

# Einfluss der Wechselkursentwicklung auf die Preisdynamik im Euroraum<sup>1</sup>

Paul Gaggel<sup>2</sup>

*Diese Studie liefert neue Erkenntnisse zum Einfluss der Wechselkursentwicklung auf die Preisdynamik im Euroraum seit der Einführung des Euro (als Rechenwährung) bis Ende 2007, und zwar durch Schätzung der Reaktion der Import-, Erzeuger- und Verbraucherpreise anhand eines einfachen Vektor-Autoregressionsmodells (VAR). Diese Schätzungen bestätigen im Wesentlichen die Ergebnisse früherer Studien und lassen sich wie folgt zusammenfassen: Die Weitergabe von Wechselkursänderungen auf heimische Preise ist unvollständig, vermindert sich entlang der Distributionskette, dürfte sich im Lauf der Zeit etwas verringert haben und schwankt innerhalb der WWU stark.*

In der jüngeren Vergangenheit stand sowohl die Inflationsentwicklung als auch die Wechselkursentwicklung in der WWU bzw. in ihren Mitgliedstaaten im Zeichen ausgeprägter Schwankungen. Der Euro hat vom Start der WWU im Jahr 1999 bis 2001 kontinuierlich abgewertet, dann jedoch beständig zugelegt und Anfang Juli 2008 – im Vergleich zum US-Dollar – seinen absoluten Höchststand erreicht. Währenddessen blieb die Inflation ziemlich stabil und bewegte sich um das von der EZB angestrebte Ziel von 2 %, bis 2006 die Preise im Euroraum anzogen und die Inflationsrate auf rund 4 % stieg. Allerdings hatte bereits im Mai 2000 der ehemalige EZB-Präsident Willem F. Duisenberg darauf hingewiesen, dass „... die Abwertung des Euro, sollte sie unkorrigiert bleiben, mittelfristig die Preisstabilität gefährdet. Diese Risiken sind angesichts des starken aktuellen Aufschwungs ernst zu nehmen.“ De facto blieb die Inflationsentwicklung im Euroraum trotz des Wechselkursrisikos stabil; erst Energiepreisschocks sorgten im Jahr 2006 für einen besonders starken Preisauftrieb. Angesichts des anhaltenden Aufwärtstrends beim Euro wurden die von EZB-Präsident Duisenberg geäußerten Bedenken aber in einer Reihe empirischer Studien aufgegriffen. In diesen Studien wurde die

Überwälzung von Wechselkursänderungen auf die Verbraucherpreise im Euroraum untersucht, und zwar im Speziellen die Frage, wie stark die Preise im Fall einer 1-prozentigen Wechselkursänderung mitziehen würden (Landolfo, 2007; Hahn, 2003; Anderton, 2003; Hüfner und Schröder, 2002). Zeitlich standen in diesen Studien vor allem die Jahre vor der Bildung der WWU im Vordergrund, weshalb diese Analysen nur den Zusammenhang zwischen Wechselkursschwankungen und Preisdynamik der einzelnen Vorgängerwährungen des Euro beschreiben.

Zweck dieser Studie ist, die Literatur um Untersuchungen zum Ausmaß der wechselkursbedingten Preisanpassungen im Euroraum und in einzelnen Mitgliedstaaten seit der Euro-Einführung bis Ende 2007 zu ergänzen. Weiters soll der Einfluss regionaler Unterschiede innerhalb des Euroraums herausgearbeitet werden, indem die Auswirkungen der Wechselkursentwicklung auf die Preisdynamik in einzelnen WWU-Mitgliedstaaten quantifiziert werden. Schließlich sollen die hier gefundenen empirischen Erkenntnisse den existierenden theoretischen Erklärungen für solche Differenzen gegenübergestellt werden.

Wissenschaftliche  
Begutachtung:  
Raphael Auer,  
Schweizerische  
Nationalbank

<sup>1</sup> Übersetzung aus dem Englischen.

<sup>2</sup> pgaggel@ucdavis.edu; University of California, Department of Economics.

Die Studie ist wie folgt aufgebaut: Kapitel 1 erörtert einige theoretische Erläuterungen zu den Auswirkungen der Wechselkursentwicklung. In Kapitel 2 wird ein Literaturüberblick über einschlägige empirische Studien gegeben. Kapitel 3 beschreibt den Zugang der vorliegenden Studie, und Kapitel 4 bietet eine abschließende Zusammenfassung.

## 1 Theoretische Erläuterungen zu wechselkursbedingten Preisanpassungen

Seit dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems fixer Wechselkurse in den 1970er-Jahren untersuchen Ökonomen die Implikationen flexibler Wechselkurse auf die Gestaltung der Geldpolitik, den Grad makroökonomischer Stabilität, die Verbreitung internationaler Schocks sowie auf die internationale Handels- und Kapitalbilanz. Zu den jüngst am heftigsten geführten Debatten zählt sicher das Ausmaß der Überwälzung von Wechselkursänderungen auf die Güterpreise in der jeweiligen Landeswährung. In den 1980er-Jahren widmeten sich die meisten Studien zu diesem Thema der Auswertung von Querschnittsdaten einzelner Industriezweige oder Produktgruppen. Als Ausgangspunkt für diese Studien dienten in erster Linie Modelle der Industrieökonomik und Theorien der optimalen Preisbildung auf Unternehmensebene unter der Annahme eines gewissen Grades an Marktmacht.<sup>3</sup> Die vorliegende Studie konzentriert sich auf die jüngere Literatur, die wechselkursbedingte Preisanpassungen

besonders im Hinblick auf eine optimale Gestaltung der Geldpolitik untersucht, und zwar vor allem mittels DSGE-Modellen (dynamischen stochastischen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen) für offene Volkswirtschaften im Rahmen der auf Obstfeld und Rogoff (1995) zurückgehenden „Neuen Außenwirtschaftstheorie“.<sup>4</sup>

Zu den zwei interessantesten Phänomenen im Rahmen der wechselkursbedingten Preisanpassung zählen erstens die unvollständige Überwälzung von Wechselkursänderungen auf die Importpreise – das heißt es erfolgt keine Eins-zu-eins-Weitergabe – und zweitens die tendenziell noch schwächere Reaktion der Erzeuger- und Verbraucherpreise. Darüber hinaus dürfte sich der Einfluss von Wechselkursänderungen auf die Preisdynamik im Lauf der Zeit verringert haben. Außerdem reagieren die Preise in einzelnen Ländern unterschiedlich stark auf Wechselkursschwankungen.<sup>5</sup> Das Grundmodell von Obstfeld und Rogoff (1995) geht von der Annahme aus, dass Unternehmen ihre Preise grundsätzlich in ihrer eigenen Währung festsetzen, aber nicht ständig ändern können.<sup>6</sup> Da somit die Exportpreise die laufenden Wechselkursschwankungen nicht mitmachen, müssen die Importpreise zumindest kurzfristig die Wechselkursänderungen abfangen. Unter diesen Voraussetzungen kommt es im Grundmodell von Obstfeld und Rogoff (1995) zu einer vollständigen Überwälzung der Wechselkursänderungen. Wie Devereux und Engel (2002) zeigen, lässt sich diese enge Verknüpfung hin-

<sup>3</sup> Siehe z. B. den Literaturüberblick von Goldberg und Knetter (1997) sowie von Menon (1995) zu Untersuchungen von wechselkursbedingten Preisanpassungen anhand der Analyse von Daten auf Industrie- und Produktebene.

<sup>4</sup> Siehe den Literaturüberblick von Lane (2001) zur Neuen Außenwirtschaftstheorie.

<sup>5</sup> Empirische Grundlagen für diese stilisierten Phänomene werden in den Kapiteln 2 und 3 erörtert.

<sup>6</sup> Die Annahme rigider Preise fußt auf den überzeugenden empirischen Beweisen, dass Unternehmen ihre Preise nicht sehr häufig anpassen. Siehe dazu Bils und Klenow (2004) für die Situation in den USA und Fabiani et al. (2006) für jene in Europa.

gegen durchbrechen, wenn die exportierenden Firmen ihre Preise in der Landeswährung des Käufers festlegen. Sie unterstellen rigide Preise für den Käufer, weshalb auf kurze Sicht die Wechselkursänderungen im Importland keinerlei Auswirkung auf die Güterpreise haben. Dieses Modell beschreibt somit das andere Extrem, in dem Wechselkursbewegungen keinerlei Einfluss ausüben. Devereux et al. (2004) kombinieren schließlich die beiden Modelle, indem sie es den Unternehmen überlassen, in welcher Währung sie ihre Produkte auspreisen. Dieses Modell kann daher eine unvollständige Überwälzung der Wechselkursänderungen erklären. Darüber hinaus stellen Devereux et al. (2004) auch einen interessanten Konnex zwischen der Stabilität der Geldpolitik und dem Einfluss der Wechselkursentwicklung auf die Preisdynamik her: In Ländern mit relativ stabilem Geldmengenwachstum schlagen Wechselkursänderungen nur in geringem Ausmaß auf die Preise durch. Corsetti und Pesenti (2005) analysieren diesen Zusammenhang genauer und kommen zu dem Schluss, dass das Ausmaß der wechselkursbedingten Preisanpassungen bei der Gestaltung optimaler Geldpolitik eine entscheidende Rolle spielt. Während Länder, in denen die Preisdynamik kaum oder sehr stark auf die Wechselkursentwicklung reagiert, gut beraten sind, in ihrer Geldpolitik auf eine Stabilisierung der heimischen Wirtschaft abzielen, gewinnen Länder im Mittelfeld durch die Abstimmung ihrer Politik auf die internationale Entwicklung; das heißt, diese Länder dürfen neben der heimischen Wirtschaftstabilisierung auch die wirtschaftliche Stabilität der Handelspartner nicht aus den Augen verlieren. Ähnlich zeigt auch Sutherland (2005), dass bei unvollständiger Überwälzung von Wech-

selkursänderungen eine individuelle, auf Maximierung einer entsprechend definierten Wohlfahrtsfunktion ausgerichtete Geldpolitik eine auf die internationale Entwicklung abgestimmte Wirtschaftspolitik – wie sie von Corsetti und Pesenti (2005) empfohlen wird – maßgeblich unterstützt. Dabei zeigt sich, dass dieses Wohlfahrtskriterium sowohl von den in- und ausländischen Erzeugerpreisen als auch vom nominalen Wechselkurs abhängt. Die Gewichtung des Wechselkurses hängt wiederum vom Ausmaß der Überwälzung, der Größe der Volkswirtschaft und der Elastizität des Arbeitskräfteangebots ab. Somit hat das Ausmaß wechselkursbedingter Preisanpassungen potenzielle Bedeutung für eine optimale Geldpolitik, unabhängig davon, wie stark wirtschaftspolitische Maßnahmen auf die internationale Entwicklung abgestimmt werden.

Während die erörterten Modelle prinzipiell eine Begründung dafür liefern, wieso die Preisdynamik im Importland insgesamt schwach auf Wechselkursänderungen reagiert, erklären sie allerdings nicht, weshalb die Verbraucherpreise auf Wechselkursschwankungen deutlich weniger stark reagieren als die Erzeuger- oder Importpreise. Diesbezüglich lassen sich jedoch Aussagen treffen, wenn man die von Obstfeld und Rogoff (2000a) vorgeschlagenen Preissetzungsmodelle (basierend auf der Produzentenwährung) einerseits dahingehend erweitert, dass etwa die lokalen Einzelhändler, das Transportwesen usw. einen gewissen „regionalen Mehrwert“ liefern, und andererseits von der Annahme ausgeht, dass nur Vorleistungsgüter importiert werden. Ein weiterer Vorteil dieser Art von Preissetzungsmodellen liegt darin, dass sie unterschiedlich starke Auswirkungen in den einzelnen Stadien der Distributionskette erklären

können.<sup>7</sup> Im Sinn der ersteren Überlegung nehmen Obstfeld und Rogoff (2000b) Fracht- und lokale Distributionsleistungen als zusätzliche Kosten für Importwaren in ihr Modell auf. Somit wird ein Verbraucher selbst dann, wenn importierte und lokal produzierte Waren völlig austauschbar sind, weniger ausländische Güter konsumieren, was den inländischen Produkten einen Startvorteil verschafft. Diese Marktsegmentierung führt dazu, dass Importwaren keine so große Rolle beim regionalen Verbraucherpreisindex spielen und daher die Wechselkursschwankungen nicht zur Gänze auf die Verbraucherpreise durchschlagen. Burstein et al. (2003) und Hellerstein (2008) argumentieren ähnlich für eine Abnahme des Wechselkurseinflusses entlang der Vertriebskette, indem sie explizit den regionalen Distributionssektor einbeziehen, der optimal auf Änderungen in seiner Preisstruktur reagiert.

McCallum und Nelson (1999) sowie Bacchetta und van Wincoop (2003) nehmen hingegen an, dass nur Vorleistungsgüter importiert werden, weil die verkauften Waren meist eine Kombination aus importierten Vorleistungsgütern und lokal hergestellten Produkten sind. Ist der Anteil eines importierten Halbfertigprodukts in einem Endprodukt gering, so wirken sich Wechselkursschwankungen, die lediglich den Importpreis der Vorleistungen beeinflussen, folglich nur bedingt auf den Verbraucherpreis aus. Bacchetta und van Wincoop (2003) gehen sogar davon aus, dass nur Vorleistungsgüter und überhaupt keine Fertigprodukte gehandelt werden. Demnach ist ein Gleichgewicht gegeben, wenn Exportfirmen ihre Vorleistungen in ihrer

Produzentenwährung verrechnen, die Hersteller aber ihre Endprodukte in ihrer Landeswährung auspreisen. Um eine vollständige Weitergabe der Wechselkursänderungen auf die Importpreise, aber nur eine teilweise Weitergabe auf die Endverbraucherpreise erzielen zu können, muss der Nichthandelssektor in ihrem Modell entsprechend groß sein.

Letztlich sucht die Ökonomie auch nach Erklärungen dafür, dass sich das Ausmaß wechsellkursbedingter Preisänderungen im Lauf der Zeit verringert. Jeanfils (2008) vereint die Annahmen von nicht handelbaren Gütern, gestaffelter Preissetzung, eines lokalen Distributionssektors und einer endogen variablen Nachfrageelastizität in einem Modell, um alle genannten Phänomene erklären zu können, wobei der variablen Nachfrageelastizität die wichtigste Bedeutung zukommt. Bergin und Feenstra (2001) zeigen in ihrem Modell, dass gestaffelte Preissetzung und Translog-Präferenzen (variable Nachfrageelastizität) für eine unvollständige Weitergabe von Wechselkursbewegungen sowie für eine weitgehende Persistenz des Wechselkurses sorgen. Eine variable Nachfrageelastizität ermöglicht einem Unternehmen eine optimale Preisdiskriminierung, indem es im Fall eines Wechselkursschocks nicht die Preise, sondern seine Gewinnmargen anpasst.

## 2 Wechselkursbedingte Preisänderungen vor der Einführung des Euro

Die Auswirkungen von Wechselkursschwankungen in den WWU-Mitgliedstaaten und im Euroraum vor der Einführung des Euro wurden in zahl-

<sup>7</sup> *Obstfeld und Rogoff (2000a) argumentieren weiters, dass sich Modelle der Preissetzung in Landeswährung inkonsistent zu den empirischen Gegebenheiten der Relation zwischen den Terms of Trade und den Wechselkursen verhalten.*

reichen Studien untersucht (siehe Tabelle 1 (Abschnitt *Euroraum*) für einen zusammenfassenden Überblick). Hüfner und Schröder (2002) waren die ersten, die explizit die wechselkursbedingten Preisänderungen im Euroraum analysierten, indem sie entsprechende Koeffizienten für Frankreich, Deutschland, Italien, die Niederlande und Spanien ermittelten und anschließend aggregierten, um einen groben Näherungswert für den Euroraum zu erhalten. Um dynamische Komponenten des Einflusses der Wechselkursentwicklung unter Verwendung einiger nicht-stationärer Variablen zu untersuchen, ziehen diese Autoren die Methode der Kointegrationsanalyse und ein Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) heran. In einer ähnlichen Studie verwendet

Hahn (2003) ein VAR-Modell basierend auf McCarthy (2000 und 2007), wobei sie allerdings erstmals aggregierte Euroraum-Daten untersucht. Anderton (2003) führt Zeitreihen- und Panel-Regressionen für die wichtigsten Importländer des Euroraums durch (USA, Japan, Asien ohne Japan, Vereinigtes Königreich, Schweden, Dänemark und die Schweiz). Landolfo (2007) veröffentlichte die jüngste Strukturanalyse zu aggregierten wechselkursbedingten Preisänderungen im Euroraum. Er schätzt verschiedene Spezifikationen dynamischer Simultangleichungsmodelle, die sich von VAR-Analysen dadurch unterscheiden, dass sie explizit exogen bedingte Relationen zwischen einigen endogenen und zusätzlichen exogenen Variablen umfassen.

Tabelle 1

### Wechselkursbedingte Preisänderungen im Euroraum vor der Einführung des Euro

		Euroraum							
		Hüfner und Schröder (2002)		Hahn (2003)		Anderton (2003)		Landolfo (2007)	
		kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig
<b>Importpreise<sup>1</sup></b>		x	x	0,700	0,690	0,50–0,70	x	0,580	0,670
<b>Verbraucherpreise<sup>1</sup></b>		0,040	0,080	0,087	0,212	x	x	0,086	0,148
		Ländervergleiche							
		Hüfner und Schröder (2002)		McCarthy (2007)		Campa und Goldberg (2006)		Campa und Goldberg (2005)	
		kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig
<b>Importpreise<sup>2</sup></b>									
Deutschland		x	x	~0,8	~1,0	0,66	0,76	0,55	0,80
Frankreich		x	x	~0,8	~0,8	0,68	0,83	0,53	0,98
Italien		x	x	x	x	0,74	0,94	0,35	0,35
Niederlande		x	x	~1,1	~2,1	0,69	0,79	0,79	0,84
Österreich		x	x	x	x	0,37	0,46	0,21	0,10
<b>Verbraucherpreise<sup>1</sup></b>									
Deutschland		0,07	0,10	~0,1	~0,2	x	x	x	x
Frankreich		0,01	0,16	~-0,1	~-0,2	x	x	x	x
Italien		0,06	0,18	x	x	x	x	x	x
Niederlande		0,12	0,11	~0,3	~0,4	x	x	x	x

Quelle: Zitierte Studien.

<sup>1</sup> Kurzfristig bedeutet für die Euroraum-Vergleiche und die Ländervergleiche auf Basis der Verbraucherpreise eine Reaktion nach einem Jahr; langfristig eine Reaktion nach drei Jahren.

<sup>2</sup> Kurzfristig bedeutet für die Ländervergleiche auf Basis der Importpreise eine Reaktion nach einem Quartal; langfristig eine Reaktion nach vier Quartalen (da Campa und Goldberg (2005) nur vier Lag-Variablen in ihre Schätzung einbeziehen).

Der Abschnitt *Ländervergleiche* in Tabelle 1 zeigt die geschätzten Änderungen der Import- und Verbraucherpreise aufgrund der Wechselkursdynamik in einzelnen Ländern. Die Unterschiede für die einzelnen Schätzungen dürften auf die verschiedenen ökonomischen Methoden zurückzuführen sein. Die stärksten Abweichungen ergeben sich zwischen jenen Studien, die Regressionsmodelle für Panel- und Querschnittsdaten (Campa und Goldberg, 2005 und 2006) sowie jenen, die VAR- oder VECM-Modelle anwenden (McCarthy, 2007; Hüfner und Schröder, 2002).

Auch wenn die einzelnen Schätzwerte zwischen den Studien leicht variieren, lassen sich dennoch folgende Muster erkennen: Die Überwälzung von Wechselkursänderungen ist erstens unvollständig, nimmt zweitens entlang der Distributionskette beträchtlich ab, und variiert drittens in den einzelnen WWU-Mitgliedstaaten signifikant.

### 3 Wechselkursbedingte Preisänderungen seit der Einführung des Euro

Ziel dieser Arbeit ist, die Auswirkung der Wechselkursentwicklung auf die Import-, Großhandels- und Verbraucherpreise in der WWU zu erläutern. Da sich diese Studie insbesondere mit dem Ausmaß und der Geschwindigkeit der Preisanpassung als Reaktion auf Wechselkursschocks befasst, kommen VAR-Modelle nach Christiano et al. (1996) zum Einsatz, die von McCarthy (2000 und 2007) zum ersten Mal in diesem Kontext verwendet wurden.<sup>8</sup>

Zu diesem Zweck wird folgendes Modell spezifiziert:

$$y_{i,t} = E_{t-1}y_{i,t} + \Gamma_i \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

wobei  $y_{i,t}$  ein  $7 \times 1$ -Vektor endogener Variablen ist, das heißt

$$\left( \pi_{i,t}^{oil}, \tilde{y}_{i,t}, \Delta e_{i,t}, \pi_{i,t}^m, \pi_{i,t}^w, \pi_{i,t}^c, r_{i,t} \right)'$$

der  $k \times 1$ -Vektor  $\varepsilon_{i,t}$  enthält exogene Schocks; und  $\Gamma_i$  stellt eine  $k \times k$ -Koeffizientenmatrix dar, die die kontemporären Relationen zwischen den endogenen Variablen erfasst. Das Hauptinteresse gilt dabei den Variablen  $\pi_{i,t}^m$ ,  $\pi_{i,t}^w$  und  $\pi_{i,t}^c$ , die die Inflation von Import-, Großhandels- und Verbraucherpreisen im Land  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  darstellen. Folgende exogene  $k=7$  Schocks werden für jedes Land  $i$  betrachtet: Ein Angebotsschock  $\varepsilon_{i,t}^s$ ; ein Nachfrageschock  $\varepsilon_{i,t}^d$ ; ein Wechselkursschock  $\varepsilon_{i,t}^e$  sowie direkte Schocks für jede der Preisgruppen  $\varepsilon_{i,t}^m$ ,  $\varepsilon_{i,t}^w$  und  $\varepsilon_{i,t}^c$  und schließlich ein geldpolitischer Schock  $\varepsilon_{i,t}^{mp}$ . Um sämtliche exogenen Störfaktoren identifizieren zu können, werden noch folgende endogenen Variablen ergänzt: die Erdölpreis-inflation  $\pi_{i,t}^{oil}$  für den Angebotschock; Output-Lücken  $\tilde{y}_{i,t}$  für den Nachfrageschock; Wechselkursschwankungen  $\Delta e_{i,t}$  für den Wechselkursschock; sowie der Zinssatz  $r_{i,t}$ , um die Reaktionen der Geldpolitik zu erfassen. Das Symbol  $E_{t-1}$  gibt die Erwartungen, basierend auf den bis zum Zeitpunkt  $t-1$  erhaltenen Informationen, wieder.

Diese einfache ökonomische Spezifikation in Gleichung (1) besagt, dass die heutigen Wirtschaftsindikatoren  $y_{i,t}$  die auf den Informationen des letzten

<sup>8</sup> Christiano et al. (1996) erörtern die Fähigkeit von VAR-Modellen, kausale Zusammenhänge zwischen einem geldpolitischen Schock (einem exogenen Schock des US-Zinssatzes für Taggeld) und den Hauptindikatoren der US-Wirtschaft darzustellen. Die gleiche Diskussion trifft auch für den Fall eines exogenen Wechselkursschocks und dessen Auswirkung auf verschiedene gemessene Preise zu. Dieser Ansatz hängt insbesondere von der Annahme der kontemporären Relationen zwischen den im VAR-Modell enthaltenen, endogenen Variablen ab, die noch genauer erörtert werden.

Beobachtungszeitraums basierenden Erwartungen  $E_{t-1}y_{i,t}$  darstellen, wobei diese Erwartungen durch zufällige exogene Störfaktoren  $\varepsilon_{i,t}$ , die aufgrund der zum Zeitpunkt  $t-1$  bekannten Informationen nicht vorhersehbar waren, verfälscht werden. Nimmt man an, dass Agenten ihre Erwartungen mithilfe eines VAR-Modells formulieren, kann das System (1) als rekursiv reduzierte Form  $\text{VAR}(q_i)$

$$y_{i,t}^* = A_i y_{i,t}^* + \Gamma_i^* \varepsilon_{i,t}^* \quad (2)$$

approximiert werden, wobei  $A_i$  die Koeffizientenmatrix des äquivalenten  $\text{VAR}(1)$ -Modells darstellt. Variablen mit einem hochgestellten Stern  $x^*$  sind die jeweiligen Transformationen der entsprechenden Variablen  $x \in \{y_{i,t}, \Gamma_i \varepsilon_{i,t}\}$  zwecks Darstellung des Systems als  $\text{VAR}(1)$ -Modell. Im Folgenden kommen Impulsreaktionsfunktionen zum Einsatz, um das Ausmaß der Kurschwankungen  $\Delta e_{i,t}$  auf die Preisindizes  $\pi_{i,t}^m$ ,  $\pi_{i,t}^w$  bzw.  $\pi_{i,t}^c$  zu erfassen. Konkret werden Wechselkursschocks mittels einer Cholesky-Zerlegung der geschätzten Kovarianzmatrix  $\hat{\Omega}_i = \hat{\varepsilon}_{i,t} \hat{\varepsilon}_{i,t}'$  in Kombination mit einer Wold-Sortierung  $\{\pi_{i,t}^{oil}, \tilde{y}_{i,t}, \Delta e_{i,t}, \pi_{i,t}^m, \pi_{i,t}^w, \pi_{i,t}^c, r_{i,t}\}$  identifiziert. Solange Wechselkurse nicht kontemporär Angebot und Nachfrage beeinflussen können bzw. die verschiedenen Preisindizes und kurz laufenden Zinssätze keine unmittelbare Auswirkung auf die Wechselkurse haben, identifiziert die gewählte rekursive Sortierung eindeutig die exogenen Wechselkursinnovationen  $\varepsilon_{i,t}^e$  (Keating, 1996).

### 3.1 Daten

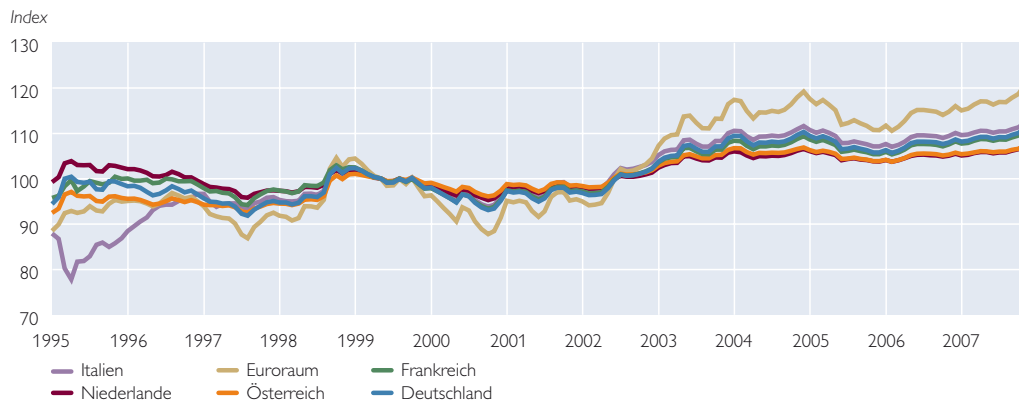
Um das Ausmaß der Überwälzung von Wechselkursänderungen quantifizieren zu können, werden fünf WWU-Mitgliedstaaten beispielhaft untersucht: Österreich, Deutschland, Frankreich, Italien und die Niederlande, sowie der Euroraum (zwölf Staaten) in seiner Gesamtheit, und zwar auf Basis von Monatswerten für den Zeitraum Jänner 2000 bis Dezember 2007.<sup>9</sup> Als Wechselkurse  $e_{i,t}$  fließen die von Eurostat veröffentlichten nominal-effektiven Wechselkurse ein (gewichtet nach Handelsvolumen für 41 Handelspartner, das heißt die nunmehr 27 EU-Länder sowie 14 Nicht-EU-Länder). Die Importpreisinflation  $\pi_{i,t}^m$  wird auf Basis der Änderungen im jeweiligen Durchschnittswertindex für Einfuhren (Unit Value Index = Einfuhrwert dividiert durch Einfuhrvolumen laut OeNB-Berechnung) genähert. Für Deutschland und die Niederlande wird der Importpreisindex (berechnet vom Statistischen Bundesamt Deutschland bzw. von Eurostat) herangezogen, der geringeren Abweichungen als der Durchschnittswertindex unterliegt.<sup>10</sup> Die Inflation der Großhandelspreise  $\pi_{i,t}^w$  wird anhand der OECD-Erzeugerpreisindizes errechnet, und die Werte für die Verbraucherpreisinflation  $\pi_{i,t}^c$  basieren auf den prozentuellen Änderungen des HVPI laut Eurostat. Die Differenz aus dem von Eurostat veröffentlichten Index der monatlichen Industrieproduktion und einem HP-gefilterten Trend ( $\lambda = 14.400$ ) ergibt die Output-Lücken  $\tilde{y}_{i,t}$ . Als Erdölpreis-Indikator  $\pi_{i,t}^{oil}$  dient

<sup>9</sup> Obwohl sämtliche Preis- und Wechselkurskennzahlen für die Zeit zwischen Jänner 1995 und Dezember 2007 verfügbar sind, lagen die Industrieproduktionskennzahlen für Österreich erst ab Jänner 2000 vor. Aus Gründen der Konsistenz wurde die VAR-Analyse für alle Länder daher erst ab Jänner 2000 statt ab der Euro-Einführung im Jänner 1999 durchgeführt. Tabelle 2 im Anhang enthält eine detaillierte Aufstellung aller Datenquellen dieser Studie.

<sup>10</sup> Siehe dazu einen Bericht des General Accounting Office (1995), der aufzeigt, wie sowohl Mess- als auch Aggregierungsfehler zu signifikanten Abweichungen beim US-amerikanischen Durchschnittswertindex führen. Auch Hallak und Schott (2008) gehen ausführlich auf die Unterschiede zwischen Importpreisindex und Durchschnittswertindex ein.

Grafik 1

**Nominaler effektiver Wechselkurs**

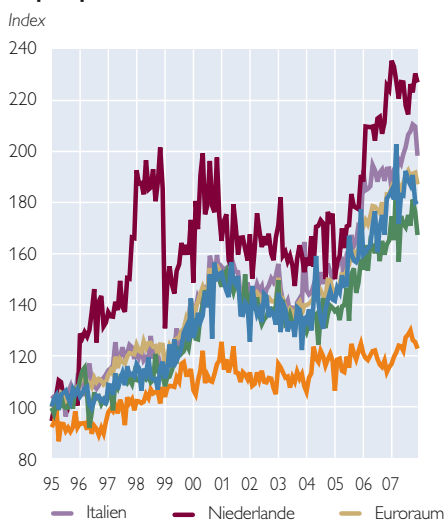


Quelle: Eurostat.

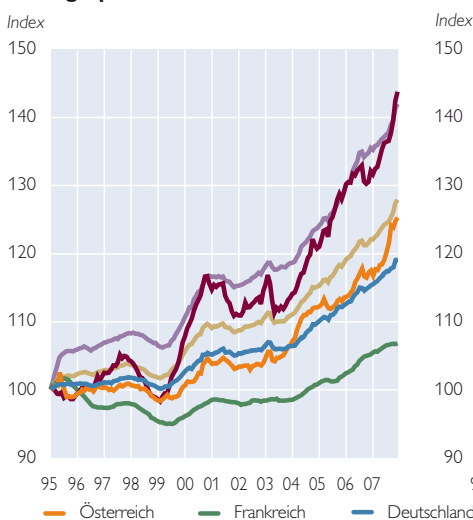
Grafik 2

**Preisindikatoren – Ländervergleiche**

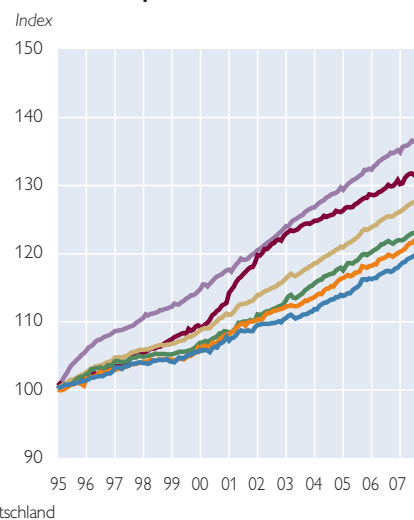
**Importpreise**



**Erzeugerpreise**



**Verbraucherpreise**



Quelle: Eurostat, OECD, OeNB.

der vom IWF veröffentlichte Rohölpreis in US-Dollar je Barrel. Schließlich dienen die Eurostat-Durchschnittswerte der täglichen Geldmarktzinsen als Indikator  $r_{i,t}$  für das geldpolitische Instrumentarium. Die Zeitreihen werden – wenn notwendig – mittels des auch in der Software *EViews* implementierten X12-Verfahrens des US-amerikanischen Bureau of the Census saisonal bereinigt.

Grafik 1 zeigt die nominal-effektiven Wechselkurse im Euroraum und

in den fünf ausgewählten Mitgliedstaaten.

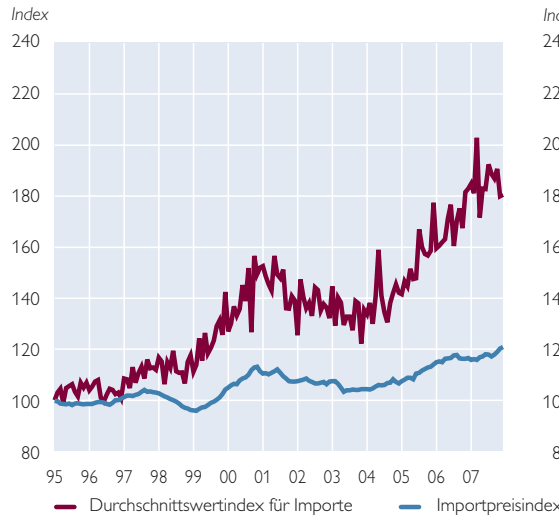
Nach der Einführung des Euro im Jahr 1999 bis Ende 2000 wertete der Euro zunächst massiv ab, danach tendenziell auf. Die effektiven Wechselkurse der untersuchten Länder orientieren sich stark am Euro-Wechselkurs und unterscheiden sich in erster Linie in ihren Niveaus, nicht jedoch in ihrer Volatilität.

Grafik 2 zeigt die Preisindizes entlang der Distributionskette.

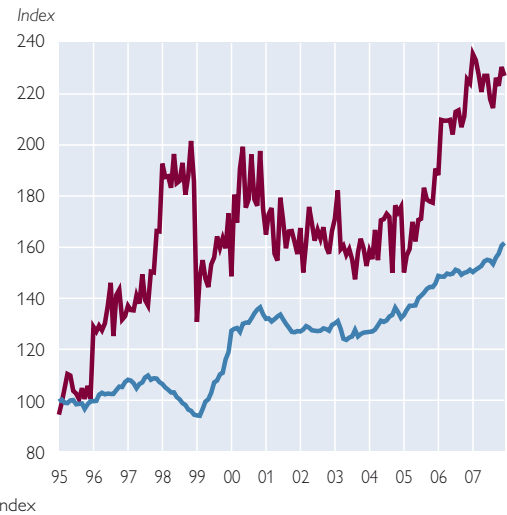


### Importpreisindikatoren – Durchschnittswertindex für Importe und Importpreisindex

#### Deutschland



#### Niederlande



Quelle: Eurostat, Statistisches Bundesamt Deutschland, OeNB.

Es ist deutlich zu erkennen, dass die Importpreise am schwankungsanfälligsten waren, gefolgt von den Erzeuger- und den Verbraucherpreisen. Dies ist ein erster Hinweis darauf, dass sich die Auswirkungen exogener Schocks entlang der Distributionskette verringern. Grafik 2 verdeutlicht zudem, dass sich das Ranking der WWU-Mitgliedstaaten hinsichtlich der durchschnittlichen Preisänderungen entlang der Distributionskette verändert. So gibt es z. B. in Frankreich die zweitniedrigsten Importpreise, die niedrigsten Erzeuger-, aber nur die drittniedrigsten Verbraucherpreise. Dies deutet wiederum darauf hin, dass die Unterschiede der industriellen Struktur innerhalb der WWU-Mitgliedstaaten einen Einfluss auf die Auswirkungen exogener Störungen der Preise in den verschiedenen Preissetzungsstadien haben. Im Fall Deutschlands und der Niederlande

zeigt der Importpreisindex deutlich weniger Variabilität als der Durchschnittswertindex für Importe, ähnelt im Zeitverlauf aber durchaus dem Profil des Durchschnittswertindex (Grafik 3). Auch die Volatilität der Preise nimmt, wie bereits erwähnt, entlang der Distributionskette ab. Daher wäre es prinzipiell wünschenswert, nicht nur für Deutschland und die Niederlande Importpreisindizes zur Verfügung zu haben; allerdings sind die Durchschnittswertindizes für Einfuhren, die für die restlichen Länder in der vorliegenden Studie herangezogen wurden, die einzig verfügbaren Monatsdaten zu Importpreisen von WWU-Mitgliedstaaten für die Zeit nach 2002.<sup>11</sup>

### 3.2 Empirische Ergebnisse

Die in diesem Abschnitt vorgestellten Ergebnisse wurden anhand des in Kapitel 3 eingangs beschriebenen Mo-

<sup>11</sup> Statistik Austria veröffentlicht seit 2009 auch einen Importpreisindex für Österreich ([www.statistik.at/web\\_de/statistiken/preise/importpreisindex/index.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/preise/importpreisindex/index.html)). Bei Redaktionsschluss für die vorliegende Studie war dieser Index allerdings noch nicht verfügbar.

dells berechnet. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich von Jänner 2000 bis Dezember 2007. Die Schätzwerte für sämtliche Länder wurden mittels VAR(1)-Modellen, in Übereinstimmung mit dem  $AIC_c$ -Lag-Längenkriterium, ermittelt.<sup>12</sup> Die wechselkursbedingten Preisänderungen werden als Impulsreaktionsfunktionen dargestellt, die zeigen, wie stark die Preise während eines dreijährigen (36-monatigen) Zeitraums auf eine 1-prozentige, permanente nominal-effektive Aufwertung reagieren.<sup>13</sup> Die durchgehende Linie in den Grafiken 4 bis 6 stellt die geschätzte Impulsreaktion dar, während die strichlierten Linien Konfidenzintervalle (2 Standardabweichungen) für jede Schätzung abbilden.

### 3.2.1 Importpreise

Wie auch schon frühere Studien gezeigt haben, reagieren die Preise im Euroraum in jeder Phase der Preiskette nur unvollständig auf Wechselkursänderungen (Landolfo, 2007; Hahn, 2003; Anderton, 2003; Hüfner und Schröder, 2002). Grafik 4 illustriert, dass sich Wechselkursänderungen im ersten Jahr nach einem Wechselkursschock deutlich auf die Importpreise auswirken, wobei der Höchstwert nach ungefähr einem Quartal erreicht wird. Kurzfristig werden Wechselkursschocks zu ca. 60% und langfristig zu rund 30% auf die Importpreise im Euroraum übergewälzt. Berücksichtigt man die beträchtliche Unschärfe, die den Schätzwerten inhärent ist, dann stimmt dies mit den bislang einzigen – von Hahn (2003), Anderton (2003) und Landolfo (2007) durchgeführten – Untersuchungen für den Euroraum überein, die eine kurz-

fristige Überwälzung von 50% bis 70% auf die Importpreise finden. Der in dieser Studie ermittelte langfristige Wert liegt etwas darunter; das deutet auf eine leichte Minderung der Wechselkursauswirkungen im Euroraum gegenüber der Zeit vor der Einführung des Euro hin.

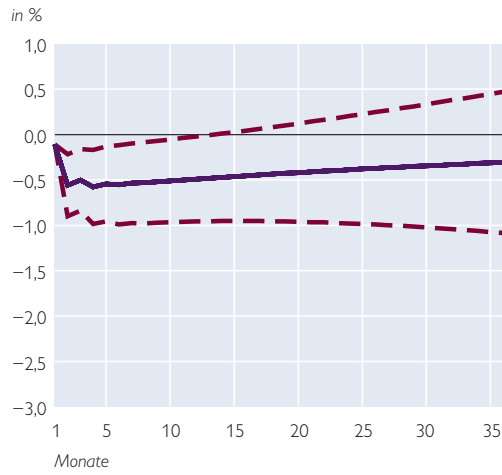
Vergleicht man die – auf Importpreisindizes und nicht auf Durchschnittswertindizes beruhenden – Schätzwerte für Deutschland und die Niederlande miteinander, so erkennt man eine deutliche Überwälzung innerhalb eines Jahres, wobei die Überwälzung in den ersten zwei Quartalen nach dem Schock jeweils am stärksten ausfällt. Das geschätzte Ausmaß des Wechselkurseinflusses stimmt im Wesentlichen mit früheren Studien überein (McCarthy, 2007; Campa und Goldberg, 2005 und 2006). Bemerkenswert ist jedoch, dass die langfristigen Schätzwerte deutlich niedriger als bei McCarthy (2007) ausfallen, der die gleiche ökonometrische Methodik anwendet. Ebenfalls erwähnenswert ist die Tatsache, dass das Profil Deutschlands – und damit das Profil des größeren der beiden Länder – etwa im Bereich des Euroraum-Durchschnitts verläuft, während die Werte für die Niederlande deutlich darüber liegen. Die Impulsreaktionen der übrigen Länder (Österreich, Frankreich und Italien) sind jedoch mit Vorsicht zu interpretieren. Die jeweiligen Antwortkoeffizienten sind sehr vage geschätzt, was vor allem auf die beträchtlichen Störgrößen in den hochvolatilen Durchschnittswertindizes für Importe zurückzuführen ist.

<sup>12</sup> Dieses Informationskriterium ist eine – von Hurvich und Tsai (1993) angeregte – Anpassung des Akaike-Informationskriteriums (AIC) für kleine Stichproben.

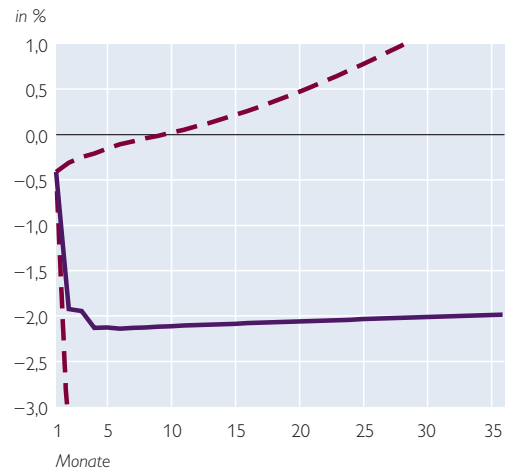
<sup>13</sup> Diese erhält man, indem man den Graph der akkumulierten Auswirkungen einer temporären (einmaligen) 1-prozentigen Änderung der Wechselkursveränderung  $\Delta e_{i,t}$  zeichnet.

### Wechselkursschock – Importpreise

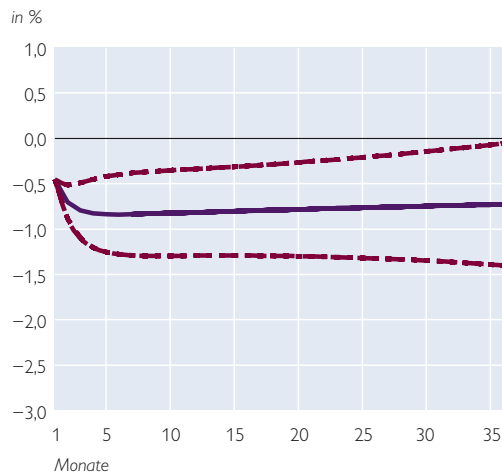
#### Euroraum



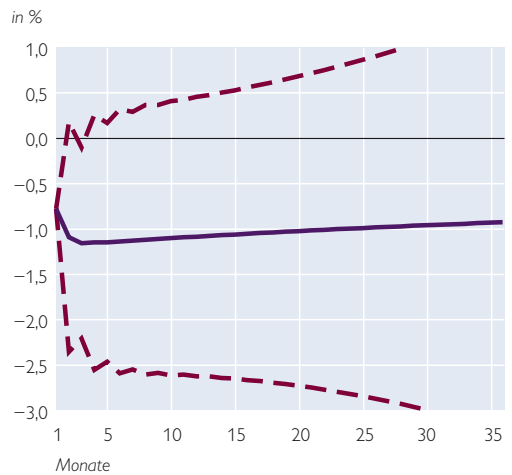
#### Österreich



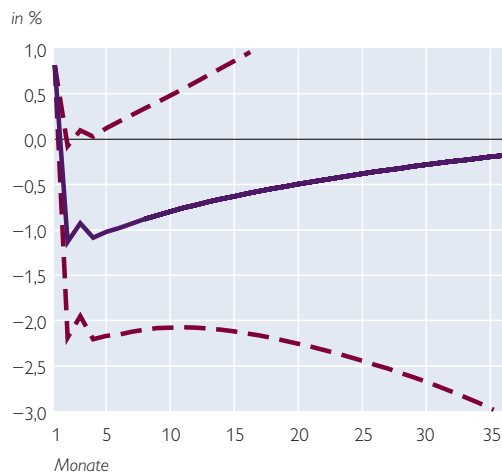
#### Deutschland



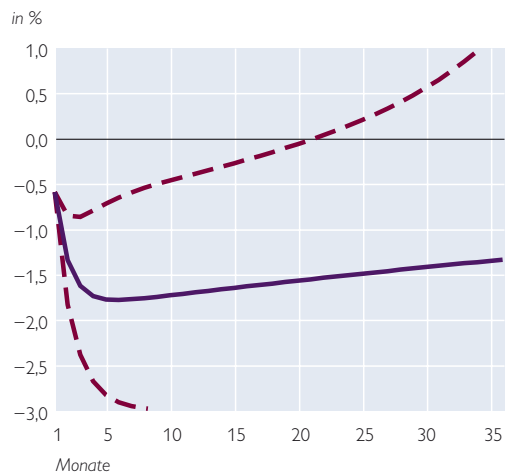
#### Frankreich



#### Italien



#### Niederlande



— Konfidenzintervall der Standardabweichungen    — Impulsreaktionsfunktion

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Die Grafik zeigt die akkumulierte Reaktion von  $\pi_t^*$  auf eine 1-prozentige Änderung von  $\Delta e_t$ . Die strichlierten Linien bezeichnen Bootstrap-Konfidenzintervalle von 2 Standardabweichungen, die anhand von 5.000 Replikationsstichproben berechnet wurden.

Ganz allgemein decken sich die in dieser Studie niedriger als bisher geschätzten, wechselkursbedingten Preisänderungen mit der von Taylor (2000) postulierten Theorie, dass Wechselkursschwankungen in einem stabilen monetären Umfeld wie der WWU weniger stark ins Gewicht fallen sollten. Dieses Ergebnis stimmt auch mit den Resultaten von Marazzi et al. (2005) überein, die in den letzten 20 Jahren einen massiven Rückgang wechselkursbedingter Importpreisänderungen in den USA beobachteten. Sie führen diesen Rückgang hauptsächlich auf zwei mögliche Ursachen zurück: Erstens ist offensichtlich die Nachfrage nach weniger rohstoffintensiven Gütern gestiegen, die entsprechend weniger sensibel auf die Wechselkursentwicklung reagieren. Zweitens dürfte Chinas Politik fixer Wechselkurse, gemeinsam mit einer stärkeren Präsenz chinesischer Exporteure auf dem US-Markt, eine Rolle gespielt haben. Da die vorliegende Studie lediglich auf aggregierten Daten fußt, können diese Vermutungen nicht direkt weiter verfolgt werden. Es ist jedoch wahrscheinlich, dass zusätzlich zum stabilen monetären Umfeld der WWU die von Marazzi et al. (2005) erörterten Kräfte zum Rückgang wechselkursbedingter Preisänderungen auch im Euroraum beitragen.

### 3.2.2 Erzeugerpreise

Grafik 5 zeigt, dass Wechselkursschocks deutlich geringere Auswirkungen auf die Erzeugerpreise als auf die Importpreise haben. Im Euroraum sind die Preisüberwälzungen nach einer Wechselkursänderung rund ein halbes Jahr signifikant, wobei sie ihren Höchstwert nach ungefähr sechs Monaten erreichen. Dies wiederum bedeutet, dass eine wechselkursbedingte Anpassung der Erzeugerpreise langsamer erfolgt als bei den Importpreisen, die gleich im

ersten Quartal am stärksten reagieren. Weiters beträgt das Ausmaß nach sechs Monaten höchstens 10% und langfristig lediglich 5%, während sich die Importpreise langfristig um rund 30% und maximal um 60% ändern.

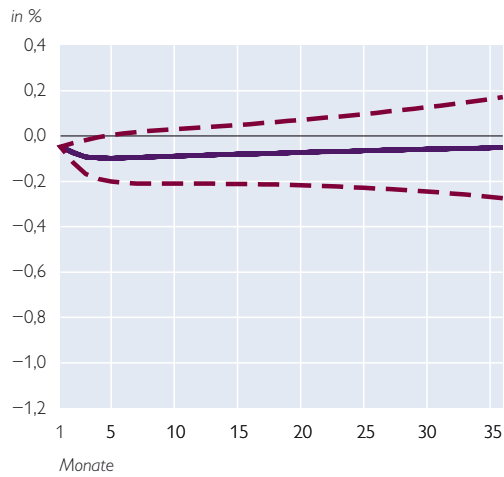
Die wechselkursbedingten Preisänderungen unterscheiden sich in den einzelnen WWU-Mitgliedstaaten erheblich. Während in Österreich, Deutschland, Frankreich und Italien nach einem Monat keine nennenswerte Preisüberwälzung mehr zu beobachten ist, reagiert der Erzeugerpreisindex der Niederlande ein halbes Jahr lang stark, wobei der Höchstwert nach einem halben Jahr mit rund 80% erreicht wird. In den übrigen Ländern (ohne Frankreich) ist die Überwälzung schon im ersten Monat mit Werten zwischen 3% und 7% am höchsten und danach nicht mehr statistisch signifikant. Außerdem weisen die Ergebnisse für Frankreich – wie auch im Fall von McCarthy (2007) – das falsche Vorzeichen auf. Die Resultate für Erzeugerpreise decken sich mit der Theorie, dass eine wechselkursbedingte Preisänderung in größeren Volkswirtschaften, wie z. B. Deutschland, dem Durchschnitt des Euroraums entspricht, während das Ausmaß in kleineren Ländern, wie den Niederlanden, über dem (Euroraum-)Durchschnitt liegt.

### 3.2.3 Verbraucherpreise

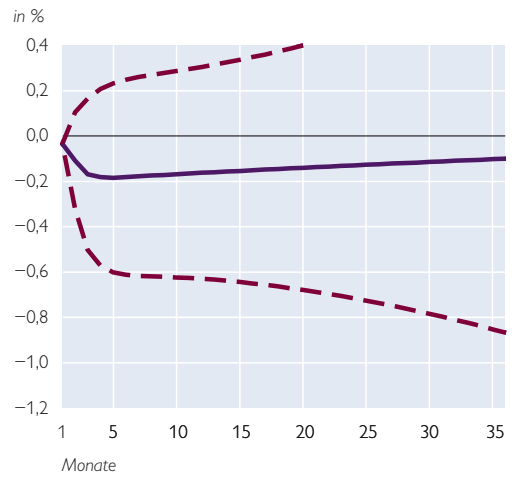
Wie aus Grafik 6 ersichtlich, reagieren die Verbraucherpreise sowohl im Euroraum als auch in jedem der untersuchten WWU-Mitgliedstaaten statistisch nicht auf eine effektive Wechselkursaufwertung des Euro. Dieses Ergebnis stimmt auch mit den meisten VAR-basierten Studien zu wechselkursbedingten Preisschwankungen überein, die entweder nur eine geringe oder keine signifikante Auswirkung auf Verbraucherpreise feststellen (McCarthy,

### Wechselkursschock – Erzeugerpreise

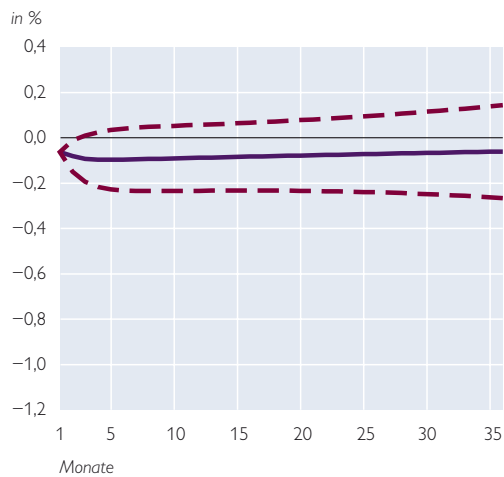
#### Euroraum



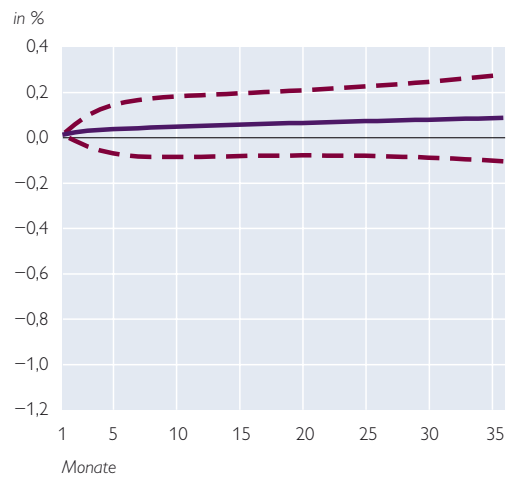
#### Österreich



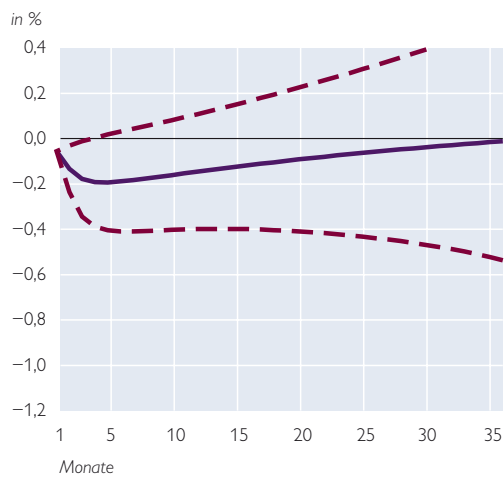
#### Deutschland



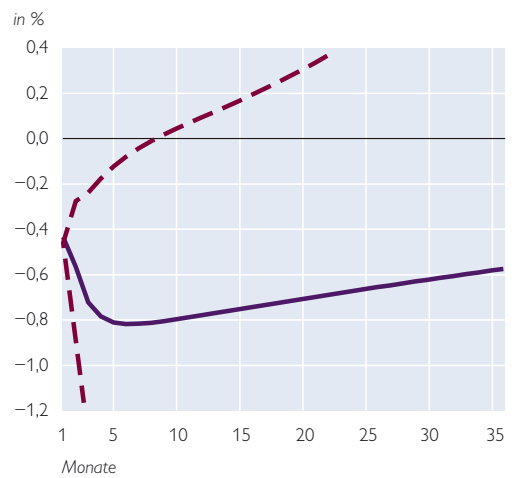
#### Frankreich



#### Italien



#### Niederlande



— — — Konfidenzintervall der Standardabweichungen    — Impulsreaktionsfunktion

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Die Grafik zeigt die akkumulierte Reaktion von  $\pi_{i,t}^w$  auf eine 1-prozentige Änderung von  $\Delta e_{i,t}$ . Die strichlierten Linien bezeichnen Bootstrap-Konfidenzintervalle von 2 Standardabweichungen, die anhand von 5.000 Replikationsstichproben berechnet wurden.

2007; Hahn, 2003; Anderton, 2003; Hüfner und Schröder, 2002). Die Ausnahme bei den Verbraucherpreisen liefern die Niederlande, wo eine effektive Aufwertung zu einem leichten Anstieg der Preise im ersten Monat führt – ein Phänomen, das McCarthy (2007) auch bei einigen OECD-Ländern beobachten konnte.

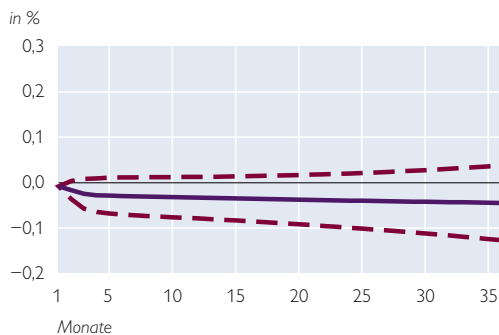
#### 4 Zusammenfassung und Ausblick

Die vorliegende Studie liefert neue Erkenntnisse für wechselkursbedingte Preisanpassungen im Euroraum seit der Euro-Einführung bis Ende 2007. Die empirischen Ergebnisse stimmen weitgehend mit den bisherigen empirischen Resultaten überein, was als Zeichen

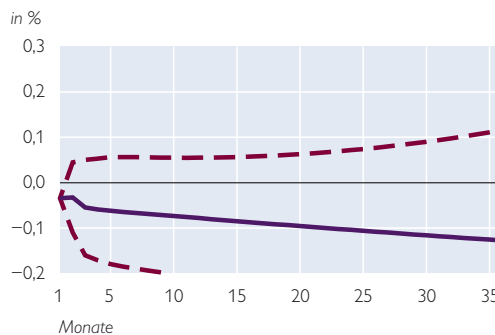
Grafik 6

#### Wechselkursschock – Verbraucherpreise

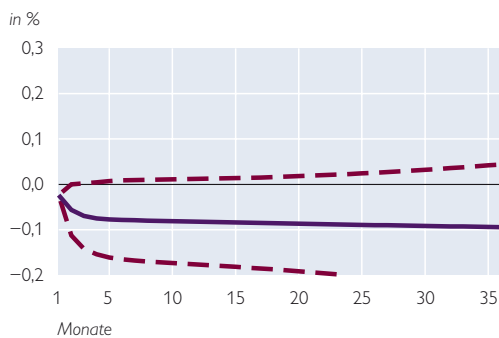
##### Euroraum



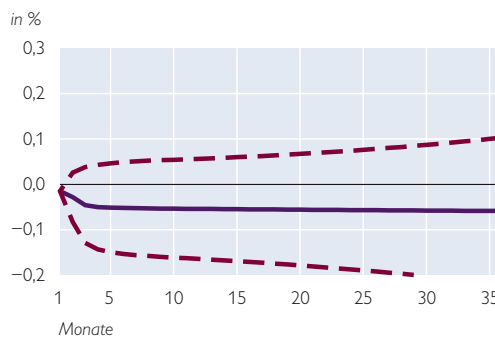
##### Österreich



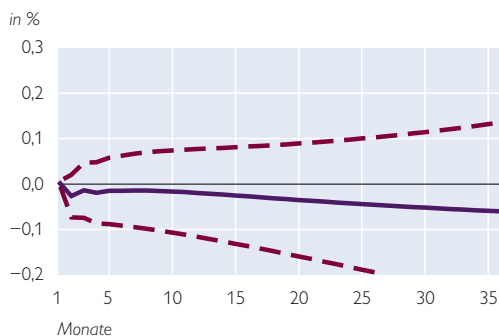
##### Deutschland



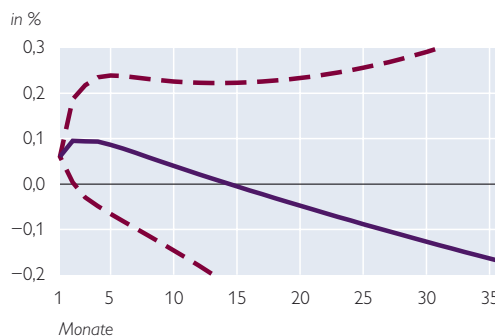
##### Frankreich



##### Italien



##### Niederlande



--- Konfidenzintervall der Standardabweichungen    — Impulsreaktionsfunktion

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Die Grafik zeigt die akkumulierte Reaktion von  $\pi_{it}^c$  auf eine 1-prozentige Änderung von  $\Delta e_t$ . Die strichlierten Linien bezeichnen Bootstrap-Konfidenzintervalle von 2 Standardabweichungen, die anhand von 5.000 Replikationsstichproben berechnet wurden.

einer relativ stabilen Beziehung zwischen Wechselkursentwicklung und Preisdynamik im Euroraum gewertet werden kann. Obwohl die Schätzungen recht unpräzise sind, lässt sich eine leichte Abnahme der wechselkursbedingten Preisänderungen im Euroraum im Vergleich zu früheren Studien beobachten. Taylor (2000) erklärt diese Tendenz mit einem stabileren Währungsumfeld, wie es der Euro bietet. Abgesehen vom leichten Rückgang decken sich die qualitativen Ergebnisse mit den Erkenntnissen der bestehenden empirischen Literatur. Importpreise reagieren ziemlich stark auf Änderungen im Wechselkurs (die im Euroraum im Ausmaß von bis zu 60% übergewälzt werden), Erzeugerpreise nur sehr schwach, und die Verbraucherpreise kaum. Theoretisch lässt sich dieses Phänomen mit einer Reihe von Argumenten untermauern, etwa mit der starken Ausbildung des Nichthandelssektors oder mit dem hohen Maß an regionalem Mehrwert, der über die Einzelhandels- und Distributionskanäle geschaffen wird. Betrachtet man den Euroraum in seiner Gesamtheit, so könnte man argumentieren, dass die hohe Binnenhandelsquote wie ein großer Nichthandelssektor wirkt.

Der Ländervergleich innerhalb des Euroraums zeigt eine deutliche heterogene Struktur, womit der Einfluss der Wechselkursentwicklung auf die Preisdynamik regional recht unterschiedlich ausfällt. Verschiedenste Gründe können zu diesen Abweichungen führen, wie z. B. die Größe, der Offenheitsgrad oder die Warenstruktur der einzelnen WWU-Mitgliedstaaten. Die Ländervergleiche in dieser Studie sind jedoch mit Vorsicht zu betrachten. Erstens finden sich die stärksten Überwältigungen von Wechselkursänderungen bei den Importpreisen, die für die meisten Länder anhand von Durch-

schnittswertindizes (Einfuhrwerte dividiert durch Einfuhrvolumen) genähert wurden. Diese Werte sind sehr volatile und unscharfe Kennzahlen und liefern daher sehr ungenaue Ergebnisse. Zweitens umfassen die verwendeten Preisindizes Güter, die sowohl innerhalb als auch außerhalb des Euroraums gehandelt werden. Einerseits liefert das eine mögliche theoretische Erklärung für die geringen wechselkursbedingten Preisänderungen, vor allem bei den Verbraucherpreisen. Andererseits umfassen die Schätzungen zwei unterschiedliche Effekte, die nicht einzeln identifiziert werden können: Einen direkten Effekt aufgrund des Handels mit einem bestimmten Währungsraum, sowie einen indirekten Effekt durch den Binnenhandel im Euroraum zu einem Eins-zu-eins-Wechselkurs mit denselben Handelspartnern. Es wäre interessant, die beiden Effekte zu isolieren und die nationalen Unterschiede hinsichtlich des direkten und des indirekten Effekts zu untersuchen.

Diese Studie ist ein erster Versuch, das Ausmaß wechselkursbedingter Preisanpassungen im Euroraum auf rein empirischer Basis zu quantifizieren. Im nächsten Schritt sollten die VAR-Ergebnisse mit geeigneten DSGE-Modellen für offene Volkswirtschaften getestet und die strukturellen Parameter eines solchen Modells bestimmt werden, um die zugrunde liegenden Parameter besser verstehen zu können. Für die Aggregate im Euroraum könnte ein Impulsreaktions-Matching nach Christiano et al. (2005) im Rahmen von Standardmodellen für offene Volkswirtschaften durchgeführt werden. Für Ländervergleiche innerhalb des Euroraums sind die gängigen DSGE-Modelle für zwei offene Volkswirtschaften jedoch nicht geeignet. Die Modelle müssten dahingehend angepasst werden, dass die einzelnen Mit-

gliedstaaten eine Geldpolitik als gegeben annehmen, die sie mit allen Handelspartnern innerhalb des Euroraums teilen. Auf diese Weise ließen sich interessante strukturelle Parameter, wie Offenheitsgrad (das heißt Handelsvolu-

men) oder Preisrigidität etc., bestimmen, die in der Theorie das Ausmaß und die Dynamik der wechselkursbedingten Preisanpassungen in den jeweiligen Ländern des Euroraums maßgeblich beeinflussen.

## Literaturverzeichnis

- Anderton, R. 2003.** Extra-Euro Area Manufacturing Import Prices and Exchange Rate Pass-Through. Working Paper Series 219. EZB.  
<http://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20030219.html> (Stand: April 2009).
- Bacchetta, P. und E. van Wincoop. 2003.** Why Do Consumer Prices React Less than Import Prices to Exchange Rates? In: *Journal of the European Economic Association* 1(2–3). 662–670.  
<http://ideas.repec.org/a/tpri/jeurec/v1y2003i2-3p662-670.html> (Stand: April 2009).
- Bergin, P. R. und R. C. Feenstra. 2001.** Pricing-To-Market, Staggered Contracts, and Real Exchange Rate Persistence. In: *Journal of International Economics* 54(2). 333–359.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v54y2001i2p333-359.html> (Stand: April 2009).
- Bils, M. und P. J. Klenow. 2004.** Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. In: *Journal of Political Economy* 112(5). 947–985.  
<http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v112y2004i5p947-985.html> (Stand: April 2009).
- Burstein, A. T., J. C. Neves und S. Rebelo. 2003.** Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based Stabilizations. In: *Journal of Monetary Economics* 50(6). 1189–1214.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v50y2003i6p1189-1214.html> (Stand: April 2009).
- Campa, J. M. und L. S. Goldberg. 2005.** Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. In: *The Review of Economics and Statistics* 87(4). 679–690.  
<http://ideas.repec.org/a/tpri/restat/v87y2005i4p679-690.html> (Stand: April 2009).
- Campa, J. M. und L. S. Goldberg. 2006.** Pass-Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why? NBER Working Paper 12547.  
<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/12547.html> (Stand: April 2009).
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum und C. L. Evans. 1996.** The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. In: *The Review of Economics and Statistics* 78(1). 16–34.  
<http://ideas.repec.org/a/tpri/restat/v78y1996i1p16-34.html> (Stand: April 2009)
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum und C. L. Evans. 2005.** Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. In: *Journal of Political Economy* 113(1). 1–45.
- Corsetti, G. und P. Pesenti. 2005.** International Dimensions of Optimal Monetary Policy. In: *Journal of Monetary Economics* 52(2). 281–305.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v52y2005i2p281-305.html> (Stand: April 2009).
- Devereux, M. B. und C. Engel. 2002.** Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect. In: *Journal of Monetary Economics* 49(5). 913–940.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v49y2002i5p913-940.html> (Stand: April 2009).
- Devereux, M. B., C. Engel und P. E. Storgaard. 2004.** Endogenous Exchange Rate Pass-Through When Nominal Prices Are Set in Advance. In: *Journal of International Economics* 63(2). 263–291.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v63y2004i2p263-291.html> (Stand: April 2009).



- Duisenberg, W. F. 2000.** Einleitungs-Statement zur EZB-Pressekonferenz vom 11. Mai. Presseausendung der EZB.  
[www.ecb.int/press/pressconf/2000/html/is000511.en.html](http://www.ecb.int/press/pressconf/2000/html/is000511.en.html) (Stand: April 2009).
- Fabiani, S., M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T. Mathä, R. Sabbatini, H. Stahl und A. Stokman. 2006.** What Firms' Surveys Tell Us about Price-Setting Behavior in the Euro Area. In: *International Journal of Central Banking* 2(3).  
<http://ideas.repec.org/a/ijc/ijcjou/y2006q3a1.html> (Stand: April 2009).
- General Accounting Office. 1995.** U.S. Imports: Unit Values Vary Widely for Identically Classified Commodities. Report GAO/GGD-95-90.
- Goldberg, P. K. und M. M. Knetter. 1997.** Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? In: *Journal of Economic Literature* 35(3). 1243–1272.  
<http://ideas.repec.org/a/aea/jeclit/v35y1997i3p1243-1272.html> (Stand: April 2009).
- Hahn, E. 2003.** Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation. Working Paper Series 243. EZB.  
<http://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20030243.html> (Stand: April 2009).
- Hallak, J. C. und P. K. Schott. 2008.** Estimating Cross-Country Differences in Product Quality. NBER Working Paper 13807.  
<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/13807.html> (Stand: April 2009).
- Hellerstein, R. 2008.** Who Bears the Cost of a Change in the Exchange Rate? Pass-Through Accounting for the Case of Beer. In: *Journal of International Economics* 76(1). 14–32.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v76y2008i1p14-32.html> (Stand: April 2009).
- Hüfner, F. und M. Schröder. 2002.** Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: A European Perspective. ZEW Discussion Papers 02-20. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.  
<http://ideas.repec.org/p/zbw/zewdip/877.html> (Stand: April 2009).
- Hurvich, C. M. und C.-L. Tsai. 1993.** A Corrected Akaike Information Criterion for Vector Autoregressive Model Selection. In: *Journal of Time Series Analysis* 14(3). 271–279.  
[www3.interscience.wiley.com/journal/119838625/abstract](http://www3.interscience.wiley.com/journal/119838625/abstract) (Stand: April 2009).
- Jeanfils, P. 2008.** Imperfect Exchange Rate Pass-Through: The Role of Distribution Services and Variable Demand Elasticity. Working Paper Series 135. Nationale Bank van België.  
[www.nbb.be/doc/ts/publications/wp/WP135En.pdf](http://www.nbb.be/doc/ts/publications/wp/WP135En.pdf) (Stand: April 2009).
- Jordà, Ò. 2008.** Simultaneous Confidence Regions for Impulse Responses. In: *Review of Economics and Statistics*. Im Erscheinen.  
[www.econ.ucdavis.edu/faculty/jorda/](http://www.econ.ucdavis.edu/faculty/jorda/) (Stand: April 2009).
- Keating, J. W. 1996.** Structural Information in Recursive VAR Orderings. In: *Journal of Economic Dynamics and Control* 20(9–10). 1557–1580.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/dyncon/v20y1996i9-10p1557-1580.html> (Stand: April 2009).
- Landolfo, L. 2007.** Modeling the Impact of External Factors on the Euro Area HICP and Real Economy – A Focus on Pass-Through and the Trade Balance. Working Paper Series 789. EZB.  
<http://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20070789.html> (Stand: April 2009).
- Lane, P. R. 2001.** The New Open Economy Macroeconomics: A Survey. In: *Journal of International Economics* 54(2). 235–266.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v54y2001i2p235-266.html> (Stand: April 2009).
- Marazzi, M., N. Sheets, R. J. Vigfusson, J. Faust, J. Gagnon, J. Marquez, R. F. Martin, T. Reeve und J. Rogers. 2005.** Exchange Rate Pass-Through to U.S. Import Prices: Some New Evidence. Technical Report.

- McCallum, B. T. und E. Nelson. 1999.** Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Model. In: *Journal of Monetary Economics* 43(3). 553–578.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v43y1999i3p553-578.html> (Stand: April 2009).
- McCarthy, J. 2000.** Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. In: *Staff Reports* 111. Federal Reserve Bank of New York.
- McCarthy, J. 2007.** Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. In: *Eastern Economic Journal* 33(4). 511–537.  
<http://ideas.repec.org/a/eej/eeconj/v33y2007i4p511-537.html> (Stand: April 2009).
- Menon, J. 1995.** Exchange Rate Pass-Through. In: *Journal of Economic Surveys* 9(2). 197–231.  
<http://ideas.repec.org/a/bla/jecsur/v9y1995i2p197-231.html> (Stand: April 2009).
- Obstfeld, M. und K. Rogoff. 1995.** Exchange Rate Dynamics Redux. In: *Journal of Political Economy* 103(3). 624–660.  
<http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v103y1995i3p624-60.html> (Stand: April 2009).
- Obstfeld, M. und K. Rogoff. 2000a.** New Directions for Stochastic Open Economy Models. In: *Journal of International Economics* 50(1). 117–153.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v50y2000i1p117-153.html> (Stand: April 2009).
- Obstfeld, M. und K. Rogoff. 2000b.** The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? NBER Working Paper 7777.  
<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7777.html> (Stand: April 2009).
- Sutherland, A. 2005.** Incomplete Pass-Through and the Welfare Effects of Exchange Rate Variability. In: *Journal of International Economics* 65(2). 375–399.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v65y2005i2p375-399.html> (Stand: April 2009).
- Taylor, J. B. 2000.** Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms. In: *European Economic Review* 44(7). 1389–1408.  
<http://ideas.repec.org/a/eee/eecrev/v44y2000i7p1389-1408.html> (Stand: April 2009).

**Anhang****A – Datenquellen**

Tabelle 2 beschreibt die einzelnen Datenquellen.

Tabelle 2

**Datenquellen**

Variable	Gemessen in	Einheit	Quelle	Datenbank/Tabelle/Serie	Links
<b>Rohölpreise</b>	Rohölpreis	USD/Barrel	IWF	OeNB-Datenbank basierend auf IWF-Daten	
<b>Industrieproduktion</b>	Industrieproduktion	Index		Industrie und Dienstleistungen – Monatsdaten (is_m); Industrieproduktion – gesamte Industrie (ohne Baugewerbe) – saisonal bereinigt (is080idx)	<a href="http://epp.eurostat.ec.europa.eu/">http://epp.eurostat.ec.europa.eu/</a>
<b>Wechselkurse</b>	Effektive Wechselkurse	Index	Eurostat	Effektive Wechselkurse der Industrieländer, einschließlich der neuen EU-Mitgliedstaaten – Monatsdaten (ert_eff_ic_m); nominal-effektive Wechselkurse – 41 Handelspartner (neer41)	<a href="http://epp.eurostat.ec.europa.eu/">http://epp.eurostat.ec.europa.eu/</a>
<b>Importpreise</b>					
Deutschland	Importpreisindex	Index	Statistisches Bundesamt Deutschland	Importpreise	<a href="http://www.destatis.de/">http://www.destatis.de/</a>
Niederlande	Importpreisindex	Index	Eurostat	Industrie – Monatsindizes der Importpreise (ebt_inpi_m); Importpreisindex (impr); gesamte Industrie (ohne Baugewerbe) (c_d_e); Bruttodaten (gross)	<a href="http://epp.eurostat.ec.europa.eu/">http://epp.eurostat.ec.europa.eu/</a>
Alle anderen Länder	Durchschnittswertindex für Importe (unit values)	Index	OeNB	Berechnungen der OeNB auf Basis der Eurostat-Werte für Importe und Importvolumen	
<b>Erzeugerpreise</b>	Erzeugerpreise	Index	OECD	Preise und Indizes (Main Economic Indicators – MEI); gewerbliche Erzeugnisse	<a href="http://www.oecd.org/statsportal/">http://www.oecd.org/statsportal/</a>
<b>Verbraucherpreise</b>	HVPI	Index	Eurostat	Harmonisierte Verbraucherpreise – Monatsdaten (cp_m); harmonisierte Verbraucherpreise – Monatsdaten (cp000idx)	<a href="http://epp.eurostat.ec.europa.eu/">http://epp.eurostat.ec.europa.eu/</a>
<b>Zinssätze</b>	Tagesaktuelle Geldmarktzinssätze		Eurostat	Währungs- und Finanzindikatoren – Monatsdaten (mf_m); tagesaktuelle Geldmarktzinssätze – Monatsdurchschnitt – nicht saisonal bereinigt (mf100rt)	<a href="http://epp.eurostat.ec.europa.eu/">http://epp.eurostat.ec.europa.eu/</a>

Quelle: Zusammenstellung des Autors.

**B – Alternatives Schätzverfahren**

Dieser Abschnitt beschreibt einen auf Jordà (2008) zurückgehenden, alternativen empirischen Ansatz, der qualitativ vergleichbare Ergebnisse liefert. Dabei wird unterstellt, dass die Erwartungen der Haushalte nicht per VAR-Modell

ermittelt werden. Stattdessen berechnen sich diese Erwartungswerte in Gleichung (1) mittels lokaler linearer Projektionen. Zusätzlich wird auf die konventionellen Konfidenzbereiche (2 Standardabweichungen) für jeden einzelnen Impulsreaktionskoeffizienten

verzichtet. Als Alternativen dienen Konfidenzbänder, die auf Chi-Quadrat-tests der Nullhypothese des gesamten Impulsreaktionspfads gegen die Alternative eines konstanten Pfads von null basieren (Jordà, 2008). B.1 erläutert die Schätz- und Prüfstrategien, B.2 die empirischen Ergebnisse.

### B.1 Schätzung und Inferenz mittels lokaler Projektionen

Nach Jordà (2008) werden mittels lokaler Projektionen die  $h = 1, \dots, H$  Impulsreaktions-Koeffizienten  $\hat{\phi}_h$  der  $7 \times 1$ -Vektorzeitreihe  $y_{i,t}$  geschätzt. Diese können zum Impulsreaktionspfad

$$\hat{\Phi}(1, H) = \begin{bmatrix} \hat{\phi}_1 \\ \vdots \\ \hat{\phi}_H \end{bmatrix} \quad (3)$$

zusammengefasst werden, wobei  $\hat{\Phi}(1, H)$  eine  $7H \times 7$ -Matrix ist und die geschätzte Impulsreaktion der  $i$ -ten Variablen auf einen Schock der  $j$ -ten Variablen für den Prognosehorizont  $h$  durch das  $(i, j)$ -Element der  $7 \times 7$ -Matrix  $\hat{\phi}_h$  gegeben ist. Die in den Grafiken 7 bis 9 in Abschnitt B.2 gezeigten, akkumulierten Impulsreaktionen werden wie folgt konstruiert:

$$\hat{\phi}_{i,j} = LS_{i,j} \text{vec}(\hat{\Phi}(1, H)) \quad (4)$$

In diesem Zusammenhang steht  $S_{i,j} \equiv e'_j \otimes (I_H \otimes e_i)'$  für eine Auswahlmatrix, wobei  $e_\ell$  die  $\ell$ -te Spalte von  $I_7$  darstellt, und die Auswahlmatrix die  $(i, j)$ -te Impulsreaktion auswählt; außerdem steht  $L$  für eine  $H \times H$ -Matrix mit Einsen in der Hauptdiagonale und darunter, die die Summe der Impulsreaktionskoeffizienten bildet. Die dazugehörige Kovarianzmatrix errechnet sich als  $\hat{\Omega}_{i,j} = LS_{i,j} \hat{\Omega}_\phi S'_{i,j} L'$ , wobei  $\hat{\Omega}_\phi$  ein konsistenter Schätzer der Kovarianzmatrix des Vektors  $\text{vec}(\hat{\Phi}(1, H))$  ist

(siehe Jordà, 2008 für Details zur Berechnung von  $\hat{\Omega}_\phi$ ).

Um den Konfidenzbereich für die  $(i, j)$ -te Impulsreaktionsfunktion zu ermitteln, wird ein Wald-Test, basierend auf der Teststatistik

$$\hat{W}(i, j) = T \hat{\phi}'_{i,j} \hat{\Omega}^{-1}_{i,j} \hat{\phi}_{i,j} \xrightarrow{d} \chi^2_{H_h} \quad (5)$$

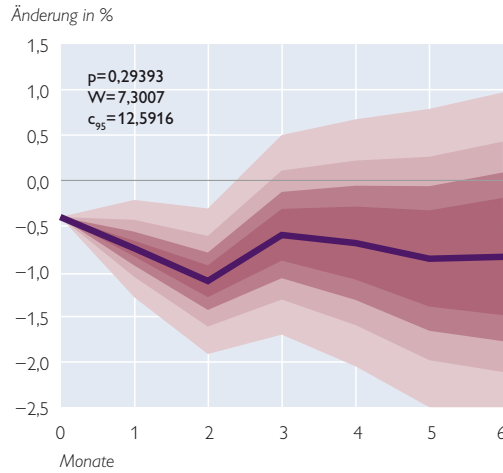
durchgeführt, der die Nullhypothese  $H_0: \phi(i, j) = 0_{H \times 1}$  testet. Damit wird der Pfad der  $(i, j)$ -ten Impulsreaktionsfunktion auf *gemeinsame Signifikanz* getestet. Jede Grafik im folgenden Abschnitt gibt auch die Wald-Statistiken  $\hat{W}(i, j)$  und die dazugehörigen  $\chi^2_{H_h}$  kritischen Werte, sowie die p-Werte für ein Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,05$  an. Entsprechend Jordà (2008) werden auch zweidimensionale Approximationen für die Konfidenzbereiche von 95 %, 75 %, 50 % und 25 % berechnet und als *Fächerdiagramme* dargestellt.

### B.2 Empirische Ergebnisse

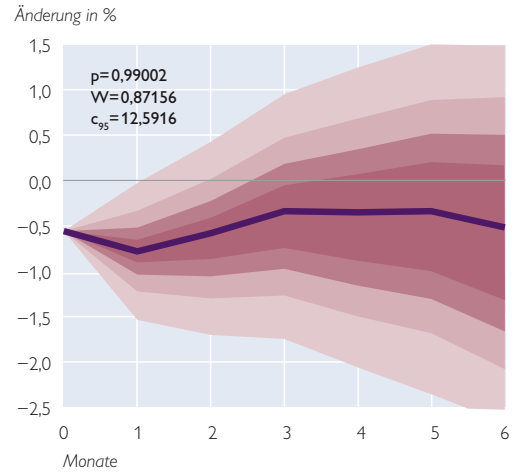
Die Grafiken 7 bis 9 stellen die aggregierten Impulsreaktionen für einen Horizont von  $H = 6$  (ein halbes Jahr) für  $\pi^m_{i,t}$ ,  $\pi^w_{i,t}$ , und  $\pi^c_{i,t}$  als Reaktion auf einen Schock auf  $\Delta e_{i,t}$  dar, wobei diese Impulsreaktionen, wie in Abschnitt B.1 erörtert, anhand lokaler Projektionen geschätzt wurden. Qualitativ sagen diese Diagramme das Gleiche aus wie die Grafiken im Haupttext. Beachtenswert ist, dass der gemeinsame Wald-Test für ein Konfidenzniveau von 95 % bei Importpreisen nur für Deutschland und die Niederlande eine signifikante Überwälzung von Wechselkursänderungen auf die Preise ergibt – was wiederum den Schluss zulässt, dass die für die übrigen Länder verwendeten Durchschnittswertindizes (Einfuhrwerte dividiert durch Einfuhrvolumen) schlechte Kennzahlen für Importpreise darstellen.

**Schätzung der Importpreisreaktion auf Wechselkurschocks  
mittels lokaler Projektionen  
(akkumulierte Reaktion von  $\pi_{i,t}^m$  auf eine 1-prozentige Änderung von  $\Delta e_{i,t}$ )**

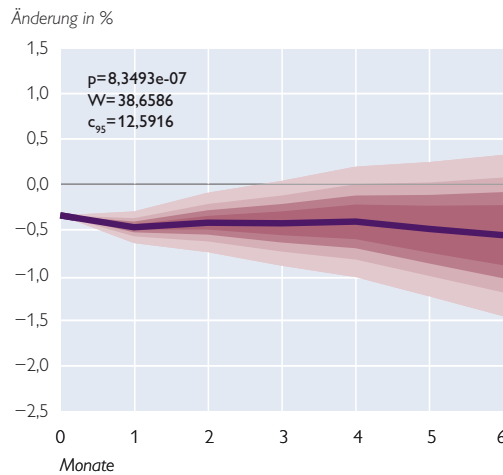
**Importpreise – Euroraum**



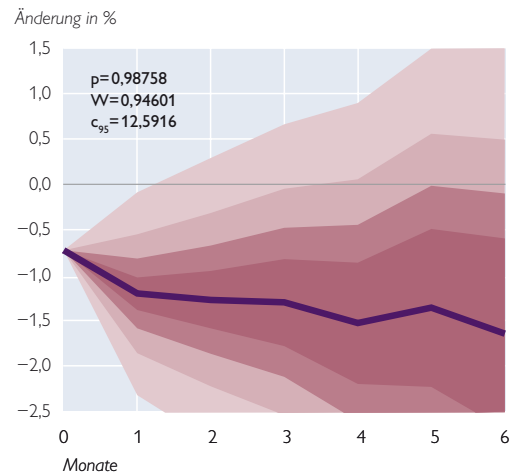
**Importpreise – Österreich**



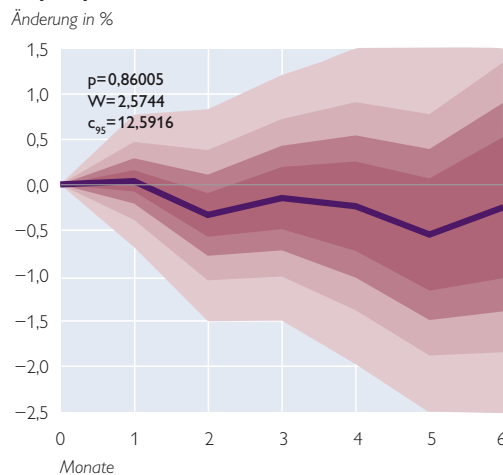
**Importpreise – Deutschland**



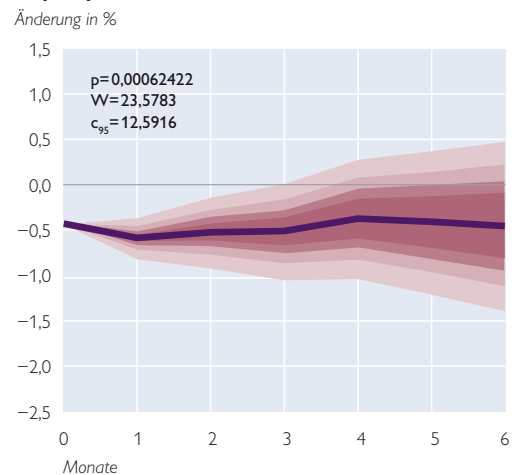
**Importpreise – Frankreich**



**Importpreise – Italien**



**Importpreise – Niederlande**



— Impulsreaktionsfunktion    95% Konfidenz    75% Konfidenz    50% Konfidenz    25% Konfidenz

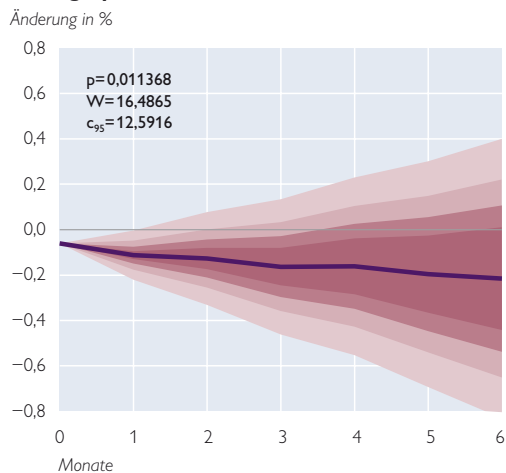
Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Die asymptotischen Konfidenzbereiche für 95%, 75%, 50% und 25% fußen auf den von Jordà (2008) entwickelten Methoden. In jeder Grafik werden die p-Werte, die Wald-Statistik und der kritische Wert auf dem 95%-Konfidenzlevel als  $W$ ,  $p$  und  $c_{95}$  dargestellt.

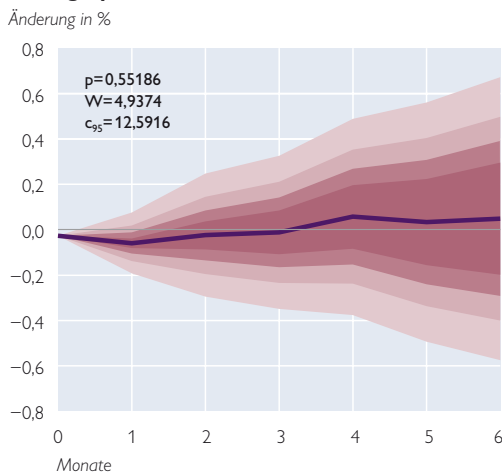
Grafik 8

**Schätzung der Erzeugerpreisreaktion auf Wechselkursschocks mittels lokaler Projektionen (akkumulierte Reaktion von  $\pi_{i,t}^w$  auf eine 1-prozentige Änderung von  $\Delta e_{i,t}$ )**

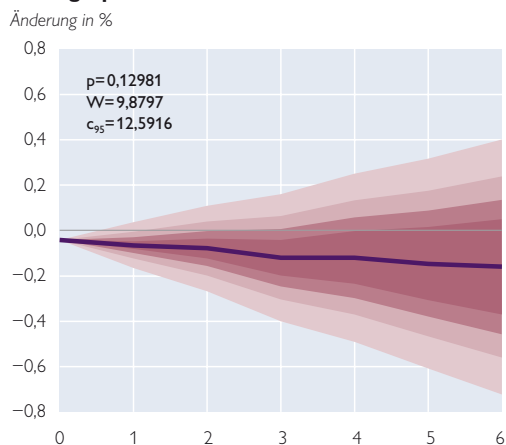
**Erzeugerpreise – Euroraum**



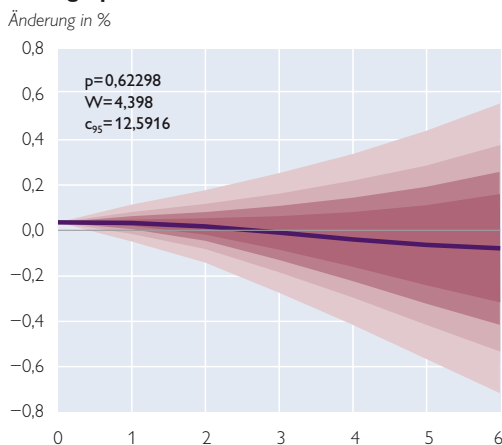
**Erzeugerpreise – Österreich**



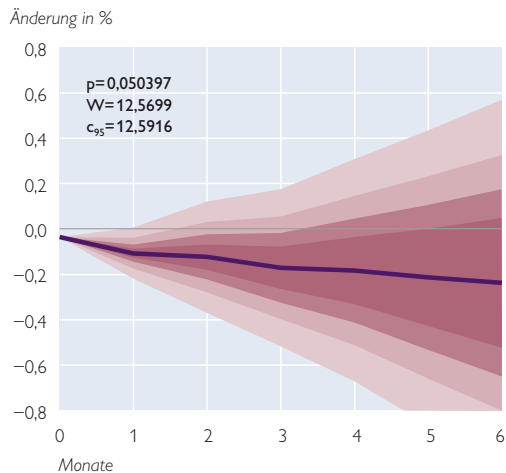
**Erzeugerpreise – Deutschland**



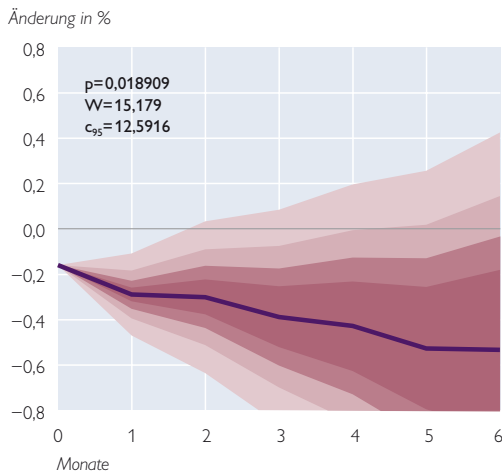
**Erzeugerpreise – Frankreich**



**Erzeugerpreise – Italien**



**Erzeugerpreise – Niederlande**



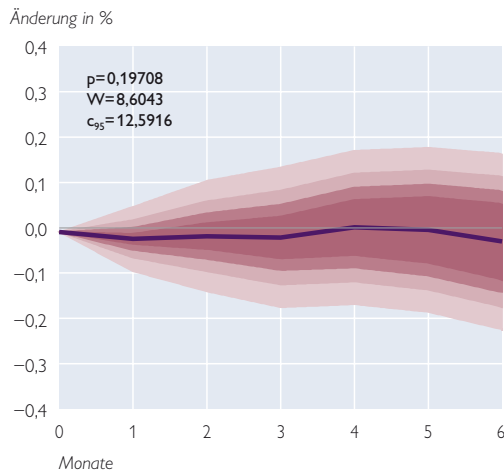
— Impulsreaktionsfunktion    ■ 95% Konfidenz    ■ 75% Konfidenz    ■ 50% Konfidenz    ■ 25% Konfidenz

Quelle: Eigene Berechnungen.

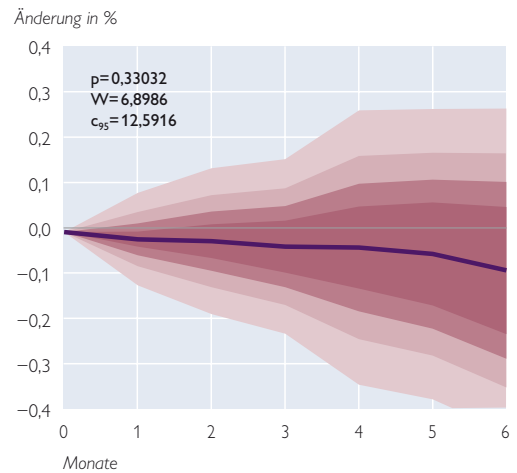
Anmerkung: Die asymptotischen Konfidenzbereiche für 95%, 75%, 50% und 25% fußen auf den von Jordà (2008) entwickelten Methoden. In jeder Grafik werden die p-Werte, die Wald-Statistik und der kritische Wert auf dem 95%-Konfidenzlevel als W, p und  $c_{95}$  dargestellt.

**Schätzung der Verbraucherpreisreaktion auf Wechselkursschocks  
mittels lokaler Projektionen  
(akkumulierte Reaktion von  $\pi_{i,t}^c$  auf eine 1-prozentige Änderung von  $\Delta e_{i,t}$ )**

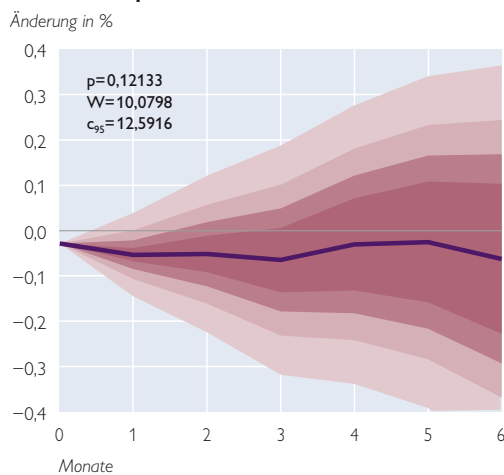
**Verbraucherpreise – Euroraum**



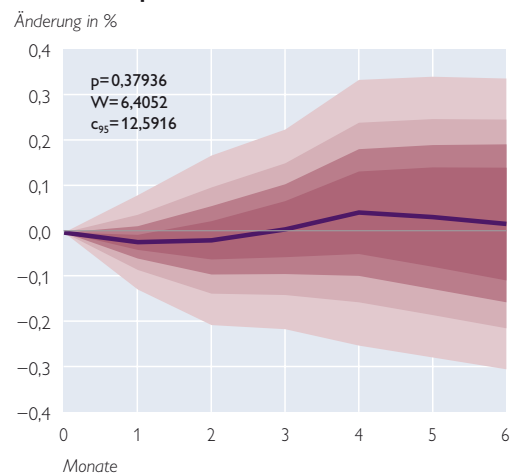
**Verbraucherpreise – Österreich**



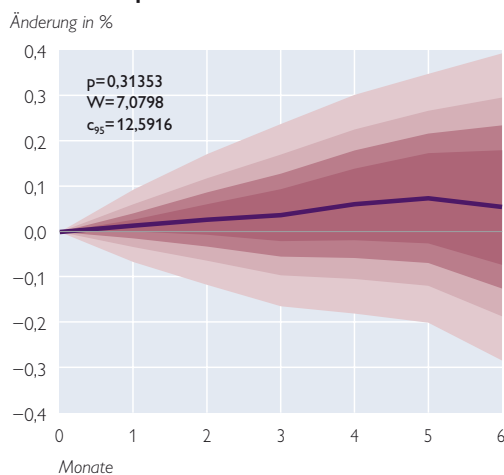
**Verbraucherpreise – Deutschland**



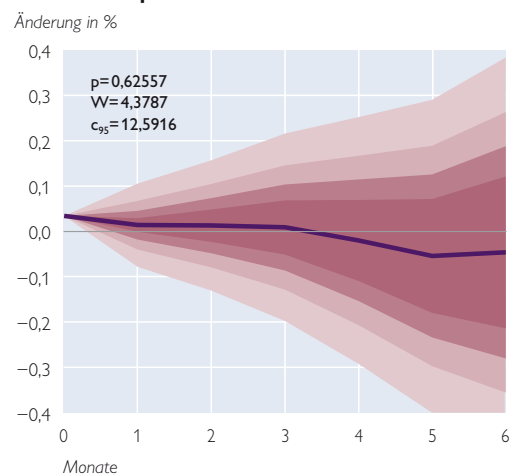
**Verbraucherpreise – Frankreich**



**Verbraucherpreise – Italien**



**Verbraucherpreise – Niederlande**



— Impulsreaktionsfunktion    95% Konfidenz    75% Konfidenz    50% Konfidenz    25% Konfidenz

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Die asymptotischen Konfidenzbereiche für 95%, 75%, 50% und 25% fußen auf den von Jordà (2008) entwickelten Methoden.

In jeder Grafik werden die p-Werte, die Wald-Statistik und der kritische Wert auf dem 95%-Konfidenzlevel als W, p und  $c_{95}$  dargestellt.