

Belke, Ansgar

Working Paper

Die Auswirkungen der Geldmenge und des Kreditvolumens auf die Immobilienpreise: Ein ARDL-Ansatz für Deutschland

Diskussionsbeitrag, No. 183

Provided in Cooperation with:

University of Duisburg-Essen, Institute of Business and Economic Studie (IBES)

Suggested Citation: Belke, Ansgar (2010) : Die Auswirkungen der Geldmenge und des Kreditvolumens auf die Immobilienpreise: Ein ARDL-Ansatz für Deutschland, Diskussionsbeitrag, No. 183, Universität Duisburg-Essen, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Essen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/43589>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Die Auswirkungen der Geldmenge und des Kreditvolumens auf die Immobilienpreise – Ein ARDL-Ansatz für Deutschland¹

Ansgar Belke

Oktober 2010

Zusammenfassung:

Die aktuellen Finanzmarkturbulenzen wurden durch Entwicklungen im Immobiliensektor ausgelöst. Vor diesem Hintergrund analysiert dieser Beitrag den Zusammenhang zwischen den Immobilienpreisen und der Geldmengen- und Kreditvolumenentwicklung für den Zeitraum 1992 -2006 (westdeutsche Preisdaten) bzw. 1997 bis 2006 (ostdeutsche Preisdaten). Die Untersuchung konzentriert sich erstmals auf die Bundesrepublik Deutschland, deren Immobilienmarkt von einer moderaten Preisentwicklung gekennzeichnet ist und im Vergleich zu den meisten europäischen Ländern damit eine Sonderstellung einnimmt. Auf der Grundlage eines Autoregressiven Distributed Lag (ARDL)-Ansatzes werden Tests auf Kointegration der genannten Variablen durchgeführt. Nach Schätzungen der Langfristparameter werden die zugehörigen Fehlerkorrekturmodell-Regressionen für Immobilienpreise in unterschiedlicher Abgrenzung geschätzt. Die Ergebnisse liefern Evidenz für eine Mitverantwortung der Geld- und Kreditpolitik für die Immobilienpreisentwicklung gerade in Westdeutschland. Es folgen einige Robustheitstests. Zuvor unberücksichtigte Variable der Steuerpolitik wie Sonderabschreibungen in den Neuen Bundesländern üben demnach auf die Immobilienpreise ebenfalls einen wichtigen Einfluss aus, ohne jedoch den Einfluss der Liquidität zu dominieren. Andere Förderprogramme wie beispielsweise vergünstigte Kredite für klimapolitische Maßnahmen (CO₂-Gebäudesanierung) erwiesen sich als nicht signifikant. Schließlich verändert auch die Anwendung eines alternativen Kointegrationstestverfahrens die Ergebnisse nicht.

1. Einführung

Die vorliegende Studie analysiert den Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und der Geldmengenentwicklung in Deutschland. Die wissenschaftliche Relevanz dieser Themenstellung erscheint recht hoch, wurden in den aktuellen Finanzmarkturbulenzen doch durch Entwicklungen im Immobiliensektor ausgelöst. Die Arbeit baut auf früheren Studien zu diesem Thema auf, bezieht als Innovation jedoch erstmals Deutschland explizit in die Analyse mit ein.

Bereits zu Beginn der neunziger Jahre hatte die Korrektur übersteigerter Immobilienpreise in einzelnen Fällen ganze Volkswirtschaften in die Krise gezogen und die Stabilität der betreffenden Finanzsysteme gefährdet. Bis zur jüngsten Subprime-Krise haben in Deutschland solche Entwicklungen in neuerer Zeit keine auch nur annähernd vergleichbare Rolle gespielt. Im Gegenteil: ein zentrales Kennzeichen der deutschen Immobilienmarktentwicklung in den letzten 15 Jahren ist, dass die Preise *kaum Volatilität* aufwiesen. Die *gemäßigte Entwicklung* der Preise am deutschen Immobilienmarkt betrifft sowohl die Preise für Wohnungseigentum als auch für Wohnungsmieten. In den letzten drei Jahrzehnten war bei den Neubaumieten ein jährlich durchschnittlicher Anstieg von 2,5 v.H. und im Bereich der Bestandsmieten ein Anstieg von 3,5 v.H. zu verzeichnen. Die seit dem Jahr 1996 sinkenden Neubaumieten trugen zu einem zuletzt weitaus geringeren Anstieg der Mieten als der Verbraucherpreise bei. Der moderate Anstieg der Mietpreise dürfte ein Faktor für die relativ geringe Nachfrage nach Wohneigentum sein. Dies zeigt sich auch in der Wohneigentumsquote, dem Anteil der Haushalte die im Eigenheim leben, an der Gesamtzahl der Haushalte. In Deutschland betrug dieser 42 v.H.

¹ Ich bedanke mich für die wertvollen und hilfreichen Kommentare von Peter Winker. Für kritische Diskussionen danke ich darüber hinaus Daniel Gros, Andreas Nastansky, Walter Orth, Ralph Setzer, Andreas Rees und Ricardo Jorge Magalhães Abreu Santos Sousa.

im Jahr 2006. In Spanien, Irland und Griechenland ist mit ca. 80 v.H. eine deutlich höhere Wohneigentumsquote zu verzeichnen (Jäger/Voigtländer, 2007, Sachverständigenrat 2006).

Was sind nach gängiger Auffassung die Determinanten der Immobilienpreisentwicklung in Deutschland? Zu der spezifischen Entwicklung am deutschen Immobilienmarkt tragen Faktoren *auf beiden Marktseiten* bei. Die *Angebotsseite* des deutschen Immobilienmarktes ist durch eine vergleichsweise hohe kurzfristige Preiselastizität gekennzeichnet. Bei Nachfrageverschiebungen führt dies zu schnellen Marktreaktionen, sodass kurzfristige Preisschwankungen gering ausfallen (Catte et al. 2004). Ferner haben hohe und ausgeweitete Wohnbauförderungen sowie steuerliche Vergünstigungen im privaten Mietwohnungsbau und der soziale Wohnungsbau, insbesondere Mitte der neunziger Jahre zu einem Aufbau von Überkapazitäten geführt. Die Baukosten, als weitere Determinante auf der Angebotsseite, sind zudem in den vergangenen Jahren deutlich weniger gestiegen als in den anderen Ländern des Währungsraumes (Sachverständigenrat, 2006).

Die zentralen Bestimmungsgrößen auf der *Nachfrageseite* sind in mittlerer und langer Frist die verfügbaren Einkommen, die langfristigen Zinsen und das Bevölkerungswachstum. Für die Sonderentwicklung der Nachfrage nach Wohneigentum, die in Deutschland wesentlich schwächer ausfiel als in anderen Ländern, sind zunächst das schwache Wirtschaftswachstum und die moderate Einkommensentwicklung zu nennen. Die demografische Entwicklung in Deutschland, gekennzeichnet durch einen leichten Bevölkerungsrückgang, der zwar in Teilen durch sinkende Haushaltsgrößen kompensiert wird, und das seit der Wende in Ostdeutschland und am aktuellen Rand in Gesamtdeutschland krisenbedingt höhere Arbeitsplatzrisiko dämpft ebenfalls die Nachfrage nach Wohneigentum (Frick/Grabka 2009).

Eine weitere wichtige Determinante sind *Institutionen*. Mit der seit Beginn der achtziger Jahre voranschreitenden Liberalisierung der Finanz- und Hypothekenmärkte wurden auch auf Immobilienmärkten zunehmend Transparenz und Liquidität und damit ein attraktiver Anlagesektor, sowohl für private als auch für institutionelle Anleger, geschaffen (Carstensen/Hülsewig/Wollmershäuser 2009, S. 2, European Central Bank 2009, International Monetary Fund 2008, Tsatsaronis/Zhu 2004). Dieser Prozess, der in Ländern wie Spanien, Schweden, Finnland und dem Vereinigten Königreich von Preisschwankungen und Preissteigerungen am Immobilienmarkt begleitet wurde, führte in Deutschland aufgrund der *hohen rechtlichen Anforderungen an den Immobiliensektor* zu weniger starken Marktreaktionen. Folglich ist der Hypothekenmarkt in Deutschland im internationalen Vergleich schwächer entwickelt. Ferner senken steuerliche Vorschriften, wie die zehnjährige Spekulationsfrist, vor deren Ablauf Veräußerungsgewinne aus Immobiliengeschäften steuerpflichtig sind, die Attraktivität spekulativer Investitionen in Immobilien in Deutschland.²

Ein enger Zusammenhang kann auch zwischen Immobilienpreisentwicklung und der in dem jeweiligen Land vorherrschenden *Finanzmarktstruktur* identifiziert werden. In Ländern mit bankdominierten Systemen wie Deutschland kommt es zu geringem Anstieg und niedriger Volatilität der Immobilienpreise als in marktbasierter Systemen. In letzteren sind die Finanzierungsmöglichkeiten der Immobilienkäufe stärker an die Entwicklung der Immobilienpreise gekoppelt und häufig in zinsvariablen Hypothekenkrediten ausgestaltet (Jäger/Voigtländer 2007).

² Mit Immobilienprivatisierungen der öffentlichen Hand und der geplanten Einführung von Real Estate Investment Trusts, einer Möglichkeit zur steuerbegünstigten Mobilisierung der Immobilien in Unternehmensbesitz, ist jedoch mit zunehmendem Interesse ausländischer Investoren an Engagements auf dem deutschen Immobilienmarkt zu rechnen. Dies kann die Intensität des Durchschlagens von Änderungen der Liquidität auf Immobilienpreise erhöhen, allerdings vorwiegend für die in dieser Arbeit nicht untersuchten Unternehmensimmobilien.

Maclennan et.al. (1999) sowie Tsatsaronis/Zhu (2004) stellen fest, dass in Ländern wie Deutschland, mit hauptsächlich festverzinslichen Hypothekendarlehen, langen Laufzeiten und niedrigen Beleihungsgrenzen Wohnimmobilienpreise geringeren Schwankungen unterliegen.³ Niedrige Wohneigentumsquoten und hohe Transaktionskosten begünstigen ihrerseits auch ein Umfeld stabiler Preise. Auf historischen Werten basierende Grundstücksbewertung und die fehlende Möglichkeit der Erhöhung und Liquidierung der Hypothek bei einer Wertsteigerung der Immobilie („Mortgage Equity Withdrawal“) sind ebenfalls charakteristisch für Hypothekmärkte in Ländern mit moderaten Preisbewegungen wie Deutschland.

Soweit die vorläufige Erörterung der angebotsseitigen, der nachfrageseitigen und institutionellen Faktoren der Immobilienpreisbildung. Vor dem Hintergrund der aktuellen Finanz- und Wirtschaftskrise wird aber nunmehr immer häufiger die Frage diskutiert, welche Rolle die *Liquidität* – hier verstanden als Geldmenge und Kreditvolumen - bei dem Entstehen aber schließlich auch beim Platzen einer Preisblase an verschiedenen Vermögenmärkten spielt. Da die aktuellen Finanzmarkturbulenzen durch Entwicklungen im US-Immobilienmarkt und die betreffenden US-Finanzmarktinstitutionen ausgelöst und global übertragen wurden, liegt ein Fokus auf den Immobilienmärkten besonders nahe. Aber eine wachsende Zahl an Studien befasst sich in diesem Zusammenhang beispielsweise auch mit den Einflüssen von Liquidität auf Rohstoffpreise (Frankel 2008). In diesem Beitrag wird der Frage nachgegangen, ob über einen längeren Zeitraum ein systematischer Zusammenhang zwischen der auf Deutschland entfallenden Geldmenge und des Kreditvolumens und der Preisbildung auf Immobilienmärkten und der Entwicklung besteht. Es wird untersucht, ob die im Stützzeitraum verfügbare Liquidität den eher negativen Einfluss der zuvor dargelegten deutschen Sonderfaktoren auf das Immobilienpreisniveau gedämpft hat

Die Überzeugung, dass Immobilienpreise vorwiegend durch spezifische regionale und institutionelle Variable und weniger 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. Dem häufig vermittelten Eindruck, dass nur realwirtschaftlich fundierte Regionalmodelle („spatial econometrics“) die Entwicklung von Immobilienpreisen nachzeichnen können, soll hier entschieden entgegengetreten werden. Belke/Orth/Setzer (2008) beispielsweise untersuchen die Beziehung zwischen globaler Überschussliquidität und Vermögenspreisen auf globaler Ebene: wie bedeutsam ist globale Liquidität? Wie werden Vermögens- und dabei insbesondere Immobilienpreise durch globale monetäre Bedingungen beeinflusst?

Sie 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 für die 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. Demgegenüber finden sie keinerlei empirische Evidenz dafür, dass etwa Aktienkurse signifikant auf Änderungen der globalen Liquidität reagieren.

³ Wie stark Immobiliennachfrage und -preise bei steigenden Zinsen tatsächlich fallen oder bei sinkenden Zinsen aufwärtsstreben, hängt auch davon ab, ob die Hypothekendarlehen mit variablen oder festen Zinssätzen ausgestattet sind. In Deutschland weisen (Stand 2007) nur 30 Prozent der Hypothekendarlehen einen variablen Zinssatz auf und wird innerhalb von fünf Jahren mindestens einmal an die aktuelle Entwicklung der Kapitalmarktzinsen angepasst. Nur bei einer von 100 Hypotheken kann der Zinssatz auch unterjährig schwanken. Vgl. Jäger/Voigtländer 2007.

Der vorliegende Beitrag 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/Setzer (2008) als eine Innovation auf die deutsche Volkswirtschaft. Zu beachten ist, dass verschiedene andere Länderstudien, die Vermögenspreise berücksichtigen, zu ähnlichen empirischen Resultaten wie der vorliegende Beitrag kommen. Beispielsweise können Greiber/Setzer (2007) empirisch für die Eurozone eine positive Beziehung zwischen der Geldmenge bzw. dem Kreditvolumen und den Immobilienpreisen bestätigen.⁴

Im weiteren Verlauf wird so vorgegangen, dass in Kapitel 2 die Kernfrage der Arbeit und mögliche Kanäle der Transmission von Impulsen der Geldmenge und des Kreditvolumens auf Immobilienpreise herausgearbeitet werden. In Kapitel 3 wird der Zusammenhang zwischen der Geldmenge bzw. alternativ dem Kreditvolumen und den Immobilienpreisen, ergänzt durch weitere makroökonomische Variablen, für west- und gesamtdeutsche Daten empirisch untersucht. Zu diesem Zweck wird in Abschnitt 3.1 zunächst die Auswahl der Daten problematisiert und das empirische Modell entwickelt. In Abschnitt 3.2. werden dann auf Grundlage eines Autoregressive Distributed Lag (ARDL)-Ansatzes Tests auf Kointegration der genannten Variablen durchgeführt. Hierauf aufbauend findet in Abschnitt 3.3 ein zweistufiger ARDL-Schätzansatz Anwendung. Nach Schätzungen der Langfristparameter werden die hiermit verbundenen Fehlerkorrekturmodell-Regressionen der Immobilienpreise in unterschiedlicher Abgrenzung auf die reale Geldmenge (oder alternativ das Immobilienkreditvolumen), das reale BIP und den Langfristzins geschätzt (Abschnitt 3.3.1). Diese Ergebnisse werden abschließend Robustheitstests unterzogen (Abschnitt 3.3.2). Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung.

2. Geldmenge, Kreditvolumen und Immobilienpreise – Transmissionskanäle

Aus theoretischer Sicht erweisen sich die *Wechselwirkungen* zwischen der Liquidität, hier verstanden als Geldmenge oder Kreditvolumen, dem Immobilienmarkt und anderen makroökonomischen Variablen als sehr facettenreich (Ahearne et al. 2005, S. 1 ff., Giuliodori (2005), S. 519 ff., Goodhart/Hofmann 2008, S. 181ff.). 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 übermäßig stark wachsende Geldmenge oder ein stark wachsendes Kreditvolumen Überschussliquidität entsteht, welche die Vermögenspreise nach oben treibt. Drittens ist zu berücksichtigen, dass Entwicklungen auf dem Immobilienmarkt wichtige Auswirkungen für das Kreditvergabeverhalten der Banken haben, da höhere Häuserpreise die Sicherheiten der Immobilienbesitzer erhöhen und somit den Zugang zu Krediten erleichtern (Greiber/Setzer 2007). Mittlerweile wurde zahlreiche Literatur zum Einfluss der Immobilienpreise auf die Makroökonomie und zur Bedeutung von Fundamentalfaktoren mit Ausnahme der Liquidität – hier Geldmenge und Kreditvolumen – für die Entwicklung von Immobilienpreisen vorgelegt (Catte et al. 2004, und Égert/Mihaljek 2007).

Gleichzeitig identifizieren immer mehr Studien, die den Einfluss von Liquidität im Allgemeinen und der Geldpolitik im Speziellen untersuchen, empirisch eine besondere Bedeutung der Immobilienpreise im Prozess der monetären Transmission (Giese/Tuxen 2007, Adalid /Detken 2007, Bjørnland/Jacobsen, 2008, Cecchetti et al. 2000 und International Monetary

⁴ Weitere Studien sind Goodhart/Hofmann (2000), Adalid/Detken (2007), Congdon (2005) und Roffia/Zaghini (2007).

Fund 2004).⁵ Trotzdem gibt es immer noch einen vergleichswisen Mangel an Studien, die sich direkt mit dem Einfluss der Liquidität oder gar *der Geld- und Kreditpolitik auf Immobilienpreise in Deutschland* befassen.

Genau dieses Defizit möchte die vorliegende Studie beheben, deren Kernfrage eben nicht den schon häufiger thematisierten Zusammenhang zwischen Immobilienpreisen und Konsum/Investitionen bzw. Preisniveau betrifft. Zwar schenkt die Politik den Immobilienmärkten hauptsächlich deshalb zunehmend Aufmerksamkeit, weil spätestens seit der Subprime-Krise deutlich geworden ist, dass sich die Immobilienpreise maßgeblich auf die Nachfrage, vor allem den Konsum, aber auch auf die Investitions- oder die Importnachfrage auswirken können (Goodhart/Hofmann 2007, Goodhart/Hofmann 2008, Greiber/Setzer 2007). In der Terminologie von Goodhart/Hofmann (2008, S. 183) untersuchen wir wie die übrige Literatur zwar auch nicht alle Facetten der Transmission gleichzeitig. Jedoch konzentriert sich unsere Analyse *nach* Auswertung der Schätzergebnisse für *beide* Wirkungsrichtungen tatsächlich auf den Zusammenhang zwischen Geldmenge/Krediten als erklärende Größen und Immobilienpreisen als zu erklärende Variable, ohne allerdings umgekehrte Wirkungsrichtungen a priori auszublenden. Die geschieht nicht zuletzt vor dem Hintergrund, dass internationaler Evidenz zufolge Immobilienpreisbooms typischerweise eine Phase lockerer Geld- und Kreditpolitik vorhergeht (Ahearne et al. 2005, S. 2, Ahrend/Cournède/Price 2008, S. 5ff., Assenmacher-Wesche/Gerlach 2008, S. 1, Congdon 2005, S. 119) und dass die Frage der „Kausalität“ dabei immer noch kontrovers diskutiert wird (Ahrend/Cournède/Price 2008, Bjørnland/Jacobsen, 2008 und Taylor 2007 versus del Negro/Otrok 2007). Wir adressieren zusätzlich die Frage, ob das Kreditvolumen und/oder die Geldmenge dabei die relevante Liquiditätsvariable darstellen.

Aus theoretischer Sicht lässt sich zunächst argumentieren, dass die fehlende oder die kurzfristig nur schwierig realisierbare Ausweitung des Immobilienangebotes ein wesentliches Charakteristikum von Immobilienmärkten darstellt. Es kostet beispielsweise eine gewisse Zeit, neue Häusereinheiten bereitzustellen (Belke/Gros 2007, OECD 2005 und Shiller 2005). Deshalb sollten Immobilienmärkte kurz- bis mittelfristig eine geringere Preiselastizität des Angebots aufweisen als beispielsweise Aktienmärkte (Belke/Orth/Setzer 2008). Dies bedeutet, dass sich zusätzliche gesamtwirtschaftliche Nachfrage, hervorgerufen durch zusätzliche Liquidität *ceteris paribus* (z.B. unter Abstraktion von spezifischen institutionellen Regelungen) in weit stärkerem Umfang in raschen Preissteigerungen auf Immobilienmärkten niederschlagen sollte als auf Aktienmärkten.

Eine exogene Änderung des *Kreditangebots*, getrieben beispielsweise durch Finanzmarktliberalisierung hat natürlich Rückwirkungen auf die Entwicklung der Immobilienpreise. Der Preis einer Immobilie kann als ein Vermögenspreis angesehen werden, der entscheidend durch den diskontierten zukünftig erwarteten Strom an Immobilienerträgen getrieben wird. Ein Anstieg des Kreditangebotes verringert die Sollzinsen und stimuliert die gegenwärtige und zukünftige Aktivität auf Immobilienmärkten. Im Ergebnis steigen Immobilienpreise aufgrund gestiegener erwarteter Immobilienerträge und eines geringeren Diskontfaktors. Eine höhere Kreditverfügbarkeit dürfte auch die Nachfrage nach Immobilien erhöhen, falls die Nachfrager zuvor beschränkte Finanzierungsmöglichkeiten haben. Da wie oben schon angesprochen das Angebot an Immobilien temporär fixiert ist, dürfte dieser Nachfrageanstieg in höheren Immobilienpreisen reflektiert werden (Goodhart/Hofmann 2008, S. 182, Tsatsaronis/Zhu 2004).

Auch Mishkin (2007) betont die Nutzungskosten des Kapitals als eine wichtige Determinante der Nachfrage nach „residential capital“. In diesem Kontext sollten ein höheres Geldmengen-

⁵ Goodhart/Hofmann (2007) beispielsweise schließen 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.

wachstum und niedrigere Zinssätze auch Hypothekenzinsen negativ beeinflussen und durch das Absenken der Nutzungskosten des Kapitals auch die Nachfrage nach „housing capital“ erhöhen. Jedoch fokussiert Mishkin seine Überlegungen auf die Wirkung von Zinsänderungen auf Immobilienpreisänderungen und bezieht sich nicht explizit auf Geldmengen- und/oder Kreditaggregate. Eine restriktive Geldpolitik verteuert die Immobilienfinanzierung. Dadurch gehe die Nachfrage nach Immobilien zurück, und die Preise fallen. Er findet empirische Evidenz für eine stabile Relation zwischen einem Zinsschock und Immobilienpreisentwicklungen.

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 Vermögenspreis-Booms 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 (siehe auch Goodhart/Hofmann 2008, S. 181). Dies bedeute nichts anderes, als dass Vermögenspreise ansteigen, um das ursprünglich vorliegende wertmäßige Geld-Vermögens-Verhältnis nach einer Störung wieder herzustellen.

In Abwesenheit eines vollständig durchformulierten theoretischen Modells, das alle Wechselwirkungen zwischen Immobilienpreisen, Geld, Kredit und der Makroökonomie berücksichtigt, kann die Frage nach dem Einfluss der Geldmenge und des Kreditvolumens – gegeben alle anderen Relationen – nur empirisch geklärt werden (Goodhart/Hofmann 2008, S. 183). Dies wird im Folgenden vor allem mit Blick auf die Wirkungsrichtung – einseitig oder wechselseitig - versucht.

3. Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen Immobilienpreisen und Liquidität - Geldmenge versus Kreditvolumen

3.1. Daten und empirisches Modell

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, Immobilienvermögen), ergänzt wird. Verwendet man die *reale* Geldmenge (Greiber/Setzer 2007) oder das Immobilienkreditvolumen (Muellbauer/Murphy 2008 und Goodhart/Hofmann 2008, S. 183) 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/Setzer (2008) nicht mehr separat und von Anfang an in den Schätzansatz übernommen (siehe explizit Greiber/Setzer 2007, S. 8). Betrachtet 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 erst-

mals 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 für Westdeutschland Neu- und Wiederverkaufspreise *gemeinsam* erst ab 1990Q4 und alle Daten zudem nur auf Jahresbasis vor und wurden von uns durch die Anwendung kubischer Splinefunktionen temporal auf Quartalsdaten disaggregiert (Deutsche Bundesbank 2003, S. 39, Deutsche Bundesbank 2003a, Hamburg/Hoffmann/Keller 2005, S. 28, Kauffmann/Nastansky 2006).⁶ Im weiteren Verlauf der Analyse soll die volle Bandbreite der Daten - also auch die Differenzierung in Reihenhäuser- und Eigentumswohnungen - genutzt werden. Die folgenden Variablen finden Aufnahme:

- Geldmenge M3 /(ab 01.2002 ohne Bargeldumlauf ⁷), verkettete Reihe in Euro, Deutscher Beitrag, deflationiert mit dem BIP-Deflator (REALM3, vgl. beispielsweise Ahearne et al. 2005, S. 35, Goodhart/Hofmann 2008, S. 187, Greiber/Setzer 2007, S. 8f.), 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) (IMMOKRED wie zum Beispiel Giuliudori 2005, S. 540, Tsatsaronis/Zhu 2004, S. 71), und zusätzlich
- reales BIP (GDPR, wie zum Beispiel Assenmacher-Wesche/Gerlach 2008, S. 4, Bjørnland/Jacobsen, 2008, S. 5, Carstensen/Hülsewig/Wollmershäuser 2009, S. 3, Goodhart/Hofmann 2008, S. 185),
- Langfristzins: zehnjährige Staatsanleihen des Bundes (TENYEARIELD, wie beispielsweise Ahearne et al. 2005, S. 35, Greiber/Setzer 2007, S. 8f., Tsatsaronis/Zhu 2004, S. 69), und
- Preise für Wohnimmobilien in Deutschland; (Quelle: Berechnung der Deutschen Bundesbank nach Angaben der BulwienGesa AG, siehe auch Kauffmann/Nastansky 2006) (PNEU_WEST, PWV_WEST, PNEU, PWV, vgl. zum Beispiel Ahearne et al. 2005, S. 33, Assenmacher-Wesche/Gerlach 2008, S. 4).

Mit Ausnahme des Langfristzinses werden in diesem Beitrag die Variablen - wie auch bei Geldnachfrageschätzungen üblich - in Logarithmen verwendet. Die Quellen sind die Deutsche Bundesbank, Frankfurt/Main sowie die Bank für Internationalen Zahlungsausgleich, Basel.

Für ein besseres Verständnis der Immobilienpreisentwicklung in Deutschland werden in Abbildung 1 zunächst die zeitlichen Verläufe von vier Abgrenzungen der Immobilienpreise (Preisdaten für Neubauten, Westdeutschland (PNEU_WEST), für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien, Westdeutschland (PWV_WEST), für Neubauten, Gesamtdeutschland

⁶ Ein Index, der das Preisgeschehen auf den Wohn- und Gewerbeimmobilienmärkten in Deutschland auch unterjährig abbildet, fehlte bisher. Die temporale Disaggregation von Jahresdaten kann mittels Regression auf Zeitreihen, die die geforderte Periodizität aufweisen, erfolgen. Soll aber auf die Zuhilfenahme weiterer Daten verzichtet werden, bieten sich deterministische Verfahren an. Diesen sind auch die kubischen Splines zuzurechnen. Vgl. Kauffmann/Nastansky 2006, S. 1f., und Ahearne et al. 2005, S. 33. Für ein alternatives Interpolationsverfahren deutscher Immobilienpreisdaten vgl. Assenmacher-Wesche/Gerlach 2008, S. 5f.

⁷ Die Reihe wurde ab 2002m1 mit Wachstumsraten fortgeschrieben, so dass man folglich keinen Sprung in den Daten erhält. Für eine Behandlung derartiger Brüche im Niveau vgl. auch Goodhart/Hofmann (2008), S. 187.

(PNEU) und für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien, Gesamtdeutschland (PWV) abgebildet.

- Abbildung 1 hier -

Unser Untersuchungsinteresse wird auch dadurch angeregt, dass die Zeitreihen mit Ausnahme der gesamtdeutschen Wiederverkaufspreise ganz im Einklang mit den in der Einleitung aufgezeigten Besonderheiten der deutschen Immobilienmarktentwicklung keine deutliche positive oder negative Steigung aufweisen (Belke/Polleit 2006, 2006a, 2007). Einige Beobachter könnten vielleicht bereits aus einer bloßen Korrelation der Immobilienpreiszeitreihen mit der Geldmengen- und Immobilienkreditreihe schließen, dass in Westdeutschland die Geld- und/oder Kreditpolitik die Immobilienpreise treibt – eine Hypothese, die in den verbleibenden Ausführungen dieses Beitrags empirisch rigoros getestet wird.

Zu diesem Zweck greifen wir auf den ARDL-Ansatz von Pesaran/Shin (1999) und Pesaran/Shin/Smith (2001) 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.

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

3.2.1. Theoretischer Hintergrund

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 ($I(1)$) sind. Angesichts der bekannt geringen Macht der Einheitswurzeltests für relativ kleine Stützzeiträume verbleibt immer ein gewisser Grad an Unsicherheit im Hinblick auf den Grad der Integration der betreffenden Variablen. Dies trifft besonders unter der Alternativhypothese zu, dass die betreffende Zeitreihe eine persistentes, aber noch stationäres Verlaufsmuster offenbart, wie dies Immobilienpreisen häufig nachgesagt wird und auch aus der Abbildung 1 hervorgeht.

Weil dies in der Literatur, die auf anderen Kointegrationstestverfahren als dem ARDL-Ansatz beruht, üblich ist, führen wir zunächst umfassend angelegte Integrationstests der Niveaus und ersten Differenzen der interessierenden Variablen auf Basis des ADF- und des Phillips-Perron-Tests durch. Die Zahl der Verzögerungen in den Einheitswurzeltestgleichungen wurde endogen durch das Schwarz-Informationskriterium (SIC) festgelegt. Als Stützzeitraum finden beide im Folgenden verwendeten Schätzzeiträume Verwendung. Zum einen werden Einheitswurzeltests für die Periode 1992Q2 -2006Q4 durchgeführt. Da sich der kleinste gemeinsame Schätzzeitraum für alle Abgrenzungen der Immobilienpreisvariablen jedoch über die Periode 1997Q1 bis 2006Q4 erstreckt, wird zum anderen auch diese Periode für die Einheitswurzeltests zugrunde gelegt. Die vollständigen Resultate der Einheitswurzeltests sind auf Anfrage verfügbar. Für die Niveaus der Variablen ergibt sich überwiegend erste Evidenz für $I(1)$ -Prozesse.

Bei der Interpretation der Ergebnisse unserer Einheitswurzeltests folgen wir Autoren wie Narayan und Smyth (2003, 2004, 2004a) und anderen, die allesamt betonen, dass dieses Szenario mit $I(0)$ -Evidenz für die einen und $I(1)$ -Evidenz für die anderen Variablen exakt das ideale Szenario darstellt, in dem der "Bounds testing"-Kointegrationsansatz von

Pesaran/Shin/Smith (2001) anwendbar ist und auf das dieser eigentlich auch gemünzt ist.⁸ Der “Bounds testing”-Ansatz versucht das Problem eines Tests der Langfristbeziehung zwischen einer abhängigen Variablen und einem Satz an Regressoren zu lösen, wenn a priori nicht bekannt ist, ob die zugrunde liegenden Regressoren trend- oder differenzenstationär sind. Die vorgeschlagenen Tests basieren auf Standard-F- und t-Statistiken, mit denen die Signifikanz der verzögerten Niveaus der Variablen in einem „univariate equilibrium correction mechanism“ getestet wird.

All die zuvor genannten Studien haben mit dem vorliegenden Beitrag gemeinsam, dass sie zunächst die Variablen Einheitswurzeltests vom Augmented Dickey-Fuller- oder eines anderen Typs unterziehen und im Allgemeinen einige der Variablen als I(0) und andere als I(1) einstufen. Es herrscht in der Literatur Konsens darüber, dass die Verwendung der “Bounds testing”-Prozedur unter diesen Bedingungen sicherlich adäquat ist.⁹ Deshalb verzichtet der Zweig empirischer Studien, der die ARDL „Bounds testing“-Prozedur statt des Johansen-Verfahrens verwendet, mittlerweile vollständig auf ein derartiges Einheitswurzel-Vorabtesten, selbst dann oder gerade dann, wenn für einige der berücksichtigten Variablen die I(1)-Eigenschaft nicht abgelehnt werden kann und andere von den Einheitswurzeltests als I(0) eingestuft werden. Die folgenden Ausführungen von Pesaran/Shin/Smith (2001), S. 18, sind in dieser Hinsicht instruktiv: “Also the application of unit root tests to the five variables yields, perhaps not surprisingly, mixed results with strong evidence for the unit-root hypothesis only in the cases of real wages and productivity. ... Following the methodology developed in this paper it is possible to test for the existence of a real wage equation involving the levels of these five variables”

Welche Schritte beinhaltet nun der von Pesaran/Shin/Smith (2001) vorgeschlagene „Bounds testing“-Ansatz, den wir in diesem Beitrag nutzen, 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 (2001) vorgeschlagene Prozedur als einen ersten Schritt die Schätzung des folgenden Modells (Pesaran/Shin/Smith, 2001, S. 3ff. und S. 307):

(1)

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

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

⁸ Vgl. neben anderen Bahmani-Oskooee/Ng (2002), S. 150, Faria/Ledesma (2003), Halicioglu (2004), S. 3, Morley (2007) und Payne (2003), S. 1724.

⁹ Vgl. Narayan/Smyth (2004), p. 5: “... We tested the stationarity of the variables using the Augmented Dickey-Fuller test and the small sample unit root tests proposed by Elliot et al (1996). To save space the results are not reported, but they suggest that two of the key variables, the robbery and unemployment rates, are I(0), while the other variables are I(1). Using the bounds test is appropriate under these circumstances.”

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' x , und ξ eine mit den Δx_t und den verzögerten Werten von x_t und y_t 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 (2001) 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 als $I(0)$ klassifiziert werden können. 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 (2001) entwickelte Test ist konsistent. Für eine Sequenz lokaler Alternativen folgt er asymptotisch einer χ^2 -Verteilung. Anders als bei Kointegrationstechniken wie der Johansen-Prozedur (die das Vorabtesten von Einheitswurzeln und den verwendeten Variablen die $I(1)$ -Eigenschaft abverlangen¹⁰) gilt dies unabhängig davon, ob die Regressoren $I(0)$, $I(1)$ oder wechselseitig kointegriert sind (Pesaran/Shin 1999, Bahmani-Oskooee/Ng 2002, S. 150).

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 nicht eindeutig 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, können die Koeffizienten der langfristigen Relation mit Hilfe der ARDL-Prozedur geschätzt werden.

Vor der praktischen Anwendung des Pesaran-Shin-Smith-Tests sollen neben den Vorteilen dieses Tests hier kurz auch dessen *einschränkende Prämissen* verdeutlicht werden. Die ARDL-Prozedur arbeitet nur dann valide und unabhängig davon, ob die x_t und y_t $I(1)$ - oder „near $I(1)$ “-Prozesse, wenn x_t und die Störvariablen nicht miteinander korreliert sind. Deshalb wird im Folgenden viel Wert auf die Sicherstellung der Residuenqualität gelegt (Pesaran/Shin 1999). Der Algorithmus zur Identifikation ist zudem entscheidend abhängig von der Selektionsqualität der Informationskriterien - des Akaike- und des Schwarz-Informationskriterium. Eine weitere Einschränkung bei der praktischen Anwendung könnte sein, dass man die maximalen Ordnungen der Verzögerungen („Lags“) p und q a priori setzen

¹⁰ Für ein Beispiel des Pre-Testing im Zusammenhang mit Panelkointegrationstests und Immobilienpreisen vgl. Mikhed/Zemčík (2009).

muss, ohne die ‚wahren‘ Ordnungen des ARDL (p,m)-Modells vorab zu kennen. Schließlich gründet sich die Analyse auf einen *Einzelgleichungsansatz*. Folglich erscheint er in Situationen unangemessen, in denen mehr als ein Kointegrationsvektor existiert, der die Variable y_t involviert. Pesaran/Shin/Smith (2001), S. 315, bemerken hierzu treffend: „An extension ... to deal with such cases is part of our current research, but the consequent theoretical developments will require the computation of further tables of critical values” (siehe auch Pattichis, 1999, S. 1063).¹¹

3.2.2 Anwendung auf deutsche Immobilienpreisdaten

Da wir mit Quartalsdaten arbeiten, schätzen wir die Modelle für die maximalen Ordnungen $p = q = 4$. Die Ordnungen p und q sind dabei recht großzügig zu wählen, um die Immobilienpreise (und andere abhängige Variablen) hinreichend zu endogenisieren (Pesaran/Shin 1999 und Pesaran/Shin/Smith 2001). Diese Lagordnungen müssen jedoch gleichzeitig hinreichend klein sein, um eine Überparameterisierung des Modells zu vermeiden, insbesondere im Hinblick auf den beschränkten Stützzeitraum (Pesaran/Shin/Smith 2001, S. 308). Die Gleichung (1) wird von uns den Empfehlungen von Pesaran/Shin/Smith (2001) folgend vor allem deshalb ohne deterministischen Trend spezifiziert, da wir sonst unter der Nullhypothese einen quadratischen Trend für die sich eher in längeren Wellen bewegenden und gerade in Deutschland nicht explodierenden Immobilienpreise unterstellen würden.

Von uns durchgeführte ergänzende Schätzungen für $p = q = 5$ zeigen jedenfalls, dass sich die Auswahl der Spezifikationen und die Schätzergebnisse sowie die Qualität der Residuen und die Strukturstabilität nicht wesentlich ändern, sodass die sparsamere Parametrisierung $p = q = 4$ angeraten erscheint.¹² 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, schätzen wir zunächst gemäß Gleichung (1) vier unbeschränkte ECM-Regressionen der logarithmierten Immobilienpreise (LNPNEU_WE, LNPWV_WE, LNPNEU, LNPWV), der realen Geldmenge (LNREALM3) bzw. den Immobilienkrediten (LNIMMOKRE), des realen BIP (LNGDPR) und des Langfristzinses (TENYEAR1) (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 Euro, 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 respektive 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.¹³

¹¹ Annähernd vergleichbare Arbeiten wie die von Greiber und Setzer (2007), S. 11f., kommen ebenfalls nur zu einem Kointegrationsvektor.

¹² Die zugrunde liegenden Schätzungen wurden dem Herausgeber vorgelegt und sind auf Anfrage verfügbar. Bahmani-Oskooee/Bohl (2000) und Bahmani-Oskooee/Ng (2002), zeigen, dass die Resultate des ARDL-Verfahrens auf der Stufe der Modellselektion sensibel auf die Ordnung des VARs reagieren können.

¹³ Zugegebenerweise entspricht dies eher der vom Verfasser präferierten Modellierungs-„Ideologie“ Pesarans als derjenigen von Johansen/Juselius. Um auszuschließen, dass ein Verzicht auf Dummies mit Vernachlässigung von Strukturbrüchen einhergeht, werden im weiteren Verlauf Strukturbruchtests der geschätzten Modelle durchgeführt.

Die Modellvariante mit den Immobilienpreisen als abhängige Variable verdeutlicht eine wichtige Implikation, nämlich dass Kointegration zwischen der Geldmenge bzw. des Kreditvolumens und den Immobilienpreisen vorliegt. Zweitens legt sie nahe, dass die Entwicklungen der Geldmenge und des Kreditvolumens nach einem Schock die Anpassung der Immobilienpreise an ein neues Preisgleichgewicht erlauben. Die Kernimplikation eines derartigen Modells ist, dass die Liquidität die Immobilienpreise in der kurzen und der langen Frist treibt.

Die Tabellen 1 und 2 geben die empirischen Realisationen der F-Statistik für Tests langfristiger Beziehungen zwischen den Variablen an. Zeilenweise wird die Art des Preisindex, mit der in der jeweiligen Spezifikation gearbeitet wird, dokumentiert. Spaltenweise wird die abhängige Variable angegeben. Beispielsweise gibt Tabelle 1, Spalte 5, die Ergebnisse für eine Regression mit der Änderung des Immobilienpreisindex als abhängiger Variable (Spaltenangabe) an, *wenn* die Preise als Preisdaten für Neubauten in Westdeutschland (Zeilenangabe) definiert sind. In allen Fällen bestanden die Schätzgleichungen – wie die ausführlich dokumentierten Realisationen der Teststatistiken zeigen – die üblichen diagnostischen Tests auf Autokorrelation der Residuen, auf Fehlspezifikation und auf nicht-normalverteilte und/oder heteroskedastische Störvariablen.

-Tabellen 1 und 2 hier-

Die „critical value bounds“ für unsere Anwendung ohne Trend und drei erklärende Variablen werden für das 90-Prozentsniveau auf 2,72 bis 3,77, für das 95-Prozentsniveau auf 3,23 bis 4,35 und für das 99-Prozentsniveau auf 4,29 bis 5,61 veranschlagt (Pesaran/Shin/Smith (2001), S. 300, Tabelle C1(iii)). Wir verwenden die „upper bound critical values“ und weisen sie am unteren Rand der Tabellen 1 und 2 als die relevanten konservativen Benchmarks für die Tests auf Kointegration aus.

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 15 Fällen mindestens auf dem $\alpha = 0,1$ -Niveau abgelehnt werden kann, in zwei dieser Fälle sogar für $\alpha = 0,01$. Insgesamt ergeben sich bei 32 (zwei Tabellen mit sechzehn Konstellationen) insgesamt betrachteten Spezifikationen immerhin 15 signifikante Langfristbeziehungen. Insgesamt gesehen vermitteln die Tests aber nur in vier Fällen Evidenz für die Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen, der Geldmenge sowie anderen makroökonomischen Variablen und einer geschätzten Konstanten. Dies ist hingegen deutlich häufiger (elfmal) 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 später verwendeten Kreditvolumens zum einen dann abgelehnt werden, wenn Preisdaten für Neubauten (Westdeutschland) verwendet werden und die Regression mit der Änderung des Immobilienpreisindex als abhängiger Variable durchgeführt wird (Tabelle 1, zweite Zeile, fünfte Spalte). Nur in diesem Fall kann die Veränderung der realen Geldmenge als „long-run forcing“ für die Immobilienpreisentwicklung angesehen werden. Zum anderen kann die Nullhypothese der Nicht-Kointegration abgelehnt werden, wenn die Langfristregression mit der Änderung der realen Geldmenge als abhängige Variable durchgeführt wird und Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien (Westdeutschland) verwendet werden. Die Evidenz für den Einfluss der Geldmenge auf die Immobilienpreise ist folglich auf westdeutsche Preisdaten beschränkt. Für alle anderen Spezifikationen der Immobilienpreisvariablen finden wir keine Evidenz für signifikante Kointegrationsbeziehungen. Da die Geldmenge hier gleichsam „long-run forcing“ ist, ist das Modell mit der Geldmenge und westdeutschen Preisdaten für Neubauten nach Auswertung der Tabelle 1 unser Modell der Wahl.

Wird hingegen die reale Geldmenge im Ansatz durch das *Immobilienkreditvolumen* ersetzt (Tabelle 2), ergibt sich ein vollständig anderes Bild. Bei drei von vier möglichen Spezifikationen der Immobilienpreise lässt sich die Nullhypothese fehlender Kointegration ablehnen. 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 elf der sechzehn möglichen Spezifikationen – wie schon in Tabelle 1 häufiger, wenn westdeutsche Immobilienpreisdaten verwendet werden und deshalb der Stützzeitraum länger ist.

Insgesamt gesehen scheint unser empirisches Modell die makroökonomischen Zusammenhänge am westdeutschen Immobilienmarkt besser abzubilden als am gesamtdeutschen Markt. Dieser Aspekt wird in Abschnitt 3.3.2.1 „Robustheitstests“ weiter vertieft, indem der Einfluss von Sonderabschreibungen in Ostdeutschland auf die Schätzergebnisse getestet wird. Angesichts der potenziellen Endogenität der Geldmenge bzw. des Immobilienkreditvolumens im Hinblick auf die Entwicklung der Immobilienpreise ist es in dieser Stufe der Analyse nicht möglich, a priori exakt abzuleiten, ob die Geldmenge und/oder das Kreditvolumen durchweg die 'long-run forcing' Variable für die Immobilienpreisentwicklung ist.¹⁴

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 Geldmenge bzw. dem Kreditvolumen für die Spezifikationen, in denen Evidenz für Kointegration besteht. Diese Langfristbeziehung sowie kurzfristige Abweichungen hiervon stellen eine Triebfeder für kurzfristige Bewegungen der Immobilienpreise dar. Hierdurch gehen wir es der Ausstattung der deutschen Volkswirtschaft mit Liquidität auf theoretischer Ebene zu, einen kurzfristigen und einen langfristigen Einfluss (und hierdurch wiederum durch Feedback-Effekte, weitere kurzfristige Einflüsse) auf die Immobilienpreise zu haben.

3.3. Anwendung des ARDL-Ansatzes auf deutsche Immobilienpreisdaten

Die Schätzungen der Langfristparameter und der hiermit durch Reparametrisierung verbundenen 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. Die von Pesaran/Shin (1999) im Vergleich mit dem Modified OLS-Schätzverfahren von Phillips/Hansen (1990) erzielten exzellenten Monte Carlo-Resultate sprechen deutlich für die Verwendung dieser zweistufigen Schätzprozedur. Diese Prozedur ist zudem robust gegenüber einem relativ geringen Umfang des Stützzeitraums (Pesaran/Shin 1999, Pesaran/Shin/Smith 2001).

3.3.1 Schätzung finaler Fehlerkorrekturmodelle und Modellselektion

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) geschätzt haben, können wir die Schätzer der Fehlerkorrekturmodelle herleiten. In Tabelle 3 werden die auf dieser Basis gewonnenen Schätzergebnisse aufgelistet. Die Endspezifikationen wurden von uns zum einen mit dem Schwarz-Informationskriterium (SIC) und zum anderen auf der Grundlage des Akaike-Informationskriteriums (AIC) optimiert und se-

¹⁴ 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 zu diesem Aspekt.

lektiert. Als ein zusätzliches Referenzmodell werden die Fehlerkorrektur-Schätzungen für eine naive ARDL(4,4,4,4)-Spezifikation ebenfalls mit angegeben. In Tabelle 3 geben die Werte in Klammern die empirisch ermittelten t-Werte der geschätzten Fehlerkorrekturparameter an.

Wir wählen dabei jeweils einen kritischen Wert für drei exogene Regressoren, ein Fehlerkorrekturmodell mit einer Konstanten, aber ohne deterministischen Trend und $T=60$ (für westdeutsche Daten) bzw. $T=40$ (für ostdeutsche Daten). Statt für diese Ausprägungen von T sind kritische Werte bei Banerjee/Dolado/Mestre (1998) aber beispielsweise nur für $T=25$ und $T=50$ tabelliert. Bei konservativer Vorgehensweise sind die im Zweifel „nächstgelegenen“ höheren kritischen Werte anzuwenden. Deshalb lauten die hier heranzuziehenden kritischen t-Werte bei Benutzung *westdeutscher* Daten ($T=50$): 10/5/1-Prozentriveau: 3,45/3,82/4,59 und bei Verwendung *gesamtdeutscher* Daten ($T=25$): 10/5/1-Prozentriveau: 3,46/3,91/4,92.

Inspiziert man die Ergebnisse der Schätzungen genauer, besteht ein wichtiges Ergebnis darin, dass die Schätzer der Fehlerkorrekturkoeffizienten in 12 von 24 Fällen zumindest auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant sind, gemessen an den kritischen Werten von Banerjee/Dolado/Mestre (1998), Tabelle 1. In allen Fällen weisen die geschätzten 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 (Gros 2007).

Als ein Beispiel diene hier das empirische Modell, in dem die Preise für Neubauten (Westdeutschland) durch die auf Deutschland entfallende reale Geldmenge erklärt werden. Bei diesem ist die Konvergenzgeschwindigkeit recht gering, wie der Schätzwert des Fehlerkorrekturparameters von 0,022 zeigt. Letzterer impliziert, dass jedes Quartal nur 2,2 Prozent der verbleibenden Gleichgewichtsabweichung der Immobilienpreise durch deren Kurzfrisdynamik abgebaut wird.

Um ARDL-Modell mit der besten Performance 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 Akaike-Kriteriums (AIC) liegt in seiner Eigenschaft, im Allgemeinen zu einer höheren Ordnung des ARDL-Modells zu führen als das Schwarz-Kriterium (SIC). Diese Tendenz wiederum führt zu kleineren geschätzten Standardfehlern und einer höheren Wahrscheinlichkeit der gewünschten „White noise“-Eigenschaft der Residuen.¹⁵ Das SIC wird wie üblich als Alternative zum AIC gewählt, da es unter bestimmten Bedingungen asymptotisch das „wahre Modell“ determiniert. Als Benchmark werden für jede Spezifikation die Ergebnisse einer ARDL-Spezifikation unter Vollausnutzung der Lags angegeben.

Selbst bei konservativer Vorgehensweise sind - wie ein Vergleich der ermittelten t-Werte mit den kritischen Werten zeigt - die meisten der geschätzten Fehlerkorrekturparameter für diejenigen Modelle, für die gemäß Tabellen 1 und 2 Evidenz für Kointegration besteht, nach wie vor mindestens auf einem Signifikanzniveau von $\alpha = 0,05$ signifikant (Tabelle 3). Für acht der zwölf verbliebenen Spezifikationen gilt dies sogar auf einem Niveau von $\alpha = 0,01$. Die vier anderen Spezifikationen erreichen das einprozentige Signifikanzniveau nur sehr knapp nicht,

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

insbesondere wenn man berücksichtigt, dass die kritischen Werte sehr konservativ bestimmt wurden und eine etwas geringere als tatsächliche Zahl von Beobachtungen unterstellt wurde.

Tabelle 3 listet die empirischen Realisationen beider Informationskriterien systematisch auf. Diese Werte *sind bereits maximiert*, denn sie beziehen sich 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 wie schon im Rahmen der in Tabelle 1 durchgeführten Kointegrationstests das Modell in Zeile 1 der Tabelle 3 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 befinden sich darunter.

Die empirischen Realisationen des adjustierten Bestimmtheitsmaßes in Tabelle 3 fallen sehr hoch aus. Unsere ausgewählten Modelle weisen somit eine hohe Anpassungsgüte auf. Sie erklären ungefähr 99 Prozent der Variationen der Immobilienpreise. Dies gilt unabhängig davon, ob die Anpassungsgüte direkt durch das Bestimmtheitsmaß oder durch den t-Wert des Fehlerkorrekturparameters gemessen wird. In allen Spezifikationen, die in Tabelle 3 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 (die Standardfehler berücksichtigen die „Sampling variations“ in den geschätzten Langfristkoeffizienten und weisen eine ähnliche Größenordnung über die unterschiedlichen Spezifikationen auf).

Die Ergebnisse für die geschätzten Fehlerkorrekturmodelle vermitteln 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 Immobilienpreisen auf Änderungen der Geldmenge und/oder des Kreditvolumens scheint nicht nur zur Abrundung der Einschätzung der Ursachen und Effekte von Preisschocks in Deutschland wichtig zu sein, sondern dürfte auch zu einer gesteigerten Effizienz von Immobilieninvestments sowie geld- und kreditpolitischen Entscheidungen beitragen.

-Tabelle 3 hier-

Die reale Geldmenge beziehungsweise – je nach Spezifikation – auch das Immobilienkreditvolumen erweist sich in unseren finalen Modellen (Tabelle 3) gerade für *westdeutsche* Immobiliendaten als signifikant und ihre Koeffizienten weisen auch das korrekte Vorzeichen auf. Die erhaltenen Punktschätzer implizieren dabei, dass in der kurzen Frist eine positive Änderung im Niveau der realen Geldmenge beziehungsweise des Immobilienkreditvolumens zu einem Anstieg der Immobilienpreise führt.¹⁶ Zu beachten ist bei langfristiger Betrachtung jedoch die positive Wahrscheinlichkeit, dass die Zentralbank auf höhere Immobilienpreise mit einer restriktiveren Geldpolitik, sodass der Nettoeffekt durchaus geringer als hier - mit Einzelgleichungen geschätzt - sein dürfte.

¹⁶ Diese Resultate decken sich mit Studien auch für andere Industrieländer. Beispielsweise zeigen Ahearne et al. (2005) für achtzehn Industrieländer, dass Immobilienpreisbooms typischerweise eine Periode expansiver Geldpolitik vorhergeht. Iacovello (2002) zeigt im Rahmen einer VAR-Analyse für sechs europäische Länder, dass negative geldpolitische Schocks zu einem signifikant negativen Einfluss auf die Hauspreisentwicklung führen.

Schließlich ermitteln wir noch grafische Belege für die Residuenqualität, nachdem in den Tabellen 1 und 2 noch die Realisationen der Residuen-Testgrößen ausführlich aufgeführt wurden. In den auf Anfrage erhältlichen Grafiken zur Residuenqualität der Fehlerkorrekturmodelle aus Tabelle 3 zeigt sich, dass die Residuenplots für die Konstellationen, in denen Evidenz für Kointegration besteht, auf korrekte Modellspezifikation im Sinne der in den Fußnoten zu Tabelle 1 und 3 genannten Residuentests hindeuten. Dies gilt insbesondere für westdeutsche Immobilienpreisdaten.¹⁷

-Tabelle 4 hier-

Da das in Abschnitt 3.2.2. skizzierte Vorgehen mit dem „für sich“ sprechen lassen der Daten zwar mit der häufig von Hashem Pesaran vorgetragenen Modellierungsideologie entspricht, aber zu inkonsistenten Schätzungen führen kann, wenn im wahren Modell ein Strukturbruch vorliegt, werden in Anlehnung an Pesaran/Shin/Smith (2001), S. 314, und Bahmani-Oskooee/Bohl (2000), S. 206, ergänzend für alle in Tabelle 1 aufgeführten Spezifikationen *Strukturbruchtests* in Gestalt von CUSUM- und CUSUMSQ-Tests durchgeführt. Falls eine der Intervall-Linien überschritten wird, ist die Nullhypothese einer korrekten Spezifikation der Regressionsgleichung auf dem 5-Prozent-Niveau abzulehnen. Der CUSUM-Test ist besonders nützlich, um systematisch Änderungen der Regressionskoeffizienten zu identifizieren. Die Anwendung des CUSUMSQ-Tests erweist sich hingegen in Situationen als sinnvoll, in denen die Abweichung von der Konstanz der Regressionskoeffizienten zufällig und plötzlich ist (Brown/Durbin/Evans 1975). Die hieraus resultierenden Ergebnisse werden in Tabelle 4 systematisch - Spezifikation für Spezifikation - dargestellt. Es zeigt sich weit überwiegend Strukturstabilität der geschätzten Modelle. Für unser Modell der Wahl (reale Geldmenge als „long-run forcing variable“ der Preise für westdeutsche Neubauten ergeben sich keinerlei Anzeichen für Strukturbrüche. Was die Spezifikationen unter Einschluss der Geldmenge angeht, ergeben sich Andeutungen von Strukturbrüchen ohnehin nur für diejenigen Spezifikationen, für die gemäß Tabelle 1 keine Evidenz für Kointegration vorliegt und die deshalb hier nicht weiterverfolgt werden. Betrachtet man die Spezifikationen unter Einschluss der Immobilienkredite statt der Geldmenge, werden Hinweise auf Strukturbrüche vereinzelt deutlicher. Ganz verschont davon bleiben eigentlich nur die Spezifikationen mit westdeutschen Preisdaten für Neubauten.

Auf der Grundlage der in Tabellen 1 bis 3 angegebenen bisher erzielten empirischen Ergebnisse werden alle Spezifikationen unter Einschluss der realen Geldmenge mit Ausnahme der Spezifikation mit Preisen für westdeutsche Neubauten - also drei von vier Spezifikationen - aus der weiteren Analyse ausgeschlossen. Wird statt der realen Geldmenge das Kreditvolumen verwendet, entfällt nur die Spezifikation mit den Wiederverkaufspreisen gesamtdeutscher Immobilien, d.h. eine von vier Spezifikationen. Gemäß den Tabellen 1 bis 3 fehlt in diesen Fällen Evidenz für Kointegration. Es verbleiben vor Inspektion der Residuenqualität und der Strukturstabilität noch vier ARDL-Spezifikationen als Kandidaten für das Modell der Wahl. Vor dem Hintergrund der in den auf Anfrage erhältlichen Grafiken der Residuen und gerade auch in Tabelle 4 ausgewiesenen Ergebnisse entfällt dann vorläufig wohl auch die letzte Spezifikation für gesamtdeutsche Daten. Es bleibt zu prüfen, ob die durch den CUSUM-Test angezeigte Evidenz für einen Strukturbruch durch die Berücksichtigung der Sonderabschreibungen in Ostdeutschland geheilt wird. Auch um den Einfluss der Sonderabschreibungen sachgerecht unter Einschluss auch ostdeutscher Immobiliendaten testen zu können, wird die letzte verbleibende Spezifikation mit gesamtdeutschen Daten noch mit in die Robustheitstests übernommen.

¹⁷ Die Residuen der Preisdaten für Neubauten für Gesamtdeutschland weisen in den auf Anfrage erhältlichen Grafiken zur Residuenqualität der in Tabelle 3 aufgeführten Fehlerkorrekturmodelle im Jahr 2002 einen Auschlag aus dem Fehlerband auf. Dieser Ausreißer kann möglicherweise inhaltlich mit der Rettungsaktion der Berliner Bank erklärt werden.

3.3.2 Robustheitschecks

3.3.2.1 Steuerpolitik - Sonderabschreibungen in den neuen Bundesländern

Zunächst überprüfen wir die Robustheit der bisher erzielten empirischen Ergebnisse im Hinblick auf bisher unberücksichtigte Variablen der Steuerpolitik, die auf die Immobilienpreise einen wichtigen Einfluss ausüben dürften, wie zum Beispiel die in den neunziger Jahren gewährten Sonderabschreibungen in den Neuen Bundesländern.¹⁸ Zwar ergeben die auf Anfrage erhältlichen Grafiken zur Residuenqualität der in Tabelle 3 aufgeführten Fehlerkorrekturmodelle und die Strukturbruchtests (Tabelle 4) a priori kaum Hinweise auf einen „omitted variable bias“. Prinzipiell dürften aber die Sonderabschreibungen in den Neuen Bundesländern durch die Schaffung von Überkapazitäten zu fallenden Immobilienpreisen beigetragen haben. Bei letzteren handelt es sich um eine 50-prozentige Sonder-AfA für Mietwohnungsbau und Modernisierung. deren Laufzeit erstreckte sich von 1991 bis 1997/98 (Dohse/Krieger-Boden/Sander/Soltwedel 2002). Diese Sonderabschreibungen implizieren West/Ost-Unterschiede. Sie dürften damit hauptsächlich bei gesamtdeutscher Betrachtung prinzipiell, aber wegen der aggregierten Betrachtung eben auch nur partiell, relevant sein. Über Substitutionseffekte könnte das westdeutsche Immobilienpreisniveau ebenfalls, wenn auch nur mittelbar betroffen sein. Deshalb wird die Relevanz der Sonderabschreibungen von uns ergänzend auch für westdeutsche Immobilienpreisdaten getestet. Gleichzeitig lässt sich in unserem Setting testen, ob die Vernachlässigung von Sonderabschreibungen in den Tabellen 1 bis 4 für die relativ besseren Ergebnisse für west- als für gesamtdeutsche Daten verantwortlich ist (rein ostdeutsche Daten liegen uns leider nicht vor).

Bereits in der Einleitung wurde dargelegt, dass unterschiedliche Reaktionen von Immobilienpreisen auf geld- und kreditpolitische Impulse durch unterschiedliche länderspezifische Institutionen auf Immobilien- und Finanzmärkten erklärt werden können.¹⁹ Der vorliegende Beitrag befasst sich aber eben nur mit einem Land - Deutschland. Es ist deshalb fraglich, ob die oben vorgeschlagenen institutionellen Variablen für ein Land hinreichend Varianz aufweisen, um als ein weiterer erklärender Faktor der Immobilienpreisentwicklung identifiziert werden zu können. Man sollte also eher versuchen, bisher fehlende Variable der Steuerpolitik durch *Dummyvariable* aufzufangen. Wir erfassen deshalb die Sonderabschreibung durch Setzen einer Dummyvariable, die für den Zeitraum von 1991Q1 bis 1997Q4 als 1 und den Rest des Stützzeitraums als 0 kodiert ist. Wir schätzen die bereits aus Tabelle 3 bekannten Spezifikationen, für die Evidenz von Kointegration besteht, unter Einschluss der Sonderabschreibungs-Dummy erneut. Je Immobilienpreisindikator werden also wieder drei Spezifikationen geschätzt - die nach dem Schwarz-Informationskriterium optimierte, die nach dem Akaike-Kriterium ermittelte und diejenige mit maximaler Zahl an Verzögerungen, hier 4). Die Schätzergebnisse finden sich in Tabelle 5.

Die zusätzlich implementierte Dummy erweist sich durchweg als signifikant und ihr geschätzter Koeffizient weist in vielen Fällen, aber nicht immer, das erwartete negative Vorzeichen auf. Wie weiter oben schon ausgeführt, überrascht dies angesichts des Bezugs der Sonderabschreibungen auf Ostdeutschland nicht. Die optimalen Lagspezifikationen ändern sich in vier von acht möglichen Fällen.²⁰ Die Signifikanz des Fehlerkorrekturparameters steigt für unser Modell der Wahl in

¹⁸ Für die Berücksichtigung der Steuerpolitik bei der Bestimmung der Determinanten der Immobilienpreisentwicklung vgl. Poterba/Weill/Shiller (1991). In der Einführung wurden darüber hinaus auch Programme des Sozialen Wohnungsbaus genannt.

¹⁹ Institutionelle Unterschiede lassen sich beispielsweise am Entwicklungsgrad der Hypothekenmärkte festmachen. So zeigen Carstensen/Hülsewig/Wollmershäuser (2009), dass diese in Deutschland sowie Österreich, Frankreich und Italien schwächer entwickelt erscheinen. Dies könnte ein Argument für generell schwächere empirische Ergebnisse für Deutschland darstellen.

²⁰ Man beachte, dass die maximale Lagspezifikation nach unseren Vorgaben immer (4,4,4,4) ist und sich somit nicht ändern kann.

zwei Fällen und sinkt in einem. Über alle Spezifikationen hinweg betrachtet, steigt sie in vier und fällt (leicht) in acht Fällen. Auch führt die Berücksichtigung der Sonderabschreibungs-Dummy in 9 von 12 Fällen zu einer Verbesserung der Modellselektionskriterien AIC und SCH im Vergleich zu den Modellen ohne diese Dummy-Variable. Die Realisationen der Bestimmtheitsmaße verändern sich hingegen kaum. Gemessen an den in Tabelle 6 ausgewiesenen Residuenplots ist die Qualität der Residuen so hoch wie in den Referenzmodellen. Hinsichtlich der Strukturstabilität der Fehlerkorrekturmodellschätzungen ergibt sich lediglich für gesamtdeutsche Daten ein Verdacht auf verbliebene Strukturbrüche (Tabelle 6).²¹ Dies zeigt einmal mehr, dass unsere frühe Festlegung auf die Spezifikation mit den westdeutschen Preisen für Neubauten als abhängiger Variable und der realen Geldmenge als Erklärender als unser Modell der Wahl gerechtfertigt ist. Da sich die Ergebnisse für gesamtdeutsche Daten sogar verschlechtern, ist nicht davon auszugehen, dass die Vernachlässigung von Sonderabschreibungen in den Tabellen 1 bis 4 für die relativ besseren Ergebnisse für west- als für gesamtdeutsche Daten verantwortlich ist.

-Tabellen 5 und 6 hier-

3.3.2.2 Andere Förderprogramme – CO₂-Gebäudesanierung

Auch andere Förderprogramme wie beispielsweise vergünstigte Kredite für klimapolitische Maßnahmen sind in die Analyse zu integrieren. Dies soll hier am Beispiel der CO₂-Gebäudesanierung analysiert werden. Im Rahmen ihrer Initiative für Wachstum, Beschäftigung und Innovation hat die Bundesregierung von 2006 bis 2009 ursprünglich insgesamt 5,6 Milliarden Euro für die energetische Gebäudesanierung bereitgestellt.²²

Da der Stützzeitraum dieses Beitrags im vierten Quartal des Jahres 2006 endet, wird der Effekt der finanziellen Förderung der CO₂-Gebäudesanierung auf die Immobilienpreise im Folgenden durch eine Dummyvariable erfasst, die für den Zeitraum von 2006Q1 bis 2006Q4 als 1 und den Rest des Stützzeitraums als 0 kodiert ist. Wir schätzen die bereits aus Tabelle 3 bekannten Spezifikationen, für die Evidenz von Kointegration besteht, unter Einschluss dieser CO₂-Gebäudesanierungs-Dummy erneut. Je Immobilienpreisindikator werden also wieder drei Spezifikationen geschätzt - die nach dem Schwarz-Informationskriterium optimierte, die nach dem Akaike-Kriterium ermittelte und diejenige mit maximaler Zahl an Verzögerungen, hier vier Lags). Die optimalen Lagspezifikationen ändern sich in drei von acht möglichen Fällen. Allerdings erweist sich die neue am aktuellen Rand des Schätzzeitraums „liegende“ Dummyvariable häufig als insignifikant.²³ Möglicherweise ist der Schätzzeitraum nicht lang genug, um den Effekt des Programms auf die Immobilienpreise adäquat zu erfassen, zumal ein großer Teil seiner Laufzeit nicht erfasst ist und sich ein Teil der Effekte ohnehin erst verzögert einstellen könnte. Betrachtet man das Modell der Wahl – also dasjenige unter Einschluss der realen Geldmenge statt des Kreditvolumens - sinkt die Signifikanz der Fehlerkorrekturparameter in allen drei Fällen leicht. Insgesamt gesehen sinkt sie in neun und erhöht sich in lediglich drei Fällen. In lediglich 5 von 12 Fällen führt die Berücksichtigung der Sonderabschreibungs-Dummy zu einer Verbesserung der Modellselektionskriterien AIC und SCH im Vergleich zu den Modellen ohne diese Dummy-Variable. Gemessen an den Residuenplots ist die Qualität der Residuen ähnlich hoch wie in den Referenzmodellen. Die Realisationen des Bestimmtheitsmaßes bleiben annähernd

²¹ Aufgrund der Implementierung der Sonderabschreibungs-Dummy verkürzt sich aus technischen Gründen die Zeitspanne, für die Realisationen der Testgröße ausgewiesen werden.

²² Siehe <http://www.bundesregierung.de/Content/DE/Magazine/MagazinInfrastrukturNeueLaender/009/sa-co2-gebaeudesanierungsprogramm.html>.

²³ Da sie ausgerechnet am aktuellen Rand als Eins kodiert ist, erweist sich die Durchführung aussagefähiger Strukturbruchtests technisch unmöglich.

gleich.²⁴ Folglich könnten die gerade aufgeführten Spezifikationen mit der Abschreibungs-Dummy als finales Modell angesehen werden.

3.3.2.3. Ergänzende Tests auf Kointegration in Modellen mit I(1) exogenen Variablen

Abschließend soll noch einmal mit einem ergänzenden Verfahren am Beispiel unseres Modells der Wahl (Reale Geldmenge unter den Erklärenden und westdeutsche Preise für Neubauten als Abhängige) überprüft werden, welche Variablen zum Kointegrationsvektor gehören. Als einen dritten Test auf Robustheit unserer empirischen Ergebnisse verwenden wir deshalb ein Cointegrating VAR vom Johansen-Typ, um die Zahl der kointegrierenden Beziehungen zwischen der endogenen Variable Hauspreise (Westdeutschland, Neubauten) und den exogenen Variablen Reale Geldmenge, Reales BIP und Langfristzins zu bestimmen, und dies wiederum für den gesamten verfügbaren Stützzeitraum. Um die Zahl der Kointegrations- (oder Langfrist-) Beziehungen in unserem Modell zu identifizieren, finden die Maximum Eigenvalue- und die Trace-Statistik nach Johansen Anwendung.

Im Folgenden verwenden wir Johansen's vereinheitlichten ML-Rahmen für die Schätzung und Tests von Kointegrationsbeziehungen im Kontext von VAR-Fehlerkorrekturmodellen. Zu diesem Zweck schätzen wir VAR(4)-Modelle mit „restricted intercepts“ und ohne Trends (mit Trends).²⁵ Diese Fälle werden als von Pesaran/Pesaran (1997), pp. 133 ff., als Fall II (IV) bezeichnet. Fall II ist relevant für Variablen wie die deutschen Hauspreise und der Langfristzins, die keinen deutlichen Trend aufweisen. Fall IV hingegen dürfte eher für die Variablen Reales BIP und reale Geldmenge geeignet sein. Wir unterstellen nunmehr unter Rückbezug auf die Ergebnisse unserer Einheitswurzeltests, dass die berücksichtigten Variablen I(1) sind.

Für diese Modelle stellen wir die empirischen Realisationen der Trace- und der Maximum eigenvalue-Statistik für Tests der Nullhypothese keiner Kointegration ($r = 0$) gegen die Alternativhypothese, dass $r = 1$ Kointegrationsbeziehungen zwischen den „long-run forcing“-Variablen einerseits und den westdeutschen Immobilienpreisen für Neubauten andererseits existieren, in Tabelle 7 dar (für exakt diese Interpretation siehe Pesaran/Pesaran 1997, S. 298). Wir nehmen also an, dass kein Problem der „reverse causation“ existiert, d.h. dass insbesondere die reale Geldmenge, aber auch das reale BIP und der Langfristzins ‘forcing variables’ für westdeutsche Immobilienpreise für Neubauten sind.

Dieses Vorgehen ist konzeptionell mit den zuvor durchgeführten Pesaran, Shin and Smith (2001)-Tests der Existenz einer Langfristbeziehung kompatibel, da sich für das Modell der Wahl gemäß Tabelle 1 für den Fall Evidenz für Kointegration ergab, dass die Immobilienpreise als Endogene verwendet wurden. Im Einklang mit den bisher in diesem Beitrag erzielten Ergebnissen nehmen wir deshalb an, dass die reale Geldmenge, das reale BIP und der Langfristzins als exogene Regressoren in die Kointegrationsbeziehung eingehen. Wenn im Fall der realen Geldmenge als exogenem Regressor Evidenz für Kointegration besteht, ist gemäß Pesaran/Pesaran (1997), S. 297 f., die reale Geldmenge als eine „long-run forcing“ Variable für die Immobilienpreise zu interpretieren. Hierdurch können wir auch zur Lösung des in letzter Zeit häufiger diskutierten Endogenitätsproblems in Bezug auf Liquidität und Hauspreise beitragen. Die in Tabelle 7 verwendeten kritischen Werte hängen von der Zahl der endogenen und exogenen Regressoren ab und sind bei Pesaran/Shin/Smith (2000) tabelliert.²⁶ Der Stützzeitraum ist aus Vergleichsgründen exakt derselbe wie für das Modell der Wahl in Tabelle 2.

²⁴ Die Schätzergebnisse und die Nachweise der Residuenqualität sind auf Anfrage verfügbar.

²⁵ Die Ergebnisse sind robust gegenüber einer Erhöhung der VAR-Ordnung von 4 auf 5. Die Ergebnisse sind auf Anfrage verfügbar.

²⁶ Für das ökonometrische Modell hinter der Kointegrationsanalyse mit exogenen (1)-Regressoren vgl. auch Pesaran/Pesaran (1997), S. 429 f., und Belke/Polleit (2006).

-Tabelle 7 hier-

Die empirischen Realisationen der Maximum Eigenvalue- und der Trace-Statistik zeigen unabhängig davon, ob ein Trend in den Variablen unterstellt wird, auf dem 5-Prozentriveau an, dass unter den skizzierten Nebenbedingungen exakt ein Kointegrationsvektor unter den bezeichneten Variablen existiert. Die westdeutschen Immobilienpreise für Neubauten sowie die reale Geldmenge, das reale BIP und der Langfristzins gehören also zum Kointegrationsvektor. Die Nullhypothese $r = 0$ wird durchweg deutlich abgelehnt, was in striktem Einklang mit den zuvor unter Nutzung der „Bounds testing“-Prozedur für das Modell der Wahl erzielten Ergebnisse steht. Erneut sei aber auf die Unsicherheit bezüglich der Integrationsordnung der betrachteten Variablen hingewiesen, die aus der geringen Macht der Einheitswurzeltests in beschränkten Stützzeiträumen rührt. Aus dieser Sicht machen die Johansen-Kointegrationstests mit ihrem von der „Bounds testing“-Prozedur abweichenden Konzeption lediglich als Benchmark-Verfahren Sinn, um weitere Argumente für das Verwerfen der Möglichkeit zu erhalten, dass keine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen existiert (Belke/Polleit 2006, 2006a, and Islam 2004). Angesichts der (hinreichenden) Größe unseres Stützzeitraums dürfte der Johansen-Testansatz nicht an einem „small sample size“-Problem leiden und erscheint auch aus dieser Sicht als ergänzendes Verfahren angemessen zu sein (Pattichis 1999, S. 1062).

4. Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag wurde der Zusammenhang zwischen der Geldmenge und dem Kreditvolumen einerseits und Immobilienpreisen andererseits, ergänzt durch weitere makroökonomische Variablen, für west- und gesamtdeutsche Daten separat empirisch untersucht. Auf der Grundlage des ARDL-Ansatzes nach Pesaran/Shin/Smith (2001) wurden zunächst Tests auf Kointegration der genannten Variablen durchgeführt. Hierauf aufbauend fand der zweistufige ARDL-Schätzansatz nach Pesaran/Shin (1999) Anwendung. Nach Schätzungen der Langfristparameter wurden die zugehörigen Fehlerkorrekturmodell-Regressionen für Immobilienpreise in unterschiedlicher Abgrenzung geschätzt. Wir finden Evidenz für einen Effekt der Geldmengen- und der Kreditvolumensentwicklung auf den Zeitpfad der Immobilienpreise vor allem für Neubauten in Westdeutschland. Für gesamtdeutsche Preisdaten gelingt letztlich keine rundum überzeugende Spezifikation. Die dabei erzielten Ergebnisse wurden abschließend Robustheitstests unterzogen. Zuvor unberücksichtigte Variablen der Steuerpolitik, wie zum Beispiel die in den neunziger Jahren gewährten Sonderabschreibungen in den Neuen Bundesländern üben demnach auf die Immobilienpreise ebenfalls einen wichtigen Einfluss aus, ohne jedoch den Einfluss der Liquidität zu dominieren. Andere Förderprogramme wie beispielsweise vergünstigte Kredite für klimapolitische Maßnahmen (CO₂-Gebäudesanierung) erwiesen sich als nicht signifikant. Schließlich erweisen sich die Ergebnisse als robust gegenüber der Verwendung eines ergänzenden Kointegrations-Testverfahrens. Insgesamt gesehen hat sich der ARDL-Ansatz also bewährt, zumal die von uns durchgeführten umfangreichen Einheitswurzeltests verdeutlichten, dass die Integrationseigenschaften der verwendeten Variablen a priori nicht klar sind.

Es ergeben sich aus unseren empirischen Ergebnissen für Deutschland allerdings nur insoweit mittelbare geld- und kreditpolitische 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 Liquidität, als Kreditvolumen interpretiert, und zum Teil auch in Gestalt der Geldmenge die Immobilienpreise in Westdeutschland treibt. Es ist interessant zu sehen, dass stärkere Evidenz für eine Langfristbeziehung zwischen Immobilienkrediten und Immobilienpreisen ge-

funden wird als zwischen Geldmenge und Immobilienpreisen. Dies erscheint plausibel, ist die Aufnahme eines Immobilienkredits ja direkt mit dem Erwerb einer Immobilie verbunden.

Dafür, dass die Ergebnisse nicht noch stärker ausfallen, lassen sich wohl einige institutionelle Besonderheiten des deutschen Immobilienmarktes anführen, die bereits in der Einleitung ausführlich erläutert wurden. Hierzu zählen beispielsweise die auf historischen Werten basierende Grundstücksbewertung und die fehlende Möglichkeit der Erhöhung und Liquidierung der Hypothek bei einer Wertsteigerung der Immobilie. Ein wichtiges Bindeglied zwischen der Geldpolitik und den Immobilienpreisen stellen die Hypothekenmärkte 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 Impulse bei der Liquidität reagieren als beispielsweise im Vereinigten Königreich, wo klassischerweise Darlehen mit variablem Zins abgeschlossen werden. Auch ist der Hypothekenmarkt in Deutschland im internationalen Vergleich in der hier zugrunde liegenden Untersuchungsperiode, die die akute Phase der Finanzkrise ausblendet, schwächer entwickelt.²⁷ Umso bemerkenswerter sind die in dieser Untersuchung erzielten empirischen Ergebnisse – zumindest diejenigen, die sich auf die reale Geldmenge beziehungsweise das Immobilienkreditvolumen und die Preise für westdeutsche Neubauten beziehen. Eine der verbliebenen offenen Forschungsfragen betrifft sicherlich den Umfang, in dem Expansionen der Geldmenge und/oder des Kreditvolumens angebotsseitig bestimmt werden. Gelingt eine noch genauere Identifikation, lassen sich noch konkretere geld- und kreditpolitische Schlussfolgerungen ziehen.

²⁷ Diese wertende Beschreibung kann nach den Erfahrungen mit entwickelten Hypothekenmärkten möglicherweise nicht mehr so benutzt werden wie vor der Finanzmarktkrise.

Literatur

- Adalid, R., und C. Detken (2007): Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Bust Cycles, ECB Working Paper Series 732, European Central Bank, Frankfurt/Main.
- Ahearne, A.G., Ammer, J., Doyle, B.M., Kole, L.S., Martin, R.F. (2005): House Prices and Monetary Policy: A Cross-Country Study, Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers 841, September.
- Ahrend, R., Cournède, B. und R. Price (2008): Monetary Policy, Market Excesses and Financial Turmoil, OECD Economics Department Working Paper 597, ECO/WKP(2008)5, Organisation for Economic Cooperation and Development, Paris.
- Assenmacher-Wesche, K. und S. Gerlach (2008): Monetary Policy, Asset Prices and Macroeconomic Conditions: a Panel-VAR Study, Working Paper Research 149, National Bank of Belgium, October.
- Bahmani-Oskooee, M. und M.T. Bohl (2000): German Monetary Unification and the Stability of German M3 Money Demand Function, Economics Letters 66, S. 203-208.
- Bahmani-Oskooee, M. Und R.C.W. Ng (2002): Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model, International Journal of Business and Economics 1, 147-155.
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Mestre, R. (1998): Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework, Journal of Time Series Analysis 19 S. 267-283.
- Bean, C. (2004): Asset Prices, Financial Instability, and Monetary Policy, American Economic Review – Papers and Proceedings 94, S. 14-23.
- Belke, A. und D. Gros (2007): Instability of the Eurozone: On Monetary Policy, House Prices und Labor Market Reforms, IZA Discussion Paper No. 2547, Institut zur Zukunft der Arbeit (IZA), Bonn.
- Belke, A. und T. Polleit (2006): Monetary Policy und Dividend Growth, in Germany: Long-Run Structural Modelling versus Bounds Testing Approach, Applied Economics 38, S. 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, S. 335-366.
- Belke, A. und T. Polleit (2007): Dividend Yields for Forecasting Stock Market Returns: An ARDL Cointegration Analysis for Germany, *Ekonomia* 9, Special Issue on Macroeconomic Analysis und International Finance, S. 86-116.
- Belke, A., Orth, W. und R. Setzer (2008): Sowing the Seeds of the Subprime Crisis - Does Global Liquidity Matter for Housing and other Asset Prices?, International Economics and Economic Policy 5, S. 403-424.
- Bera, A.K. und C.M. Jarque (1981): An Efficient Large Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals, Australian National University Working Papers in Econometrics 40, Canberra.
- Bernanke, B. (2005): The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit, Homer Jones Lecture, St. Louis, Missouri, April 14.
- Bjørnland, H.C. und D.H. Jacobsen (2008): The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism, Paper presented at the Scottish Economic Association Annual Conference, Perth, April.

- Brown, R.L., Durbin, J., und J.M. Evans (1975): Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations Over Time (with Discussion), *Journal of the Royal Statistical Society B* 37, S. 149-192.
- Carstensen, K., Hülsewig, O. und T. Wollmershäuser (2009): Monetary Policy Transmission and House Prices: European Cross Country Evidence, *FINESS Working Paper D.7.4*, Berlin, February.
- Catte, P., Girouard, N., Price, R. und C. Undré (2004): Housing Markets, Wealth und the Business Cycle, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 394, Organisation for Economic Cooperation and Development, Paris.
- Cecchetti, S.G., Genberg, H., Lipsky, J. und S. Wadhvani (2000): Asset Prices and Central Bank Policy, Geneva, Reports on the World Economy 2, Center for Economic and Policy Research, Washington D.C.
- Congdon, T. (2005): Money and Asset Prices in Boom and Bust. London: The Institute of Economic Affairs.
- Deutsche Bundesbank (2003): Konjunkturlage in Deutschland, Monatsbericht, Mai, S. 31-40.
- Deutsche Bundesbank (2003a): Preisindikatoren für den Wohnungsmarkt, Monatsbericht, September, S. 45-59.
- Dupor, B. und T. Conley (2004): The Fed Response to Equity Prices and Inflation, *American Economic Review - Papers and Proceedings* 94, S. 24-32.
- Égert, B., Mihaljek, D. (2007): Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe. *CESifo Working Paper Series CESifo Working Paper No. 152*, Munich.
- European Central Bank (2002): The Stock Market and Monetary Policy, *Monthly Bulletin*, February, Frankfurt/Main, S. 39-52.
- European Central Bank (2009): Housing Finance in the Euro Area, *ECB Occasional Papers* 101, European Central Bank, Frankfurt/Main, March.
- Faria, J.R. und M.A. León-Ledesma (2003): Testing the Balassa-Samuelson Effect - Implications for Growth and the PPP, *Journal of Macroeconomics* 25, S. 241-253.
- Frankel, J.A. (2008): The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices, in: J. Campbell (Hrsg.), *Asset Prices and Monetary Policy*, University of Chicago Press, S. 291-327.
- Frick, J.R., Grabka, M.M. (2009): Gestiegene Vermögensungleichheit in Deutschland, *DIW Wochenberichte* 4, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin, S. 54-67.
- Giese, J. and C. Tuxen (2007): Global Liquidity, Asset Prices and Monetary Policy: Evidence from Cointegrated VAR Models, Working Paper, University of Oxford and University of Copenhagen.
- Giuliodori, M. (2005): The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism across European Countries, *Scottish Journal of Political Economy* 52, S. 519-543.
- Godfrey, L.G. (1978a): Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Endogenous Variables, *Econometrica* 46, S. 1293-1301.
- Godfrey, L.G. (1978b): Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Endogenous Variables, *Econometrica* 46, S. 1303-1310.

- Goodhart, C. und B. Hofmann (2007): *House Prices and the Macroeconomy - Implications for Banking and Price Stability*, Oxford University Press, Oxford.
- Goodhart, C. und B. Hofmann (2008): *House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy*, *Oxford Review of Economic Policy* 24, S. 180-205.
- Greiber, C. und R. Setzer (2007): *Money und Housing - Evidence for the Euro Area und the US*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies No. 12/2007, Frankfurt/Main.
- Gros, D. (2007): *Bubbles in Real Estate? A Longer-Term Comparative Analysis of Housing Prices in Europe and the US*, CEPS Working Document 276, Brüssel, October.
- Halicioglu, F. (2004): *An ARDL Model of International Tourist Flows to Turkey*”, *Global Business and Economics Review* 2004 Anthology, S. 614-624.
- Hamburg, B., Hoffmann, M. und J. Keller (2005): *Consumption, Wealth and Business Cycles: Why is Germany Different?*, Discussion Paper Series 1: Economic Studies, No. 16/2005, Deutsche Bundesbank, Frankfurt/Main.
- Harvey, A.C. (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan, London.
- Iacovello, M. (2002): *House Prices and Business Cycles in Europe: a VAR Analysis*, Department of Economics, Boston College, Chestnut Hill, MA, October, mimeo.
- International Monetary Fund (2004): *World Economic Outlook - The Global Demographic Transition*, Chapter II: *The Global House Price Boom*, September, Washington, D.C.
- International Monetary Fund (2008): *World Economic Outlook - Housing and the Business Cycle*, April, Washington, D.C.
- Islam, M.Q. (2004): *The Long Run Relationship between Openness and Government Size: Evidence from Bounds Test*, *Applied Economics* 36, S. 995-1000.
- Jäger, M. und M. Voigtländer (2007): *Immobilienfinanzierung - Hypothekenmärkte und ihre gesamtwirtschaftliche Bedeutung*, *IW-Analysen* 22, Institut der deutschen Wirtschaft (Hrsg.), Köln.
- 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.
- Koenker, R. (1981): *A Note on Studentizing a Test for Heteroscedasticity*, *Journal of Econometrics* 17, S. 107-112.
- Maclennan, D., J. Muellbauer und M. Stephens (1999): *Asymmetries in Housing and Financial Market Institutions and EMU*, CEPR Discussion Paper, No. 2062, Centre for Economic Policy Research, London.
- Meltzer, A.H. (1995), *Monetary, Credit and (other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective*, *Journal of Economic Perspectives* 9, S. 49-72.
- Mikhed, V. und P. Zemčík (2009): *Testing for Bubbles in Housing Markets: A Panel Data Approach*, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 38, S. 366-386.
- Mishkin, F.S. (2007): *Housing and the Monetary Transmission Mechanism*, Working Paper, Nr. 13518, National Bureau of Economic Research, Cambridge/MA.
- Morley, B. (2007): *Equities and the Monetary Model of the Exchange Rate: An ARDL Bounds Testing Approach*, *Applied Financial Economics* 17, S. 391-397.

- Muellbauer, J. und A. Murphy (2008): Housing Markets and the Economy: The Assessment, *Oxford Review of Economic Policy* 24, S. 1-33.
- Narayan, P.K. und R. Smyth (2003): Attendance and Pricing at Sporting Events: Empirical Results from Granger Causality Tests for the Melbourne Cup, *Applied Economics* 35, S. 1649-1657.
- Narayan, P.K. und R. Smyth (2004): Dead Man Walking: An Empirical Reassessment of the Deterrent Effect of Capital Punishment Using the Bounds Testing Approach to Cointegration, *American Law & Economics Association Annual Meetings*, Paper 26, Berkeley Electronic Press.
- Narayan, P.K. und R. Smyth (2004a): Crime Rates, Male Youth Unemployment and Real Income in Australia: Evidence from Granger Causality Tests, *Applied Economics* 36, S. 2079-2095.
- Negro del, M. und C. Otrok (2007): 99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom across US States, *Journal of Monetary Economics* 54, S. 1962-1985.
- OECD (2005): *Economic Outlook* 78, Chapter III: Recent House Price Developments - The Role of Fundamentals, Paris, S. 193–234
- Pattichis, C.A. (1999): Price and Income Elasticities of Disaggregated Import Demands: Results from UECMs and an Application, *Applied Economics* 31, S. 1061-1071.
- Payne, J.E. (2003): Post Stabilization Estimates of Money Demand in Croatia: Error Correction Model Using the Bounds Testing Approach, *Applied Economics* 35, S. 1723-1727.
- Pesaran, M.H. und B. Pesaran (1997): *Working with Microfit 4.0 - Interactive Econometric Analysis*, Oxford University Press.
- Pesaran, M.H. und Y.R. Shin (1999): An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in: Strom, S., and P. Diamond (eds.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, Cambridge, Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y.R. und R.J. Smith (2000): Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables, *Journal of Econometrics* 97, pp. 293-343.
- Pesaran, M.H., Shin, Y.R. und R.J. Smith (2001): Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, in: Hendry, D.F. and M.H. Pesaran (Hrsg.), *Journal of Applied Econometrics*, Special Issue in Honour of J.D. Sargan - *Studies in Empirical Macroeconomics* 16, S. 289-326.
- Phillips, P.C.B. und B. Hansen (1990): Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies* 53, S. 473-496.
- Poterba, J., Weill, D., und R. Shiller (1991): House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(2), S. 143-203.
- Ramsey, J.B. (1969): Test for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis, *Journal of the Royal Statistical Society B*, S. 350-371.
- Roffia, B. und A. Zaghini (2007): Excess Money Growth and Inflation Dynamics. ECB Working Paper Series No. 749, European Central Bank, Frankfurt/Main.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2006): Jahresgutachten 2006/07 - Zur Gefahr von Immobilienpreisblasen, Ziffern 261 bis 274, Wiesbaden.

- Shiller, R. (2005): *Irrational Exuberance*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 2nd edition.
- Taylor, J. (2007): *Housing and Monetary Policy*, Paper presented at a symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, September, Jackson Hole.
- Tsatsaronis, K. und H. Zhu (2004): *What Drives Housing Price Dynamics? Cross Country Evidence*, BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, Basel, März, S. 65-78.

Abbildung 1 – Immobilienpreisentwicklung in Deutschland (1992Q2 – 2006Q4)

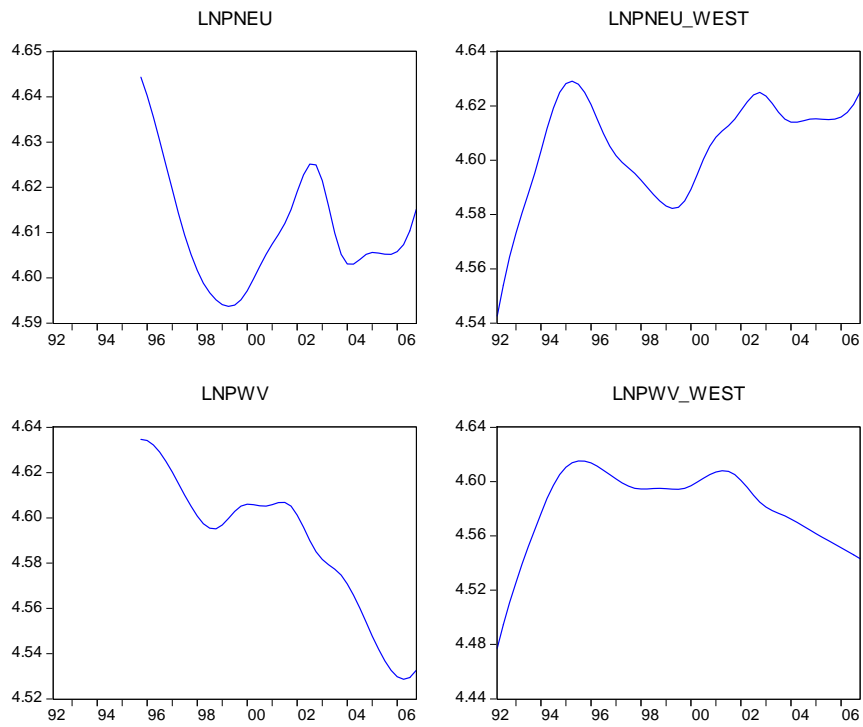


Tabelle 1 - F-Statistiken für Tests auf Existenz einer Langfristbeziehung zwischen Immobilienpreisen und der realen Geldmenge

| | Basierend auf Regression mit der Änderung der realen Geldmenge als abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des realen BIP abhän- giger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des Langfrist- zinses als abhängiger Variable | Basierend auf Regression mit der Änderung des Immobilienpreis- index als abhängiger Variable |
|--|--|---|--|---|
| Preisdaten für Neubauten - Westdeutschland | 4,5413** A. $F(4,38)=1,55(0,21)$ B. $F(1,41)=1,99(0,16)$ C. $CHSQ(2)=1,91(0,39)$ D. $F(1,57)=0,08(0,78)$ | 4,6918** A. $F(4,38)=2,15(0,10)$ B. $F(1,41)=0,03(0,87)$ C. $CHSQ(2)=1,48(0,48)$ D. $F(1,57)=2,03(0,16)$ | 3,3941 A. $F(4,38)=0,41(0,80)$ B. $F(1,41)=0,75(0,39)$ C. $CHSQ(2)=1,52(0,47)$ D. $F(1,57)=0,29(0,59)$ | 5,55658** A. $F(4,38)=9,45(0,00)$ B. $F(1,41)=2,05(0,16)$ C. $CHSQ(2)=0,94(0,63)$ D. $F(1,57)=10,56(0,01)$ |
| Preisdaten für den Wiederver- kauf von Wohnimmobilien - Westdeutschland | 6,4518*** A. $F(4,38)=2,30(0,08)$ B. $F(1,41)=0,29(0,59)$ C. $CHSQ(2)=1,00(0,61)$ D. $F(1,57)=0,01(0,96)$ | 3,3668 A. $F(4,38)=1,37(0,26)$ B. $F(1,41)=,7010E-3(0,98)$ C. $CHSQ(2)=059(0,75)$ D. $F(1,57)=1,60(0,21)$ | 2,2737 A. $F(4,38)=1,87(0,14)$ B. $F(1,41)=0,01(0,95)$ C. $CHSQ(2)=1,20(0,55)$ D. $F(1,57)=0,56(0,46)$ | 1,9999 A. $F(4,38)=6,15(0,01)$ B. $F(1,41)=0,58(0,45)$ C. $CHSQ(2)=5,21(0,07)$ D. $F(1,57)=0,33135(0,33)$ |
| Preisdaten für Neubauten - Gesamtdeutschland | 2,8825 A. $F(4,19)=1,95(0,14)$ B. $F(1,22)=4,24(0,05)$ C. $CHSQ(2)=0,28(0,87)$ D. $F(1,38)=0,11(0,74)$ | 2,0770 A. $F(4,19)=1,94(0,15)$ B. $F(1,22)=0,66(0,43)$ C. $CHSQ(2)=0,65(0,72)$ D. $F(1,38)=0,80(0,38)$ | 1,9705 A. $F(4,19)=0,20(0,94)$ B. $F(1,22)=2,27(0,15)$ C. $CHSQ(2)=1,29(0,52)$ D. $F(1,38)=0,45(0,51)$ | 3,1025 A. $F(4,19)=5,43(0,01)$ B. $F(1,22)=0,07(0,80)$ C. $CHSQ(2)=0,05(0,98)$ D. $F(1,38)=0,84(0,37)$ |
| Preisdaten für den Wiederver- kauf von Wohnimmobilien - Gesamtdeutschland | 1,2632 A. $F(4,19)=0,59(0,67)$ B. $F(1,22)=3,61(0,07)$ | 2,2849 A. $F(4,19)=1,38(0,28)$ B. $F(1,22)=0,73(0,40)$ | 2,5677 A. $F(4,19)=0,67(0,62)$ B. $F(1,22)=,3744E-3(0,99)$ | 0,3687 A. $F(4,19)=7,78(0,01)$ B. $F(1,22)=0,08(0,78)$ |

| | | | | |
|--|--|--|---|--|
| | C. CHSQ(2)=1,11(0,57) D. F(1,38)=0,04(0,84) | C. CHSQ(2)=0,60(0,74) D. F(1,38)=0,33(0,57) | C. CHSQ(2)=1,78(0,41) D. F(1,38)=0,1321E-5(1,00) | C. CHSQ(2)=1,98(0,37) D. F(1,38)=0,12(0,73) |
|--|--|--|---|--|

* $F^C(0,1) = 3,77$; ** $F^C(0,05) = 4,35$; *** $F^C(0,01) = 5,61$. Kein Trend in der Schätzgleichung. Der Schätzzeitraum beträgt im Fall der Nutzung von westdeutschen Immobilienpreisdaten 1992Q2 bis 2006Q4 sowie 1997Q1 bis 2006Q4, wenn Immobilienpreisdaten für Gesamtdeutschland verwendet werden. Residuenbasierte Tests: A. Modifizierter LM-Test residualer Autokorrelation (Godfrey 1978a, 1978b, und Harvey 1981, S. 173), B. Test auf korrekte Funktionalform: Ramsey's RESET-Test unter Verwendung der quadrierten angepassten Werte (Ramsey (1969)). C. Test auf Normalverteilung:, basierend auf der "Skewness" und der "Kurtosis" der Residuen (Bera/Jarque 1981) und D. Test auf Heteroskedastizität, basierend auf einer Regression der quadrierten Residuen auf die quadrierten angepassten Werte (Koenker 1981). Angaben gerundet. P-Werte in Klammern. Niedrige empirische Realisationen und hohe P-Werte zeigen jeweils korrekte Spezifikation an. Signifikante Ergebnisse sind fett gedruckt.

Tabelle 2 - 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 Immobilienpreisin- dex als abhängiger Variable |
|---|---|---|---|---|
| Preisdaten für Neubauten - Westdeutschland | 3,0970 A. $F(4,38)=1,04(0,40)$ B. $F(1,41)=0,63(0,80)$ C. $CHSQ(2)=31,95(0,00)$ D. $F(1,57)=(0,28)$ | 4,0465* A. $F(4,38)=0,88(0,49)$ B. $F(1,41)=0,05(0,82)$ C. $CHSQ(2)=0,13(0,94)$ D. $F(1,57)=2,54(0,12)$ | 5,2945** A. $F(4,38)=0,49(0,74)$ B. $F(1,41)=1,46(0,23)$ C. $CHSQ(2)=2,15(0,34)$ D. $F(1,57)=2,10(0,15)$ | 4,5631** A. $F(4,38)=5,56(0,01)$ B. $F(1,41)=0,53(0,47)$ C. $CHSQ(2)=1,54(0,46)$ D. $F(1,57)=1,04(0,31)$ |
| Preisdaten für den Wieder- verkauf von Wohnimmobilien - Westdeutschland | 4,8096** A. $F(4,38)=2,66(0,05)$ B. $F(1,41)=0,2718E-3(0,99)$ C. $CHSQ(2)=51,36(0,00)$ D. $F(1,57)=0,21(0,65)$ | 4,3980** A. $F(4,38)=3,22(0,02)$ B. $F(1,41)=0,33(0,57)$ C. $CHSQ(2)=0,17(0,92)$ D. $F(1,57)=0,80(0,38)$ | 3,6019 A. $F(4,38)=1,48(0,23)$ B. $F(1,41)=2,04(0,16)$ C. $CHSQ(2)=1,58(0,45)$ D. $F(1,57)=2,94(0,09)$ | 3,8679* A. $F(4,38)=1,48(0,22)$ B. $F(1,41)=2,04(0,16)$ C. $CHSQ(2)=1,58(0,45)$ D. $F(1,57)=2,94(0,09)$ |
| Preisdaten für Neubauten - Gesamtdeutschland | 1,6859 A. $F(4,19)=1,10(0,38)$ B. $F(1,22)=0,01(0,96)$ C. $CHSQ(2)=13,55(0,01)$ D. $F(1,38)=0,84(0,37)$ | 3,6899* A. $F(4,19)=2,09(0,12)$ B. $F(1,22)=0,58(0,45)$ C. $CHSQ(2)=0,31(0,86)$ D. $F(1,38)=1,08(0,31)$ | 3,8278* A. $F(4,19)=0,05(0,97)$ B. $F(1,22)=0,60(0,45)$ C. $CHSQ(2)=4,93(0,09)$ D. $F(1,38)=0,83(0,37)$ | 3,7815* A. $F(4,19)=7,22(0,01)$ B. $F(1,22)=1,36(0,26)$ C. $CHSQ(2)=0,97(0,62)$ D. $F(1,38)=0,11(0,75)$ |

| | | | | |
|--|--|--|--|--|
| Preisdaten für den Wieder- verkauf von Wohnimmobilien - Gesamtdeutschland | 7,0040*** A. F(4,19)=1,70(0,19) B. F(1,22)=0,19(0,67) C. CHSQ(2)=7,12(0,03) D. F(1,38)=0,27(0,61) | 1,9547 A. F(4,19)=0,69(0,61) B. F(1,22)=0,36(0,55) C. CHSQ(2)=1,12(0,57) D. F(1,38)=1,58(0,22) | 5,4597** A. F(4,19)=1,35(0,29) B. F(1,22)=0,58(0,46) C. CHSQ(2)=3,10(0,21) D. F(1,38)=0,66(0,42) | 0,3003 A. F(4,19)=2,61(0,07) B. F(1,22)=0,00(0,95) C. CHSQ(2)=1,02(0,60) D. F(1,38)=0,01(0,96) |
|--|--|--|--|--|

* $F^C(0,1) = 3,77$; ** $F^C(0,05) = 4,35$; *** $F^C(0,01) = 5,61$. Kein Trend in der Schätzgleichung. Der Schätzzeitraum beträgt im Fall der Nutzung von westdeutschen Immobilienpreisdaten 1992Q2 bis 2006Q4 sowie 1997Q1 bis 2006Q4, wenn Immobilienpreisdaten für Gesamtdeutschland verwendet werden. Residuenbasierte Tests: A. Modifizierter LM-Test residualer Autokorrelation (Godfrey 1978a, 1978b, und Harvey 1981, S. 173), B. Test auf korrekte Funktionalform: Ramsey's RESET-Test unter Verwendung der quadrierten angepassten Werte (Ramsey (1969)). C. Test auf Normalverteilung, basierend auf der "Skewness" und der "Kurtosis" der Residuen (Bera/Jarque 1981) und D. Test auf Heteroskedastizität, basierend auf einer Regression der quadrierten Residuen auf die quadrierten angepassten Werte (Koenker 1981). Angaben gerundet. P-Werte in Klammern. Niedrige empirische Realisationen und hohe P-Werte zeigen jeweils korrekte Spezifikation an. Signifikante Ergebnisse sind fett gedruckt.

Tabelle 3 - Schätzungen der Fehlerkorrekturterme und Schätzgüte

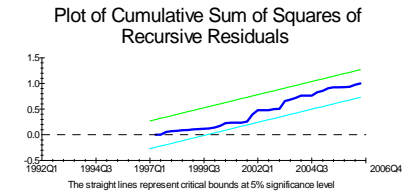
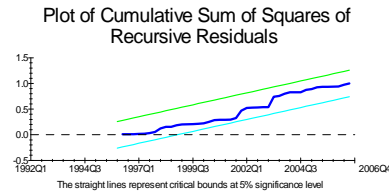
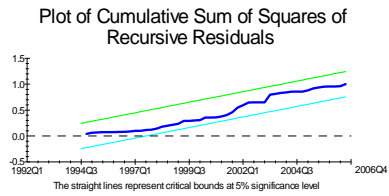
| Immobilienpreise als abhängige Variable | | | | | | |
|---|----------------------|-------------|----------------------|-------------|----------------------|-------------|
| ECM | SIC - ARDL | \bar{R}^2 | AIC - ARDL | \bar{R}^2 | ARDL (4,4,4,4) | \bar{R}^2 |
| Geldmenge und ... | ARDL(4,3,0,0) | | ARDL(4,3,0,2) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| Preisdaten für Neu- | -0,022*** | 0,997 | -0,021*** | 0,997 | -0,023** | 0,997 |
| bauten - | (-5,46) | | (-5,36) | | (-4,25) | |
| Westdeutschland | | | | | | |
| Preisdaten für den | ARDL(4,1,0,1) | | ARDL(4,1,4,3) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| Wiederverkauf von | -0,004 | 0,999 | -0,004 | 0,999 | -0,004 | 0,999 |
| Wohnimmobilien - | (-4,32) | | (-4,69) | | (-4,01) | |
| Westdeutschland | | | | | | |
| Preisdaten für Neu- | ARDL(4,0,0,0) | | ARDL(4,0,0,0) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| bauten - | -0,026 | 0,991 | -0,026 | 0,991 | -0,017 | 0,990 |
| Gesamtdeutschland | (-3,62) | | (-3,62) | | (-1,089) | |
| Preisdaten für den | ARDL(4,0,1,0) | | ARDL(4,1,0,0) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| Wiederverkauf von | -0,010 | 0,989 | -0,011 | 0,990 | -0,002 | 0,988 |
| Wohnimmobilien - | (-2,13) | | (-2,13) | | (-0,19) | |
| Gesamtdeutschland | | | | | | |
| ECM | SIC - ARDL | \bar{R}^2 | AIC - ARDL | \bar{R}^2 | ARDL (4,4,4,4) | \bar{R}^2 |
| Immobilienkredite | ARDL(4,0,1,2) | | ARDL(4,2,0,3) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| und ... | -0,012** | 0,996 | -0,015*** | 0,997 | -0,017*** | 0,997 |
| Preisdaten für Neu- | (-4,56) | | (-5,47) | | (-5,27) | |
| bauten - | | | | | | |
| Westdeutschland | | | | | | |
| Preisdaten für den | ARDL(4,0,1,1) | | ARDL(4,0,3,3) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| Wiederverkauf von | -0,010*** | 0,999 | -0,014*** | 0,999 | -0,016*** | 0,999 |
| Wohnimmobilien - | (-5,74) | | (-6,97) | | (-4,76) | |
| Westdeutschland | | | | | | |
| Preisdaten für Neu- | ARDL(4,0,0,0) | | ARDL(4,0,3,1) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| bauten - | -0,030** | 0,992 | -0,045*** | 0,994 | -0,058** | 0,993 |
| Gesamtdeutschland | (-4,52) | | (-4,95) | | (-4,58) | |

| Preisdaten für den | ARDL(4,1,0,0) | | ARDL(4,1,3,1) | | ARDL(4,4,4,4) | |
|--------------------------|---------------|-------|---------------|-------|---------------|-------|
| Wiederverkauf von | -0,007 | 0,992 | -0,012 | 0,993 | 0,003 | 0,992 |
| Wohnimmobilien - | (-1,52) | | (-1,71) | | (0,15) | |
| Gesamtdeutschland | | | | | | |

Modellspezifikationen und Schätzzeiträume wie in den Tabellen 1 und 2 angegeben. Empirische Realisationen der t-Werte in Klammern. \bar{R}^2 bezeichnet das adjustierte Bestimmtheitsmaß. ARDL (... ..) bezeichnet die Lag-Ordnung des ARDL-Modells, beginnend mit der Ordnung für eine der vier Immobilienpreisvariablen, gefolgt von der Ordnung für LNREALM3 bzw. LNIMMOKRE, für LNGDPR und für TENYEAR1. Kritische t-Werte bei Benutzung westdeutscher Daten (T=50): */**/** = 10/5/1-Prozentriveau: 3,45/3,82/4,59 und bei Verwendung gesamtdeutscher Daten (T=25): */**/** = 10/5/1-Prozentriveau: 3,46/3,91/4,92. In Tabelle 3 sind nur diejenigen Modellierungen fett markiert, für die sowohl der Fehlerkorrekturparameter signifikant ist, als auch Evidenz für Kointegration vorliegt.

Tabelle 4 – Stabilität der Fehlerkorrekturmodelle

| ECM | SIC - ARDL | AIC - ARDL | ARDL (4,4,4,4) |
|---|--|--|--|
| Geldmenge und ... | ARDL(4,3,0,0) | ARDL(4,3,0,2) | ARDL(4,4,4,4) |
| Preisdaten für Neubauten - Westdeutschland | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> <p>Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> <p>Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> <p>Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals</p> |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - Westdeutschland | ARDL(4,1,0,1) | ARDL(4,1,4,3) | ARDL (4,4,4,4) |
| | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> |

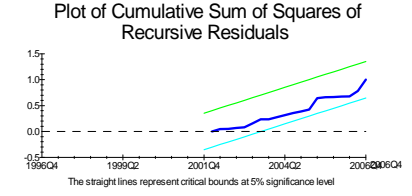
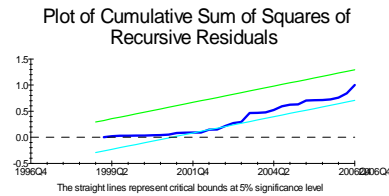
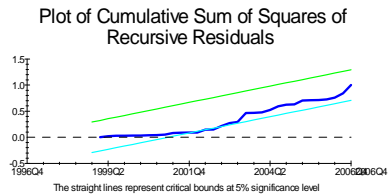
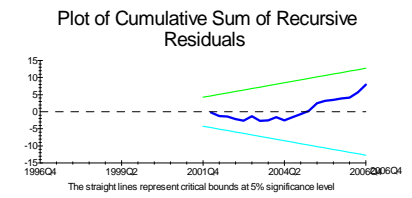
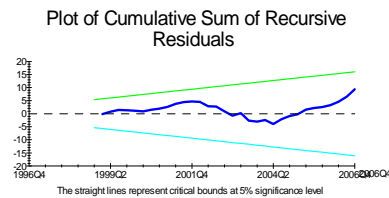
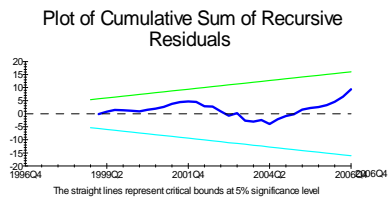


Preisdaten für
**Neubauten -
Gesamtdeutschland**

ARDL(4,0,0,0)

ARDL(4,0,0,0)

ARDL(4,4,4,4)

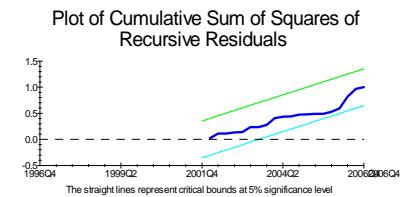
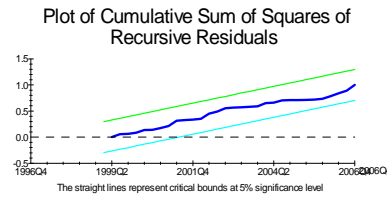
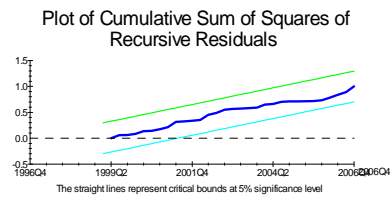
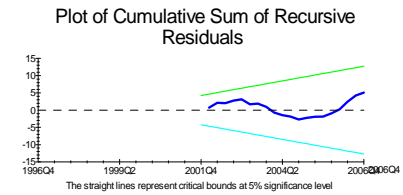
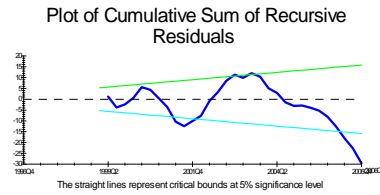
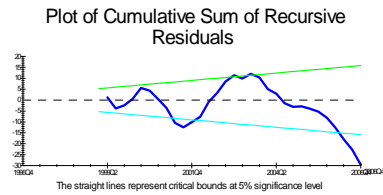


Preisdaten für den
**Wiederverkauf von
Wohnimmobilien –
Gesamtdeutschland**

ARDL(4,0,1,0)

ARDL(4,1,0,0)

ARDL(4,4,4,4)



| | | | |
|-----|------------|------------|----------------|
| ECM | SIC - ARDL | AIC - ARDL | ARDL (4,4,4,4) |
|-----|------------|------------|----------------|

Immobilienkredite

ARDL(4,0,1,2)

ARDL(4,2,0,3)

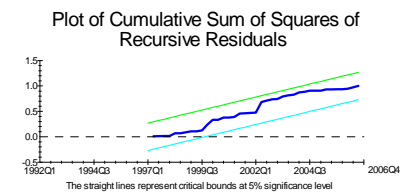
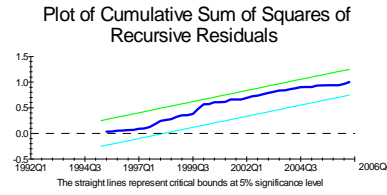
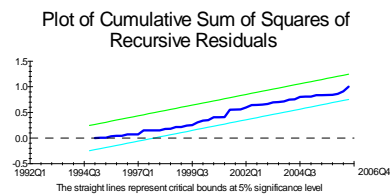
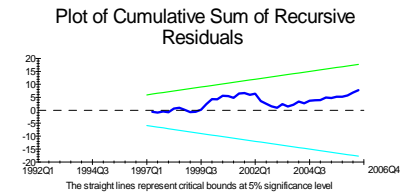
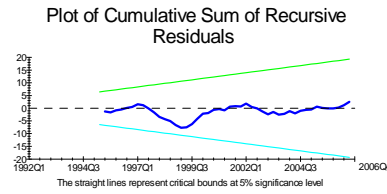
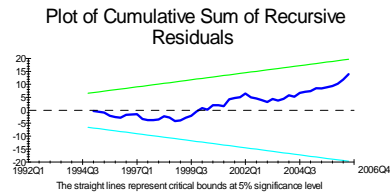
ARDL(4,4,4,4)

und ...

Preisdaten für

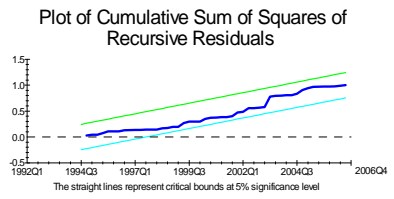
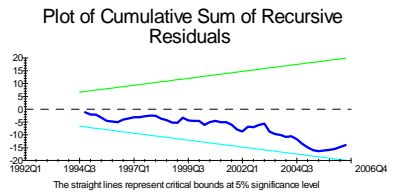
Neubauten -

Westdeutschland

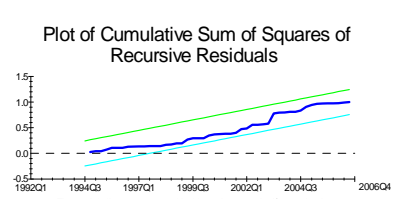
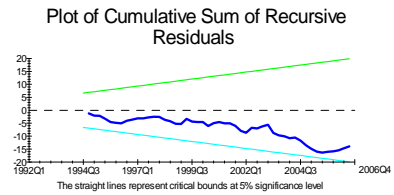


Preisdaten für den
**Wiederverkauf von
Wohnimmobilien -
Westdeutschland**

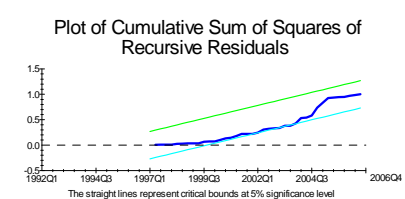
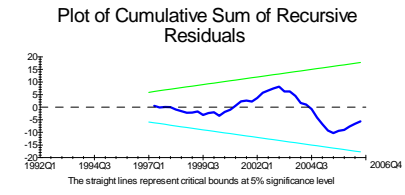
ARDL(4,0,1,1)



ARDL(4,0,3,3)

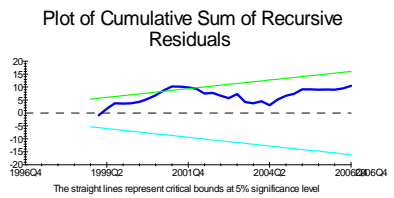


ARDL(4,4,4,4)

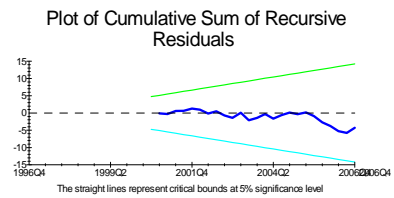


Preisdaten für
**Neubauten -
Gesamtdeutschland**

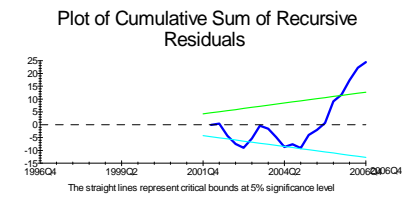
ARDL(4,0,0,0)

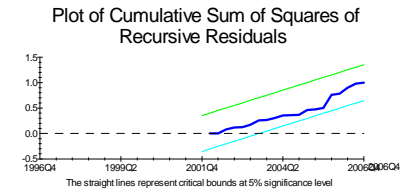
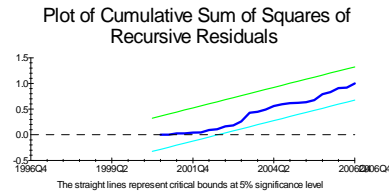
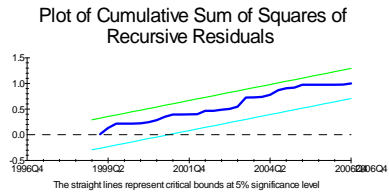


ARDL(4,0,3,1)



ARDL(4,4,4,4)





Preisdaten für den
Wiederverkauf von
Wohnimmobilien -
Gesamtdeutschland

ARDL(4,1,0,0)

ARDL(4,1,3,1)

ARDL(4,4,4,4)

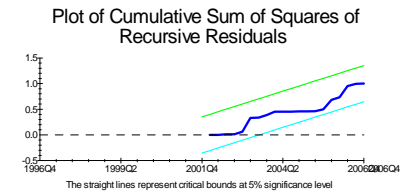
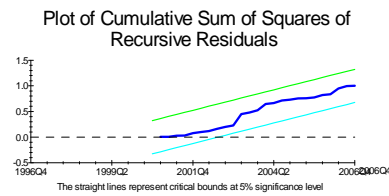
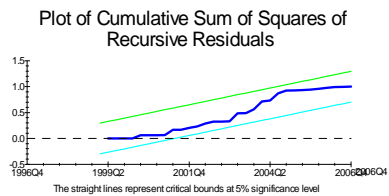
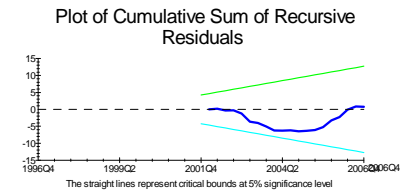
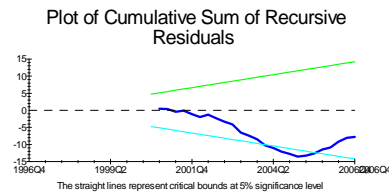
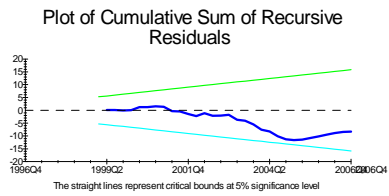


Tabelle 5 - Schätzungen der Fehlerkorrekturterme und Schätzgüte unter Berücksichtigung von Sonderabschreibungen in den Neuen Bundesländern

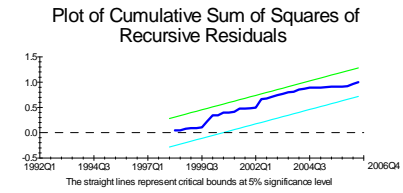
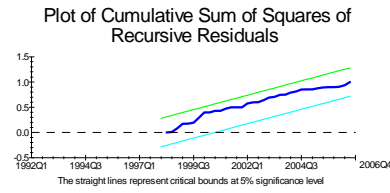
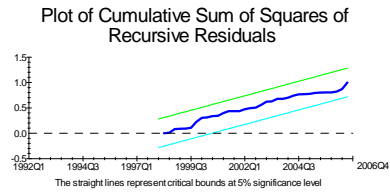
Immobilienpreise als abhängige Variable

| ECM | SIC – ARDL | \bar{R}^2 | AIC - ARDL | \bar{R}^2 | ARDL (4,4,4,4) | \bar{R}^2 |
|---|------------------------------|-------------|------------------------------|-------------|------------------------------|-------------|
| Geldmenge und ... | ARDL(4,0,0,3) | | ARDL(4,3,0,4) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| Preisdaten für Neu- bauten - | -0,018***↓ (-5,25) | 0,997 | -0,023***↑ (-5,89) | 0,997 | -0,024***↑ (-4,66) | 0,997 |
| Westdeutschland | | | | | | |
| ECM | SIC – ARDL | \bar{R}^2 | AIC - ARDL | \bar{R}^2 | ARDL (4,4,4,4) | \bar{R}^2 |
| Immobilienkredite und ... | ARDL(4,0,1,2) | | ARDL(4,2,0,3) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| Preisdaten für Neu- bauten - | -0,018***↑ (-4,95) | 0,996 | -0,020***↑ (-5,51) | 0,997 | -0,021***↓ (-5,06) | 0,997 |
| Westdeutschland | | | | | | |
| Preisdaten für den Wiederverkauf von Wohnimmobilien - | ARDL(4,0,1,0) | | ARDL(4,0,3,3) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| Westdeutschland | -0,009***↓ (-5,01) | 0,999 | -0,015***↓ (-6,54) | 0,999 | -0,015***↓ (-4,61) | 0,999 |
| Preisdaten für Neu- bauten - Gesamtdeutschland | ARDL(4,0,0,0) | | ARDL(4,0,4,3) | | ARDL(4,4,4,4) | |
| | -0,031**↓ (-4,43) | 0,993 | -0,055***↓ (-4,91) | 0,994 | -0,063**↓ (-4,51) | 0,994 |

Modellspezifikationen und Schätzzeiträume wie in den Tabellen 1 und 2 angegeben. Empirische Realisationen der t-Werte in Klammern. \bar{R}^2 bezeichnet das adjustierte Bestimmtheitsmaß. ARDL (... ..) bezeichnet die Lag-Ordnung des ARDL-Modells, beginnend mit der Ordnung für eine der vier Immobilienpreisvariablen, gefolgt von der Ordnung für LNREALM3 bzw. LNIMMOKRE, für LNGDPR und für TENYEAR1. Kritische t-Werte bei Benutzung westdeutscher Daten (T=50): */**/* = 10/5/1-Prozentsniveau: 3,45/3,82/4,59 und bei Verwendung gesamtdeutscher Daten (T=25): */**/* = 10/5/1-Prozentsniveau: 3,46/3,91/4,92. Damit durch die Student-t-Werte nicht Signifikanz suggeriert wird, wenn im konkreten Fall kein bekannter Kointegrationsvektor vorliegt, sind in dieser Tabelle nur diejenigen Modellierungen enthalten, für die sowohl die Fehlerkorrekturparameter signifikant sind, als auch Evidenz für Kointegration vorliegt. ↑ (↓) bedeutet „Signifikanz steigt (sinkt) gegenüber Fall ohne Berücksichtigung von Sonderabschreibungen“.

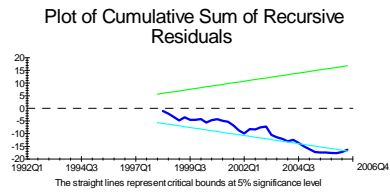
Tabelle 6 – Stabilität der Fehlerkorrekturmodelle unter Berücksichtigung von Sonderabschreibungen in den Neuen Bundesländern

| ECM | SIC - ARDL | AIC - ARDL | ARDL (4,4,4,4) |
|---|---|---|---|
| Geldmenge und ... | ARDL(4,0,0,3) | ARDL(4,3,0,4) | ARDL(4,4,4,4) |
| Preisdaten für Neubauten - Westdeutschland | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> |
| | <p>Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals</p> |
| Immobilienkredite | ARDL(4,0,1,2) | ARDL(4,2,0,3) | ARDL(4,4,4,4) |
| und ... Preisdaten für Neubauten - Westdeutschland | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> | <p>Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals</p> |

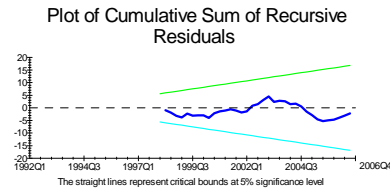


Preisdaten für den
Wiederverkauf von
Wohnimmobilien -
Westdeutschland

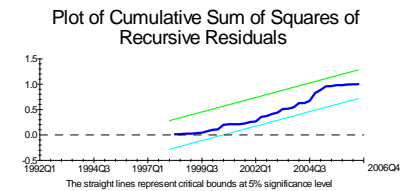
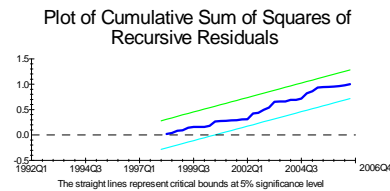
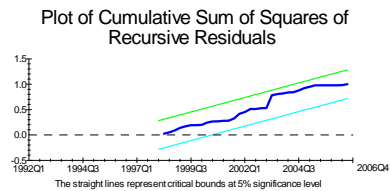
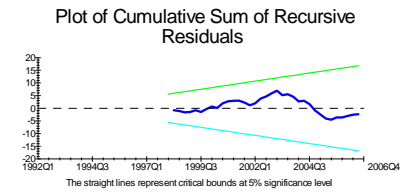
ARDL(4,0,1,0)



ARDL(4,0,3,3)



ARDL(4,4,4,4)



Preisdaten für
Neubauten -
Gesamtdeutschland

ARDL(4,0,0,0)

ARDL(4,0,4,3)

ARDL(4,4,4,4)

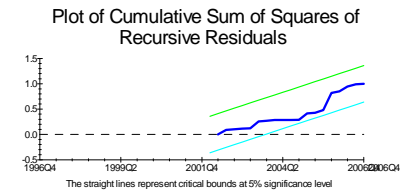
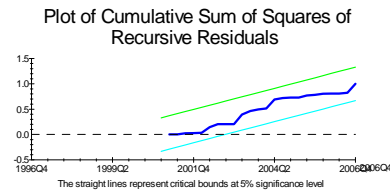
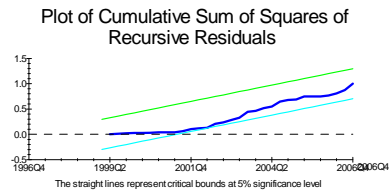
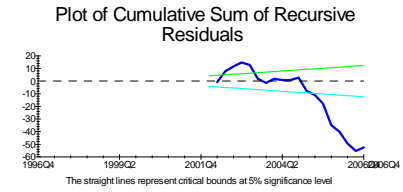
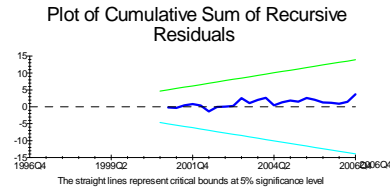
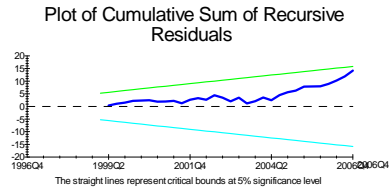


Tabelle 7 - Kointegrationsrang-Statistiken angewandt auf westdeutsche Immobilienpreise für Neubauten und ihre Einflussgrößen

7a - Kointegration mit “restricted intercepts” und ohne Trends im VAR

| | | | | |
|---|-------------|-----------|--------------------|-------------------|
| 59 observations from 1992Q2 to 2006Q4. Order of VAR = 4. | | | | |
| List of variables included in the cointegrating vector: | | | | |
| LNPNEU_WE | LNREAL_M3 | LNGDPR | TENYEARYI | Intercept |
| List of I(1) exogenous variables included in the VAR: | | | | |
| LNREAL_M3 | LNGDPR | TENYEARYI | | |
| List of eigenvalues in descending order: | | | | |
| .53439 | .0000 | .0000 | 0.00 | 0.00 |
| Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix | | | | |
| Null | Alternative | Statistic | 95% Critical Value | 90%Critical Value |
| r = 0 | r = 1 | 45.0996 | 17.8000 | 15.6800 |
| Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix | | | | |
| Null | Alternative | Statistic | 95% Critical Value | 90%Critical Value |
| r = 0 | r = 1 | 45.0996 | 17.8000 | 15.6800 |

7b - Kointegration mit “unrestricted intercepts” und “restricted trends” im VAR

| | | | | |
|---|-------------|-----------|--------------------|-------------------|
| 59 observations from 1992Q2 to 2006Q4. Order of VAR = 4. | | | | |
| List of variables included in the cointegrating vector: | | | | |
| LNPNEU_WE | LNREAL_M3 | LNGDPR | TENYEARYI | Trend |
| List of I(1) exogenous variables included in the VAR: | | | | |
| LNREAL_M3 | LNGDPR | TENYEARYI | | |
| List of eigenvalues in descending order: | | | | |
| .53393 | .0000 | .0000 | 0.00 | 0.00 |
| Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix | | | | |
| Null | Alternative | Statistic | 95% Critical Value | 90%Critical Value |
| r = 0 | r = 1 | 45.0418 | 20.4700 | 18.1900 |
| Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix | | | | |
| Null | Alternative | Statistic | 95% Critical Value | 90%Critical Value |
| r = 0 | r = 1 | 45.0418 | 20.4700 | 18.1900 |