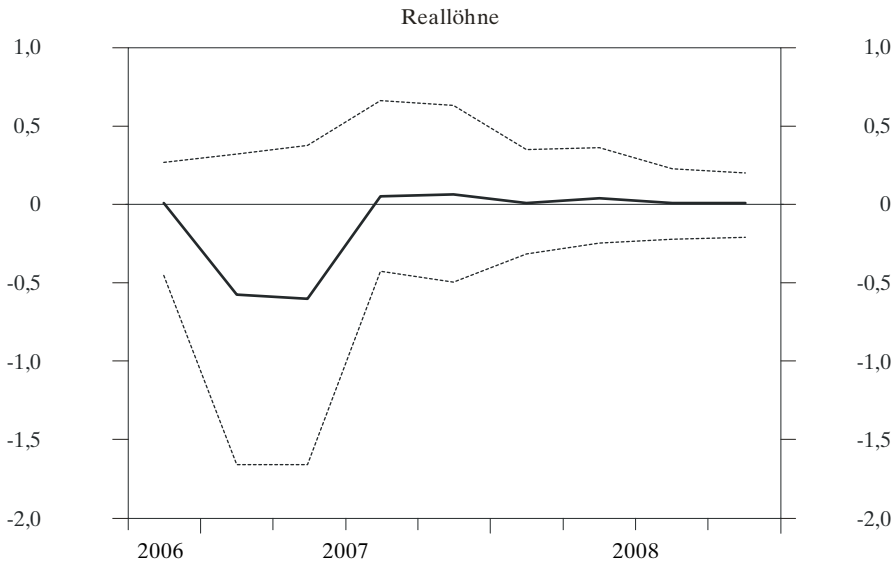
Abbildung 57

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf die Terms of Trade



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, tot , zins , ust07 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Abbildung 58
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf die Reallöhne



Geschätztes VAR: $\text{dlog}(\text{bip})$, $\text{dlog}(\text{loehne})$, zins , ust07 . Stützzeitraum 1992:1 bis 2007:4. Laglänge: 2. Impuls-Antwortfolgen wurden als dynamische Multiplikatoren einer Mehrwertsteuererhöhung gegenüber der Basislösung ohne Mehrwertsteuererhöhung berechnet.

Die Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 weisen bei vielen Variablen in die erwartete Richtung. Allerdings ist auch diesmal der Effekt auf die Verbraucherpreise nicht signifikant (Abbildung 52). Der deutlichste Effekt findet sich beim Anstieg des privaten Konsums, dort zeigt sich der erwartete deutliche Rückgang der Zuwachsrates (Abbildung 53). Auch bei dem Investitions-Deflator ist bei der jüngsten Mehrwertsteuererhöhung ein kräftiger Anstieg der Zuwachsrates festzustellen (Abbildung 54). Im Außenhandel sind keine signifikanten Reaktionen zu beobachten (Abbildungen 55 und 56). Auch bei den Reallöhnen ist kein signifikanter Anstieg der Zuwachsrates zu beobachten.

Tabelle 7

Effekte der Mehrwertsteuererhöhungen auf ausgewählte gesamtwirtschaftliche Variablen
 Anstieg des Mehrwertsteuersatzes um 1 vH 1993 und 3 vH 2007

| | Effekt im ersten Quartal | Maximaler Effekt (Quartal) | Kumulierter Effekt nach einem Jahr | Kumulierter Effekt nach drei Jahren | Signifikant in den Perioden |
|---------------------------|--------------------------------|----------------------------------|--|---|-----------------------------------|
| 1993 | | | | | |
| Verbraucherpreise | 1,3 | 1,3 (1) | 2,5 | 3,7 | 1, 2 |
| Konsum-Deflator | n.s. | -0,3 (3) | -0,1 | -0,6 | 3 |
| Investitions- Deflator | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| BIP | -1,5 | -1,5 (1) | -0,7 | 0,0 | 1, 3, 4 |
| Privater Konsum | -1,9 | -1,9 (1) | 0,0 | -0,8 | 1 bis 4 |
| Investitionen | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Importe | -4,1 | -4,1 (1) | -5,1 | -3,4 | 1 bis 3 |
| Exporte | -3,2 | -3,2 (1) | -4,5 | -4,2 | 1 |
| 2007 | | | | | |
| Verbraucherpreise | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Konsum-Deflator | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Investitions- Deflator | 0,7 | 0,7 (2) | 1,9 | 2,5 | 1, 2 |
| BIP | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Privater Konsum | -1,3 | -1,3 (1) | -1,3 | -1,3 | 1 |
| Investitionen | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Importe | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |
| Exporte | n.s. | n.s. | n.s. | n.s. | |

n.s. - nicht signifikant.

Auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene lassen sich für die Mehrwertsteuererhöhung 1993 am ehesten die erwarteten Effekte ermitteln (Tabelle 7). So ergeben sich 1993 ein deutlicher Rückgang des privaten Konsums und des Bruttoinlandsprodukts und ein Anstieg der Verbraucherpreise. Für die

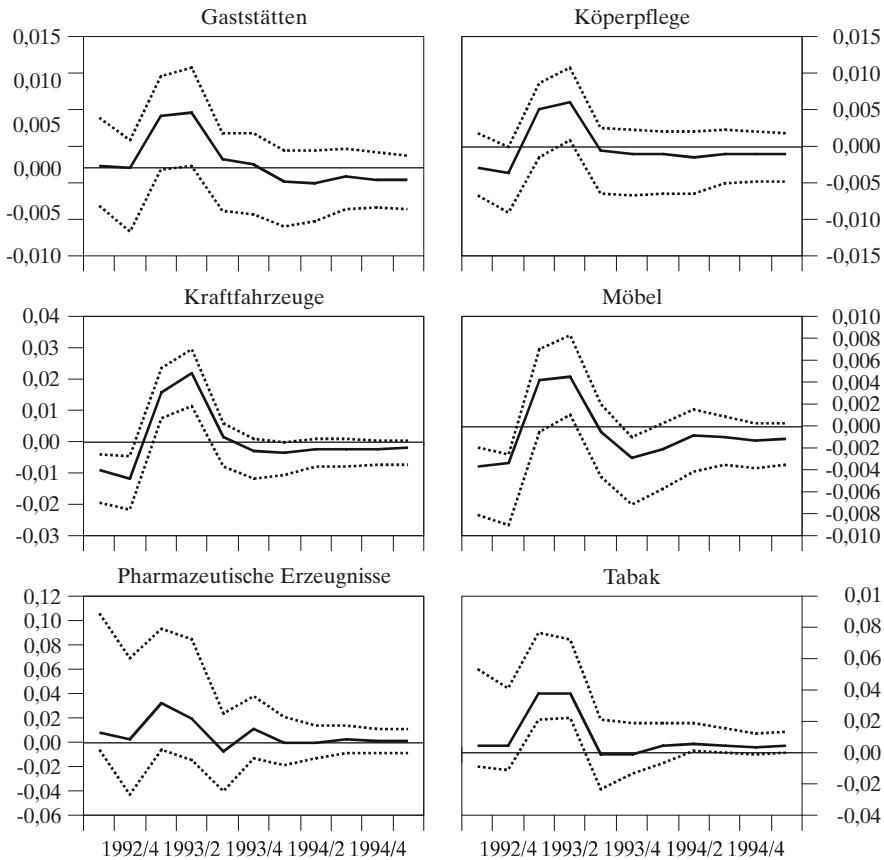
Mehrwertsteuererhöhung 2007 sind nur der Rückgang des privaten Konsums und der Anstieg des Investitionsdeflators signifikant.

7.3 Effekte in ausgewählten Branchen

In diesem Teil wird eine Analyse der Effekte der Umsatzsteueranhebung auf Branchenebene vorgenommen. Dazu werden vektorautoregressive Modelle für die Teilindizes des Verbraucherpreisindexes geschätzt. Dabei ist von besonderem Interesse, in welchem Ausmaß die einzelnen Branchen von der Umsatzsteuererhöhung betroffen sind. Neben ausgewählten Branchen des Produzierenden Gewerbes (siehe Abschnitt 2.2) werden wichtige Bereiche des Dienstleistungssektors in die Untersuchung einbezogen. Dies erscheint zum einen sinnvoll, da sich Dienstleistungen den nicht-handelbaren Gütern zuordnen lassen, während die Güter des Produzierenden Gewerbes zum größten Teil handelbare Güter darstellen. Wenn die zunehmende internationale Konkurrenz dazu geführt hat, dass die Preissetzungsspielräume der Unternehmen auch in Deutschland geringer geworden sind, dann sollte dies zu unterschiedlichen Preissetzungsspielräumen bei nicht-handelbaren und handelbaren Gütern geführt haben. Zum anderen hat die Auswertung des Statistischen Bundesamtes zur Euro-Einführung gezeigt, dass insbesondere die Preise im Dienstleistungssektor deutlich angestiegen sind.

Methodisch orientiert sich die Analyse der Branchen an der Analyse der gesamtwirtschaftlichen Effekte. Es werden VARs geschätzt, in denen die Verbraucherpreise, das BIP, der Dreimonatszins sowie eine Dummyvariable für die Mehrwertsteuererhöhung berücksichtigt werden.

Abbildung 59

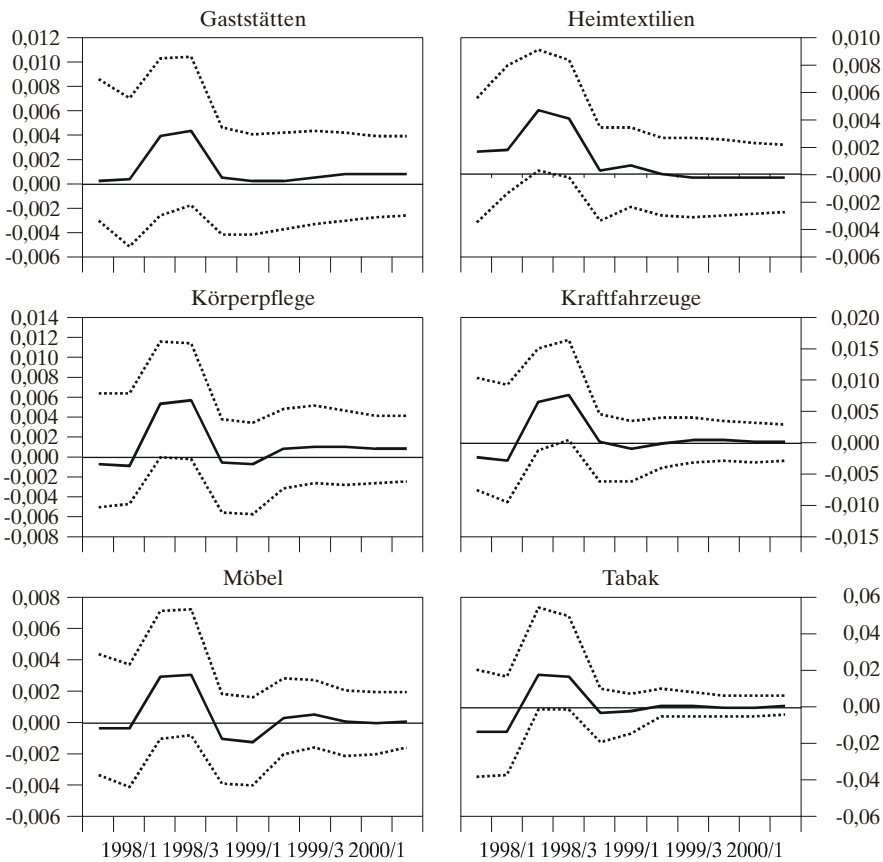
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1993 auf ausgewählte Verbraucherpreisindizes¹⁰

Die Effekte der Mehrwertsteuererhöhungen 1993 sind bei den Teilindizes des Verbraucherpreisindex sehr unterschiedlich. In vielen Bereichen sind keine signifikanten Effekte zu beobachten. Die Branchen mit signifikanten Preisreaktionen sind in Abbildung 59 dargestellt. Versucht man die signifikanten Effekte der Branchen zu systematisieren, kann man folgende Schlussfolgerungen ziehen: Die positiven Preiseffekte bei Fahrzeugen und Möbeln deuten darauf hin, dass langlebige Konsumgüter von der Mehrwertsteuer in besonderem Maße betroffen sind. Die Ergebnisse für die Gaststätten deuten immerhin an, dass Dienstleistungen, also nicht-

¹⁰ Die Effekte wurden wie bei gesamtwirtschaftlichen Variablen mit Hilfe von VARs geschätzt, in denen die Variablen Zins, BIP und der jeweilige Preisindex aufgenommen wurden.

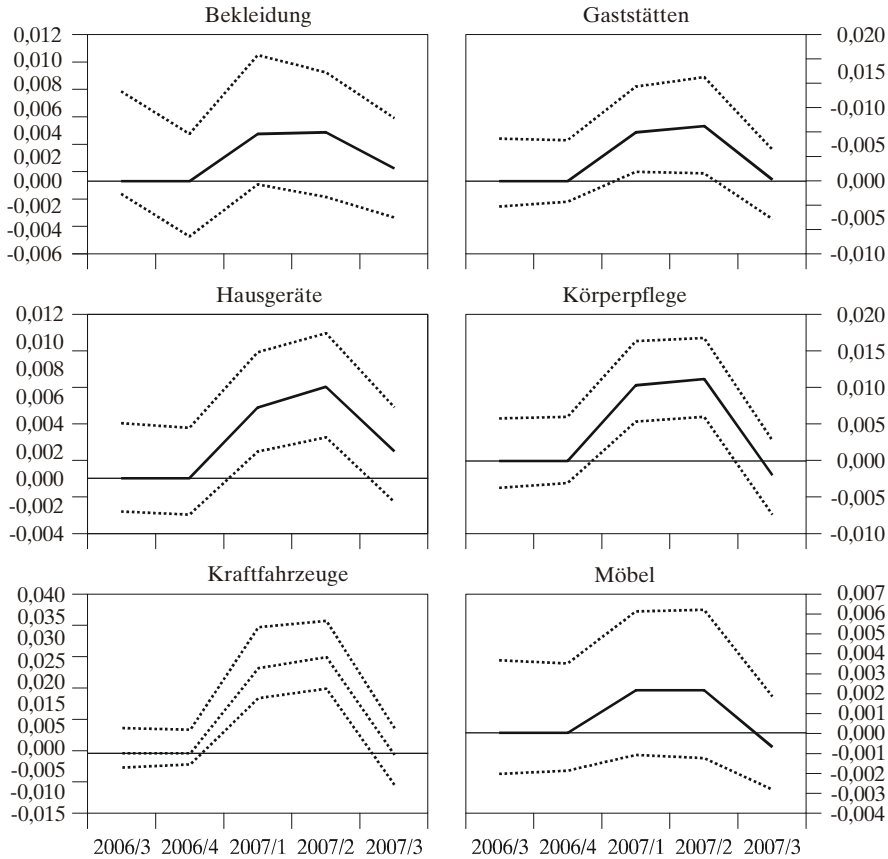
handelbare Güter stärker betroffen sind als andere Gütergruppen. Eine Unterteilung der Branchen nach der Wettbewerbsintensität (siehe Tabelle 2) ergibt dagegen kein eindeutiges Ergebnis. Sowohl in Branchen mit hoher Wettbewerbsintensität wie der Tabakverarbeitung als auch in Branchen mit mittlerer und geringer Wettbewerbsintensität zeigen sich signifikante Preiseffekte. Allerdings scheint die Größe des Effektes stärker zu sein, je weniger wettbewerbsintensiv eine Branche eingestuft wird.

Abbildung 60
Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 1998 auf ausgewählte Verbraucherpreisindizes



Auch für die Mehrwertsteuererhöhung 1998 sind die Preiseffekte in vielen Branchen nicht signifikant. Nur bei einigen Gütergruppen ist es zu einer signifikanten Anhebung der Preise gekommen (Abbildung 60).

Abbildung 61

Effekte der Mehrwertsteuererhöhung 2007 auf ausgewählte Verbraucherpreisindizes

Die Mehrwertsteuererhöhung 2007 eignet sich für eine Branchenanalyse in besonderem Maße, da durch das Ausmaß der Anhebung des Regelsatzes viele andere Effekte überlagert worden sein dürften. So zeigen sich auch für deutlich mehr Branchen als bei den früheren Mehrwertsteuererhöhungen signifikant positive Effekte auf die Verbraucherpreise (Abbildung 61). Die stärksten Effekte finden sich wiederum bei den Fahrzeugen. Aber auch bei den Bereichen Gaststätten und Körperpflege, bei denen die Dienstleistungen ein großes Gewicht haben, sind die Effekte deutlich. Eine Unterteilung nach der Wettbewerbsintensität ergibt auch bei dieser Mehrwertsteuererhöhung kein eindeutiges Bild.

8. Auswirkungen der Geld- und Kreditpolitik auf die Immobilienpreise

8.1 Zusammenhang zwischen Geld- bzw. Kreditpolitik und den Immobilienpreisen

Die aktuelle Diskussion um die Immobilienkrise in den USA zeigt, dass von Vermögenspreisschocks erhebliche realwirtschaftliche Effekte ausgehen können, die sich auch auf die Entwicklung des Preisniveaus auswirken. Wie in Abschnitt 2.1 bereits angedeutet, sind Effekte auf den privaten Konsum und die privaten Investitionen zu erwarten. Da sich die Immobilienpreise in Deutschland über weite Teile der Neunzigerjahre ausgesprochen schwach entwickelt haben, könnte es daher sein, dass dies dämpfende Effekte auf die Preisentwicklung gehabt hat. Die aktuellen Entwicklungen in den USA werfen aber auch noch einmal die Frage nach der Rolle der Geldpolitik für die Immobilienpreisentwicklung auf. In diesem Abschnitt wird daher vor allem der Zusammenhang zwischen Geld- bzw. Kreditpolitik und den Immobilienpreisen untersucht.

Die sehr moderate Preisentwicklung am deutschen Immobilienmarkt betrifft nicht nur die Preise für Wohneigentum, sondern auch die Wohnungsmieten. In den vergangenen 30 Jahren stiegen die durchschnittlichen Neubaumieten jährlich um 2,5%, die Bestandsmieten um 3,5% an. Allerdings waren seit dem Jahr 1996 sinkende Neubaumieten zu beobachten. Insgesamt erhöhten sich die Mieten zuletzt deutlich langsamer als die Verbraucherpreise. Die moderate Mietentwicklung dürfte mit dazu beigetragen haben, dass die Nachfrage nach selbstgenutztem Wohneigentum in Deutschland relativ gering blieb. Die Wohneigentumsquote – der Anteil der Haushalte, die im Eigenheim leben, an der Gesamtzahl der Haushalte – betrug im Jahr 2006 in Deutschland 42% gegenüber rund 80% in Irland, Spanien und Griechenland (Jäger, Voigtländer 2006).

Diese insgesamt stabile Entwicklung der Immobilienpreise in Deutschland ist sowohl auf spezifische angebots- als auch nachfrageseitige Faktoren zurückzuführen (SVR 2006).

Zunächst zur Angebotsseite: Insgesamt ist Deutschland durch ein international vergleichsweise preiselastisches Immobilienangebot gekennzeichnet. Dies trägt zu einer schnelleren Reaktion auf Nachfrageverschiebungen und somit zu geringeren kurzfristigen Preisschwankungen bei (Catte et al. 2004). Darüber hinaus hat die jahrzehntelange hohe staatliche Wohnbauförderung, die nach der Wiedervereinigung deutlich ausgeweitet wurde, über den sozialen Wohnungsbau und die umfangreichen steuerlichen Vergünstigungen im privaten Mietwohnungsbau, insbesondere Mitte der neunziger Jahre zu erheblichen Überkapazitäten geführt, die sich nur allmählich abbauen. Weitere maßgebliche Bestimmungsgröße auf der Angebotsseite sind die Bau-

kosten, die in den vergangenen Jahren deutlich schwächer angestiegen sind als in den anderen Ländern des Euro-Währungsgebiets.

Die Nachfrageseite wird in der mittleren und langen Frist überwiegend von der Entwicklung der verfügbaren Einkommen, der langfristigen Zinsen und dem Bevölkerungswachstum bestimmt. Unterschiedliche Faktoren haben dazu geführt, dass die Nachfrage nach Wohneigentum in Deutschland im Gegensatz zur Entwicklung in anderen Ländern deutlich schwächer ausfiel:

- Wirtschaftswachstum und Einkommensentwicklung waren in Deutschland in den letzten Jahren nur schwach und dämpften die Nachfrage nach Wohneigentum.
- Hinzu kommen die gesunkenen Realzinsen im Zuge der Euro-Einführung in denjenigen Mitgliedsländern, die jahrzehntelang im Vergleich zu Deutschland verhältnismäßig hohe Inflationsraten aufwiesen. Positive Einkommensentwicklungen und sinkende Zinsen machten dort – insbesondere in Frankreich, Irland und Spanien – nicht nur eine eigene Immobilie, sondern auch Zweitwohnungen deutlich erschwinglicher.
- Nachfragehemmend wirkte in Deutschland zudem die demografische Entwicklung. Zwar wird der zu beobachtende leichte Bevölkerungsrückgang hierzulande teilweise durch eine weiterhin sinkende Haushaltsgröße kompensiert, doch ist beispielsweise Spanien durch eine deutlich günstigere Entwicklung gekennzeichnet: Sowohl ein stärkeres Bevölkerungswachstum als auch ein Rückgang in der Haushaltsgröße stimulieren dort die Nachfrage nach Wohneigentum und führten über längere Zeit zu Preisanstiegen.

Weitere Einflüsse auf die Immobilienpreisentwicklung gingen zudem von der Liberalisierung der Finanz- und Hypothekmärkte in den Achtziger- und Neunzigerjahren aus, die den Zugang zu den Kreditmärkten sowohl für private Haushalte als auch für institutionelle Investoren erleichterte und zu deutlich transparenteren und liquideren Immobilienmärkten geführt hat. Damit öffneten sich die Märkte für die Immobilie als Anlageobjekt, was etwa im Vereinigten Königreich, Spanien, Finnland und Schweden mit zunehmenden Umsätzen, Preissteigerungen, aber auch stärkeren Preisschwankungen am Immobilienmarkt einherging.

Deutschland hingegen behielt die strengen Anforderungen an den Hypothekensektor bei und zeichnet sich deshalb noch immer durch einen vergleichsweise starren Immobilienmarkt aus. Von privaten Haushalten werden Immobilien in Deutschland überwiegend zur Eigennutzung und als langfristiges Anlageobjekt erworben. Dies ist auch auf steuerliche Regelungen zurückzuführen, die die Attraktivität spekulativer Immobiliengeschäfte

begrenzen. So sind Veräußerungsgewinne aus Immobiliengeschäften bis zum Ablauf der zehnjährigen Spekulationsfrist steuerpflichtig. In jüngerer Zeit war ein starkes Interesse von ausländischen Finanzinvestoren an Immobilienanlagen in Deutschland zu beobachten. Dies war zum einen auf Immobilienprivatisierungen der öffentlichen Hand und zum anderen auf die Erwartung ähnlich dynamischer Preisentwicklungen wie in anderen europäischen Ländern zurückzuführen.

Darüber hinaus gibt es auch in Deutschland mit der geplanten Einführung von REITs (Real Estate Investment Trusts) Bestrebungen, die auf eine stärkere Mobilisierung des in Unternehmen gebundenen Immobilienbesitzes zielen (SVR 2005 Ziffer 692). Nachdem die damit verbundenen steuerlichen Probleme überwunden werden konnten, ist derzeit angedacht, – im Gegensatz zur Praxis in anderen Ländern – Wohnimmobilien von REITs weitgehend auszunehmen.

Allgemein lässt sich zeigen, dass die Immobilienpreisentwicklung auch von der Finanzmarktstruktur und der Ausgestaltung der Hypothekarkredite abhängt. In Ländern mit marktbasierter Finanzsystemen (SVR 2005 Ziffern 685 ff.) sind die Immobilienpreise in der Regel durch stärkere Anstiege und eine höhere Volatilität geprägt als in Ländern mit bankdominierten Systemen (Internationaler Währungsfonds 2004). Dies ist darauf zurückzuführen, dass die Kreditfinanzierungsmöglichkeiten in marktbasierter Systemen stärker an die Immobilienpreisentwicklung gekoppelt sind. Gleichzeitig tragen die typischerweise verwendeten Hypothekenverträge mit variabler Zinsbindung auch zur höheren Volatilität der Immobilienpreise bei.

Demgegenüber kommen MacLennan et al. (1999) zu dem Ergebnis, dass Länder wie Deutschland mit überwiegend festverzinslichen Hypothekarkrediten, langen Kreditlaufzeiten, niedrigen Beleihungsgrenzen, hohen Transaktionskosten und niedrigen Wohneigentumsquoten stabilere Wohnimmobilienpreise aufweisen. Üblicherweise schwanken die Wohnimmobilienpreise derjenigen Länder weniger stark, deren Hypothekenmarkt durch eine auf historischen Werten basierende Grundstücksbewertung gekennzeichnet ist (Tsatsaronis, Zhu 2004). Anders als beispielsweise in Irland, den Niederlanden oder dem Vereinigten Königreich gibt es in diesen Ländern keine Möglichkeit, bei einer Wertsteigerung der Immobilie die Hypothek zu erhöhen und zu liquidieren (Mortgage Equity Withdrawal).

Darüber hinaus wird durch die jüngsten Entwicklungen die Frage erneut diskutiert, welche Rolle die Geld- und Kreditpolitik bei dem Entstehen aber schließlich auch beim Platzen einer Preisblase an den Vermögenmärkten spielt bzw. spielen sollte. Um die wirtschaftspolitischen Handlungsoptionen an einem aktuellen Beispiel zu erläutern, wird in diesem Abschnitt die Frage untersucht, ob über einen längeren Zeitraum ein systematischer Zusam-

menhang zwischen Immobilienmärkten und der geld- bzw. kreditpolitischen Entwicklung besteht. Somit kann analysiert werden, ob der Aufschwung an den Immobilienmärkten in den Jahren bis 2001 durch eine expansive Geldpolitik und/oder eine expansive Kreditvergabe beeinflusst wurde oder ob umgekehrt das kräftige Geldmengenwachstum mit einem starken Anstieg der Häuserpreise erklärt werden kann. Nach 2001 gelten diese Fragestellungen für Deutschland, nicht aber für einige andere Länder der Eurozone, bekanntlich mit umgekehrtem Vorzeichen.

Diese Überzeugung, dass Immobilienpreise vorwiegend durch spezifische regionale und institutionelle Variable und keinesfalls durch monetäre Bedingungen getrieben werden, hat sich bei Marktteilnehmern und Analysten mittlerweile so verfestigt, dass die Suche nach empirischer Unterstützung dieser These nur noch eine triviale Aufgabe zu sein scheint. Diesem Eindruck soll hier jedoch entschieden entgegengetreten werden. Belke/Orth (2007) untersuchen die Beziehung zwischen globaler Überschussliquidität und Vermögenspreisen auf globaler Ebene: wie bedeutsam ist globale Liquidität? Wie werden Vermögens- (und besonders Immobilien-) preise und andere wichtige makroökonomische Variable wie Konsumentenpreise durch globale monetäre Bedingungen beeinflusst?

Belke/Orth analysieren zu diesem Zweck die internationale Transmission monetärer Schocks mit einem besonderen Fokus auf die Effekte eines globalen monetären Aggregats ("global liquidity") auf Konsumentenpreise und unterschiedliche Vermögenspreise. Sie schätzen hierzu eine Reihe von VARs für die Weltwirtschaft unter Verwendung aggregierter Daten der OECD. Die resultierenden Impuls-Antwortfolgen zeigen, dass ein positiver Schock der globalen Liquidität zu einem permanenten Anstieg des globalen BIP-Deflators und des globalen Immobilienpreisindex führt, wobei die zweitgenannte Reaktion noch viel ausgeprägter ist. Darüber hinaus weisen Belke/Orth signifikante Spillovers auf die Konsumentenpreise aus. Demgegenüber finden sie keinerlei empirische Evidenz dafür, dass etwa Aktienkurse signifikant auf Änderungen der globalen Liquidität reagieren. Dieser Abschnitt hat einen ähnlichen Fokus und verwendet auch eine ähnliche Methodik, beschränkt sich aber sowohl im Hinblick auf die Quelle der Schocks als auch auf deren Effekte im Gegensatz zu Belke/Orth (2007) auf die deutsche Volkswirtschaft. Zu beachten ist, dass verschiedene Länder-Studien, die Vermögenspreise berücksichtigen, zu ähnlichen empirischen Resultaten kommen.¹¹ Diese Studien stützen grundsätzlich das empirische Ergebnis von Belke/Orth (2007), dass nämlich globale Liquidität die Immo-

¹¹ Vgl. beispielsweise Goodhart, Hofmann (2007), Greiber, Setzer (2007), Adalid, Detken (2007), Congdon (2005) und Roffia, Zaghini (2007).

bilienpreisinflation treibt und dass sich in der Folge Spillovers auf die Konsumentenpreise ergeben. Diese stellen sich aber offensichtlich erst nach längeren Zeiträumen ein.

Aus theoretischer Sicht existieren verschiedene Wechselwirkungen zwischen Geld und dem Immobilienmarkt, die eine derartige Beziehung treiben können. Erstens tendieren höhere Häuserpreise aufgrund von Vermögens- bzw. Transaktionseffekten dazu, eine erhöhte Geldnachfrage auszulösen. Zweitens ist auch die umgekehrte Kausalität ausgehend von den Liquiditätsbedingungen auf den Häusermarkt denkbar, wenn durch eine lockere Geldpolitik Überschussliquidität bereitgestellt wird, welche die Vermögenspreise nach oben treibt. Drittens ist zu berücksichtigen, dass Entwicklungen auf dem Immobilienmarkt wichtige Auswirkungen für das Kreditvergabeverhalten der Banken haben, da steigende Häuserpreise die Sicherheiten der Immobilienbesitzer erhöhen und somit den Zugang zu Krediten erleichtern (Greiber, Setzer 2007). Mittlerweile wurde hinreichend Literatur zum Einfluss der Immobilienpreise auf die Makroökonomie und zur Bedeutung von Fundamentalfaktoren mit Ausnahme der Geld- und Kreditpolitik für die Entwicklung von Immobilienpreisen (Catte et al. 2004, und Égert, Mihaljek 2007) vorgelegt.

Geldpolitisch befeuerte Immobilienpreissteigerungen beispielsweise mögen die Konsumnachfrage beflügeln und auf diese Weise durch Bilanz- und Kreditkanaleffekte die aggregierte Nachfrage und nach Durchlaufen des gesamten geldpolitischen Transmissionsprozesses schließlich auch die gesamtwirtschaftliche Inflation anregen. Mehr potenzielle Kreditsicherheiten bedeuten in diesem Kontext im bekannten „financial accelerator“-Rahmen nach Bernanke/Gertler geringere Risikoprämien. Folgt man Gros (2007), besteht die direkteste Verbindung zwischen Immobilienpreisen und inländischer gesamtwirtschaftlicher Nachfrage über die Bauinvestitionen und dabei insbesondere über den Hausbau. Jedoch gibt es immer noch einen deutlichen Mangel an Studien, die sich direkt mit dem Einfluss der Geld- und Kreditpolitik auf Immobilienpreise befassen. Diesen möchte der vorliegende Abschnitt beheben.

Zum Beispiel zeigen Goodhart/Hofmann (2007), dass ein einfaches Neu-Keynesianisches Modell mit einer Phillipskurve als Beschreibung der Angebotsseite und einer IS-Kurve als Nachfrageseite gut als einfacher theoretischer Referenzpunkt verwendet werden kann. Aus geld- und kreditpolitischer Perspektive sind die Stärke und die Signifikanz der Beziehungen im monetären Transmissionsprozess und die relative Bedeutung der rückwärtsschauenden und der vorwärtsschauenden Erwartungen in der Phillips- und in der IS-Kurve die zentralen Parameter. Wie mittlerweile allgemein bekannt, hat die empirische Literatur in beiden Fällen bisher diverse und

hoch kontroverse Resultate geliefert. Daher schließen Goodhart/Hofmann Immobilienpreise in eine erweiterte Version ihres Modells (genauer gesagt: in die IS-Kurve) ein und zeigen, dass genau dieser Kunstgriff einen empirisch signifikanten monetären Transmissionsprozess wieder herstellt.

Mishkin (2007) betont die Nutzungskosten des Kapitals als eine wichtige Determinante der Nachfrage nach Immobilien. In diesem Kontext sollten ein höheres Geldmengenwachstum und niedrigere Zinssätze auch Hypothekenzinsen negativ beeinflussen und durch das Absenken der Nutzungskosten des Kapitals auch die Nachfrage nach Wohnungen erhöhen. Jedoch fokussiert Mishkin seine Überlegungen auf die Wirkung von Zinsänderungen auf Immobilienpreisänderungen und bezieht sich nicht explizit auf Geldmengen- und/oder Kreditaggregate. Er findet empirische Evidenz für eine stabile Relation zwischen einem Zinsschock und Immobilienpreisentwicklungen auf der Grundlage des FRB/US-Modells.

Ein allgemeiner orientierter Literaturstrang untersucht den Einfluss der Geldpolitik auf allgemeiner definierte Vermögenspreisentwicklungen. Ein Vertreter dieser Sicht ist Congdon (2005), der die Beziehung zwischen Geldangebot (hier spezifiziert als "broad money") und Vermögenspreisbooms analysiert und in vielen Fällen einen empirischen Zusammenhang findet. Beispielsweise analysiert er das Portfolio-Management von (anderen) Finanzinstitutionen wie Pensionsfonds. Diesbezüglich findet er Evidenz für eine langfristige Stabilität des Geld-Vermögensverhältnisses (d.h. des Prozentsatzes an Geld in ihrem Portfolio) und argumentiert – ähnlich wie Meltzer (1995) – dass Erhöhungen des Geldangebots zum Phänomen des "too much money chasing too few assets" führen. Dies bedeute nichts anderes, als dass Vermögenspreise ansteigen, um das ursprüngliche wertmäßige Geld-Vermögens-Verhältnis nach einer Störung wieder herzustellen.

8.2 Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und Geldmenge

Um die Beziehung zwischen Geld- und Immobilienmarkt empirisch zu erfassen, verwenden wir ein einfaches empirisches Modell, bei dem eine typische Spezifikation einer Geldnachfragefunktion durch Variablen, welche die Entwicklungen auf dem Immobilienmarkt beschreiben (Immobilienpreise und Immobilienvermögen), ergänzt wird. Verwendet man die reale Geldmenge oder das Immobilienkreditvolumen als zu erklärende Variable, ergibt sich beispielsweise eine Standard-Geldnachfragefunktion. Dabei wird Linear-Homogenität der Geldnachfrage in Bezug auf das gesamtwirtschaftliche Preisniveau unterstellt und das gesamtwirtschaftliche Preisniveau wird anders als bei Belke/Orth (2007) nicht mehr separat und von Anfang an in den Schätzansatz übernommen (siehe explizit Greiber, Setzer 2007: 8). Be-

trachtet man hingegen die Immobilienpreise als zu erklärende Variable, resultiert eine durch die Geldmenge oder das Kreditvolumen getriebene Bestimmungsgleichung für Immobilienpreise. Diese steht im Vordergrund unseres Interesses.

Bisher wurden verfeinerte ökonometrische Untersuchungen zur Preisdynamik auf Immobilienmärkten und ihren gesamtwirtschaftlichen Ursachen und Folgen durch das Fehlen geeigneter Preisindikatoren erschwert. Die amtliche Statistik wies bis vor Kurzem lediglich Preise für baureifes Land sowie Baupreise für Wohngebäude aus. Daneben enthält der Verbraucherpreisindex eine Mietenkomponente. In der vorliegenden Untersuchung werden nunmehr erstmals neben Preisdaten auf Jahresbasis für Neubauten – aufgliedert in Reihenhäuser und Eigentumswohnungen – auch entsprechende Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien verwendet (Berechnungen der Deutschen Bundesbank auf der Basis von Daten der BulwienGesa AG). Die Reihen werden getrennt für Westdeutschland (1975-2006) und Ostdeutschland (1995-2006) sowie Gesamtdeutschland (1995-2006) ausgewiesen. Allerdings liegen diese Daten nur auf Jahresbasis vor und wurden von uns durch die Anwendung kubischer Splinefunktionen temporal auf Quartalsdaten disaggregiert (Hamburg, Hoffmann und Keller, 2005, Kauffmann, Nastansky 2006). Im weiteren Verlauf der Untersuchung soll die volle Bandbreite der Daten – also auch die Differenzierung in Reihenhäuser- und Eigentumswohnungen – genutzt werden. Als Variablen finden Aufnahme:

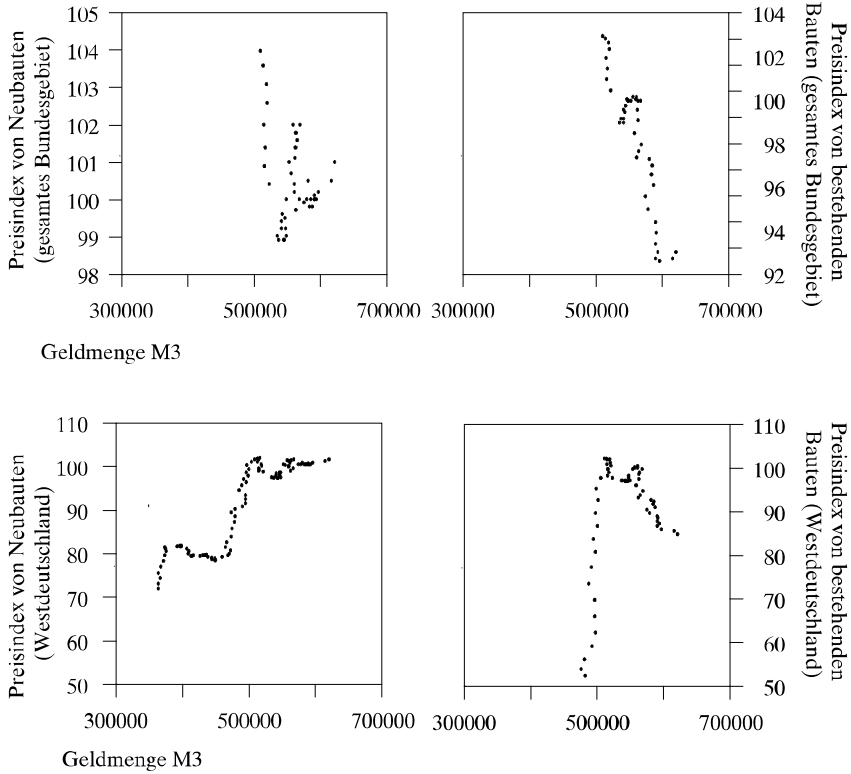
- Geldmenge M3 (ab 01.2002 ohne Bargeldumlauf), verkettete Reihe in Euro, Deutscher Beitrag, deflationiert mit dem BIP-Deflator, oder
- Immobilienkredite Deutschland (der Anteil aus dem Ausland ist ungeklärt), Quartalsendstand, in Milliarden Euro; Wohnungsbaukredite: Kreditinstitute an inländische Unternehmen und Privatpersonen, insgesamt; Hypothekenkredite auf Wohngrundstücke und sonstige Wohnungsbaukredite (TRIAN, Basis 90), und zusätzlich
- reales BIP,
- Langfristzins: zehnjährige Staatsanleihen des Bundes, und
- Preise für Wohnimmobilien in Deutschland (Quelle: Berechnung der Deutschen Bundesbank nach Angaben der BulwienGesa AG).

Mit Ausnahme des Langfristzinses werden die Variablen – wie auch bei Geldnachfrageschätzungen üblich – in Logarithmen verwendet. Die Quellen der Daten sind die Deutsche Bundesbank, Frankfurt/Main sowie die Bank für internationalen Zahlungsausgleich, Basel.

Um einen groben Überblick über die Datenlage zu vermitteln und erste mögliche Korrelationen zu identifizieren, zeigen die Abbildungen 62 und 63 acht Scatterplots - Cross-plots von vier Abgrenzungen der Immobilienpreise (Preisdaten für Neubauten, Westdeutschland, für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien, Westdeutschland, für Neubauten, Gesamtdeutschland und für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien, Gesamtdeutschland) gegen die Geldmenge (M3) einerseits und das Immobilienkreditvolumen (IMMOKRED) andererseits. Eine visuelle Inspektion der Daten legt nahe, dass die für die Eurozone von Greiber/Setzer (2007) empirisch nachgewiesene positive Beziehung zwischen der Geldmenge bzw. dem Kreditvolumen und den Immobilienpreisen nicht in jedem Fall unmittelbar aus dem isolierten deutschen Datensatz hervorgeht – zumindest nicht aus den gesamtdeutschen Daten, die sich auf einen kürzeren Zeitraum erstrecken. Schließlich lässt eine Inspektion der Zeitreihen auch den Schluss zu, dass in unserem Fall nicht etwa besondere ökonomische Probleme dadurch entstehen, dass die Immobilienpreiszeitreihen möglicherweise wesentlich glatter und in längeren Zyklen verlaufen als andere Vermögenspreiszeitreihen (z.B. Aktienkurse). Beispielsweise könnte – wie von Gros (2007) vermutet – eine Trendbereinigung der Reihe eine in für ökonomische Zwecke zu geringem Umfang variierende neue Reihe ergeben.

Abbildung 62

Immobilienpreise und Geldmenge in Deutschland



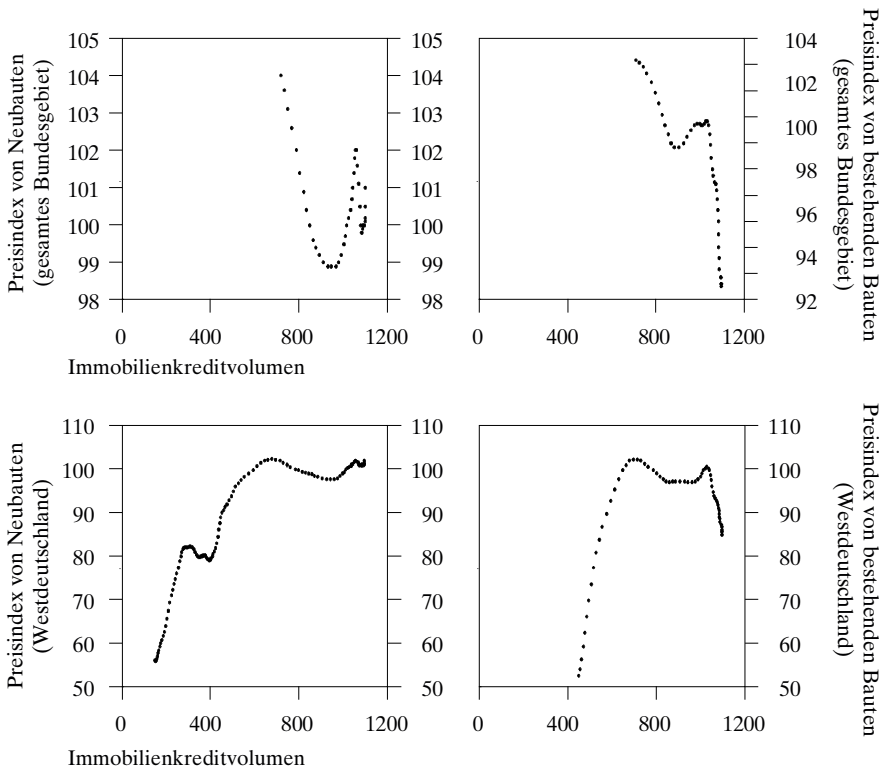
Für Gesamtdeutschland erstreckt sich der betrachtete Zeitraum auf 1991:1 bis 2006:4, für Westdeutschland 1975:4 bis 2006:4.

Abbildung 63

Immobilienpreise und Immobilienkredite in Deutschland

xxx

xxx



Für Gesamtdeutschland ist der betrachtete Zeitraum 1991:1 bis 2006:4, für Westdeutschland 1975:4 bis 2006:4.

Unser Untersuchungsinteresse wird jedoch auch dadurch angeregt, dass die Beziehungen eine klare, wenn auch teilweise nicht durchweg lineare positive oder negative Steigung aufweisen – statt bloß vertikal oder horizontal zu sein (Belke, Polleit 2006, 2006a, 2007). Einige Beobachter könnten bereits aus einer Dateninspektion schließen, dass in Westdeutschland, “monetary and/or credit policy “causes” real estate prices” – eine Hypothese, die in den verbleibenden Ausführungen dieses Abschnitts rigoros empirisch getestet wird.

Zu diesem Zweck greifen wir zum einen auf den Autoregressive Distributed-Lag (ARDL)-Ansatz von Pesaran/Shin/Smith zurück. Hierbei handelt

es sich um einen Einzelgleichungsschätzansatz, der bisher schon bei der empirischen Ermittlung des langfristigen Zusammenhangs zwischen Geldpolitik und Aktienkursen und der Identifikation der Wirkungsrichtung erfolgreich Anwendung gefunden hat.¹² Zum anderen verwenden wir zur Absicherung der Ergebnisse einen traditionellen vektorautoregressiven Fehlerkorrektur-Systemschätzansatz und leiten hieraus Impuls-Antwortfolgen ab. Dabei interessiert uns vor allem die „Antwort“ der Immobilienpreise auf Schocks der erklärenden Variablen.

Zunächst werden die Kointegrationsbeziehungen zwischen Geldmenge, Kreditvolumen, BIP, Langfristzinsen und Immobilienpreisen mit Hilfe des ARDL-Ansatzes getestet. Da wir mit Quartalsdaten arbeiten, schätzen wir die Modelle mit jeweils vier Lags. Die Lagordnungen sind dabei recht großzügig zu wählen, um die Immobilienpreise (und andere abhängige Variablen) hinreichend zu endogenisieren (Pesaran/Shin, 1998 und Pesaran/Shin/Smith, 1996). Da wir zudem keine a priori-Information über die Richtung der Kausalbeziehung zwischen den Variablen besitzen, schätzen wir zunächst vier unbeschränkte Fehlerkorrektur-Regressionen der Immobilienpreise, der Geldmenge bzw. den Immobilienkrediten, des realen BIP und des Langfristzinses (als jeweilige abhängige Variable) auf den „Vektor“ der jeweils verbleibenden Variablen.

Wie im Detail in einer Vielzahl anderer Studien gezeigt wird, gibt es eine ganze Reihe von Sondereinflüssen wie die deutsche Wiedervereinigung, die Börsenkrise nach der Jahrtausendwende und die Einführung des Euros, welche die Immobilienmarktdynamik verändert haben könnten. Aus diesem Grund könnte man auch Schätzungen vorlegen, die diese Schocks mittels der Implementierung von Dummyvariablen explizit berücksichtigen. Die Implementierung von Dummies in die Kointegrationsbeziehung impliziert jedoch einen permanenten Bruch in der Kointegrationsbeziehung, d.h. in der langfristigen Beziehung zwischen den Immobilienpreisen und der Geldmenge/dem Kreditvolumen. Darüber hinaus entschieden wir uns hier, keine ad hoc-Dummies zu setzen, sondern die Daten „für sich“ sprechen und die Schocks durch die dynamische Struktur des Modells auffangen zu lassen.

Gemessen an den Testergebnissen in den Tabellen A5 und A6 im Anhang finden wir, dass die Nullhypothese der Abwesenheit einer Langfristbeziehung im Fall der unbeschränkten Fehlerkorrektur-Regressionen der Immobilienpreise auf die Geldmenge oder das Immobilienkreditvolumen in 4 Fällen mindestens auf dem 10%-Niveau abgelehnt werden kann, in einem

¹² Eine ausführliche Darstellung dieser Vorgehensweise findet sich im Anhang A2.

der Fälle sogar auf einem Niveau von einem Prozent. Insgesamt ergeben sich bei 32 (zwei Tabellen mit sechzehn Konstellationen) insgesamt betrachteten Spezifikationen immerhin vierzehn signifikante Langfristbeziehungen. Insgesamt gesehen vermitteln die Tests nur in bestimmten Fällen Evidenz für die Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen, der Geldmenge oder dem Immobilienkreditvolumen sowie anderen makroökonomischen Variablen und einer geschätzten Konstanten. Dies ist hingegen deutlich häufiger der Fall, wenn im Testansatz statt der realen Geldmenge das Immobilienkreditvolumen verwendet wird.

Die Nullhypothese fehlender Kointegration kann im Fall der Einbeziehung der realen Geldmenge statt des Kreditvolumens (Tabelle A5) erstens dann abgelehnt werden, wenn Preisdaten für Neubauten (Westdeutschland) verwendet werden und die Regression mit der Änderung des Immobilienpreisindex als abhängiger Variable durchgeführt wird. Nur in diesem Fall kann die Veränderung der realen Geldmenge als „long-run forcing“ für die Immobilienpreisentwicklung angesehen werden. Zweitens ist dies der Fall, wenn die Langfristregression mit der Änderung der realen Geldmenge als abhängiger Variable durchgeführt wird und Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien (Westdeutschland) verwendet werden. Die Evidenz für den Einfluss der Geldmenge auf die Immobilienpreise ist somit auf westdeutsche Daten beschränkt. Für alle anderen Spezifikationen der Immobilienpreisvariablen finden wir keine Evidenz für signifikante Kointegrationsbeziehungen.

Wird hingegen die reale Geldmenge im Ansatz durch das Immobilienkreditvolumen ersetzt (Tabelle A6), ergibt sich ein vollständig anderes Bild. Bei drei von vier möglichen Spezifikationen der Immobilienpreise lässt sich die Nullhypothese fehlender Kointegration ablehnen und die Immobilienkredite können als „long-run forcing“ für die Immobilienpreise angesehen werden. Dies ist lediglich dann nicht der Fall, wenn Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien – Gesamtdeutschland) verwendet werden. Die Ablehnung der Hypothese der Nicht-Kointegration ergibt sich dabei insgesamt für zehn der sechzehn möglichen Spezifikationen – wie schon in Tabelle A5 häufiger, wenn westdeutsche Immobilienpreisdaten verwendet werden und deshalb der Stützzeitraum länger ist.

Angesichts der potenziellen Endogenität der Geldpolitik bzw. der Immobilienkreditpolitik im Hinblick auf die Performance der Immobilienpreise ist es jedoch unmöglich a priori zu wissen, ob die Geld- und/oder Kreditpolitik

durchweg die 'long-run forcing' Variable für die Immobilienpreisentwicklung ist.¹³

Wir wenden uns nun der Schätzung der Langfristkoeffizienten und der hierauf basierenden Fehlerkorrekturmodelle für den deutschen Immobilienmarkt zu. Im Folgenden unterstellen wir explizit die Existenz einer langfristigen Beziehung zwischen Immobilienpreisen und der Geld- bzw. Kreditpolitik. Diese Langfristbeziehung sowie kurzfristige Abweichungen hiervon stellen eine Triebfeder für kurzfristige Bewegungen der Immobilienpreise dar. Hierdurch gestehen wir es der Geld- und Kreditpolitik theoretisch zu, einen kurzfristigen und einen langfristigen Einfluss (und hierdurch wiederum durch Feedback-Effekte, weitere kurzfristige Einflüsse) auf die Immobilienpreise zu haben. Die Schätzungen der Langfristparameter und der hiermit assoziierten Fehlerkorrekturmodell-Regressionen der Immobilienpreise in unterschiedlicher Abgrenzung auf die reale Geldmenge (oder alternativ das Immobilienkreditvolumen), das reale BIP und den Langfristzins werden nun unter Verwendung des zweistufigen ARDL-Schätzansatzes nach Pesaran/Shin (1999) durchgeführt.

Nachdem wir die Ordnung der Verzögerungen („lag order“) und die Langfristkoeffizienten für jedes mögliche ARDL-Modell (aus vier Variablen und bis zu 4 verschiedenen Verzögerungen, verfügbar auf Anfrage) geschätzt haben, können wir die Schätzer der Fehlerkorrekturmodelle herleiten. In Tabelle 2 werden die auf dieser Basis gewonnenen Schätzergebnisse aufgelistet. Die Endspezifikation wurde von uns zum einen mit dem Schwarz-Informationskriterium (SIC) und zum anderen auf der Grundlage des Akaike-Informationskriteriums (AIC) optimiert und selektiert. Als ein zusätzliches Referenzmodell werden die Fehlerkorrektur-Schätzungen für eine naive ARDL (4,4,4,4)-Spezifikation ebenfalls mit angegeben. In Tabelle 8 geben die Werte in Klammern die t-Werte der geschätzten Fehlerkorrekturparameter an.

Schaut man sich die Ergebnisse der Schätzungen näher an, besteht ein wichtiges Ergebnis darin, dass die Schätzer der Fehlerkorrekturkoeffizienten in einigen Fällen hoch signifikant sind.¹⁴ In allen Fällen weisen die geschätzten

¹³ Zum Beispiel wäre es möglich, dass die Geld- und Kreditpolitik systematisch und sogar vorausschauend auf das Entstehen von Immobilienpreisblasen reagiert hat. Allgemeiner ausgedrückt: Immobilienpreise als Prediktoren der zukünftigen konjunkturellen Entwicklung hätten dann eine geldpolitische (Re-)Aktion ausgelöst. Vgl. Beispielsweise Bean (2004), Dupor und Conley (2004) und European Central Bank (2002) für ausgezeichnete Zusammenfassungen und Literaturüberblicke dieses Aspekts.

¹⁴ Unter der Annahme, dass der Vektor der Kointegrationsparameter gegeben ist, kann die Verteilung der t-Statistik in vielen Fällen durch die Standardnormalverteilung approximiert werden. Dies legitimiert im Prinzip sogar auch die Verwendung der Student-t-Verteilung für

Fehlerkorrekturparameter das erwartete negative Vorzeichen auf. Ihre Größe, die in den signifikanten Fällen auf maximal etwa 0,05 geschätzt wird, ergibt eine moderate Geschwindigkeit der Konvergenz zum Gleichgewicht. Dies entspricht im Übrigen auch genau dem Bild, das sich bereits aus der visuellen Spezifikation der Immobilienpreisdaten ergibt und als eine Besonderheit im Vergleich zu Datenreihen für andere Vermögenspreise gilt – die relativ träge zeitliche Entwicklung von Immobilienpreisniveaus (Belke, Orth 2007 und Gros 2007).

Als ein Beispiel diene hier das empirische Modell, in dem die Preise für Neubauten (Gesamtdeutschland) durch die auf Deutschland entfallende reale Geldmenge erklärt werden. Bei diesem ist die Konvergenzgeschwindigkeit recht gering, wie der Schätzwert des Fehlerkorrekturparameters von 0,026 zeigt. Letzterer impliziert, dass jedes Quartal nur 2,6% der verbleibenden Gleichgewichtsabweichung der Immobilienpreise durch deren Kurzfristedynamik abgebaut wird.

Die konservativsten kritischen Werte (die zur geringsten Wahrscheinlichkeit einer Ablehnung der Nicht-Kointegrations-Nullhypothese führen) für den Schätzer des Fehlerkorrekturparameters werden von Banerjee, Dolado and Mestre (1998) geliefert. Wir wählen jeweils einen kritischen Wert für drei exogene Regressoren, ein Fehlerkorrekturmodell mit einer Konstanten, aber ohne deterministischen Trend und ungefähr 100 Beobachtungen ($\alpha = 0,05$). Selbst in diesem extremen Fall sind – wie ein Vergleich der ermittelten t-Werte mit dem kritischen Wert zeigt – die meisten der geschätzten Fehlerkorrekturparameter nach wie vor auf einem Signifikanzniveau von 5% signifikant.

Um unser ARDL-Modell mit der besten Schätzgüte zu identifizieren, werden die Signifikanz der ermittelten ECM-Parameter oder, als eine Alternative in Fällen identischer Schätzzeiträume, die empirischen Realisationen der Informationskriterien miteinander verglichen. Der Vorteil des AIC liegt in seiner Eigenschaft, im Allgemeinen zu einer höheren Ordnung des ARDL-Modells zu führen als das SIC. Diese Tendenz wiederum führt zu kleineren geschätzten Standardfehlern und einer höheren Wahrscheinlichkeit der gewünschten „White noise“-Eigenschaft der Residuen.¹⁵

Tabelle 8 listet die empirischen Realisationen beider Informationskriterien systematisch auf. Diese Werte sind bereits maximiert, denn sie beziehen sich

eine Beurteilung der Signifikanz des Fehlerkorrekturparameters. Vgl. Banerjee et al. (1993: 230ff.) und Kremers, Ericsson and Dolado (1992: 328ff.).

¹⁵ Es sei nochmals betont, dass hier aus theoretischen Gründen (v.a. vollständige Erfassung der Dynamik) eine weniger sparsame Spezifizierung gewählt wird.

auf ARDL-Modelle, deren Ordnungen bereits durch das betreffende Informationskriterium selektiert wurden. Unter diesen Voraussetzungen lässt sich aus den Modellen, die die Geldmenge verwenden, vor allem das Modell in Zeile 1 der Tabelle 8 als ein Modell der Wahl heraus selektieren. Dieses erklärt die Preisentwicklung für Neubauten (Westdeutschland) unter anderem mit der Geldmengenentwicklung. Werden statt der Geldmenge die Immobilienkredite verwendet, ergibt sich noch breitere Evidenz, nach der sogar mehrere Modelle durchaus als Modell der Wahl in Frage kommen. Beide Spezifikationen mit westdeutschen Immobilienpreisen sind darunter.

Tabelle 8
Schätzungen der Fehlerkorrekturterme und Schätzgüte
Immobilienpreise als abhängige Variable

| ECM | SIC - ARDL | \bar{R}^2 | AIC - ARDL | \bar{R}^2 | ARDL (4,4,4,4) | \bar{R}^2 |
|--|-------------------|-------------|-------------------|-------------|--------------------|-------------|
| Geldmenge und Preisdaten für Neu- bauten - West- deutschland | -0,022 (-5,46) | 0,997 | -0,021 (-5,36) | 0,997 | -0,023 (-4,25) | 0,997 |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Westdeutschland | -0,004 (-4,31) | 0,999 | -0,004 (-4,69) | 0,999 | -0,004 (-4,01) | 0,999 |
| Preisdaten für Neu- bauten - Gesamt- deutschland | -0,026 (-3,62) | 0,991 | -0,026 (-3,62) | 0,991 | -0,017 (-1,089) | 0,990 |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Gesamtdeutschland | -0,010 (-2,13) | 0,989 | -0,011 (-2,13) | 0,990 | -0,002 (-0,19) | 0,988 |
| Immobilienkredite und Preisdaten für Neu- bauten - West- deutschland | -0,012 (-4,56) | 0,996 | -0,015 (-5,47) | 0,997 | -0,017 (-5,27) | 0,997 |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Westdeutschland | -0,010 (-5,74) | 0,999 | -0,014 (-6,97) | 0,999 | -0,016 (-4,76) | 0,999 |
| Preisdaten für Neu- bauten - Gesamt- deutschland | -0,030 (-4,52) | 0,992 | -0,052 (-4,95) | 0,994 | -0,057 (-4,52) | 0,994 |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Gesamtdeutschland | -0,007 (-1,28) | 0,989 | 0,003 (0,42) | 0,992 | 0,008 (0,02) | 0,990 |

Empirische Realisationen der t-Werte in Klammern. \bar{R}^2 bezeichnet das adjustierte Bestimmtheitsmaß.

Die empirischen Realisationen des adjustierten Bestimmtheitsmaßes in Tabelle 8 fallen sehr hoch aus. Unsere ausgewählten Modelle weisen somit eine hohe Anpassungsgüte auf. Sie erklären ungefähr 99% der Variationen der Immobilienpreise. In allen Spezifikationen, die in Tabelle 8 aufgeführt sind, passieren die zugrunde liegenden ARDL-Gleichungen die üblichen diagnostischen Tests auf Autokorrelation der Residuen, auf Fehlspezifikation der funktionalen Form und auf Nicht-Normalverteilung der Residuen. Die Mehrheit der geschätzten Parameter erweist sich als signifikant.

Tabelle 8, die unsere Ergebnisse für die geschätzten Fehlerkorrekturmodelle enthält, vermittelt einen Eindruck von der Größenordnung des identifizierten Einflusses von Ungleichgewichten auf dem Immobilienmarkt – Abweichungen der Immobilienpreise von ihrem gleichgewichtigen durch die geschätzte Kointegrationsbeziehung gegebenen Niveau – auf die Immobilienpreise. Eine empirische Einschätzung der Reaktion von Immobilienpreise auf Änderungen der Geldpolitik und/oder der Kreditvergabepolitik erscheint nicht nur zur Abrundung der Einschätzung der Ursachen und Effekte von Preisschocks in Deutschland wichtig zu sein, sondern sie dürfte auch zu einer gesteigerten Effizienz von Immobilieninvestments und geldpolitischen Entscheidungen beitragen.

Die reale Geldmenge bzw. – je nach Spezifikation – auch das Immobilienkreditvolumen erweist sich in unseren finalen Modellen (Tabelle 8) gerade für westdeutsche Immobiliendaten als signifikant und ihre Koeffizienten weisen auch das korrekte Vorzeichen auf. Die Punktschätzer implizieren dabei, dass in der kurzen Frist eine positive Änderung im Niveau der realen Geldmenge beziehungsweise des Immobilienkreditvolumens zu einem Anstieg der Immobilienpreise führen sollte. Zu beachten ist bei langfristiger Betrachtung jedoch die positive Wahrscheinlichkeit, dass die Zentralbank auf höhere Immobilienpreise mit einer restriktiveren Geldpolitik reagieren wird, sodass der Nettoeffekt durchaus geringer als hier – mit Einzelgleichungen geschätzt – sein dürfte. Um eine positive Verzerrung des geschätzten Einflusses ganz auszuschließen, sollten also ergänzend noch Mehrgleichungs-Fehlerkorrekturmodelle (simultan) geschätzt werden. Dies geschieht im nächsten Abschnitt.

Noch zu klären bleibt, ob sich die monetär getriebene Immobilienpreisentwicklung in Deutschland auf die Entwicklung des gesamtwirtschaftlichen Preisniveaus überträgt. Bekanntlich blieben als stilisiertes Faktum auf der Ebene des Euroraums derartige Spillovers bisher aus. Während in den vergangenen Jahren verschiedene Vermögenspreise mit wachsenden Raten stiegen, verharrte die Konsumentenpreis-inflation auf einem relativ konstanten Niveau. Um dies für Deutschland zu überprüfen, testen wir abschließend auf Kointegration zwischen dem BIP-Deflator einerseits und den vier

verschiedenen Spezifikationen der Immobilienpreis-Zeitreihen andererseits. Wir verwenden aus Gründen der Konsistenz statt der Konsumentenpreise den hiermit hoch korrelierten BIP-Deflator, da letzterer zur Deflationierung einiger anderer Variablen im Ansatz dient. Die Ergebnisse finden sich in den Tabelle A7 bis A10 im Anhang.

Die Ergebnisse unserer Kointegrationstests bestätigen im Wesentlichen die stilisierten Fakten für den Euroraum: Vermögenspreise können (zeitweise) einem anderen Trend unterliegen als gesamtwirtschaftliche Preise. Nur für den BIP-Deflator und die Preise für Neubauten in Westdeutschland können wir die Nullhypothese keiner Kointegration auf den üblichen Signifikanzniveaus ablehnen. Für alle drei anderen Spezifikationen gelingt uns dies nicht. Falls geldpolitisch befeuerte Immobilienpreissteigerungen die Konsumnachfrage beflügeln und auf diese Weise durch Bilanz- und Kreditkanaleffekte die aggregierte Nachfrage und nach Durchlaufen des gesamten geldpolitischen Transmissionsprozesses schließlich auch die gesamtwirtschaftliche Inflation anregen sollten, wird dies wegen des teils stark beschränkten Stützzeitraums, den langen Wirkungsverzögerungen und den überlagernden zwischenzeitlich eintretenden neuen Schocks (noch) nicht hinreichend erfasst. Dieses Ergebnismuster hat auch Bestand, wenn wir (a) von der Aufnahme eines deterministischen Trends in die Testgleichung absehen und (b) statt des BIP-Deflators die Konsumentenpreise verwenden.

Die Robustheit unserer Basis-Spezifikation wird von uns schließlich noch durch ein erweitertes VAR-Fehlerkorrekturmodell unter Berücksichtigung zusätzlicher Variablen (VECM) überprüft. Um die Beziehung zwischen Geld- und Immobilienmarkt empirisch zu erfassen, verwenden wir zunächst wieder ein erweitertes Geldnachfragemodell, bei dem eine Standard-Geldnachfragefunktion durch Variablen, welche die Entwicklungen auf dem Immobilienmarkt beschreiben (Immobilienpreise, Immobilienvermögen), ergänzt wird. Das so genannte „Choleski ordering“ entspricht dem herkömmlichen Verfahren bei der Schätzung von gesamtwirtschaftlichen Geldnachfragefunktionen. Die unterstellte Wirkungskette lautet in unserem Fall: Reale Geldmenge oder Immobilienkreditvolumen => Reales BIP => Langfristiger Zinssatz => Immobilienpreise. Die empirischen Ergebnisse erwiesen sich als robust gegenüber beliebigen Änderungen des „Ordering“. Der Schätzzeitraum erstreckt sich wiederum auf die Periode 1992Q2 bis 2006Q4.

Bei der Darstellung der Schätzergebnisse differenzieren wir zwischen Schocks der realen Geldmenge und des Immobilienkreditvolumens. Wir beginnen dabei mit den geschätzten Impuls-Antwortfolgen für westdeutsche Wiederverkaufspreise (Abbildungen 64 und 65) und setzen unsere Darstel

lung dann mit den Impuls-Antwortfolgen unter Zugrundelegung westdeutscher Neubaupreise (Abbildungen 66 und 67) fort.

Abbildung 64

Impuls-Antwortfolgen von Geldmengenschocks (reale Geldmenge M3 und westdeutsche Wiederverkaufspreise)

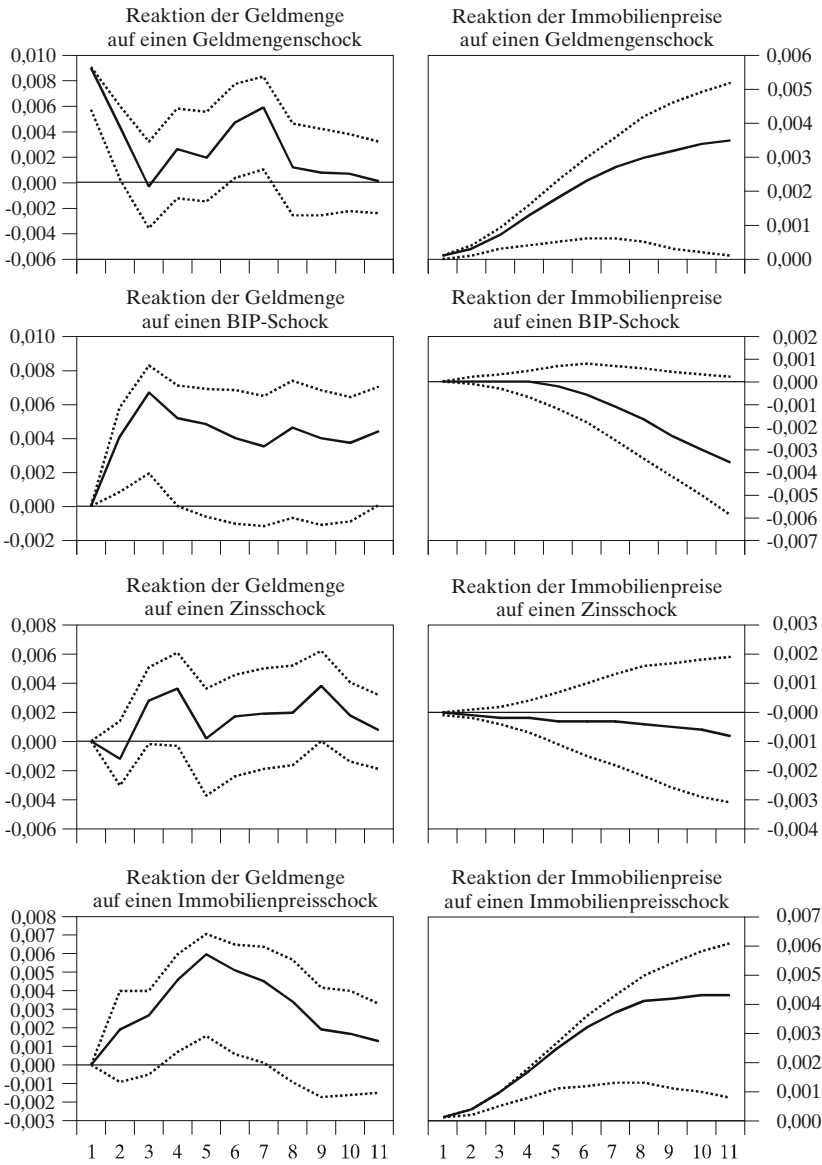


Abbildung 65

Impuls-Antwortfolgen von Schocks des Immobilienkreditvolumens (westdeutsche Wiederverkaufspreise)

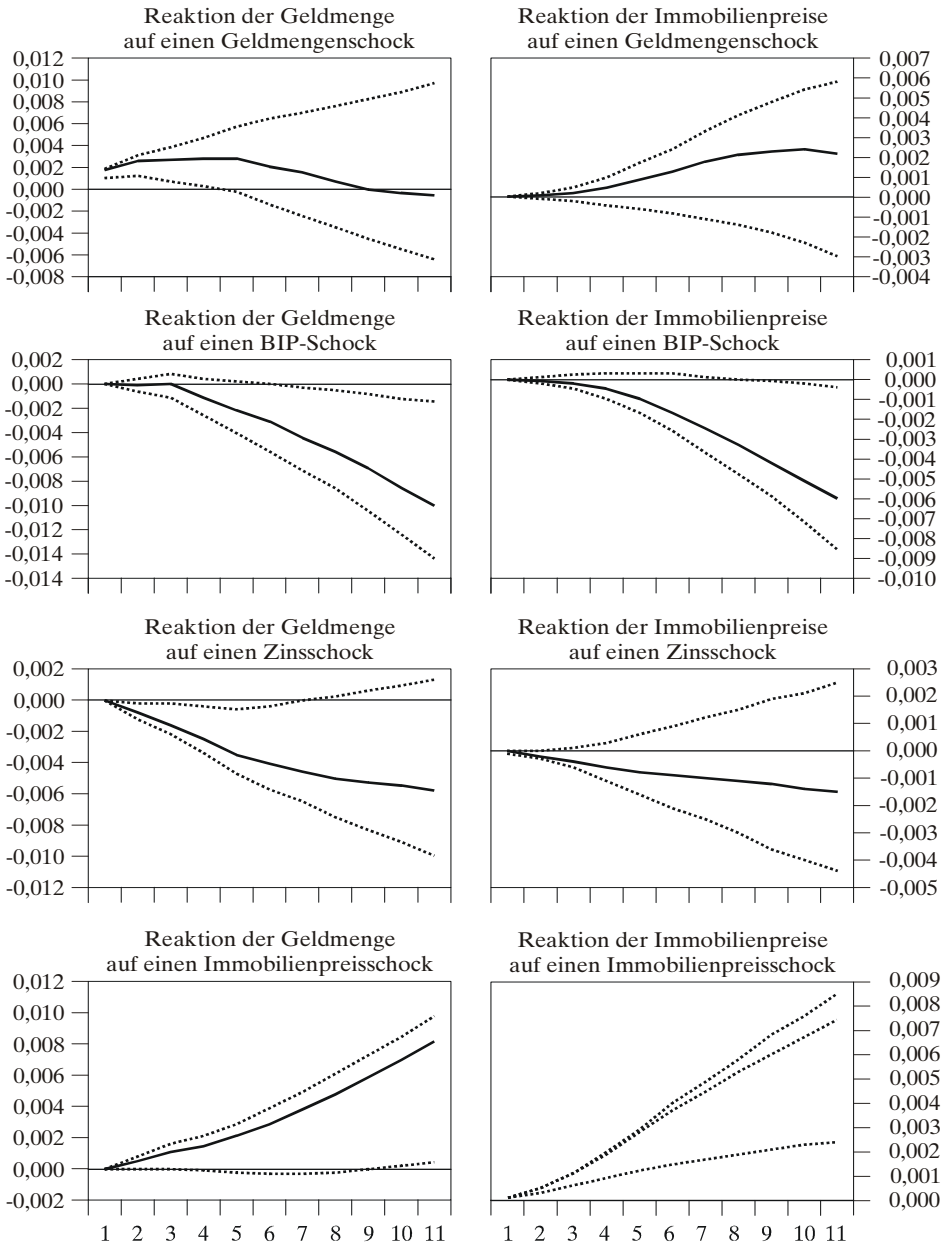


Abbildung 66

Impuls-Antwortfolgen von Geldmengenschocks (reale Geldmenge M3 und westdeutsche Neubaupreise)

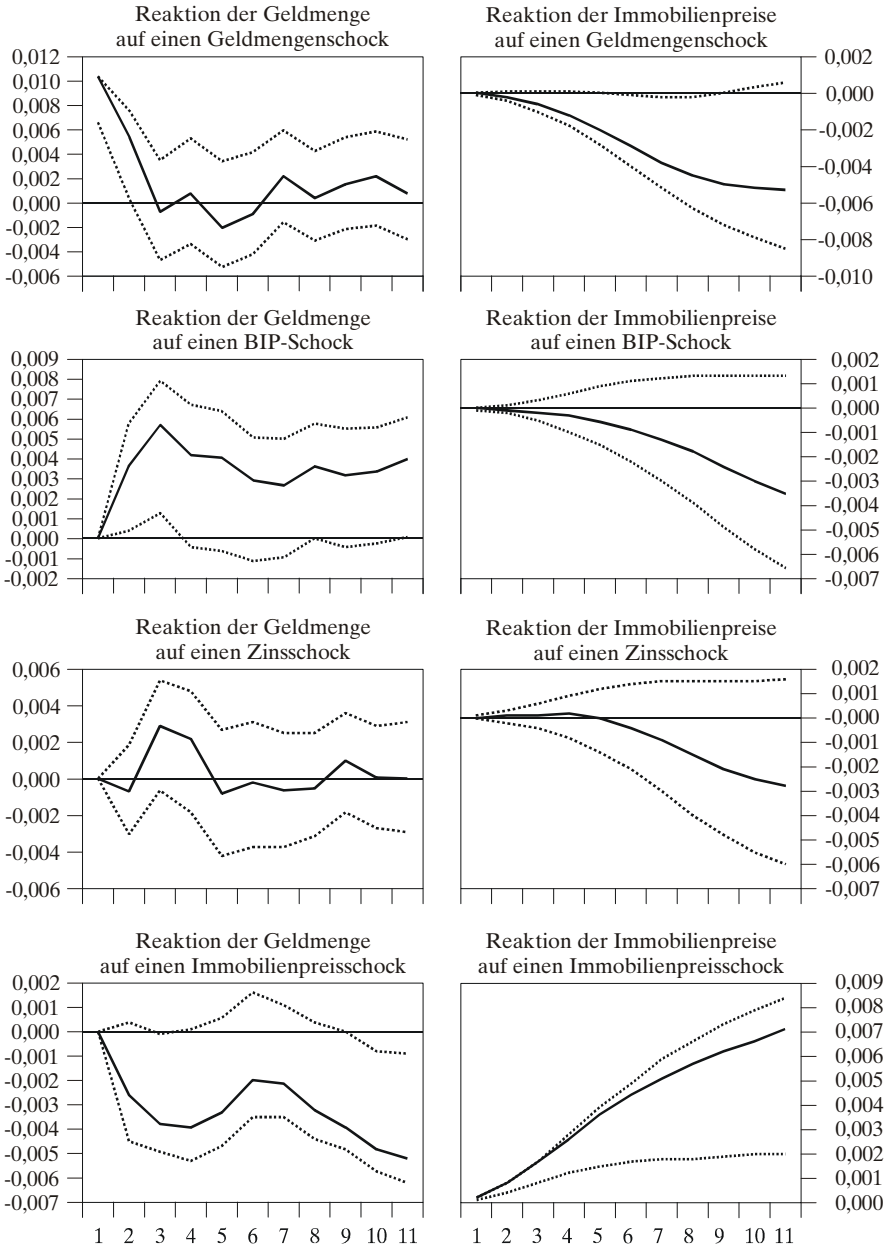
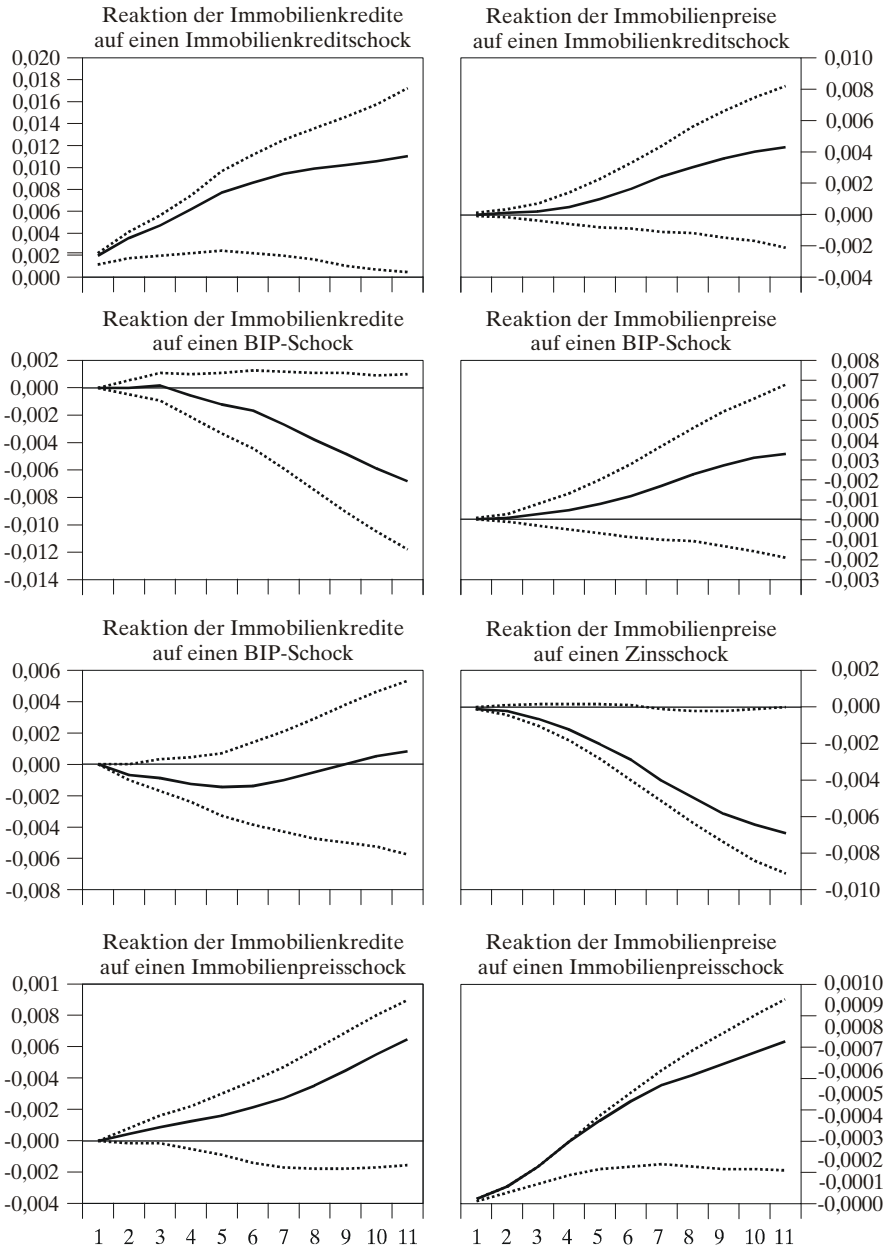


Abbildung 67

Impuls-Antwortfolgen von Schocks des Immobilienkreditvolumens (westdeutsche Neubaupreise)



Wir beginnen in Abbildung 64 zunächst mit einer grafischen Darstellung der geschätzten Impuls-Antwortfolgen von Schocks der realen Geldmenge M3 unter Berücksichtigung der westdeutschen Wiederverkaufspreise.

Insbesondere der positive Einfluss eines Geldmengenschocks auf die westdeutschen Immobilien-Wiederverkaufspreise (erste Abbildung, zweite Zeile) entspricht den zuvor erzielten Ergebnissen. In Abbildung 65 werden nun die Ergebnisse unserer VECM-Schätzungen für westdeutsche Wiederverkaufspreise unter Verwendung des Immobilienkreditvolumens statt der realen Geldmenge dargestellt.

Hervorzuheben ist hier vor allem der positive Effekt eines positiven Schocks des Immobilienkreditvolumens auf die Immobilienpreise (erste Abbildung, zweite Zeile). Wir wenden unsere Aufmerksamkeit nun den Spezifikationen mit den westdeutschen Neubaupreisen zu. Die Abbildung 66 betrifft die Impuls-Antwortfolgen von Geldmengenschocks (reale Geldmenge M3 und westdeutsche Neubaupreise).

Nicht den Erwartungen entsprechend ist der Effekt eines positiven Schocks der Geldmenge auf die Immobilienpreise, da er in diesem Fall negativ ist. Im Folgenden werden nun die Ergebnisse unserer VECM-Schätzungen für westdeutsche Neubaupreise unter Verwendung des Immobilienkreditvolumens statt der realen Geldmenge dargestellt.

Den Erwartungen entsprechend stellt sich nunmehr wieder ein betragsmäßig positiver Effekt eines positiven Schocks des Immobilienkreditvolumens auf die Immobilienpreise ein. Für gesamtdeutsche Immobilienpreise und deshalb zwangsläufig kürzerem Zeitraum ist die (hier nicht dargestellte) Evidenz zudem – wie schon im Rahmen der ARDL-Schätzungen – viel weniger eindeutig.

Die in diesem Abschnitt vorgenommene empirische Untersuchung findet gewisse Evidenz für einen positiven Effekt expansiver Geld- und Kreditpolitik auf die Entwicklung der Immobilienpreise gerade in Westdeutschland. Spillovers auf die gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung lassen sich aber nur dann etablieren, wenn man statt der auf Deutschland entfallenden Liquidität globale Liquiditätsmaße verwendet. Dies zeigt die Studie von Belke/Orth (2007) deutlich. Deshalb ergeben sich aus unseren empirischen Ergebnissen für Deutschland nur insoweit mittelbare wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen, als man Deutschland als ein gewichtiges Land des Euroraums ansieht, das etwa ein Drittel des BIP des gemeinsamen Währungsraums und des so genannten Aggregats ausmacht, an dem die EZB ihre geldpolitischen Entscheidungen orientiert. Für diesen Anteil konnte die Hypothese nicht abgelehnt werden, dass überschüssige Liquidität die Immobilienpreise treibt. Möchte man zu grundsätzlicheren wirtschaftspoliti-

schen Implikationen kommen, wären die Ursachen des Anstiegs der globalen Überschussliquidität genauer zu analysieren. Handelt es sich hier wie von Ben Bernanke vermutet um die Auswirkungen des „world savings glut“ oder – wie es die Untersuchungen in diesem Abschnitt und bei Belke/Orth (2007) nahe legen – eher um ein durch eine zu expansive Geld- und Kreditpolitik verursachtes „world liquidity glut“?

Die inhaltliche Begründung für die nicht ganz einheitlichen Ergebnisse – u.a. mehr Evidenz für die längeren westdeutschen Zeitreihen – lässt sich auch in einigen institutionellen Spezifitäten des deutschen Immobilienmarktes finden. Die Geldpolitik schenkt den Immobilienmärkten zunehmend Aufmerksamkeit, weil immer deutlicher wird, dass sich die Immobilienpreise maßgeblich auf den Konsum auswirken können (Goodhart, Hoffmann 2007, Greiber, Setzer 2007). Ein wichtiges Bindeglied zwischen der Geldpolitik und den Immobilienpreisen stellen die Hypothekmärkte dar. Dabei dürfte die Wahl der Zinsbindung einen erheblichen Einfluss auf die Zinsreagibilität der Hauspreise haben – und damit auch auf die Reaktion der Immobilienpreise auf die reale Geldmenge und das Immobilienkreditvolumen.

In Ländern wie Deutschland, wo Hypothekendarlehen mit festen Zinsen dominieren, sollten die Immobilienpreise in der Regel wesentlich schwächer auf geldpolitische Impulse reagieren als beispielsweise im Vereinigten Königreich, wo klassischerweise Darlehen mit variablem Zins vergeben werden. Umso bemerkenswerter sind die in diesem Abschnitt erzielten empirischen Ergebnisse. Darüber hinaus zeigt das Beispiel der USA, dass eine höhere Produktvielfalt im Bereich der Immobilienfinanzierung gesamtwirtschaftliche Vorteile verspricht, weil die Entscheidungen der Haushalte zu einer Dämpfung von Abschwüngen und einer Stärkung von Aufschwüngen beitragen (Jäger, Voigtländer 2006).

9. Wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen

9.1 Geldpolitische Reaktionen auf Preisschocks

Unter Ökonomen herrscht weithin Konsens darüber, dass auf mittlere bis lange Sicht die Höhe der Inflationsrate von der Ausgestaltung der Geldordnung und der Geldpolitik determiniert wird. In modernen Volkswirtschaften ist daher in erster Linie den Notenbanken die Aufgabe zugewiesen worden, für die Einhaltung des Ziels der Preisniveaustabilität zu sorgen. Dies gilt in besonderem Maße für die Europäische Zentralbank. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie sind kompatibel mit dieser Rollenzuweisung. Die Frage, wie Notenbanken auf Preisschocks reagieren sollten, wird in der Literatur ausführlich diskutiert und daher im folgenden mit Blick auf die von uns untersuchten Schocks nur kurz skizziert.

Ölpreisschocks führen zu einem Anstieg der Preise und dämpfen die realwirtschaftliche Aktivität. Da die meisten Notenbanken dem Inflationsziel gegenüber der realwirtschaftlichen Stabilisierung einen Vorrang einräumen, sollten Ölpreisschocks von Zinserhöhungen begleitet werden, so dass die inflationären Impulse des Schocks reduziert werden. Dass dies bei den vergangenen Ölpreisschocks der Fall war, zeigen auch die Ergebnisse dieses Gutachtens. Damit nimmt die Geldpolitik allerdings im Interesse der Geldwertstabilität die dämpfenden realwirtschaftlichen Effekte des Schocks in Kauf, wie auch Bernanke, Gertler und Watson (1996) in ihrer Studie argumentieren.

Durch die zunehmende Offenheit der deutschen Volkswirtschaft dürften andere internationale Faktoren für die kurzfristige Entwicklung der Inflationsrate an Bedeutung gewonnen haben. Wie die Abschnitte zu den Wechselkursschocks und der Globalisierung zeigen, müssen dabei aber zwei Effekte voneinander getrennt werden. Der erste Effekt auf die Preisentwicklung geht von den Wechselkursschwankungen aus. Grundsätzlich haben die Notenbanken die Möglichkeit in dem Devisenmarkt zu intervenieren, um größere Auf- und Abwertung zu vermeiden. Vor der Einführung der Währungsunion waren die Notenbanken des Europäischen Währungssystems dazu verpflichtet. In einem System flexibler Wechselkurse ist die Wirksamkeit von Devisenmarktinterventionen dagegen umstritten. Nicht zuletzt deshalb dürfte die Europäische Zentralbank lediglich in der Phase der starken Euro-Abwertung direkt nach der Euroeinführung solche Interventionen durchgeführt haben.

Unabhängig von der Frage, ob Notenbanken im Devisenmarkt intervenieren sollten, zeigen die Ergebnisse des Gutachtens, dass Wechselkursschocks bis zu den Verbraucherpreisen durchwirken. Dies bedeutet, dass eine Aufwertung der heimischen Währung die Preissteigerungsrate reduziert und somit eine weniger restriktive Geldpolitik ermöglicht. Wie die Zinsreaktionen der Notenbank auf die Wechselkursschocks zeigen, führt ein positiver Wechselkursschock auch tatsächlich zu einer Senkung des Kurzfristzinses.

Der zweite Effekt steht im Zusammenhang mit der Globalisierung und ist eher mittelfristiger Natur. Durch die zunehmende Arbeitsteilung werden vermehrt Vor- und Endprodukte nach Deutschland importiert. Da viele dieser Produkte im Ausland günstiger hergestellt werden können als in Deutschland, ist bei vielen ihnen ein fallender Preistrend zu beobachten. Dies könnte dazu beigetragen haben, dass die EZB ihre Sätze relativ niedrig gehalten hat und die Zinsen im Euroraum seit längerer Zeit ebenfalls einen fallenden Trend aufweisen.

Spätestens seit dem Platzen der New Economy-Blase im Jahr 2000 wird die Rolle der Geldpolitik mit Blick auf die Entwicklung der Preise bei Vermögengütern intensiv diskutiert. Allerdings gibt es keinen Konsens, wie die Geldpolitik auf Vermögenspreisbewegungen reagieren bzw. diese in ihr Handeln einbeziehen soll. So wird argumentiert, dass, wenn es Ziel der Geldpolitik ist, den Geldwert stabil zu halten, sie die Entwicklung der Vermögenspreise und speziell der Immobilienpreise künftig nicht (mehr) vernachlässigen kann. Denn Preisstabilität ist nur gewährleistet, wenn das gesamtwirtschaftliche Preisniveau – die Preise für Vermögensgüter eingeschlossen – im Zeitablauf stabil bleibt. Wenn sich die Konsumgüterpreisinflation und die Inflation der Vermögenspreise im Zeitablauf – wie auch in diesem Abschnitt gezeigt – unterschiedlich verhalten (d. h., wenn sie nicht kointegriert sind), ist die Forderung an die Geldpolitik zu erheben, bei der Zielerreichung und/oder in ihrer Strategie zu berücksichtigen.

Dagegen wird argumentiert, dass es sehr schwierig ist, eine Vermögenspreisblase frühzeitig zu identifizieren, so dass ihre frühzeitige Bekämpfung sehr schwierig ist. Daraus wird der pragmatische Schluss gezogen, dass die Geldpolitik lediglich die Folgen des Platzens einer solchen Blase abmildern sollte. Gegen eine direkte Einbeziehung von Vermögenspreisen in die Zielfunktion der Notenbank wird eingewendet, dass dieses Konzept mit erheblichen Bewertungs- und Abgrenzungsproblemen verbunden sei. Es sei daher nur eine indirekte Berücksichtigung möglich.

Unstrittig dagegen dürfte sein, dass ein Crash der Vermögenspreise, besonders in Gestalt einer platzenden Immobilienpreisblase, in der Regel mit einer ökonomischen Dynamik verbunden ist, welche auch die Preisstabilität gefährdet. Wie in der aktuellen Subprime-Krise zu sehen, kann das Platzen

der Blase zu einem schlagartigen Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage führen. Hierdurch steigt das Risiko einer Deflation. Dies geschieht sowohl durch direkte Vermögenseffekte als auch – falls die Stabilität des Finanzsektor berührt wird – sogar durch einen von Ben Bernanke schon früher so bezeichneten „Credit Crunch“. Eine der wichtigsten Herausforderungen für die europäische Geldpolitik besteht folglich darin, die Bedeutung der Vermögenspreise – und dabei insbesondere der Immobilienpreise – im Rahmen der Veränderungen des gesamtwirtschaftlichen Preisniveaus und der Kaufkraft des Geldes besser zu verstehen und die geldpolitische Strategie danach auszurichten.

9.2 Konsequenzen für die nationale Wirtschaftspolitik

Auch wenn der Geldpolitik bei der Kontrolle der Inflation insbesondere auf mittlere bis lange Sicht die zentrale Bedeutung zukommt, so stellt sich zumal in einer Währungsunion die Frage, welche Möglichkeiten in der kurzen bis mittleren Frist die nationalen Politikbereiche haben, auf die Inflationsentwicklung einzuwirken. Nicht zuletzt die Europäische Zentralbank betont dabei die Bedeutung der Lohnpolitik für die Preisentwicklung. Da in Deutschland die Tarifparteien die wichtigsten Akteure bei der Lohnsetzung sind, ist hier der Einfluss der Wirtschaftspolitik aber begrenzt. Für die nationale Wirtschaftspolitik kommen nur zwei wesentliche Instrumente in Betracht, mit denen sie die Effekte von Preisschocks auf das Wirtschaftsgeschehen beeinflussen kann.

Zunächst ist an Steuern wie die Mehrwertsteuer und einzelne Verbrauchsteuern zu denken, da sie einen direkten Effekt auf den Preis eines Gutes haben, wie die Analyse der Mehrwertsteuererhöhungen in diesem Gutachten belegt. Daraus ergibt sich die Schlussfolgerung, dass bei einer geplanten Mehrwertsteuererhöhung das inflationäre Umfeld berücksichtigt werden sollte. Der Preiseffekt durch eine Mehrwertsteuererhöhung stellt zwar an sich keine dauerhafte Inflationsbeschleunigung dar, da es sich um einen sehr kurzfristigen Effekt handelt. Allerdings könnte der Preiseffekt dazu beitragen, dass sich bei bereits relativ hohen Inflationsraten die Wahrscheinlichkeit von Zweitrundeneffekten erhöht.

Ein weiteres Beispiel in diesem Zusammenhang ist die Mineralölsteuer und die Ökosteuer. Zu Beginn des jüngsten Ölpreisanstiegs wurde die Forderung erhoben, den Anstieg der Benzinpreise durch eine Senkung der Mineralölsteuer zu begrenzen und so die Belastung der privaten Haushalte zu verringern. Gegen einen solchen Vorschlag sprechen zunächst die üblichen Argumente gegen diskretionäre Maßnahmen. Wenn es sich bei einem Ölpreisanstieg um einen vorübergehenden Schock handelt, dürfte die Zeitspanne bis zur Umsetzung der Maßnahme zu lang sein, um gezielt den An-

stieg der Benzinpreise zu begrenzen. Handelt es sich bei dem Ölpreisanstieg dagegen um ein längerfristiges Phänomen, beispielsweise durch einen Anstieg der weltweiten Ölnachfrage, wie es gegenwärtig zumindest zum Teil der Fall zu sein scheint, dann würde dies der ursprünglichen Zielsetzung der Ökosteuer, wie der Internalisierung externer Effekte, entgegenlaufen. Ein permanenter Anstieg der Ölpreise, der nachfragegetrieben ist, spiegelt ja gerade die Knappheitsverhältnisse für Öl wieder. Eine Senkung der Steuersätze würde in diesem Fall die zusätzlichen Anreize zur Substitution von Öl durch andere Stoffe und zur Erhöhung der Energieeffizienz reduzieren. In beiden Fällen würde eine Senkung der Mineralöl- oder Ökosteuer anderen Zielen der Wirtschaftspolitik entgegenlaufen.

Eine eher mittelfristige Strategie, das Durchwirken von Preisschocks auf die Verbraucherpreise auf nationaler Ebene zu beeinflussen, könnte darin bestehen, den Wettbewerb auf einzelnen Märkten zu erhöhen. Empirische Studien über den Zusammenhang von Marktstruktur und Preissetzungsverhalten von Unternehmen kommen zu dem Ergebnis, dass die Wettbewerbssituation auf einem Produktmarkt einen deutlichen Einfluss hat (z.B. Weiss 1994, Stahl 2005). So ist das Resultat einer neueren Studie (Stahl 2005), die sich auf deutsche Daten aus einer Unternehmensbefragung stützt, dass Unternehmen bei der Preissetzung die Preise ihrer wichtigsten Konkurrenten berücksichtigen. Darüber hinaus verfolgen die Unternehmen nach danach eine Art Mark-up Preissetzung, so dass sie die Preise dann ändern, wenn sich ihre Produktionskosten verändern. Allerdings verhalten sich die Unternehmen asymmetrisch, da sie stärker auf Kostenerhöhungen als auf Kostensenkungen reagieren, insbesondere auch von Rohstoffen und Vorprodukten. Gleichzeitig reagieren die Unternehmen auch stärker, wenn Konkurrenten ihre Preise senken als wenn sie die Preise erhöhen. Insgesamt kommt der Autor zu dem Schluss, dass kein Ansatz allein das Preissetzungsverhalten erklären kann.

Die in diesem Gutachten vorgenommenen Analysen der Effekte von Preisschocks auf Branchenebene zeigen, dass die Branchen auf die jeweiligen Schocks in unterschiedlichem Maße reagieren. Insgesamt stimmen die Ergebnisse in vielen Aspekten mit den Ergebnissen von Stahl überein. So deuten unsere Resultate zu den Ölpreisschocks darauf hin, dass insbesondere in den Branchen die Preise angehoben werden, die von dem positiven Kostenschock betroffen sind. Dabei scheint allerdings die Wettbewerbsintensität in der Branche keine direkte Rolle zu spielen. Da es sich bei einer Aufwertung um eine Kostensenkung aus Sicht der Unternehmen handelt, verwundert es nicht, dass sich für viele Branchen keine signifikanten Effekte bei den Preisen finden lassen. Immerhin deuten die Branchenergebnisse zu den Effekten der Globalisierung bei aller gebotenen Vorsicht bei der Interpretation wohl darauf hin, dass der zunehmende internationale Wettbewerb den

Preisaufrieb gedämpft hat, da sich insbesondere Effekte bei den handelbaren Gütern zeigten. Die Mehrwertsteuererhöhungen stellen in diesem Zusammenhang eine Besonderheit dar, da die meisten Verbraucherpreise davon direkt betroffen sind. Umso überraschender ist es daher, dass sich nur für wenige Güterpreisgruppen signifikante Effekte identifizieren lassen. Auffällig ist allerdings, dass die Preise für Fahrzeuge in allen drei Fällen signifikant angehoben wurden. Da in den Bereichen Gaststätten (mit Ausnahme der Mehrwertsteuererhöhung von 1998) und Körperpflege sich signifikante Effekte von Preissteigerungen zeigen, lässt dies den Schluss zu, dass die Preisüberwälzung bei den Dienstleistungen, also im nicht-handelbaren Bereich, besonders ausgeprägt ist. Die deutet ebenfalls darauf hin, dass der (internationale) Wettbewerb einen Einfluss auf die Preissetzung hat.

10. Zusammenfassung

Die deutsche Volkswirtschaft ist wiederkehrend Preisschocks ausgesetzt. Wie die Vergangenheit gezeigt hat, können Preisschocks auf internationalen Märkten entstehen und auf das inländische Preisniveau durchwirken. Prominentestes Beispiel hierfür sind Ölpreisschocks, aber auch deutliche Änderungen des Wechselkurses spielen eine zunehmende Rolle für die Verbraucherpreisentwicklung in Deutschland. Neben diesen kurzfristig auftretenden Schocks hat eine weitere Entwicklung zunehmende Bedeutung für die inländische Preisentwicklung, die mit dem Schlagwort „Globalisierung“ bezeichnet wird. Darunter wird verstanden, dass durch die zunehmende internationale Arbeitsteilung, die mit einer Intensivierung des internationalen Wettbewerbs einhergeht, die Preiserhöhungsspielräume auch in Deutschland eingeschränkt werden. Diese eher langfristige Entwicklung ist zwar nicht als Schock zu bezeichnen. Die Ergebnisse des vorliegenden Gutachtens belegen aber, dass die Effekte der Globalisierung bei der Analyse der Preisniveaumentwicklung in Deutschland berücksichtigt werden sollten.

Neben den internationalen Einflüssen auf das deutsche Preisniveau sind aber auch binnenwirtschaftliche Faktoren von Bedeutung. Zunächst ist dabei an die jüngsten Erhöhungen des Mehrwertsteuerregelsatzes zu denken. Darüber hinaus könnten aber auch andere Sonderentwicklungen, wie z.B. der seit Jahren nur schwache Anstieg der Immobilienpreise, merkliche Effekte auf die deutschen Verbraucherpreise gehabt haben.

Die Bedeutung verschiedener Preisschocks auf die Preisentwicklung in Deutschland wurde in dem vorliegenden Gutachten empirisch untersucht. Zur Vorbereitung der empirischen Analyse wurden die Schocks mit Hilfe von Erklärungsansätzen aus der ökonomischen Theorie systematisiert. Dabei wurde zunächst deutlich, dass es sich bei den untersuchten Schocks mit

Ausnahme der Globalisierung um kurzfristige Einflüsse auf die Preisentwicklung handelt, da mittel- bis langfristig monetäre Größen, wie die Geldmenge, dominieren. Unterteilt man die kurzfristigen Einflüsse in angebots- und nachfrageseitige Faktoren, kommt man zu dem Ergebnis, dass es sich bei den Ölpreis- und Wechselkursschocks und den Mehrwertsteuererhöhungen in erster Linie um Kostenschocks, also um angebotsseitige Faktoren handelt.

Um die Effekte auf das Preisniveau sowie die preislichen Effekte in ausgewählten Branchen zu ermitteln, werden verschiedene Varianten von VAR-Modellen geschätzt und Impuls-Antwortfolgen bzw. dynamische Multiplikatoren berechnet. Die Auswahl der jeweiligen Modellvariante richtet sich nach der Fragestellung und den Eigenschaften der verwendeten Daten.

Die Analyse der Ölpreisschocks konzentriert sich auf die größeren Ölpreisschocks seit Mitte der Siebzigerjahre. Im Rahmen dieser Untersuchung finden sich signifikante Effekte auf die Preisvariablen sowohl für den realen Ölpreis in Euro wie auch für den nominalen Ölpreis in Dollar. Die Preisreaktionen zeigen sehr deutlich wie der Ölpreisschock durch die Preiskette wirkt. Die Importpreise reagieren unmittelbar auf den Schock mit einem kräftigen Anstieg. Die Erzeugerpreise reagieren verzögert und erreichen den stärksten Anstieg im vierten Quartal nach dem Schock. Die Verbraucherpreise steigen ebenfalls unmittelbar nach dem Schock stärker beschleunigen sich aber nochmals im vierten Quartal. Dagegen finden sich kaum signifikante Effekte für die realen Variablen. Lediglich die Exporte weisen eine positive Reaktion im ersten Quartal nach einem Ölpreisschock auf. Ein Rückgang der Importe stellt sich dagegen nur nach einem Anstieg des nominalen Ölpreises mit einer Verzögerung von sieben Quartalen ein. Die Ergebnisse auf Branchenebene zeigen, dass die Preise in Branchen am stärksten auf einen Ölpreisschock reagieren, in denen Rohöl ein wichtiger Rohstoff für die Produktion ist. Dem entsprechend reagieren die Preise für Heizöl und Benzin am stärksten auf einen Schock, während bei der chemischen nur positive Preiseffekte bei den Import- und den Erzeugerpreisen festzustellen sind. In den übrigen Branchen fanden sich keine signifikanten Effekte. In der Kraftfahrzeugindustrie sinken die Verbraucherpreise.

Für Schocks beider Wechselkursvariablen ergeben sich deutliche Effekte auf die Preisvariablen. Der Importpreisanstieg geht unmittelbar nach dem Schock deutlich zurück. Die Erzeugerpreise wie auch die Verbraucherpreise reagieren mit Verzögerung und nur abgeschwächt auf den Schock. Die realwirtschaftlichen Größen reagieren im Rahmen dieser Untersuchung nur schwach auf einen Wechselkursschock. In beiden Varianten zeigt sich ein positiver Effekt des privaten Konsums und der Exportanstieg geht zurück. Für das Bruttoinlandsprodukt findet sich nur bei einem Schock des Euro-

Dollar-Wechselkurses ein signifikant negativer Effekt, der in etwa die Größenordnung hat, die auch der Sachverständigenrat in einer vergleichbaren Studie findet (SVR 2004). Die Importe und die Investitionen reagieren nicht signifikant auf einen Wechselkursschock.

Auf Branchenebene lassen sich nur wenige signifikante Ergebnisse finden. Die deutlichsten Effekte zeigen sich in der Mineralölindustrie, da hier Import-, Erzeuger- und Verbraucherpreise mit Rückgängen des Preisanstiegs auf einen Schock reagieren. Auch in der Bekleidungsindustrie finden sich Effekte bei allen drei Preisindizes aber die Effekte sind deutlich schwächer. Beim Maschinenbau reagieren nur die Importpreise auf einen Wechselkursschock. Zusammengenommen deutet dies darauf hin, dass der Anteil an importierten Vorprodukten eine erhebliche Bedeutung für die Weitergabe von Wechselkursschocks besitzt.

Als ein mittelfristiger Einflussfaktor auf die Preisentwicklung in Deutschland wurden die Effekte der Globalisierung untersucht. Fasst man die gesamtwirtschaftlichen Effekte der Globalisierung zusammen, dann zeigen sich deutlich dämpfende Effekte auf den Verbraucherpreisanstieg in Deutschland. Dagegen konnten keine signifikanten Effekte auf das Bruttoinlandsprodukt identifiziert werden. Eine Aufschlüsselung der Effekte nach Branchen zeigt, dass vor allem der Preisanstieg bei handelbaren Gütern gedämpft wurde. Insgesamt sind die Ergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren, da als Maße für die Globalisierung nur die Importquote und der Offenheitsgrad zur Verfügung standen. Diese Indikatoren bilden nicht das volle Ausmaß der Globalisierung ab.

Zusätzlich zu den Schocks aus dem internationalen Umfeld wurden die Effekte der Mehrwertsteuererhöhungen in Deutschland analysiert. Dazu wurden die Mehrwertsteuererhöhungen der Jahre 1993, 1998 und 2007 herangezogen. Dabei zeigt sich, dass die Effekte der drei Maßnahmen zum Teil sehr unterschiedlich waren. Auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene lassen sich für die Mehrwertsteuererhöhung 1993 am ehesten die erwarteten Effekte ermitteln. So ergeben sich 1993 ein deutlicher Rückgang des privaten Konsums und des Bruttoinlandsprodukts und ein Anstieg der Verbraucherpreise. Für die Mehrwertsteuererhöhung 2007 sind nur der Rückgang des privaten Konsums und der Anstieg des Investitions-Deflators signifikant.

Die Analyse der Teilindizes des Verbraucherpreisindexes hat ergeben, dass die Mehrwertsteueranhebungen im Bereich Fahrzeuge zu kräftigen Preisanstiegen geführt haben. Auch in den Bereichen Gaststätten und Körperpflege kam es in zwei von drei Fällen zu signifikanten Preisanstiegen.

Zum Abschluss des empirischen Teils wurde der Zusammenhang zwischen Geldpolitik und Immobilienpreisen analysiert. Die Preisentwicklung bei Immobilien war in Deutschland im internationalen Vergleich in den vergangenen Jahren ausgesprochen schwach. Aufgrund der jüngsten Entwicklungen in den USA ist die Bedeutung der Geldpolitik für die Immobilienpreisentwicklung von besonderem Interesse. Die empirischen Untersuchungen kommen zunächst zu dem Ergebnis, dass es keinen langfristigen Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und den Verbraucherpreisen gibt. Dagegen lässt sich empirische Evidenz dafür finden, dass geldpolitische Schocks einen positiven Effekt auf die Immobilienpreise in Westdeutschland haben.

Für die Wirtschaftspolitik lassen sich aus diesen Ergebnissen eine Reihe von Schlussfolgerungen ziehen. Da das Ziel der Preisniveaustabilität primär den Notenbanken zugeordnet ist, ergeben sich zunächst Konsequenzen für die Geldpolitik. Dabei zeigt sich, dass die Verbraucherpreise bereits sehr kurzfristig auf die meisten hier untersuchten Schocks reagieren. Der Wirkungslag von Zinsänderungen dürfte daher zu lang sein, um damit auf diese Schocks reagieren zu können. Nur die Effekte der Globalisierung dürften es den Notenbanken ermöglicht haben, die Zinsen auf einem niedrigeren Niveau zu belassen.

Der nationalen Wirtschaftspolitik stehen im Wesentlichen zwei Möglichkeiten auf die Preisentwicklung einzuwirken zur Verfügung. Kurzfristig kann versucht werden, durch Änderung der Steuersätze die Preisentwicklung zu beeinflussen. Dies ist beispielsweise bei dem jüngsten Ölpreisanstieg mit Blick auf die Mineralöl- und die Ökosteuer gefordert worden. Allerdings ist auch hier zu bedenken, dass die Effekte solcher Maßnahmen durch die Entscheidungs- und Wirkungslags unsicher sind. Darüber hinaus würde eine Senkung der Ökosteuer dem Ziel, alternative Energieträger attraktiver zu machen, entgegen laufen.

Während die kurzfristigen Handlungsmöglichkeiten der Wirtschaftspolitik auf Preisschocks zu reagieren somit als sehr begrenzt anzusehen sind, erscheint umso wichtiger, auf mittlere bis längere Sicht durch Strukturreformen die Anpassungsfähigkeit der Wirtschaft zu verbessern. Diese müssen mit dem Ziel durchgeführt werden, die Wettbewerbsintensität auf den Produkt- und Faktormärkten zu erhöhen, um so die Preise flexibler zu machen. Die Ergebnisse dieses Gutachtens aber auch die anderer empirischer Studien deuten darauf hin, dass die Wettbewerbsintensität ein wesentlicher Faktor bei der Preis Anpassung der Unternehmen ist. Denn die Output- und Beschäftigungswirkungen sowie die Preisniveaueffekte von Preisschocks sind quantitativ umso geringer und umso weniger dauerhaft je flexibler die Preise und je anpassungsfähiger damit die Wirtschaft ist. Durch die hetero-

gene Struktur der Branchen, die der vorliegenden empirischen Studie zugrunde liegen, ist die Aussagefähigkeit der Ergebnisse aber beschränkt. Um den Einfluss der Wettbewerbssituation auf einem Absatzmarkt auf das Preissetzungsverhalten der Unternehmen zu untersuchen, muss wohl auf Unternehmensdaten zurückgegriffen werden.

Literaturverzeichnis

- Adalid, R., C. Detken, (2007), Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles. ECB Working Paper Series No. 732, European Central Bank, Frankfurt a.M.
- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (Arge) (1998), Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 1998. Halle.
- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (Arge) (2007), Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2007. Halle.
- Banerjee, A., J. J. Dolado, R. Mestre, (1998), Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework, *Journal of Time Series Analysis* 19: 267-283.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith und D. F. Hendry (1993), Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford.
- Barsky, R. B. und L. Kilian (2004), Oil and the Macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives* 18: 115-134.
- Bean, C. (2004), Asset Prices, Financial Instability, and Monetary Policy, in: *American Economic Review – Papers and Proceedings* 94: 14-23.
- Belke, A. und D. Gros (2006), Instability of the Eurozone: On Monetary Policy, House Prices und Labor Market Reforms, IZA Discussion Paper No. 2547, Institut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- Belke, A. und W. Orth (2007), Global Excess Liquidity and House Prices: A VAR Analysis for OECD Countries, *Ruhr Economic Papers*, No. 37, Universität Duisburg-Essen, Essen.
- Belke, A. und T. Polleit (2006), Monetary Policy and Dividend Growth in Germany: Long-Run Structural Modelling versus Bounds Testing Approach, *Applied Economics* 38: 1409-1423.
- Belke, A. und T. Polleit (2006a), (How) Do Stock Market Returns React to Monetary Policy? An ARDL Cointegration Analysis for Germany, *Kredit & Kapital* 38: 335-366.
- Belke, A. und T. Polleit (2007), Dividend Yields for Forecasting Stock Market Returns: An ARDL Cointegration Analysis for Germany, *Ekonomia* 9, no. 1, Winter, Special Issue on Macroeconomic Analysis und International Finance.
- Bernanke, B. S. (1986), Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Amsterdam: North-Holland.
- Bernanke, B. S., M. Gertler und M. Watson (1997), Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 91-157.
- Blanchard, O. und J. Gali (2007), The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so Different from the 1970s? NBER Working Paper 13368.

- Blanchard, O. and R. Perotti (2002), An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output, *Quarterly Journal of Economics* XX: 1329-1386.
- Blanchard, O. und D. Quah (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review* 79 (4): 655-673.
- Bode, O., R. Gerke und H. Schellhorn (2006), Die Wirkung fiskalischer Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung Arbeitspapier 01/2006.
- Borio, C. und A. Filardo (2007), Globalisation and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation. BIS Working Papers No. 227. Basel: Bank for International Settlements, Press & Communications.
- Borio, C. und P. Lowe (2002), Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus, BIS Working Paper No 114, Basel.
- Borio, C. und P. Lowe (2004), Securing Sustainable Price Stability: Should Credit Come Back from the Wilderness?, BIS Working Paper No. 157, Basel.
- Breitung, J. (1998), Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet ökonomischer Strukturmodelle: Strukturelle Vektorautoregressionen, In: *Ifo Studien* 44: 371-392.
- Catte, P., N. Girouard, R. Price und C. Undré (2004), Housing Markets, Wealth und the Business Cycle, OECD Economics Department Working Papers, No. 394.
- Checchetti, S. G., P. Hooper, B. C. Kasman, M. L. Schoenholtz und M. W. Watson (2007), Understanding the Evolving Inflation Process. U.S. Monetary Policy Forum 2007 Washington D.C.
- Chen, N., J. Imbs und A. Scott (2004), Competition, Globalization and the Decline of Inflation. CEPR Discussion Paper No. 4695. London: Centre for Economic Policy Research.
- Chirinko, R. S., L. de Haan und E. Sterken (2004), Asset Price Shocks, Real Expenditures, and Financial Structure: A Multi-Country Analysis. De Nederlandsche Bank Working Paper 14. Amsterdam.
- Coenen, G. and Peter McAdam (2006), How do VAT changes affect the economy? An illustration using the New Area-Wide Model. ECB Research Bulletin No 4, April 2006.
- Congdon, T. (2005), Money and Asset Prices in Boom and Bust. London: The Institute of Economic Affairs.
- Dornbusch, R., S. Fischer und P. A. Samuelson (1977), Comparative Advantage, Trade, and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods. *American Economic Review* 67: 823-839.
- Dupor, B., T. Conley, (2004), The Fed Response to Equity Prices and Inflation, *American Economic Review – Papers and Proceedings* 94: 24-32.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum und J. D. M. Fisher (1998), Understanding the effects of a shock to government purchases. NBER Working Paper 6737.
- Égert, B., D. Mihaljek, (2007), Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. CESifo Working Paper Series CESifo Working Paper No. 152, Munich.

- Engle, R. F. und C. W. J. Granger (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55: 251-276.
- European Central Bank (2000), Der nominale und der reale effektive Wechselkurs des Euro, Monatsbericht, April, Frankfurt/Main: 41-51.
- European Central Bank (2002): The Stock Market and Monetary Policy, Monthly Bulletin, February, Frankfurt/Main: 39-52.
- European Central Bank (2006), How Do VAT Changes Affect the Economy? An Illustration Using the New Area-Wide Model. ECB Research Bulletin No.4: 2-5.
- Frondel, M. und C. M. Schmidt (2002), The Capital-Energy Controversy: An Artifact of Cost Shares?, *Energy Journal* 23: 53-79.
- Fuhrer, J. und G. Moore (1995), Inflation Persistence, *The Quarterly Journal of Economics* 110: 127-159.
- Funke, M. (1989), Asset Prices and Real Investment in West Germany: Evidence From Vector Autoregressive Models, *Empirical Economics* 14: 307-328.
- Galí, J. (1999), Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations, *American Economic Review* 89: 249-271.
- Galí, J. und M. Gertler (1999), Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics* 44: 195-222.
- Gerlach, S. und L. E. O. Svensson (2001), Money and inflation in the Euro Area: A case for monetary indicators? Bank for International Settlement Working Papers 98. Basel.
- Goodhart, C. und B. Hoffmann (2007), House Prices and the Macroeconomy – Implications for Banking ND Price Stability, Oxford University Press.
- Gottschalk, J. (2001), An Introduction into SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models, Kiel Working Paper No. 1072.
- Green, S. K. (1999), Die Asienkrise und ihre Bedeutung für die Weltwirtschaftlich. Politische Studien, Heft 366, 50. Jahrgang: 15-23.
- Greiber, C. und R. Setzer (2007), Money and Housing - Evidence for the Euro Area and the US, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies No. 12/2007, Frankfurt a.M.
- Hahn, E. (2003), Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation, ECB Working Paper 243.
- Hahn, E. (2007), The Impact of Exchange Rate Shocks on Sectoral Activity and Prices in the Euro Area, ECB Working Paper 796.
- Hamburg, B., M. Hoffmann J. Keller (2005), Consumption, Wealth and Business Cycles: Why is Germany Different? Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 16/2005, Frankfurt a.M.
- Hamilton, J. D. (1996), This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship, *Journal of Monetary Economics* 38: 215-220.
- Hampton, T. (2001), How much do Import Price Shocks Matter for Consumer Prices?, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper 2001/06.

- Hooker, M. A. (1996), What Happened to the Oil Price Macroeconomy Relationship?, *Journal of Monetary Economics* 38: 195-213.
- International Monetary Fund (2006), *World Economic Outlook April 2006: Globalization and Inflation*. Washington D. C.
- Ito, T. und K. Sato (2006), Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of Exchange Rate Pass-Through. CIRJE Discussion Paper.
- Ito, T., Y. N. Sasaki und K. Sato (2005), Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries. RIETI Discussion Paper Series 05-E-020.
- Jäger, M. und M. Voigtländer (2006), Immobilienfinanzierung - Hypothekenmärkte und ihre gesamtwirtschaftliche Bedeutung, *IW-Analysen* 22, Institut der deutschen Wirtschaft (Hrsg.), Köln.
- Jimenez-Rodriguez, R. und M. Sanchez (2004), Oil price shocks and real GDP growth – Empirical evidence for some OECD countries, *ECB Working Paper* No. 362.
- Jones, D. W., P. N. Leiby und I. K. Paik (2004), Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What Has Been Learned Since 1996. *Energy Journal* 25: 1-32.
- Kamada, K. und N. Irakata (2002), Import Penetration and Consumer Prices. *Bank of Japan Working Paper* 02-1. Tokyo.
- Kauffmann, A. und A. Nastansky (2006), Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes, *Statistische Diskussionsbeiträge* Nr. 22, Universität Potsdam.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock und M. W. Watson (1991), Stochastic Trends and Economic Fluctuations, *American Economic Review* 81: 819-840.
- Kocherlakota, N. und Ch. Phelan (1999), Explaining the Fiscal Theory of the Price Level, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 23: 14-23.
- Kremers, J. J. M., N. E. Ericsson, J. J. Dolado, (1992), The Power of Cointegration Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54: 325-348.
- Labonte, M. (2004), The Effects of Oil Shocks on the Economy: A Review of the Empirical Evidence, *CRS Report for Congress*, The Library of Congress.
- Lee, K. and S. Ni (2002), On the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: A Study using Industry Level Data, *Journal of Monetary Economics* 49: 823-852.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin und Heidelberg.
- MacLennan, D., J. Muellbauer und M. Stephens (1999), Asymmetries in Housing and Financial Market Institutions and EMU, *CEPR Discussion Paper*, 2062.
- McCarthy, J. (1999), Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialised Economies. *Bank for International Settlements Working Papers* 79.
- Meltzer, A. H. (1995), Monetary, Credit and (other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9(4): 49-72.
- Mishkin, F. S. (2007), Housing and the Monetary Transmission Mechanism, *Working Paper* 13518, National Bureau of Economic Research.

- Monopolkommission (1997), Zwölftes Hauptgutachten der Monopolkommission 1996/97. Baden-Baden.
- Morimoto, Y., W. Hirata und R. Kato (2003), Global Disinflation. Bank of Japan Research Paper 13. June 2, 2003. Tokyo.
- Obstfeld, M. und K. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*. Massachusetts: MIT Press.
- OECD (2005), *Measuring Globalisation – OECD Handbook of Globalization Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Pain, N., I. Koske und M. Sollie (2006), *Globalisation and Inflation in the OECD Economies*. OECD Working Papers No. 524. Paris: OECD Publishing.
- Pesaran, M. H. und B. Pesaran, (1997), *Working with Microfit 4.0 – Interactive Econometric Analysis*, Oxford University Press.
- Pesaran, M. H. und Y. Shin (1999), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in: Strom, S., und P. Diamond (eds.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, Cambridge, Cambridge University Press., Manuscript Version 1998.
- Pesaran, M. H., Y. Shin und R. J. Smith (1996), Testing for the Existence of a Long-Run Relationship, DAE Working Paper No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Y. Shin und R. J. Smith (1997), Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1)-Variables, DAE Working Paper No. 9706, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, und R. J. Smith (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, in: Hendry, D. F., und M. H. Pesaran (eds.), *Journal of Applied Econometrics*, Special Issue in Honour of J D Sargan - Studies in Empirical Macroeconometrics, Vol. 16, pp. 289-326.
- Ramey, V. A. und M. D. Shapiro (1997), Costly capital reallocation and the effects of government spending. NBER Working Paper 6283.
- Roffia, B. und A. Zaghini (2007), Excess Money Growth and Inflation Dynamics. ECB Working Paper Series No. 749, European Central Bank, Frankfurt a. M.
- Rogoff, K. (2003), Globalization and Global Disinflation, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, (Q IV): 45–78.
- Romer, C. D. und D. H. Romer (2007), The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a new Measure of Fiscal Shocks, NBER Working Paper 13264.
- Romer, D. (1993), Openness and Inflation: Theory and Evidence, *Quarterly Journal of Economics* 108: 869-903.
- Rumler, F. (2005), Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries. European Central Bank Working Paper Series 496. Frankfurt a. M.
- RWI (2006), Die wirtschaftliche Entwicklung im Ausland und im Inland zur Jahreswende 2005/06, RWI: Konjunkturberichte 57 (1), Essen.

- RWI (2007), Die wirtschaftliche Entwicklung im Ausland und im Inland zur Jahreswende 2006/07, RWI: Konjunkturberichte 58 (1), Essen.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2004), Jahresgutachten: 2004/05: Erfolge im Ausland - Herausforderungen im Inland, Baden-Baden.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2006), Jahresgutachten 2006/07: Widerstreitende Interessen – ungenutzte Chancen, Baden-Baden.
- Schmidt, T. und T. Zimmermann (2005), Effects of Oil Price Shocks on German Business Cycles. RWI Discussion Papers 31. RWI, Essen.
- Shapiro, M. und M. W. Watson (1988), Sources of Business Cycle Fluctuations. NBER Macroeconomics Annual 3: 111-156.
- Sims, C. A. (1981), An Autoregressive Index Model for the U.S. 1948-1975. In J. Kmenta und J. B. Ramsey (ed.), Large-Scale Macro-Econometric Models. Amsterdam: North-Holland, 283-327.
- Sims, C. A. (1986), Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis 10: 2-16.
- Stahl, H. (2005), Price Setting in German Manufacturing: New Evidence from new Survey Data. Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies 43. Frankfurt a. M.
- Stock, J. H. und M. W. Watson (1999), Forecasting Inflation, Journal of Monetary Economics 44: 293-335.
- Ströbele, W. (1987), Rohstoffökonomik. WiSt-Taschenbücher. Wirtschaftswissenschaftliches Studium. Verlag Franz Vahlen, München.
- Tsatsaronis, K. und H. Zhu (2004): What Drives Housing Price Dynamics: Cross Country Evidence, BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, März.
- Weiss, Ch. R. (1994), Market Structure and Pricing Behaviour in Austrian Manufacturing, Empirica 21: 115-131.
- WTRG (2007), Oil Price History and Analysis. WTRG Economics, London. <http://www.wtrg.com/prices.htm>.
- Zimmermann, T. (2005), Efficiency Wages in Germany - New Evidence from Cyclical Regularities. Volkswirtschaftliche Beiträge - Discussion Paper 02-05 (2005). Ruhr-Universität Bochum, Bochum.

Anhang**A1 Unit Root Tests**

Tabelle A1

Gesamtwirtschaftliche Daten

| | 1975:1 2006:4 | | 1975:1 1990:4 | | 1991:1 2006:4 | |
|---------------------------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|
| | Konst., Trend | Konst. | Konst., Trend | Konst. | Konst., Trend | Konst. |
| | Niveau | Diff. | Niveau | Diff. | Niveau | Diff. |
| BIP | -1.63 | -12.47*** | -1.05 | -8.98*** | -1.99 | -10.25*** |
| Exporte | -1.05 | -13.77*** | -2.95 | -10.44*** | -3.7** | -9.38*** |
| Importe | -2.40 | -4.38*** | -0.96 | -2.88** | -2.87 | -8.98*** |
| Investitionen | -2.35 | -4.44*** | -0.99 | -10.5*** | -1.82 | -9.98*** |
| Konsum | -2.42 | -2.65* | -2.41 | -9.61*** | -1.25 | -2.94** |
| Reallöhne | -1.66 | -2.37 | -1.29 | -8.24*** | -2.2 | -3.02** |
| BIP-Deflator | -0.48 | -1.97 | -0.67 | -5.39*** | -2.7 | -3.45** |
| Erzeugerpreise | -2.93 | -3.33** | -1.94 | -3.2** | -0.77 | -4.18*** |
| Export-Deflator | -1.62 | -4.52*** | -0.91 | -2.34 | -4.11*** | -3.47** |
| Import-Deflator | -2.37 | -4.59*** | -1.74 | -3.79*** | -4.9*** | -4.53*** |
| Energiepreise | -1.98 | -3.84*** | -2.31 | -2.25 | -3.77** | -4.23*** |
| Investitions- Deflator | -1.89 | -1.86 | -2.49 | -1.55 | -1.97 | -3.36** |
| Konsum-Deflator | -2.41 | -2.29 | -2.28 | -1.66 | -5.36*** | -5.45*** |
| Ölpreise | -1.98 | -4.32*** | -2.28 | -2.63* | -3.77** | -4.23*** |
| Verbraucherpreise | -2.00 | -2.29 | -2.18 | -1.54 | -3.25* | -1.83 |
| Wechselkurs | -2.55 | -5.13*** | -1.93 | -5.81*** | -2.31 | -2.99** |
| Terms of Trade | -2.44 | -4.54*** | -1.55 | -5.42*** | -2.96 | -4.01*** |
| Kurzfristzins | -3.44* | -6.98*** | -1.89 | -5.44*** | -1.69 | -4.08*** |

Tabelle A2
Unit Root Tests für die Daten zur Globalisierung

| | Niveau | Differenz |
|---------------------------------|---------|-----------|
| Bekleidung, handelbar | -2,15 | -2,42 |
| Bekleidung, nicht handelbar | -3,50** | -3,95** |
| Gesichtspflege, handelbar | -2,37 | -6,79*** |
| Gesichtspflege, nicht handelbar | -1,84 | -7,85*** |
| Freizeit, handelbar | -2,65 | -1,43 |
| Freizeit, nicht handelbar | -1,91 | -6,69*** |
| Andere Waren, handelbar | -3,30* | -2,32 |
| Andere Waren, nicht handelbar | -3,68** | -1,74 |
| Möbel, handelbar | -3,17 | -2,56 |
| Möbel, nicht handelbar | -3,44* | -3,73*** |
| Beherbergung | -3,94** | -5,09*** |
| Importanteil am BIP | -2,56 | -8,66*** |
| Offenheitsgrad | -3,42* | -8,77*** |

Tabelle A3
Immobilienpreise

| | ADF | | Phillips/Perron | | KPSS | |
|---|--------|---------|-----------------|---------|--------|-------|
| | Niveau | Diff. | Niveau | Diff. | Niveau | Diff. |
| BIP | 0,42 | -7,30* | 0,23 | -7,27* | 0,93* | 0,11 |
| Immobilienkredite | -3,50* | -0,67 | -6,27* | -0,52 | 0,88* | 0,87* |
| BIP-Deflator | -1,10 | -10,35* | -1,98 | -10,41* | 0,89* | 0,24 |
| Neubaupreise | -2,19 | -1,75 | -3,50* | -2,05 | 0,35 | 0,25 |
| Wiederverkaufs- preise, West- deutschland | -0,87 | -2,24 | -3,65* | -2,42 | 0,21 | 0,61* |
| Reale Geldmenge | -0,69 | -5,23* | -1,43 | -8,49* | 0,80* | 0,12 |
| Langfristzins | -1,71 | -6,14* | -1,71 | -6,15* | 0,87* | 0,08 |

Tabelle A4

Branchendaten (1995:1 bis 2006:4)

| | Konst., Trend | Konst. Erste Diff. | | Konst., Trend | Konst. Erste Diff. |
|--------------------------------|------------------|-----------------------|---------------------------|------------------|-----------------------|
| Bekleidung | | | Umsatz, Benzin | -2.56 | -2.96** |
| Erzeugerpreise | -2.54 | -6.55*** | Umsatz; Heizöl | -2.48 | -7.66*** |
| Importpreise | -0.79 | -2.32 | | | |
| Verbraucher- preise | -2.63 | -2.31 | Möbel | | |
| Umsatz | -3.02 | -7.12*** | Erzeugerpreise | -2.91 | -3.59*** |
| Büromaschinen | | | Importpreise | -2.52 | -5.4*** |
| Erzeugerpreise | 1.45 | -0.4 | Verbraucherpreise | -1.01 | -5.95*** |
| Importpreise | 0.64 | -3.52*** | Umsatz | -2.29 | -7.31*** |
| Verbraucher- preise | -2.78 | -2.32 | Rundfunk | | |
| Umsatz | -2.3 | -7.08*** | Erzeugerpreise | -0.32 | -3.87*** |
| Chemie | | | Importpreise | -0.66 | -3.58*** |
| Erzeugerpreise | -2.91 | -3.93*** | Verbraucherpreise, Tel | -3 | -4.44*** |
| Importpreise | -3.46** | -3.88*** | Verbraucherpreise; TV | -0.33 | -0.07 |
| Verbraucher- preise | -1.85 | -4.23*** | Umsatz, Tel | -2.02 | -2.92** |
| Umsatz | -2.8 | -3.22** | Umsatz, TV | -1.62 | -3.28*** |
| Ernährung | | | Tabak | | |
| Erzeugerpreise | -3.44* | -3.27** | Erzeugerpreise | | |
| Importpreise | -3.83** | -2.78* | Importpreise | -4.01** | -5.48*** |
| Verbraucher- preise | -3.95** | -3.64*** | Verbraucherpreise | -0.8 | -6.54*** |
| Umsatz | -2.01 | -4.05*** | Umsatz | -0.69 | -3.11** |
| Kraftfahrzeuge | | | Textil | | |
| Erzeugerpreise | -1.24 | -6.47*** | Erzeugerpreise | -3.81** | -3.46** |
| Importpreise | -3.35* | -6.26*** | Importpreise | -1.34 | -4.32*** |
| Verbraucher- preise | -3.12 | -4.26*** | Verbraucherpreise | -2.6 | -5.61*** |
| Umsatz | -1.11 | -8.17*** | Umsatz | -1.74 | -3.82** |
| Maschinenbau | | | Gaststätten | -2.5 | -5.64*** |
| Erzeugerpreise | -3.78** | -1.88 | Gebrauch | -1.13 | -4.21*** |
| Importpreise | -2.87 | -5.25*** | Körper | -1.46 | -4.01** |
| Verbraucher- preise | -0.91 | -3.7*** | | | |
| Umsatz | -2.58 | -8.31*** | | | |
| Mineralöl | | | | | |
| Erzeugerpreise | -3.95** | -3.74*** | | | |
| Importpreise | -4.28*** | -5.17*** | | | |
| Verbraucher- preise, Benzin | -3.38* | -3.26** | | | |
| Verbraucher- preise, Heizöl | -3.83 | -2.51 | | | |

A2 Tests auf Kointegration zwischen Immobilienpreisen, Immobilienkrediten und Geldmenge

Test auf Kointegration: Der ARDL-Ansatz nach Pesaran, Shin und Smith

Ein bedeutendes Problem residuenbasierter und auch einiger systembasierter Kointegrationstests ergibt sich bei der Überprüfung einer wesentlichen Vorbedingung hierfür. Man muss mit Sicherheit wissen, dass die Regressoren des Modells, d.h. die reale Geldmenge, das reale BIP, der Langfristzins und die Immobilienpreise in verschiedener Abgrenzung integriert von der Ordnung 1 sind. Angesichts der bekannt geringen Macht der Einheitswurzeltests verbleibt immer ein gewisser Grad an Unsicherheit im Hinblick auf den Grad der Integration der betreffenden Variablen. Deshalb nutzen wir in diesem Abschnitt einen Ansatz, der von Pesaran/Shin/Smith (1996) vorgeschlagen wurde, um die Existenz einer linearen Langfristbeziehung zu testen, wenn die Integrationsordnungen der Regressoren – gerade der Preisvariablen – nicht mit Sicherheit a priori feststehen. Dem Test liegt eine standardmäßige Wald- oder F-Statistik zugrunde, um die Signifikanz der verzögerten Niveaus der Variablen in einer in ersten Differenzen formulierten Regression zu testen. Die verwendete Regressionsgleichung ist eine Fehlerkorrekturform eines ARDL-Modells der interessierenden Variablen.

Spezifischer ausgedrückt: im Fall eines unbeschränkten Fehlerkorrekturmodells (ECM), d.h. von Regressionen von y auf einen Vektor x , verlangt die von Pesaran/Shin/Smith (1996) vorgeschlagene Prozedur als einen ersten Schritt die Schätzung des folgenden Modells (Pesaran, Shin und Smith 1996: 2 ff.):

(2)

$$\Delta y_t = a_{0y} + a_{1y} \cdot t + \phi y_{t-1} + \delta_1 x_{1,t-1} + \delta_2 x_{2,t-1} + \dots + \delta_k x_{k,t-1} +$$

$$\sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta y_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \varphi_{1i} \Delta x_{1,t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \varphi_{2i} \Delta x_{2,t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{q_k-1} \varphi_{ki} \Delta x_{k,t-i} + \xi_{ty}$$

Wobei ϕ und δ die langfristigen Multiplikatoren, Ψ 's und φ die kurzfristigen dynamischen Koeffizienten, (p,q) die Ordnung des zugrunde liegenden ARDL-Modells (p bezieht sich auf y , q auf x), t einen deterministischen Zeittrend, k die Zahl der 'forcing variables', und ξ eine mit den Δx_i und den verzögerten Werten von x_i und y_i unkorrelierte Größe darstellen.

In einem zweiten Schritt muss man die übliche F-Statistik für einen Test der simultanen Signifikanz von $\phi = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ berechnen. Jedoch sind

die asymptotischen Verteilungen der Wald- und der F-Statistik für Tests der Signifikanz der verzögerten Niveaus der Variablen nicht-standard – unter der Nullhypothese, dass keine Langfristbeziehung der interessierenden Variablen existiert. Pesaran/Shin/Smith (1996) stellen genau für diesen Fall zwei Sätze asymptotischer kritischer Werte bereit; einen unter der Annahme, dass alle Regressoren I(1) sind; und einen anderen unter der Annahme, dass alle I(0) sind. Diese beiden Sätze kritischer Werte bilden ein Band, das alle möglichen Klassifikationen der Regressoren als I(0)- oder I(1)-Variablen mit einschließt.

Vor diesem Hintergrund wenden wir als einen dritten Schritt die angemessene „Bounds testing“-Prozedur an. Der von Pesaran/Shin/Smith (1996) vorgeschlagene Test ist konsistent. Für eine Sequenz lokaler Alternativen folgt er asymptotisch einer χ^2 -Verteilung. Dies gilt unabhängig davon, ob die Regressoren I(0), I(1) oder beidseitig kointegriert sind. Die empfohlene Vorgehensweise, die auf der F-Statistik basiert, lautet dann wie folgt. Man muss die im zweiten Schritt berechnete F-Statistik mit den oberen und den unteren 90, 95 oder 99 –Prozent „critical value bounds“ (F_U und F_L) vergleichen. Im Ergebnis sind dabei drei logische Fälle zu unterscheiden. Falls $F > F_U$, ist die Hypothese $\phi = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ abzulehnen und der Schluss zu treffen, dass es eine langfristige Beziehung zwischen y und dem Vektor der x gibt. Falls jedoch $F < F_L$, kann man $\phi = \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ nicht ablehnen. In diesem Fall scheint eine Langfristbeziehung nicht zu existieren. Falls schließlich $F_L < F < F_U$ muss die Inferenz als inkonklusiv betrachtet werden. Dieser dritte Schritt kann auch auf Grundlage der W-Statistik durchlaufen werden.

Die vorstehende Prozedur sollte für ARDL-Regressionen eines *jeden* Elements des x -Vektors auf die verbleibenden Variablen (einschließlich y) *wiederholt* werden, um schließlich die so genannten 'forcing variables' zu selektieren. Zum Beispiel sollte die Wiederholung im Fall $k = 2$ die ARDL-Regressionen von x_{1t} auf (y_t, x_{2t}) und x_{2t} auf (y_t, x_{1t}) betreffen. Falls dann nicht länger abgelehnt werden kann, dass die lineare Beziehung zwischen den relevanten Variablen nicht 'spurious' ist, darf man die Koeffizienten der langfristigen Relation mit Hilfe der ARDL-Prozedur schätzen.

Da wir mit Quartalsdaten arbeiten, schätzen wir die Modelle für die Ordnung $p = q = 4$. Die Ordnungen p und q sind dabei recht großzügig zu wählen, um die Immobilienpreise (und andere abhängige Variablen) hinreichend zu endogenisieren (Pesaran/Shin, 1998 und Pesaran/Shin/Smith, 1996). Da wir zudem keine a priori-Information über die Richtung der Kausalbeziehung zwischen den Immobilienpreisen, der Geldmenge bzw. den Immobilienkrediten, dem realen BIP und dem Langfristzins besitzen, schät-

zen wir zunächst gemäß Gleichung (2) vier unbeschränkte ECM-Regressionen der Immobilienpreise, der Geldmenge bzw. den Immobilienkredite, des realen BIP und des Langfristzinses (als jeweilige abhängige Variable y) auf den Vektor der jeweils verbleibenden Variablen (x).

Wie im Detail in einer Vielzahl anderer Studien gezeigt wird, gibt es eine ganze Reihe von Sondereinflüssen wie die deutsche Wiedervereinigung, die Börsenkrise nach der Jahrtausendwende und die Einführung des Euros, welche die Immobilienmarktdynamik verändert haben könnten. Aus diesem Grund könnte man auch Schätzungen vorlegen, die diese Schocks mittels der Implementierung von Dummyvariablen explizit berücksichtigen. Die Implementierung von Dummies in die Kointegrationsbeziehung impliziert jedoch einen permanenten Bruch in der Kointegrationsbeziehung, d.h. in der langfristigen Beziehung zwischen den Immobilienpreisen und der Geldmenge / dem Kreditvolumen. Darüber hinaus entschieden wir uns hier, keine ad hoc-Dummies zu setzen, sondern die Daten „für sich“ sprechen und die Schocks durch die dynamische Struktur des Modells auffangen zu lassen.

Die Modellvariante mit den Immobilienpreisen als abhängige Variable verdeutlicht eine wichtige Implikation, nämlich dass Kointegration zwischen u.a. der Geld- und Kreditpolitik und den Immobilienpreisen vorliegt. Zweitens legt sie nahe, dass Geld- und Kreditpolitik nach einem Schock die Anpassung der Immobilienpreise an ein neues Preisgleichgewicht erlaubt.¹⁶ Die Kernimplikation eines derartigen Modells ist, dass die Geld- und Kreditpolitik die Immobilienpreise in der kurzen und der langen Frist treibt.

Alle Schätzungen in diesem Abschnitt wurden mit der aktuellen Version des Programmpakets Microfit 4.0 (Pesaran, Pesaran 1997) durchgeführt. Die Tabellen A3 und A4 im Anhang verdeutlichen die empirischen Realisationen der F-Statistik für Tests langfristiger Beziehungen zwischen den Variablen. In allen Fällen bestanden die Schätzgleichungen die üblichen diagnostischen Tests auf Autokorrelation der Residuen, auf Fehlspezifikation und auf nicht-normalverteilte und/oder heteroskedastische Störvariablen.

Die unteren und oberen “critical value bounds” der F-Teststatistik für das 90, 95 und 99 Prozent Signifikanzniveau wurden ursprünglich in Tabelle B in Pesaran/Shin/Smith (1996) dargestellt und bei Pesaran/Pesaran (1997, Annex C, Statistical Tables, Table F) übersichtlich zusammengefasst – in

¹⁶ Im Prinzip könnte eine elegantere Spezifikation unserer Hypothese den Einfluss der Geld- und Kreditpolitik vom Vorzeichen des Fehlerkorrekturterms abhängig machen (negativ, falls letztere positiv ist und vice versa) – zum Beispiel mittels der Signum-Funktion. Diese Art der Modellierung geht über die vorliegende Studie weit hinaus.

Abhängigkeit von der Zahl an Regressoren und davon, ob ein linearer Trend mit berücksichtigt wird. Die „critical value bounds“ für unsere Anwendung ohne Trend und drei erklärende Variablen werden im mittleren Panel dieser Tabelle F für das 90-Prozentsniveau auf 2,711 bis 3,800, für das 95-Prozentsniveau auf 3,219 bis 4,378 und für das 99-Prozentsniveau auf 4,385 bis 5,615 veranschlagt. Wir verwenden die gerade genannten „upper bound critical values“ und tabulieren sie am unteren Rand der Tabellen 2a und 3a im Anhang als die relevanten konservativen Benchmarks für die Tests auf Kointegration. Trotz unserer anfänglicher Bedenken experimentierten wir mit dem Einschluss verschiedener Dummy-Variablen beispielsweise für die Einführung des Euro. Die Ergebnisse veränderten sich hierdurch aber nicht wesentlich.

Gemessen an den empirischen Realisationen der F-Werte in den Tabellen A3 und A4 im Anhang finden wir, dass die Nullhypothese der Abwesenheit einer Langfristbeziehung im Fall der unbeschränkten Fehlerkorrektur-Regressionen der Immobilienpreise auf die Geldmenge oder das Immobilienkreditvolumen in 4 Fällen mindestens auf dem $\alpha = 0,1$ - Niveau abgelehnt werden kann, in einem der Fälle sogar für $\alpha = 0,01$. Insgesamt ergeben sich bei 32 (zwei Tabellen mit sechzehn Konstellationen) insgesamt betrachteten Spezifikationen immerhin vierzehn signifikante Langfristbeziehungen. Insgesamt gesehen vermitteln die Tests nur in bestimmten Fällen Evidenz für die Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen, der Geldmenge oder dem Immobilienkreditvolumen sowie anderen makroökonomischen Variablen und einer geschätzten Konstanten. Dies ist hingegen deutlich häufiger der Fall, wenn im Testansatz statt der realen Geldmenge das Immobilienkreditvolumen verwendet wird.

Die Nullhypothese fehlender Kointegration kann im Fall der Einbeziehung der realen Geldmenge statt des Kreditvolumens (Tabelle A3) erstens dann abgelehnt werden, wenn Preisdaten für Neubauten (Westdeutschland) verwendet werden und die Regression mit der Änderung des Immobilienpreisindex als abhängiger Variable durchgeführt wird. Nur in diesem Fall kann die Veränderung der realen Geldmenge als „long-run forcing“ für die Immobilienpreisentwicklung angesehen werden. Zweitens ist dies der Fall, wenn die Langfristregression mit der Änderung der realen Geldmenge als abhängiger Variable durchgeführt wird und Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien (Westdeutschland) verwendet werden. Die Evidenz für den Einfluss der Geldmenge auf die Immobilienpreise ist somit auf westdeutsche Daten beschränkt. Für alle anderen Spezifikationen der Immobilienpreisvariablen finden wir keine Evidenz für signifikante Kointegrationsbeziehungen.

Wird hingegen die reale Geldmenge im Ansatz durch das Immobilienkreditvolumen ersetzt (Tabelle A4), ergibt sich ein vollständig anderes Bild. Bei drei von vier möglichen Spezifikationen der Immobilienpreise lässt sich die Nullhypothese fehlender Kointegration ablehnen und die Immobilienkredite können als „long-run forcing“ für die Immobilienpreise angesehen werden. Dies ist lediglich dann nicht der Fall, wenn Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien – Gesamtdeutschland) verwendet werden. Die Ablehnung der Hypothese der Nicht-Kointegration ergibt sich dabei insgesamt für zehn der sechzehn möglichen Spezifikationen – wie schon in Tabelle A3 häufiger, wenn westdeutsche Immobilienpreisdaten verwendet werden und deshalb der Stützzeitraum länger ist.

Angesichts der potenziellen Endogenität der Geldpolitik bzw. der Immobilienkreditpolitik im Hinblick auf die Performance der Immobilienpreise ist es jedoch unmöglich a priori zu wissen, ob die Geld- und/oder Kreditpolitik durchweg die 'long-run forcing' Variable für die Immobilienpreisentwicklung ist.¹⁷

Wir wenden uns nun der Schätzung der Langfristkoeffizienten und der hierauf basierenden Fehlerkorrekturmodelle für den deutschen Immobilienmarkt zu. Dieser Teil der Analyse ist eine wichtige Vervollständigung unseres Projektes. Im Folgenden unterstellen wir nämlich explizit die Existenz einer langfristigen Beziehung zwischen Immobilienpreisen und der Geld- bzw. Kreditpolitik. Diese Langfristbeziehung sowie kurzfristige Abweichungen hiervon stellen eine Triebfeder für kurzfristige Bewegungen der Immobilienpreise dar. Hierdurch gestehen wir es der Geld- und Kreditpolitik theoretisch zu, einen kurzfristigen und einen langfristigen Einfluss (und hierdurch wiederum durch Feedback-Effekte, weitere kurzfristige Einflüsse) auf die Immobilienpreise zu haben.

Gemessen an den empirischen Realisationen der F-Werte in den Tabellen 1 und 2 finden wir, dass die Nullhypothese der Abwesenheit einer Langfristbeziehung im Fall der unbeschränkten Fehlerkorrektur-Regressionen der Immobilienpreise auf die Geldmenge oder das Immobilienkreditvolumen in 4 Fällen mindestens auf dem $\alpha = 0,1$ - Niveau abgelehnt werden kann, in einem der Fälle sogar für $\alpha = 0,01$. Insgesamt ergeben sich bei 32 (zwei Tabellen mit sechzehn Konstellationen) insgesamt betrachteten Spezifikationen immerhin vierzehn signifikante Langfristbeziehungen.

¹⁷ Zum Beispiel wäre es möglich, dass die Geld- und Kreditpolitik systematisch und sogar vorausschauend auf das Entstehen von Immobilienpreisblasen reagiert hat. Allgemeiner ausgedrückt: Immobilienpreise als Prediktoren der zukünftigen konjunkturellen Entwicklung hätten dann eine geldpolitische (Re-)Aktion ausgelöst. Vgl. Beispielsweise Bean (2004), Dupor und Conley (2004) und European Central Bank (2002) für ausgezeichnete Zusammenfassungen und Literaturüberblicke dieses Aspekts.

Tabelle A5

F-Statistiken für Tests auf Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen und der realen Geldmenge

| | Basierend auf Regression mit der Änderung der realen Geldmenge als abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des realen BIP abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des Langfristzinses als abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des Immobilienpreisindex als abhängiger Variable |
|---|--|--|---|--|
| Preisdaten für Neubauten - Westdeutschland | 4,5413** | 4,6918** | 3,3941 | 5,55658*** |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Westdeutschland | 6,4518*** | 3,3668 | 2,2737 | 1,9999 |
| Preisdaten für Neubauten - Gesamtdeutschland | 2,8825 | 2,0770 | 1,9705 | 3,1025 |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Gesamtdeutschland | 1,2632 | 2,2849 | 2,5677 | 0,3687 |

$F^c(0,1) = 3,800$; $F^c(0,05) = 4,378$; $F^c(0,01) = 5,615$. Kein Trend in der Schätzgleichung.

Tabelle A6

F-Statistiken für Tests auf Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen und dem Kreditvolumen

| | Basierend auf Regression mit der Änderung des Immobilienkreditvolumens als abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des realen BIP abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des Langfristzinses als abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des Immobilienpreisindex als abhängiger Variable |
|---|--|--|---|--|
| Preisdaten für Neubauten - Westdeutschland | 3,0970 | 4,0465* | 5,2945** | 4,5631** |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Westdeutschland | 4,8096** | 4,3980** | 3,6019 | 3,8679* |
| Preisdaten für Neubauten - Gesamtdeutschland | 1,6859 | 3,6899* | 3,8278* | 3,7815* |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Gesamtdeutschland | 7,0040*** | 1,9547 | 5,4597*** | 0,3003 |

$F^c(0,1) = 3,800$; $F^c(0,05) = 4,378$; $F^c(0,01) = 5,615$. Kein Trend in der Schätzgleichung.

A3 Tests auf Kointegration von BIP-Deflator und Immobilienpreiszeitreihen

Tabelle A7

Tests auf Kointegration BIP-Deflator und Preise für Neubauten (Gesamtdeutschland)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|
| None | 0.237606 | 12.73486 | 15.49471 |
| At most 1 | 0.045988 | 1.883178 | 3.841466 |

Sample (adjusted): 1997Q1 2006Q4

Trend assumption: Linear deterministic trend

Lags interval (in first differences): 1 to 4

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabelle A8

Tests auf Kointegration BIP-Deflator und Preise für Neubauten (Westdeutschland)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|
| None * | 0.318406 | 22.61612 | 15.49471 |
| At most 1 | 3.13E-06 | 0.000185 | 3.841466 |

Sample (adjusted): 1992Q2 2006Q4

Trend assumption: Linear deterministic trend

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabelle A9

Tests auf Kointegration zwischen BIP-Deflator und Wiederverkaufspreise für Immobilien (Gesamtdeutschland)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 |
|--------------|------------|-----------|----------------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value |
| None | 0.234476 | 11.34739 | 15.49471 |
| At most 1 | 0.016354 | 0.659588 | 3.841466 |

Sample (adjusted): 1997Q1 2006Q4

Trend assumption: Linear deterministic trend

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabelle A10

Tests auf Kointegration zwischen BIP-Deflator und Wiederverkaufspreise für Immobilien (Westdeutschland)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 |
|--------------|------------|-----------|----------------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value |
| None | 0.095503 | 6.825689 | 15.49471 |
| At most 1 | 0.015197 | 0.903517 | 3.841466 |

Sample (adjusted): 1992Q2 2006Q4

Trend assumption: Linear deterministic trend

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values