

Inflationsdifferenzen im Euroraum – eine Bestandsaufnahme

Jochen Michaelis und Heike Minich*

Universität Kassel

Inflation differentials across the members of a currency union are equivalent to changes of the real exchange rate. This may explain why the divergent inflation rates inside Euroland attracted such a strong academic attention. This paper surveys the recent discussion. After a short presentation of the data, we show that neither the «price-convergence hypothesis» nor the «Balassa-Samuelson effect» can explain the observed inflation differentials in a satisfying manner. Instead, a new Keynesian macro model is used to show that structural differences between the member states can account for the observed inflation differentials. Particularly, these structural differences are regional shocks in goods demand, the asymmetric effects of the up and down of the Euro/Dollar exchange rate, and asymmetric effects of the common monetary policy, turn out to be more important.

Keywords: Europäische Währungsunion, Inflationsdifferenzen, Balassa-Samuelson-Effekt, Neu-keynesianische Makroökonomik

JEL-Codes: E31, F33, F41

1 Einleitung

Die Befürchtung, die Europäische Währungsunion (EWU) werde sich zu einer Inflationsgemeinschaft entwickeln, hat Wirkung gezeigt: Ganz im Stile einer sich selbst zerstörenden Prognose sind bei der Konstituierung der gemeinsamen Geldpolitik Vorkehrungen getroffen worden, die das Eintreten dieses Szenarios bis dato verhindert haben. Zu allgemeiner Zufriedenheit in Academia wie in der öffentlichen Meinung hat die Europäische Zentralbank (EZB) ihr Instrumentarium dazu genutzt, eine auf Preisstabilität ausgerichtete Politik zu betreiben (vgl. BEGG ET AL. 2002; MICHAELIS und PFLÜGER 2002). Nun bedeutet eine euroweit moderate Inflationsrate keineswegs eine moderate Inflationsrate für jedes einzelne Mitgliedsland. In den ersten Jahren waren die Inflationsdifferenzen innerhalb des Euroraums so substanziell, dass beispielsweise Irland das Maastrichter Kriterium für den Beitritt zur EWU, wonach die eigene Inflationsrate um nicht mehr als 1.5 Prozentpunkte vom Durchschnitt der

* Für wertvolle Anregungen danken wir PETER ANKER, MICHAEL BRÄUNINGER, JÖRG LINGENS, LUKAS MENKHOFF und MICHAEL PFLÜGER sowie den Teilnehmern des 6. Göttinger Workshops «Internationale Wirtschaftsbeziehungen».

drei preisstabilsten Länder abweichen darf, regelmässig verfehlt hätte. Ziel dieses Beitrags ist es, die einschlägigen Argumente bezüglich der Ursachen und Konsequenzen dieser Inflationsdifferenzen in möglichst kohärenter Form darzustellen.

Inflationsdifferenzen innerhalb einer Währungsunion sind nicht ungewöhnlich, es gab und gibt sie in der «Währungsunion» USA, es gab und gibt sie innerhalb der «Währungsunion» Deutschland. Viel Aufmerksamkeit wurde ihnen nicht zuteil. Auf Ebene der EWU ist dies jedoch gänzlich anders, und zwar aus folgenden Gründen (vgl. HONAHAN und LANE 2003): Erstens ist innerhalb der EWU die Migration der Arbeitskräfte geringer als in den USA oder innerhalb Deutschlands, zudem existiert auf EU-Ebene kein starker Zentralhaushalt. Asymmetrische Schocks müssen dann verstärkt über eine Anpassung der Güterpreise absorbiert werden, was sich in grösseren und länger anhaltenden Inflationsdifferentialen widerspiegeln wird. Darüber hinaus steht infolge des Stabilitäts- und Wachstumspaktes die nationale Fiskalpolitik nur eingeschränkt als Schockabsorber zur Verfügung. Zweitens wird in der breiten Öffentlichkeit inklusive der Wirtschaftspolitik nicht die euroweite, sondern in erster Linie die nationale Inflationsrate zur Kenntnis genommen. In Ländern mit vergleichsweise geringer (hoher) Inflation wird die EZB daher gedrängt werden, sie möge expansiver (kontraktiver) agieren. Je höher die Inflationsdifferenzen, desto heterogener dürfte das Meinungsbild im EZB-Rat ausfallen, was eine klare Kursausrichtung der EZB-Geldpolitik inklusive deren Kommunikation erschwert. Drittens folgt, sofern man die Vermeidung von Deflation in einzelnen Ländern als übergeordnetes Ziel akzeptiert, aus hohen Inflationsdifferenzen eine Erhöhung des derzeitigen Zielwerts für die euroweite Inflationsrate von knapp 2 Prozentpunkten (vgl. SINN und REUTTER 2001).

Ein vierter und unseres Erachtens von HONAHAN und LANE (2003) zu Recht betonter Aspekt betrifft die Gefahr, dass sich Inflationsdifferenzen, die aus transitorischen Schocks resultieren, dauerhaft verfestigen und über Persistenz-Mechanismen substanzielle Fehlallokationen hervorrufen können. Anders als in den USA oder Deutschland sind die Mitgliedsländer der EWU nach wie vor Länder mit eigener Sprache, eigener Fiskalpolitik, eigenem Steuer- und Transfersystem und eigenen Institutionen für die Lohnbildung. Entsprechend ist in der EWU die Inflationsrate der Währungsunion von vergleichsweise geringem Interesse. Grundlage für die Dispositionen der jeweiligen Akteure, beispielsweise der Tarifparteien, ist weiterhin die nationale Inflationsrate. Steigt diese infolge eines lokalen

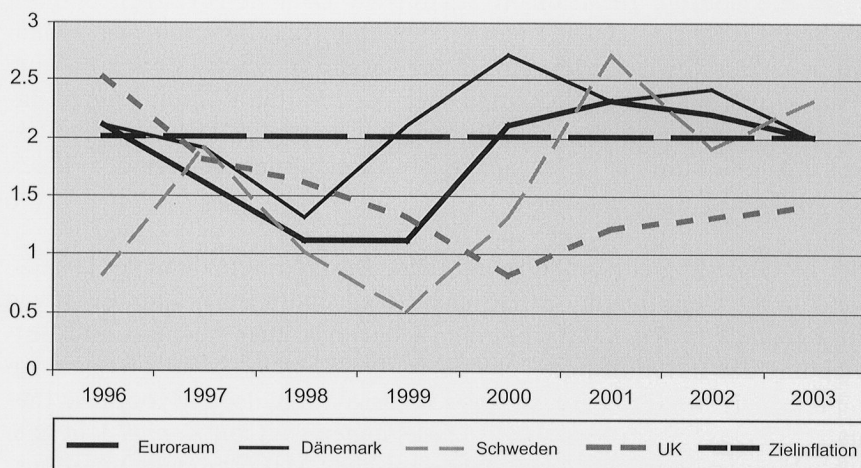
Nachfrageschocks an, so bleibt die reale Aufwertung gegenüber den übrigen EWU-Mitgliedsländern auch nach Abklingen des Schocks bestehen, wenn die heutige Inflation in zukünftige Lohnsteigerungen eingeht (Lohn-Preis-Spirale). Über einen verringerten Realzins ergibt sich zudem ein prozyklisch wirkender Anreiz zur verstärkten Schuldenaufnahme, Haushalte erhöhen ihre Nachfrage nach dauerhaften Konsumgütern, Unternehmen forcieren ihre Investitionsgüternachfrage. Dieser Mechanismus lässt eine stärkere Divergenz in den Konjunkturverläufen der einzelnen Mitgliedsländer erwarten.

Der vorliegende Beitrag unternimmt eine Bestandsaufnahme der Diskussion um die Ursachen der Inflationsdifferenzen im Euroraum. Er ist wie folgt gegliedert: *Kapitel 2* gibt einen Überblick über Ausmass und Entwicklung der Inflationsunterschiede. In den *Kapiteln 3* und *4* werden sodann die Preiskonvergenz- und die Balassa-Samuelson-Hypothese thematisiert. Das Schwergewicht der Darlegungen liegt auf *Kapitel 5*, in dem unter Verwendung eines Neu-keynesianischen Makromodells Inflationsunterschiede als Resultat struktureller Unterschiede der beteiligten Ökonomien diskutiert werden. Im Einzelnen sind dies länderspezifische Schocks in der Güternachfrage, die asymmetrische Wirkungsweise der Euro/Dollar-Bewegung und die asymmetrische Wirkungsweise der einheitlichen Geldpolitik. In *Kapitel 6* ziehen wir ein kurzes Fazit.

2 Empirie

Primäres Ziel der EZB ist die Gewährleistung von Preisstabilität für den Euroraum, definiert als mittelfristiger Anstieg des Harmonisierten Verbraucherpreis Index (HVPI) von unter aber nahe 2%. Wie *Abbildung 1* zeigt, liegt der Anstieg des HVPI zwar seit Beginn des Jahres 2000 oberhalb der 2%-Marke, aber die 3%-Marke hat er nie erreicht, so dass von einer noch moderaten Abweichung vom Zielwert gesprochen werden kann. Eine substanzielle Gefährdung dieses Ziels ist aus heutiger Sicht auch dann nicht zu erwarten, wenn der derzeitige Euroraum um Schweden, Dänemark und das Vereinigte Königreich erweitert werden würde. Die Inflationsraten dieser Länder bewegen sich in derselben Grössenordnung wie die Inflationsrate des heutigen Euroraumes. Ähnliches gilt für die zehn – nicht in *Abbildung 1* verzeichneten – Mittel- und Osteuropäischen Länder (MOEL), die in den Jahren 2002 und 2003 eine durchschnittliche Inflationsrate von 3.1 bzw. 2.9 Prozentpunkten aufwiesen.

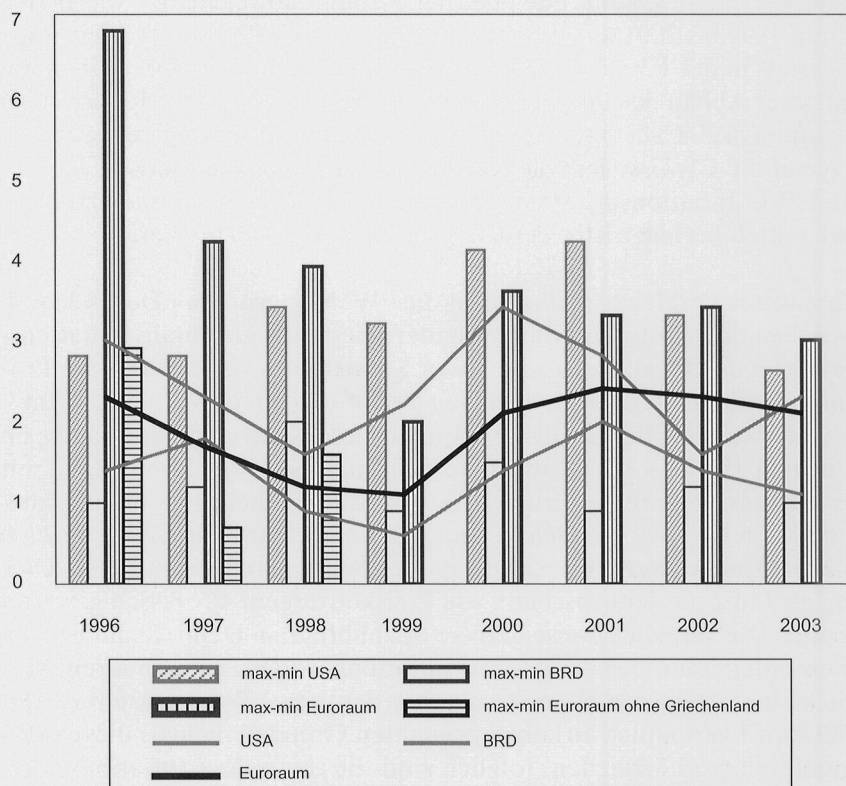
Abbildung 1 Inflationsentwicklung im Euroraum, Dänemark, Schweden und UK, 1996–2003



Quelle: EUROSTAT (2004).

Die gute Inflationsbilanz ist zum Teil der EZB, zum Teil den Maastrichter Kriterien für den EWU-Beitritt zuzuschreiben. Um sich für die EWU zu qualifizieren, sahen sich viele Länder gezwungen, eine vergleichsweise restriktive Geldpolitik durchzuführen, mit der Folge fortlaufend sinkender Inflationsraten. Diese Konvergenzphase – speziell in der ersten Hälfte der 90er-Jahre – hat dazu geführt, dass die EWU ohne signifikantes Inflationsproblem starten konnte. Nach Beginn der EWU 1999 war ein Anstieg der euroweiten Inflationsrate um rund einen Prozentpunkt zu beobachten.

Parallel zum Niveau der Inflation ging in den 90er-Jahren auch die Spannbreite, also die Differenz zwischen höchster und niedrigster nationaler Inflationsrate, zurück. Noch 1996 erreichte sie einen Wert von 7 Prozentpunkten, sank auf ein Minimum von 2 Prozentpunkten in 1999 und liegt seit 2002 bei gut 3 Prozentpunkten (vgl. *Abbildung 2*). Die Zahlen für die Jahre 1996 bis 1998 sind indes durch die hohen Inflationsraten Griechenlands «verzerrt». Nimmt man Griechenland heraus, so vermindert sich die Spannbreite für 1996 auf 2.9, für 1997 auf 0.7 und für 1998 auf 1.6 Prozentpunkte. Seit der Einführung des Euro sind die Inflationsdifferenzen folglich eher gestiegen denn gesunken.

Abbildung 2 Höhe und Spannweite der Inflationsraten, 1996–2003

Quelle: EUROSTAT (2004), STATISTISCHES BUNDESAMT (div. Jahrgänge), BUREAU OF LABOR STATISTICS (2004).

Eine detaillierte Analyse der einzelnen Länder zeigt zudem, dass die relative Position im europäischen «Inflationsranking» recht stabil ist, d.h. es sind stets dieselben Länder, die überdurchschnittliche (Irland, Griechenland, die Niederlande, Portugal, Spanien) beziehungsweise unterdurchschnittliche Inflationsraten aufweisen (Deutschland, Österreich, Frankreich). Einmal aufgebaute Inflationsdifferenzen sind mithin persistent (EZB 2003). Plastischer Ausdruck hierfür ist die Tatsache, dass Irland in den bisherigen fünf Jahren der EWU viermal das Land mit der höchsten und Deutschland dreimal das Land mit der niedrigsten Inflationsrate war.

Die Inflationsdifferenzen in der EWU entsprechen in etwa denjenigen in der vergleichbaren Währungsunion USA (vgl. Abbildung 2). Die Disper-

sion in den Inflationsraten der 26 US-amerikanischen Regionen – ob nun gemessen in der Spannbreite oder der Standardabweichung – war in den Jahren 1999 bis 2001 leicht höher, in den Jahren 2002 und 2003 leicht geringer als in der EWU. Bei Betrachtung langer Zeitreihen ist kein systematischer Abbau der Inflationsdifferenzen zwischen den US-Regionen zu erkennen (vgl. CECCHETTI ET AL. 2002). Überträgt man diese Beobachtung auf die EWU, so legt dies die Schlussfolgerung nahe, dass es sich bei den EWU-Inflationsdifferentialen um ein Langfrist-Phänomen handelt, auch mittel- bis langfristig werden sie nicht gegen Null tendieren.

Ein zweiter Vergleichsmassstab ist die «Währungsunion» Deutschland. Zwischen den deutschen Bundesländern bestehen gleichfalls Inflationsunterschiede, die allerdings mit einer Spannbreite von rund einem Prozentpunkt deutlich geringer ausfallen als auf US- oder EWU-Ebene. Interessanterweise ist Berlin ein ausgesprochenes «Niedriginflationsland», im Zeitraum 1996 bis 2003 war Berlin sechsmal dasjenige Bundesland mit der niedrigsten Preissteigerungsrate. Die ostdeutschen Bundesländer befinden sich bis 1999 am oberen Ende der innerdeutschen Skala, ab 2000 ist kein signifikanter Unterschied zu Westdeutschland festzustellen. Dies mag als Indiz für den Abschluss von Preiskonvergenz-Prozessen gewertet werden. Die vergleichsweise geringe Spannbreite in Deutschland ist zum einen Spiegelbild des geringeren Inflationsniveaus, zum anderen Ausdruck einer grösseren Homogenität der deutschen Währungsunion. Die EWU wird vermutlich aus oben genannten Gründen niemals diesen Homogenitätsgrad erreichen, folglich sind die deutschen Inflationsdifferenzen keine gute Prognose für die langfristige Entwicklung der Inflationsdifferentialen in der EWU; die USA dürften hier der bessere Vergleichsmassstab sein.

Bevor die eigentlichen Ursachen der EWU-Inflationsdifferenzen zu diskutieren sind, ist noch kurz auf die Frage einzugehen, ob diese Differenzen nicht eher ein statistisches Artefakt sind als Folge der Konstruktion des HVPI. Aufgrund unterschiedlicher regionaler Konsumgewohnheiten sind die Gewichtungen der einzelnen Verbrauchskategorien, die in die nationalen Warenkörbe eingehen, von Land zu Land verschieden, wodurch ein Anstieg der Preise einer Kategorie unterschiedliche Auswirkungen auf regionale Inflationsraten hat. Der Inflationseffekt eines symmetrischen Preisschocks, wie z.B. der BSE-Krise, ist daher unter Umständen regional asymmetrisch. Die Veränderung des HVPI mit nationalen Gewichten abzüglich der Veränderung des HVPI bei Verwendung von europäisch durchschnittlichen Gewichten wird als Kompositionseffekt

bezeichnet. Schätzungen besagen, dass dieser Effekt nur circa zwei Prozent der beobachteten Inflationsdifferenzen innerhalb des Euroraums erklären kann (vgl. SACHVERSTÄNDIGENRAT 2001 und EZB 2003). Die Einflüsse von unterschiedlichen Konsumgewohnheiten und Warenkorbkonstruktionen sind damit vernachlässigbar gering.

3 Preiskonvergenz

Das Schlagwort «One money, one market» brachte plastisch die Hoffnung zum Ausdruck, durch die Schaffung der EWU werde es zu einer verstärkten Integration insbesondere der Gütermärkte kommen. Die Eliminierung des Wechselkursänderungsrisikos, der Wegfall von Umtauschkosten sowie eine erhöhte Preistransparenz werde die räumlichen Preisdifferenzen zumindest für handelbare Güter vermindern und auf diesem Wege den Wettbewerb und den Güterhandel forcieren. Hinsichtlich des Güterhandels scheint dies tatsächlich der Fall zu sein, wie die Diskussion um die Studie von ROSE (2000) nahe legt (vgl. u.a. PERSSON 2001 und MICCO ET AL. 2003). Hinsichtlich des an sich direkteren Indikators «Nivellierung der Preisdifferenzen» ist die Literatur bestenfalls gemischt. Eine solche Nivellierung müsste jedoch zu beobachten sein, falls die Inflationsunterschiede innerhalb der EWU (teilweise) Spiegelbild des Anpassungsprozesses an ein gemeinsames Preisniveau sind.

Bereits die Ausgangsfrage, wie stark die Preisniveaus von Land zu Land zu einem bestimmten Zeitpunkt divergieren, ist nicht leicht zu beantworten, denn üblicherweise werden Preisindices ermittelt bzw. ausgewiesen, deren Niveau arbiträr ist (vgl. ENGEL und ROGERS 2004). Um diesem Problem zu entgehen, greifen die einschlägigen Studien meist auf sehr spezifische Datenreihen mit wenigen Produkten und/oder Ländern sowie geringen Zeiträumen zurück. Die Schwierigkeiten, eine adäquate Kontrollgruppe zu konzipieren und einen «Common Currency-Effekt» zu isolieren, liegen auf der Hand. LUTZ (2003) ermittelt für einzelne Produktgruppen erhebliche Preisdivergenzen innerhalb der EU zum Zeitpunkt der Euro-Einführung 1999. Prägnante Beispiele sind Swatch-Uhren mit Preisdivergenzen von bis zu 74%, die Zeitschrift *The Economist* (58%) oder der VW Golf (30%). Die Diskrepanzen sind zu gross, um durch unterschiedliche Konsumsteuern erklärt werden zu können. Wie LUTZ aufzeigt, haben sich diese Preisunterschiede im Verlaufe der ersten drei Jahre der EWU nicht signifikant reduziert. Die Zahl der Produktgruppen mit

einer verringerten Preisdispersion entspricht in etwa der Zahl der Produktgruppen mit erhöhter Preisdispersion.

Unter Verwendung von Preisdaten für 18 europäische Städte in 11 verschiedenen Euro-Ländern – erhoben von der Economist Intelligence Unit – kommen ENGEL und ROGERS (2004) zu einem ähnlichen Resultat. Für die 90er-Jahre ist eine klare Preiskonvergenz zu beobachten, die sich allerdings nach 1999 nicht fortgesetzt hat. Die Einführung des Euro lieferte keinen signifikanten Beitrag für eine verstärkte Gültigkeit des «Law of One Price». Bedeutsamer war die Deregulierung der Gütermärkte im Zusammenhang mit der Implementierung des EU-Binnenmarktes 1992, denn die Teilperiode 1990–1994 ist die Phase mit der grössten Konvergenz. Ein Vergleich mit amerikanischen Daten zeigt, dass zum Zeitpunkt der Euro-Einführung die Preisdispersion innerhalb der EU nicht grösser war als innerhalb der USA (vgl. ROGERS 2002). Folglich ist kaum mit einem weiteren substantziellen Angleichen der Preise zu rechnen.

Neben den bekannten Gründen für nicht nivellierte Preisdivergenzen – Transportkosten, Informationsasymmetrien, regionale Nachfragepräferenzen, nicht-handelbare Güter als Bestandteil der handelbaren Güter – diskutiert LUTZ (2003) die Frage, ob anstelle von 1999 nicht vielmehr der Zeitpunkt der Einführung des Euro-Bargelds 2002 als der ökonomisch relevante Zeitpunkt für das Auslösen von Konvergenzprozessen anzusehen sei. Beispielsweise habe das Magazin *The Economist* seinen Preis europaweit zu diesem Zeitpunkt vereinheitlicht (mit Ausnahme Griechenlands). Die ökonomische Standardantwort ist sicherlich nein, denn für Preisvergleiche sollte das Vorhandensein der gemeinsamen Währung in Form von Bargeld keine Rolle spielen. Wird der Arbitrageprozess primär von Handelsfirmen getragen, so ist eine solche Abwesenheit von Geldillusion sicherlich eine gute Prämisse. Erfolgt er hingegen in erster Linie durch die Konsumenten, so sind angesichts von Labor- und auch natürlichen Experimenten ernste Zweifel angebracht. ASPLUND und FRIBERG (2001) analysieren die Preispolitik auf skandinavischen Fähren, bei denen der Preis für jedes Gut sowohl in schwedischen Kronen als auch in finnischer Mark angegeben wird. Die Umrechnung in eine gemeinsame Währung offenbart Preisdifferenzen, die grösser sind als die Umtauschkosten und zudem nicht im Zeitablauf verschwinden. MATHÄ (2003) vergleicht die Preise von 92 Konsumgüterartikeln in Luxemburg mit denjenigen in den umliegenden Regionen Deutschlands, Belgiens und Frankreichs und kommt unter anderem zu dem Resultat, dass sich die Preis-

divergenzen zwischen Oktober 2001 und April 2002 nicht signifikant vermindert haben.

Inflationsdifferentiale als Resultat eines «Inflation catching up» werden allenfalls virulent im Falle des Beitritts der mittel- und osteuropäischen Länder zum Euroraum. Gemäss der Daten von ROGERS (2002) sowie von MAIER und CAVELAARS (2003) lagen die MOEL-Preisniveaus 2001 ungefähr 30–60% unterhalb des EU-Durchschnitts. Weitgehend unabhängig von einem Beitritt zum Euroraum ist eine Fortsetzung der bereits in den vergangenen Jahren beobachtbaren Preiskonvergenz zu erwarten, allerdings wird ein guter Teil dieser Anpassungen Spiegelbild verbesserter Produktqualitäten sein. Die Konsequenzen für die Sicherung der Preisstabilität in der EWU durch einen Beitritt der MOEL wären eher gering, aufgrund ihres (noch) vergleichsweise geringen BIP hätten sie nur ein Gewicht von rund 6% im europäischen HVPI.

4 Balassa-Samuelson-Effekt

Inflationsdifferenzen infolge realwirtschaftlicher Aufholprozesse stehen im Mittelpunkt des Balassa-Samuelson(BS)-Modells. Angesichts der immensen Unterschiede im Pro-Kopf-Einkommen innerhalb des (beabsichtigten) Euroraums war es nicht verwunderlich, dass dieser angebotsseitige Ansatz lange Zeit die einschlägige Diskussion dominiert hat (vgl. u.a. DE GRAUWE und SKUDELNY 2000; SINN und REUTTER 2001; SACHVERSTÄNDIGENRAT 2001).

Das BS-Modell unterscheidet zwischen handelbaren Gütern (T) und nicht-handelbaren Gütern (N). Wenn die Arbeitsproduktivität im T-Sektor ansteigt, dann steigen in diesem Sektor die Löhne. Bei perfekter Mobilität der Arbeitskräfte zwischen den Sektoren kommt es auch im N-Sektor zu Lohnerhöhungen. Da den gestiegenen Löhnen jedoch keine entsprechende Produktivitätssteigerung gegenüber steht, sind die Firmen im N-Sektor gezwungen, die Kostensteigerung in Form von Preissteigerungen weiterzugeben. Je grösser die Divergenz in der Produktivitätsentwicklung zwischen den Sektoren, umso grösser der Anstieg des Relativpreises der N-Güter. Wird in beiden Sektoren der Faktor Arbeit gemäss seiner Grenzproduktivität entlohnt, so ist bei konstanten Produktionselastizitäten der Anstieg des Relativpreises der N-Güter gleich der sektoralen Differenz des Produktivitätswachstums: $\pi_N - \pi_T = \hat{a}_T - \hat{a}_N$ mit π_i und $\hat{a}_i (i = N, T)$ als sektorale Inflationsraten bzw. Wachstumsraten der Arbeits-

produktivität. Das gesamtwirtschaftliche Preisniveau sei ein Cobb-Douglas Index, für den in Veränderungsraten gilt: $\pi = (1 - \alpha) \pi_T + \alpha \pi_N$. Die Parameter α bzw. $1 - \alpha$ beschreiben die als konstant angenommenen Bruchteile der Konsumausgaben, die für N- bzw. T-Güter verwendet werden. Unter Berücksichtigung von $\pi_N - \pi_T = \hat{a}_T - \hat{a}_N$ ergibt sich für die gesamtwirtschaftliche Inflationsrate

$$(1) \quad \pi = \pi_T + \alpha (\hat{a}_T - \hat{a}_N).$$

Die Inflationsrate ist gleich der Preissteigerungsrate bei den handelbaren Gütern plus der mit dem Bruchteil α gewichteten Differenz in den Produktivitätsentwicklungen zwischen beiden Sektoren. Letztere spiegelt den Anstieg des Relativpreises der N-Güter. Analoge Überlegungen für die ausländische Inflationsrate π^* und die Bildung der Inflationsdifferenz führen zu

$$(2) \quad \pi^* - \pi = \pi_T^* - \pi_T + \alpha ((\hat{a}_T^* - \hat{a}_N^*) - (\hat{a}_T - \hat{a}_N)).$$

Eine positive Inflationsdifferenz $\pi^* - \pi > 0$ kann zwei Ursachen haben: (1) Die Preise von handelbaren Gütern steigen im Ausland stärker als im Inland, und (2) die Differenz in der Produktivitätsentwicklung zwischen handel- und nicht-handelbaren Gütern ist im Ausland grösser als im Inland, so dass der Relativpreis der N-Güter im Ausland stärker steigt als im Inland. Da starkes Wirtschaftswachstum meist das Resultat hoher Produktivitätssteigerungen bei den handelbaren Gütern ist, prognostiziert der BS-Effekt für stark wachsende Volkswirtschaften systematisch höhere Inflationsraten und eine reale Aufwertung.

Zur Quantifizierung des BS-Effekts werden die Gleichungen (1) bzw. (2) in der einen oder anderen Form geschätzt, wobei aus Vereinfachungsgründen häufig für die handelbaren Güter die Gültigkeit der Kaufkraftparität und mithin $\pi_T^* = \pi_T$ unterstellt wird. Methodisch ist zwischen Kointegrationsanalysen in der Form von Einzelgleichungsansätzen und Panelkointegrationsverfahren zu unterscheiden. Während Erstere die Tests für jedes Mitgliedsland getrennt durchführen (vgl. z.B. ALBEROLA und TYRVÄINEN 1998), überprüfen Letztere das Vorhandensein eines stabilen BS-Effekts simultan für eine Gruppe von Ländern (vgl. z.B. CANZONERI ET AL. 2002; DE GRAUWE und SKUDELNY 2000; SACHVERSTÄNDIGENRAT 2001). Zu den relativen Vor- und Nachteilen dieser Methoden vergleiche SACHVERSTÄNDIGENRAT (2001).

Tabelle 1 Inflationsdifferenzen gegenüber Deutschland infolge des BS-Effekts

	Alberola und Tyrväinen	Canzo- neri et al.	IWF	De Grauwe und Skudelny	Sinn und Reutter	Sachver- ständigenrat (2001)	Durch- schnitt der Studien	tatsächl. durch- schnittl. Infla- tions- diffe- renz 95–02
Jahr	75–95	73–97	95–01	71–95	87–95	77–01		
Belgien	1.8	1.6	0.1	0.4	0.8	1.3	1.0	0.5
Griechenland	/	/	0.8	/	4.3	/	2.5	2.6
Spanien	1.8	1.4	0.4	0.3	1.5	1.1	1.1	1.8
Frankreich	0.4	1.4	0.0	-0.1	1.3	0.3	0.5	0.3
Irland	/	/	1.5	/	2.4	/	2.0	1.9
Italien	1.1	1.8	0.0	0.7	1.5	0.9	1.0	1.6
Niederlande	1.0	/	0.4	0.3	1.4	1.0	0.8	1.3
Österreich	0.5	0.8	0.6	0.8	1.4	0.1	0.7	0.3
Portugal	/	/	0.8	0.4	0.8	0.2	0.6	1.8
Finnland	1.3	1.4	0.4	-0.3	2.7	0.8	1.0	0.4
EWU	0.7	1.0	0.1	0.3	1.0	0.5	0.6	0.7

Quelle: eigene Darstellung.

Tabelle 1 gibt einen Überblick über ausgewählte empirische Arbeiten zum BS-Effekt (ähnliche Übersichten finden sich in SACHVERSTÄNDIGEN-RAT 2001 und EZB 2003). Um eine Vergleichbarkeit der Studien zu ermöglichen, wurden die BS-induzierten Inflationsraten auf das Referenzland Deutschland bezogen, d.h. die jeweiligen Werte sind die Inflationsdifferenzen gegenüber Deutschland aufgrund des BS-Effekts. Bei aller Unterschiedlichkeit des statistischen Datenmaterials, des analysierten Zeitraums und der ökonometrischen Methodik lässt sich konstatieren, dass alle betrachteten Länder eine positive Inflationsdifferenz zu Deutschland aufweisen. Im Vergleich zu Frankreich ist sie im Durchschnitt der Studien mit 0.5 Prozentpunkten am geringsten, im Vergleich zu Griechenland mit 2.5 Prozentpunkten und Irland mit 2.0 Prozentpunkten am grössten. Die letztgenannten Länder sind zwar nur in der Minderheit der Studien vertreten, gleichwohl dürfte die Verzerrung nicht allzu gross sein, denn Griechenland und Irland sind «BS-typische» Länder mit ursprünglich geringem Pro-Kopf-Einkommen und hohem Produktivitätswachstum in den letzten Jahren.

Der Anstieg der euroweiten Inflationsrate durch den BS-Effekt variiert von Studie zu Studie beträchtlich. Während IWF (2002) von 0.1 Prozent-

punkten ausgeht, ermitteln SINN und REUTTER (2001) sowie CANZONERI ET AL. (2002) einen Wert von 1.0 Prozentpunkten. Diese Spannbreite macht konkrete Empfehlungen für die Geldpolitik schwierig, denn sie reicht von einem quantitativ zu vernachlässigenden Effekt bis hin zu einer Grössenordnung, die eine Korrektur des EZB-Inflationsziels von 2% rechtfertigen würde. Diese gerade von SINN und REUTTER mit grosser Verve vorgetragene Forderung vermag indes einer differenzierten Analyse kaum standzuhalten, denn die auf der Basis von Gleichung (1) und (2) vorgenommenen Schätzungen des BS-Effekts sind als «nach oben verzerrt» einzustufen.

Diese Einschätzung beruht auf folgenden Überlegungen. Erstens ist im Modell der Faktor Arbeit zwischen den Sektoren innerhalb eines Landes als perfekt mobil, über die Ländergrenzen hinweg aber als völlig immobil angenommen. Beides trifft natürlich in dieser reinen Form nicht zu. Weil die tatsächliche intersektorale Arbeitsmobilität zumindest in der kurzen und mittleren Frist keineswegs perfekt ist, können die Löhne von Sektor zu Sektor divergieren. Folglich fallen die tatsächlichen Lohn- und Preiserhöhungen im Sektor nicht-handelbarer Güter kleiner aus als im BS-Modell unterstellt. Des weiteren mildert die Zugriffsmöglichkeit auf ausländische Arbeitskräfte den Lohnanstieg ab, der von der Produktivitätssteigerung im Sektor handelbarer Güter ausgeht. Dieser Gesichtspunkt ist insbesondere für Irland virulent, denn der irische und der englische Arbeitsmarkt sind eng verwoben, wie die Wanderungsbewegungen anzeigen (HONAHAN und WALSH 2002).

Die Gleichungen (1) und (2) wurden, zweitens, abgeleitet unter der Prämisse konstanter Produktionselastizitäten. Divergenzen in der intersektoralen Produktivitätsentwicklung schlagen sich dann eins zu eins in Veränderungen des Relativpreises für nicht-handelbare Güter nieder. Besagte Prämisse ist zwar beispielsweise bei einer Cobb-Douglas-Technologie erfüllt, aber die Mehrzahl der Studien, die die Gültigkeit dieser Annahme explizit testen, müssen sie ablehnen. Die Endogenität der Produktionselastizitäten kann in Verbindung mit intersektoralen Lohndifferentialen erklären, warum empirisch die Änderung des Relativpreises für nicht-handelbare Güter meist kleiner ist als die Differenz im Produktivitätswachstum. Folglich überzeichnet die Schätzung von Gleichung (1) bzw. (2) den tatsächlichen BS-Effekt. Dies dürfte einer der Hauptgründe sein, warum SINN und REUTTER (2001) sowie CANZONERI ET AL. (2002) zu höheren BS-Effekten gelangen als beispielsweise der SACHVERSTÄNDI-

GENRAT (2001), der in seiner Analyse für solche länderspezifischen Heterogenitäten kontrolliert.

Weitere Probleme bei der Schätzung von Gleichung (1) bzw. (2) seien hier nur angedeutet: (i) die sektorale Aufteilung, also die Klassifikation einzelner Güter in handelbar und nicht-handelbar, enthält immer einen gewissen Grad an Beliebigkeit, darüber hinaus ist die einmal gewählte sektorale Abgrenzung selten zeitkonstant (Beispiel Versicherungsdienstleistungen); (ii) die Daten zur Arbeitsproduktivität sind keine technologischen Daten, sondern unterliegen aufgrund ihrer Ermittlung als Produktion pro Beschäftigten konjunkturellen und nachfrageseitigen Einflüssen; (iii) die Kaufkraftparität für handelbare Güter muss nicht erfüllt sein. All diese Faktoren mahnen zur Vorsicht, wenn es gilt, den BS-Effekt exakt zu quantifizieren und diese Schätzungen gar als Grundlage politischer Empfehlungen zu nutzen. Diese Faktoren erklären die Skepsis diverser Analysen jüngerer Datums (vgl. u.a. HONAHAN und LANE 2003; EZB 2003), die dem BS-Effekt nur einen beschränkten Erklärungsbeitrag für die Inflationsdifferenzen im Euroraum zubilligen.

Ein in der Literatur intensiv diskutierter Aspekt betrifft die Relevanz des BS-Effekts in den MOEL und die eventuellen Rückwirkungen auf die euroweite Inflationsrate im Fall eines Beitritts dieser Länder zum Euroraum (vgl. u.a. EGERT ET AL. 2003; SCHÄFER 2003; EZB 2003). Die empirischen Schätzungen legen nahe, von einem BS-induzierten Anstieg der Inflationsrate in den MOEL von maximal 3 Prozentpunkten auszugehen. Da die zehn der EU beigetretenen MOEL einen Anteil am Bruttoinlandsprodukt des Euroraums von rund 6% haben, resultiert ein maximaler Anstieg der Euro-Inflationsrate von 0.2 Prozentpunkten. Dieser Wert erscheint unbedenklich und nicht geeignet, eine Anpassung der EZB-Zielinflation von 2% zu motivieren.

5 Strukturunterschiede

Angesichts des unbefriedigenden Erklärungsbeitrags der Preiskonvergenz-Hypothese und des BS-Effekts fokussieren sich die Beiträge jüngeren Datums auf die Implikationen struktureller Unterschiede in den beteiligten Ökonomien: Inflationsunterschiede als Resultat asymmetrischer Schocks und/oder als Resultat der asymmetrischen Wirkungsweise von symmetrischen Schocks einschliesslich der gemeinsamen Geldpolitik. Die Kernelemente dieser Argumentation sollen anhand eines für unsere Fra-

gestellung adaptierten Neu-keynesianischen Makromodells illustriert werden (vgl. u.a. CLARIDA ET AL. 1999; WOODFORD 2003). Neben der soliden mikroökonomischen Fundierung der jeweiligen Verhaltensgleichungen hat dieser Ansatz den didaktischen Vorteil, auch im stationären Gleichgewicht eine inflationäre anstelle einer preisniveaustabilen Wirtschaft zu beschreiben (vgl. REITHER 2003).

5.1 Neu-keynesianisches Makromodell

Betrachtet seien zwei Länder, D und I. Deren Volkswirtschaften werden beschrieben durch jeweils eine aggregierte Güternachfragefunktion AD und eine neu-keynesianische Phillips-Kurve PC . Die folgende Darstellung fokussiert sich auf Land D, für Land I gelten analoge Beziehungen. Die Variablen sind als Abweichung vom langfristigen Gleichgewichtswert formuliert. Für die Outputlücke in Land D, y^D , also für die Differenz zwischen tatsächlichem Output und Potenzialoutput, gelte

$$(3) \quad y^D = -\beta_1^D r^D + \beta_2^D (e + \pi^* - \pi^D) + \beta_3^D y^* + g_t^D.$$

Die Güternachfrage sinkt mit dem Realzins r^D aus vornehmlich zwei Gründen. Die Unternehmen reduzieren ihre geplanten Investitionen, und die Haushalte verlagern im Rahmen der optimalen intertemporalen Konsum/Ersparnis-Entscheidung einen grösseren Bruchteil ihrer Ressourcen in die Zukunft. Die quantitative Bedeutung dieser Effekte spiegelt sich in der Zinselastizität der Güternachfrage β_1^D wider.

Das zweite Argument der Güternachfrage ist der reale Wechselkurs gegenüber dem Rest der Welt. Steigt der nominale Wechselkurs e und/oder die Inflationsrate im Rest der Welt, π^* , so ist dies gleichbedeutend mit einer relativen Verbilligung der D-Güter, und zusätzliche Nachfrage wird attrahiert.¹ Sofern nach Einschätzung der Konsumenten die D-Güter und die Güter aus dem Rest der Welt gute Substitute und zudem die Transportkosten hinreichend klein sind, spiegelt sich dies in engen Handelsverflechtungen und einer hohen Wechselkurselastizität der Güternachfrage β_2^D . Ein massgeblicher Faktor für diese Elastizität ist das Preissetzungsverhalten der Firmen. Veränderte Wechselkurse können in Preisanpassungen weitergegeben oder durch eine Anpassung der Gewinnmargen

¹ Der reale Wechselkurs (= Inflationsdifferenz) gegenüber den übrigen Ländern der Währungsunion ist ein weiteres Argument der Güternachfrage, das jedoch für unsere Argumentation nicht zentral ist und daher weggelassen wird.

absorbiert werden (Pricing-to-market). Nur im Falle von Preisanpassungen ändert sich für die Konsumenten der Relativpreis, nur dann kommt es zu Nachfrageverlagerungen. Konsequenterweise steigt die Wechselkurselastizität β_2^D mit dem Grad des «Exchange-rate pass-through» (vgl. KRUGMAN 1989; MICHAELIS 2004).

Das dritte Argument in Gleichung (3) ist die Güternachfrage im Rest der Welt, y^* . Über den Parameter β_3^D wird die Einbindung in den internationalen Konjunkturzusammenhang eingefangen. Und zu guter Letzt sind Schocks in der inländischen Güternachfrage zu beachten, die einem AR(1)-Prozess folgen sollen:

$$(4) \quad g_t^D = \mu^D g_{t-1}^D + \tilde{g}_t^D,$$

mit $0 \leq \mu^D < 1$ und $\tilde{g}_t^D$ als i.i.d.-Zufallsvariable.² Der Parameter μ^D entscheidet über die Persistenz bzw. Dauerhaftigkeit von nationalen Nachfrageschocks.

Der Realzins des Landes D ist gemäss Fisher-Gleichung spezifiziert als Nominalzins i abzüglich der für die Folgeperiode erwarteten Inflationsrate: $r^D = i - E_t \pi_{t+1}^D$. Der Länderindex fehlt beim Nominalzins, da Letzterer in einer Währungsunion für alle Länder gleich ist. Die Geldpolitik nutzt den Nominalzins als Instrumentenvariable, er sei in Anlehnung an die Taylor-Regel unter anderem eine positive Funktion der Inflationsraten und Outputlücken in den Ländern D und I:

$$(5) \quad i = \bar{i} + \phi_1 (n^D \pi^D + n^I \pi^I) + \phi_2 (n^D y^D + n^I y^I) + c(\cdot),$$

wobei $\bar{i}$ für den Zielzins steht und n^D bzw. n^I die Gewichte angeben, mit denen die jeweiligen Länder-Variablen in die Zielformulierung der Zentralbank eingehen. Die Variable $c(\cdot)$ subsumiert alle übrigen Grössen, die bei der Zielformulierung eine Rolle spielen.

Auf den Gütermärkten herrsche monopolistische Konkurrenz, die einzelnen Firmen sehen sich einer negativ geneigten Güternachfragefunktion gegenüber. Der Güterpreis ist für sie Aktionsparameter, allerdings verursacht jede Preisänderung fixe Menu costs. Für ein solches Szenario ist unter Zugrundelegung gestaffelter Preissetzungen (sog. Calvo-Kontrakte)

2 Obwohl «Persistenz» begrifflich einen Einheitswurzelprozess einschliesst, ist Eins vom Wertebereich des Parameters μ^D ausgenommen, da die Annahme von unendlich divergierenden Preisniveaus ökonomisch offensichtlich nicht sinnvoll ist.

die Inflationsrate eine positive Funktion der Inflationserwartungen und der Grenzkosten:

$$(6) \quad \pi^D = \lambda_1^D E_t \pi_{t+1}^D + \lambda_2^D (mc)^D.$$

Je grösser die «menu costs», desto geringer sind die Preiseffekte einer Änderung der Grenzkosten $(mc)^D$, die Gütermärkte sind durch hohe Preisrigiditäten gekennzeichnet (geringes λ_2^D). Die neu-keynesianische Phillips-Kurve (6) sei durch folgende Spezifikation der Grenzkosten vervollständigt:

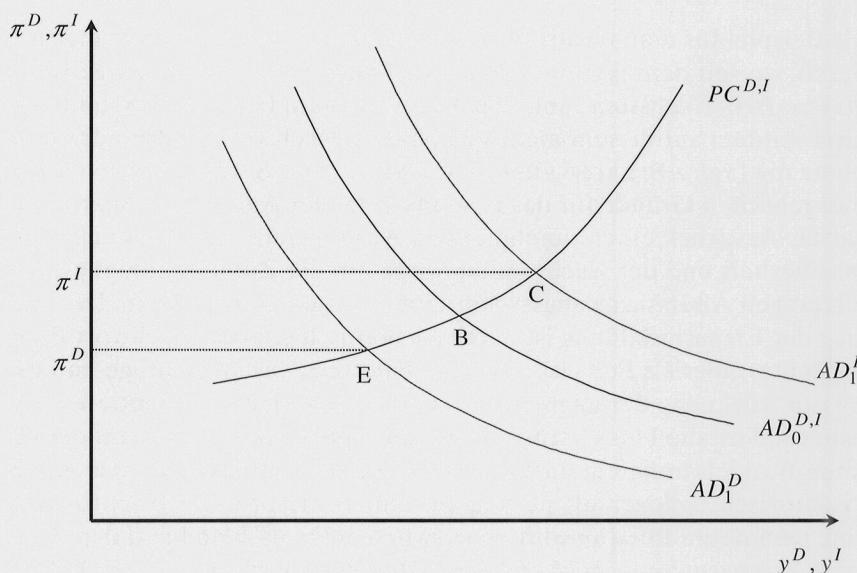
$$(7) \quad (mc)^D = \lambda_3^D y^D + \lambda_4^D (e + \pi^* - \pi^D) + \eta_t^D$$

mit $\eta_t^D = v\eta_{t-1}^D + \tilde{\eta}_t^D$, $0 \leq v \leq 1$ und $\tilde{\eta}_t^D$ als i.i.d.-Zufallsvariable. Nach Massgabe der Elastizität λ_3^D impliziert ein erhöhter Output steigende Grenzkosten. Eine reale Abwertung gegenüber dem Rest der Welt führt zu einer relativen Verteuerung der importierten Vorleistungen, die Grenzkosten steigen. Je grösser der Offenheitsgrad der Volkswirtschaft, oder negativer formuliert, je abhängiger die Ökonomie von importierten Vorleistungen, desto grösser ist der Kosteneffekt einer Abwertung. Umgekehrt ist die Kostenentlastung im Falle einer Aufwertung entsprechend grösser. Der Kostenschock η_t^D schliesslich bildet nationale Kostenvariationen ab, so z.B. auf Land D beschränkte Lohnerhöhungen. Dieses Modell soll nun dazu genutzt werden, Inflationsunterschiede als Resultat unterschiedlicher Strukturen und/oder Schocks darzustellen.

5.2 Länderspezifische Schocks in der Güternachfrage

Abbildung 3 visualisiert das Gütermarkt-Gleichgewicht als Schnittpunkt aus negativ geneigter Güternachfragekurve AD und positiv geneigter Phillips-Kurve PC . Der Einfachheit halber seien in der Ausgangssituation für D und I die jeweiligen Kurven identisch, Punkt B fungiert dann als gemeinsamer Startpunkt. Kommt es in Land I zu einem expansiven und in Land D zu einem kontraktiven Nachfrageschock ($\tilde{g}_t^I > 0$ und $\tilde{g}_t^D < 0$), so verschieben sich die jeweiligen AD -Kurven nach rechts zu AD_t^I bzw. nach links zu AD_t^D . Es resultiert eine Inflationsdifferenz $\pi_t^I - \pi_t^D$, die sich mit Abklingen der Schocks im Zeitablauf zwar wieder abbaut, aber je nach Massgabe der Parameter μ^D und dem Pendant μ^I in Gleichung (4) persistent sein kann.

Abbildung 3 Inflationsunterschiede infolge länderspezifischer Schocks in der Güternachfrage



Quelle: eigene Darstellung.

Als Beispiel für einen positiven nationalen Nachfrageschock kann Irland herangezogen werden, wo von 1985 bis 2000 die Unternehmenssteuern (capital gains tax, capital acquisition tax, standard corporate tax) um rund zwei Drittel gesenkt wurden, was einen nachhaltigen Investitionsboom zur Folge hatte. Allein in den Jahren 1994 bis 2000 stiegen die Investitionen mit einer durchschnittlichen Jahresrate von 13,8%, wobei ausländische Direktinvestitionen die primäre Quelle waren (vgl. HONAHAN und WALSH 2002). Infolge moderater Lohnerhöhungen, einer erhöhten Partizipationsrate von Frauen am Arbeitsmarkt und Zuwanderungen von Arbeitskräften aus Grossbritannien hatte der Nachfrageanstieg neben dem Inflations- auch einen signifikanten Outputeffekt. Trotz Steuersatzsenkungen kam es zu Steuermehreinnahmen, die zunächst für einen massiven Abbau der Staatsschulden, ab 2000 aber in erster Linie für Ausgaben-erhöhungen genutzt wurden. Eine zusätzliche Stabilisierung der Güternachfrage auf hohem Niveau resultierte aus der Absenkung des irischen Realzinses nach 1999. Die hohe Inflationsrate (bis zu 7% in 2000) in Verbindung mit dem reduzierten Nominalzins (EWU-Beitritt) implizierte ab diesem Zeitpunkt einen negativen Realzins, der die Konsumgüternach-

frage im Allgemeinen und die Nachfrage auf dem Häuser- und Wohnungsmarkt im Besonderen ansteigen liess.

Als Beispiel für den negativen Nachfrageschock kann Deutschland fungieren, wo seit dem Sommer 2000 eine Stagnationstendenz eingetreten ist: Das BIP-Wachstum sank von 3% in 1999 auf 0.5% in 2000 und verharrt seitdem auf diesem niedrigen Niveau. Nach vorherrschender Einschätzung (vgl. z.B. SACHVERSTÄNDIGENRAT 2004, S. 121 ff.) ist einer der massgeblichen Gründe für das Konjunkturtal der Anstieg der Sparquote, was als Ausdruck einer zunehmenden Arbeitsplatz- und Einkommensunsicherheit und der wachsenden Sorge um die Zukunftsfähigkeit des derzeitigen Alterssicherungssystems interpretiert werden kann. Der Anstieg der Ersparnisbildung ist durchaus politisch gewollt (Stichwort Ruster-Rente), aber als Preis ist eine verminderte Konsumnachfrage und damit ein Rückgang der aggregierten Güternachfrage zu akzeptieren. Da insbesondere die Unsicherheiten um die Implikationen des demografischen Wandels anhalten dürften, ist die Konsumzurückhaltung nicht als transitorisch, sondern als permanent einzustufen (hoher Wert für μ^D). Eine persistente Inflationsdifferenz zwischen Deutschland und dem Rest der Währungsunion – im Modell bzw. *Abbildung 3*: $\pi^I - \pi^D$ – ist die Folge.

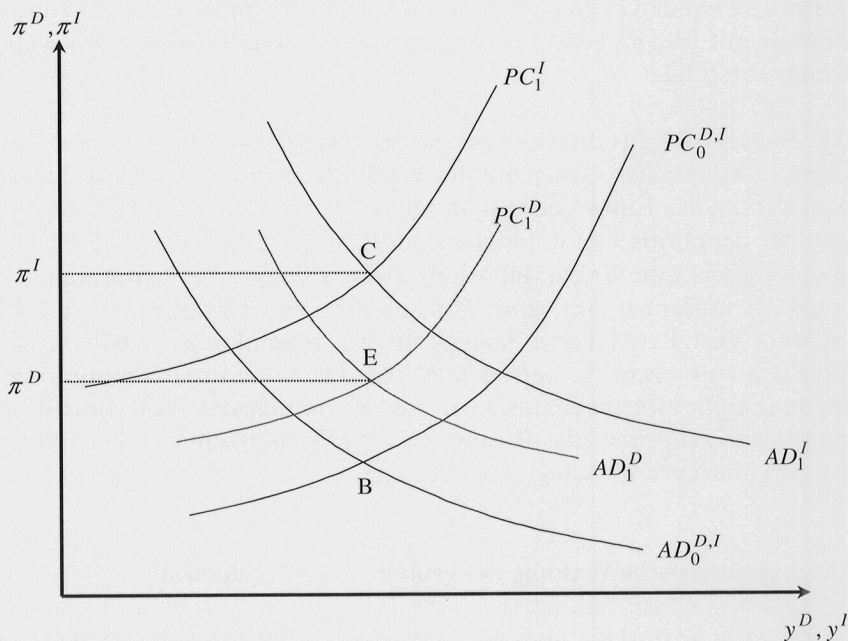
5.3 Asymmetrische Wirkungsweise der Euro/Dollar-Bewegungen

Für HONAHAN und LANE (2003) ist die unterschiedliche konjunkturelle Situation eher von nachrangiger Bedeutung, sie betonen einen anderen Aspekt: Die asymmetrische Wirkungsweise der Euro/Dollar-Entwicklung. *Abbildung 4* illustriert diese Überlegungen. Startpunkt sei wiederum Punkt B, der gemeinsame Schnittpunkt aus AD - und PC -Kurven für beide Länder D und I. Die Abwertung der gemeinsamen Währung ($e > 0$ in Gleichung (3)) bewirkt eine Nachfrageverlagerung zugunsten aller Länder der Währungsunion und damit auch zugunsten von D und I. Der symmetrische Schock generiert jedoch je nach Massgabe der Wechselkurselastizitäten β_2^D und β_2^I unterschiedlich starke Nachfrageeffekte. *Abbildung 4* postuliert den Fall $\beta_2^I > \beta_2^D$, d.h. in Land I ist der Nachfrageanstieg grösser als in Land D, die neue Güternachfragekurve AD_I^I liegt rechts von AD_I^D .

Ein zweiter Wirkungskanal betrifft die Angebotsseite. Über eine Verteuerung der importierten Vorleistungen kommt es zu einem Anstieg der Grenzkosten (siehe Gleichung (6)) und gemäss neu-keynesianischer Phil-

lips-Kurve (5) zu einem positiven Inflationsschub. Je höher die Wechselkurselastizität der Grenzkosten, λ_4^D bzw. λ_4^I , und je sensibler die Preise auf Variationen der Grenzkosten reagieren (kompetitive Gütermärkte mit hohen Werten für λ_2^D bzw. λ_2^I), desto bedeutsamer ist dieser Effekt. In *Abbildung 4* liegt die neue PC_1^I -Kurve oberhalb von PC_1^D , d.h. Land I ist vom Kosteneffekt der Abwertung stärker betroffen als Land D. Aggregiert man Nachfrage- und Angebotseffekte, so erhält man als neues Gleichgewicht für Land I den Punkt C und für Land D den Punkt E. Die Abwertung als symmetrischer Schock zeitigt asymmetrische Wirkungen, als Spiegelbild resultiert eine Inflationsdifferenz zwischen den Ländern D und I.

Abbildung 4 Inflationsunterschiede infolge von Wechselkursänderungen



Quelle: eigene Darstellung.

HONAHAN und LANE (2003) erklären mit diesem Szenario in erster Linie den «Inflations-Outlier» Irland. In den ersten beiden Jahren der EWU hat der Euro gegenüber dem US-Dollar um rund 25% und gegenüber dem britischen Pfund um rund 15% abgewertet. Dies traf die irische Ökonomie im Vergleich zum Rest der EU überproportional, und zwar

aus drei Gründen. Erstens weist Irland einen extrem hohen Offenheitsgrad auf. Im Jahr 2000 erreichte der Anteil des Güterhandels (Exporte plus Importe) am BIP mit 173% einen Wert, der nur von Singapur übertroffen wurde. Zweitens gehören mit Grossbritannien und den USA die beiden bedeutsamsten Handelspartner nicht zum Euroraum. Mit diesen Ländern (plus Kanada) werden über 40% des Güterhandels abgewickelt. Und drittens verzeichnet Irland gemäss einer Studie von CAMPA und GOLDBERG (2002) unter den 25 untersuchten OECD-Ländern die höchste Wechselkurselastizität der Importpreise. Der von ihnen geschätzte langfristige Grad des «Exchange-rate pass-through» beträgt für Irland 1.37, für Deutschland 0.79, für die USA 0.41, für den ungewichteten Durchschnitt der 25 OECD-Länder 0.77 und für den ungewichteten Durchschnitt der EU-Länder 0.81. Die Differenzierung nach Produktgruppen zeigt zudem, dass in Irland die Wechselkurselastizität der Importpreise bei den primär als Kostenkomponente anzusehenden Gütern Energie mit 1.92 und Rohmaterialien mit 2.20 wiederum weit über dem Durchschnitt liegt.

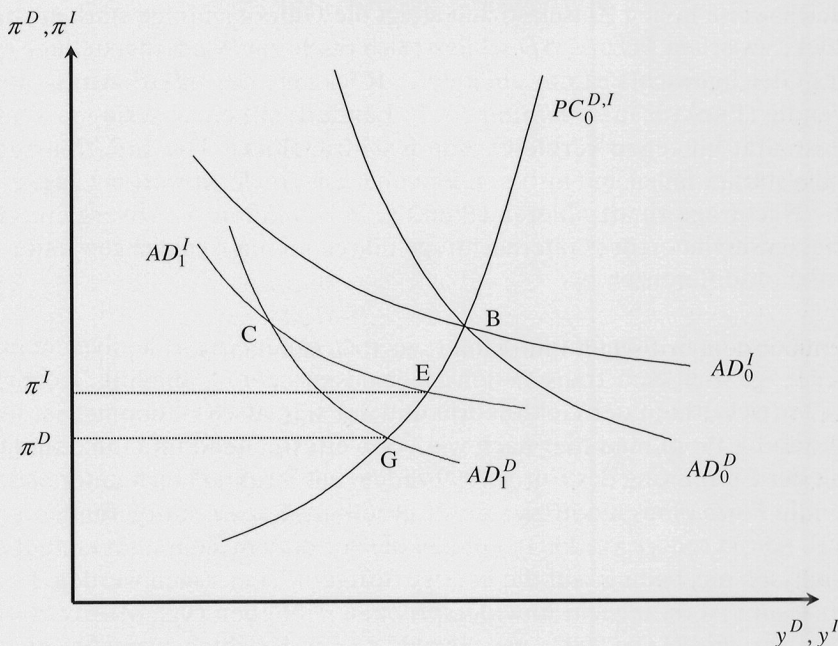
Die Nagelprobe für die Richtigkeit der Hypothese von HONAHAN und LANE (2003) ist das «Drehen» der Wechselkursentwicklung, sprich die Aufwertung des Euros gegenüber dem US-Dollar um rund 30% und gegenüber dem britischen Pfund um rund 10% seit dem Sommer 2002. Und in der Tat sinkt die irische Inflationsrate seit Beginn 2003 kontinuierlich von 4.7% im Januar 2003 über 2.9% im Dezember 2003 bis hin zu 1.8% im März 2004. Parallel dazu kam es zu einer Absenkung des BIP-Wachstums von vormals 6–7% auf 1.4% in 2003. Detailliertere ökonometrische Evidenz steht zwar noch aus, aber die Vermutung, der «Inflations-Outlier» Irland sei primär das Resultat der Wechselkursempfindlichkeit der irischen Güterpreise, drängt sich auf.

5.4 Asymmetrische Wirkung der gemeinsamen Geldpolitik

Last but not least ist die asymmetrische Wirkungsweise der gemeinsamen Geldpolitik als Erklärungsfaktor für die Inflationsdifferenzen im Euroraum zu nennen. Die Asymmetrie resultiert aus der unterschiedlichen Zinsreagibilität der Güternachfrage, was sich in unterschiedlichen Steigungen der *AD*-Kurven für die Länder D und I dokumentiert.

Gemäss dem Taylor-Prinzip (und bei hinreichend grossen Ländergewichten n^D und n^I) führt ein Anstieg der Inflationsraten π^D und π^I zu einem überproportionalen Anstieg des Nominalzinses der Währungsunion, in beiden Ländern steigt der Realzins, in beiden Ländern sinkt die Güternachfrage. Ist die Zinselastizität der Güternachfrage in Land D kleiner als in Land I ($\beta_I^D < \beta_I^I$), so fällt der Rückgang der Güternachfrage in D kleiner aus als in I, die Güternachfragekurve AD_0^D verläuft steiler als AD_0^I .

Abbildung 5 Inflationsunterschiede infolge asymmetrischer Wirkungsweise der Geldpolitik



Quelle: eigene Darstellung.

In *Abbildung 5* werde das ursprüngliche Gleichgewicht (Punkt B) gestört durch einen Nachfrageschock in Form eines Rückgang des Einkommens im Rest der Welt, y^* . Als Beispiele mögen das Platzen der «dot.com-Blase» 2000/01 auf den Weltfinanzmärkten oder der Anschlag des 11. September dienen; beide Schocks haben alle Länder der Währungsunion *ceteris paribus* gleichermassen getroffen. Der Einfachheit halber sei daher der Rückgang der Güternachfrage in D und I als gleich angenommen, es gelte Punkt C. Die verminderte Güternachfrage führt über eine vermin-

derte Produktion zu verminderten Grenzkosten, und die Inflationsraten sinken. Gemäss der Politikregel in Gleichung (5) animiert das Abflauen der Inflation sowie der Produktionsrückgang die Geldpolitik, via sinkendem Nominalzins den Realzins zurückzunehmen. Die Güternachfrage erholt sich (Bewegung entlang der *AD*-Kurven).

Die Europäische Zentralbank hat als Reaktion auf den Produktionseinbruch im Euroraum den Zinssatz für Hauptrefinanzierungsgeschäfte von 4,75% zu Beginn des Jahres 2001 auf 2% im Sommer 2003 gesenkt. Diese für alle Länder einheitliche Zinssenkung hat jedoch je nach Zinselastizität der Güternachfrage asymmetrisch gewirkt. In Ländern mit einer vergleichsweise hohen Zinselastizität steigt die Güternachfrage stark an, die Lücke zwischen *PC* und *AD* schliesst sich rasch, zur Wiederherstellung eines Gleichgewichts ist nur ein kleiner Rückgang der Inflationsrate notwendig (Punkt E in *Abbildung 5*). In Ländern mit einer geringen Zinselastizität hingegen verbleibt eine Nachfragelücke. Die Inflationsrate muss stärker fallen, um insbesondere über eine reale Abwertung zusätzliche Nachfrage zu attrahieren (Punkt G in *Abbildung 5*). Divergierende Zinssensitivitäten der Güternachfrage führen mithin zu gleichgewichtigen Inflationsdifferenzen.

Die Frage nach dem Output-Effekt einer Zinsänderung ist äquivalent mit der Frage nach dem Transmissionsmechanismus der Geldpolitik. Trotz aller Fortschritte in der Geldtheorie und der statistisch-ökonomischen Methodik tappt man hier nach wie vor weitestgehend im Dunkeln. Da mit der Einführung des Euros 1999 zudem ein Strukturbruch unter anderem in Form eines modifizierten Wechselkurs-Kanals stattgefunden hat (vgl. ANGELONI ET AL. 2003), können die vor diesem Zeitpunkt erstellten Analysen nur bedingt auf die heutige Situation übertragen werden. Dieser Punkt ist zwar nicht unwidersprochen geblieben (vgl. MIHOV 2001; CLAUSEN und HAYO 2002), gleichwohl ist er zu beachten, wenn beispielsweise DORNBUSCH ET AL. (1998) konstatieren, dass der Output-Effekt von Zinsänderungen in Italien und Schweden am grössten ist, in Frankreich und Grossbritannien geringer, und am geringsten in Spanien und Deutschland. Unter Verwendung eines vektorautoregressiven (VAR-)Ansatzes kommen MIHOV (2001) wie auch RAMASWAMY und SLOK (1998) zu einem gänzlich anderen Resultat: Deutschland und Grossbritannien zeigen grössere Output-Effekte als Italien oder Frankreich. Die VAR-Analyse von VAN ELS ET AL. (2003) bestätigt diese Reihenfolge, während das Strukturmodell von VAN ELS ET AL. (2001) diese Reihenfolge wiederum verwirft. Kurzum, die Angabe eines Länder-Rankings je nach Zinssensiti-

vität des Outputs ist nicht robust gegenüber den verwendeten Daten und den unterstellten Methoden. Damit ist zwar klar, *dass* die im Euroraum konkret beobachteten Inflationsdifferenzen zum Teil auf Unterschiede in der Wirkungsweise der einheitlichen Geldpolitik zurückgeführt werden können, aber eine Quantifizierung dieses Effekts scheidet nach bisherigem Stand des Wissens aus. Eine vielversprechende Weiterentwicklung in dieser Literatur ist die Schätzung von stochastischen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen für den Euroraum (vgl. SMETS und WOUTERS 2003).

6 Fazit

Die auch fünf Jahre nach Beginn der EWU zu beobachtenden Inflationsdifferenzen zwischen den Mitgliedsländern mögen grösser sein als von vielen Kommentatoren im Vorfeld vermutet, aber im Vergleich zu den US-amerikanischen Erfahrungen sind sie keineswegs ungewöhnlich hoch. Folglich ist auch langfristig nicht mit einem Verschwinden dieser Inflationsdivergenzen zu rechnen. Hinsichtlich der Ursachen für die Inflationsunterschiede lässt sich festhalten, dass – wiederum anders als gerade zu Beginn der EWU häufig geäußert – die Preiskonvergenz- und die Balassa-Samuelson-Hypothese nur einen beschränkten Erklärungsbeitrag liefern. Aus heutiger Sicht sind es in erster Linie strukturelle Unterschiede in den beteiligten Ökonomien beziehungsweise länderspezifische Schocks, die Inflationsunterschiede generieren. In diesem Sinne sind Inflationsdifferenzen weniger als Spiegelbild eines Ungleichgewichts mit entsprechendem wirtschaftspolitischen Handlungsbedarf aufzufassen, sondern sie sind ganz im Gegenteil Ausdruck einer Anpassung des realen Wechselkurses innerhalb einer Währungsunion.

Die Geldpolitik muss sich durch die Inflationsdifferenzen nicht herausgefordert fühlen. Zum einen sind sie kein Anlass, das Inflationsziel anzuheben, zum anderen verfügt die Geldpolitik nicht über das Instrumentarium, um beispielsweise Fehlallokationen infolge des Greifens von Persistenz-Mechanismen wie der Lohn-Preis-Spirale zu unterbinden. Hier ist primär die Arbeitsmarkt- und die Wettbewerbspolitik gefordert. Grundsätzlich wäre zwar denkbar, dass die Geldpolitik zumindest versucht, ihre asymmetrische Wirkungsweise nutzbar zu machen. Aber von einem solchen Versuch, auf einzelne Länder speziell einzuwirken, ist dringend abzuraten, denn Art und Ausmass der Asymmetrien sind nicht konstant. Die Geldpolitik würde an Klarheit hinsichtlich ihrer Ausrichtung verlieren, sie würde zu einer Quelle der Unsicherheit werden.

Literatur

- ALBEROLA, ENRIQUE und TIRNO TYRVÄINEN (1998), *Is There Scope for Inflation Differentials in EMU?*, Discussion Paper No. 15/98, Bank of Finland.
- ANGELONI, IGNAZIO, ANIL K. KASHYAP, BENOÎT MOJON und DANIELE TERLIZZESE (2003), *Monetary Transmission in the Euro Area: Where Do We Stand?*, in: IGNAZIO ANGELONI, ANIL K. KASHYAP und BENOÎT MOJON (Hrsg.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge: Cambridge University Press, S. 383–412.
- ASPLUND, MARCUS und RICHARD FRIBERG (2001), The Law of One Price in Scandinavian Duty-free Stores, *American Economic Review* 91, S. 1072–1083.
- BEGG, DAVID, FABIO CANOVA, PAUL DE GRAUWE, ANTONIO FATAS und PHILIP LANE (2002), *Surviving the Slowdown. Monitoring the European Central Bank No. 4*, London: Centre for Economic Policy Research (CEPR).
- BUREAU OF LABOR STATISTICS (2004), *Consumer Price Indexes – Regional Resources*, Internet: <http://stats.bls.gov/cpi/home.htm> (Seitenaufwurf vom 30. Juli 2004).
- CAMPA, JOSE MANUEL und LINDA GOLDBERG (2002), *Exchange-Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?*, NBER Working Paper No. 8934, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.
- CANZONERI, MATTHEW, ROBERT CUMBY, BEHZAD DIBA und GWEN EUDEY (2002), Productivity Trends in Europe: Implications for Real Exchange Rates, Real Interest Rates and Inflation, *Review of International Economics* 10 (3), S. 497–516.
- CECCHETTI, STEPHEN, NELSON MARK und ROBERT SONORA (2002), Price Index Convergence Among United States Cities, *International Economic Review* 43 (4), S. 1081–1099.
- CLARIDA, RICHARD, JORDI GALI und MARK GERTLER (1999), The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature* 37, S. 1661–1707.
- CLAUSEN, VOLKER und BERND HAYO (2002), *Asymmetric Monetary Policy Effects in EMU*, ZEI Working Paper No. B02-04, Universität Bonn, Bonn: Zentrum für Europäische Integrationsforschung.
- DE GRAUWE, PAUL und FRAUKE SKUDELNY (2000), *Inflation and Productivity Differentials in EMU*, Discussion Paper, University of Leuven, Internet: <http://www.econ.kuleuven.ac.be/ew/academic/intecon/home/>

- Publications/CES_DPS/DPS0015.pdf (Seitenaufwurf vom 4. Oktober 2004).
- DORNBUSCH, RUDI, CARLO FAVERO und FRANCESCO GIAVAZZI (1998), Immediate Challenges for the European Central Bank, *Economic Policy* 26, S. 17–64.
- ÈGERT, BALÁZ, IMED DRINE, KIRSTEN LOMMATZSCH und CHRISTOPHE RAULT (2003), The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?, *Journal of Comparative Economics* 31, S. 552–572.
- ENGEL, CHARLES und JOHN ROGERS (2004), European Product Market Integration After the Euro, *Economic Policy* 39, S. 349–384.
- EZB [EUROPÄISCHE ZENTRALBANK] (2003), *Inflation Differentials in the Euro Area: Potential Causes and Policy Implications*, Frankfurt a.M.: Europäische Zentralbank.
- EUROSTAT (2004): *Inflation rate – Annual average rate of change in Harmonized Indices of Consumer Prices (HICPs)*, Datenbank NewCronos, Internet: http://europa.eu.int/comm/eurostat/newcronos/reference/display.do?screen=welcomeref&open=/&product=EU_economy_finance&depth=1&language=en (Seitenaufwurf vom 30. Juli 2004).
- HONAHAN, PATRICK und PHILIP LANE (2003), Divergent Inflation Rates in EMU, *Economic Policy* 37, S. 359–394.
- HONAHAN, PATRICK und BRENDAN WALSH (2002), Catching Up with the Leaders: The Irish Hare, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, S. 1–57.
- IWF [Internationaler Währungsfonds] (2002), *Monetary and Exchange Rate Policies for the Euro Area – Selected Issues*, IMF Country Report No. 02/236. Washington D.C.: International Monetary Fund.
- KRUGMAN, PAUL (1989), *Delinking of Exchange-Rates from Reality*, in: PAUL KRUGMAN, *Exchange Rate Instability*, Cambridge, Mass.: MIT Press, S. 37–75.
- LUTZ, MATTHIAS (2003), *Price Convergence under EMU? First Estimates*, erscheint in: ALAN DEARDORFF (Hrsg.), *Past, Present, and the Future of the European Union*, Proceedings of the 13th World Congress of the International Economic Association, Basingstoke: Macmillan Press.
- MAIER, PHILIPP und PAUL CAVELAARS (2003), *EMU Enlargement and Convergence of Price Levels: Lessons from the German Reunification*, De Nederlandsche Bank MEB series 2003-06.
- MATHÄ, THOMAS (2003), *What to Expect from the Euro? Estimating Price Differences Using Individual Products from the Surrounding Regions of Luxembourg*, Banque Centrale de Luxembourg: mimeo.

- MICCO, ALEJANDRO, ERNESTO STEIN und GUILLERMO ORDONEZ (2003), The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU, *Economic Policy* 37, S. 317–356.
- MICHAELIS, JOCHEN (2004), *Optimal Monetary Policy in the Presence of Pricing-to-Market*, Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge der Universität Kassel Nr. 32/02, erscheint in: *Journal of Macroeconomics*.
- MICHAELIS, JOCHEN und MICHAEL PFLÜGER (2002), Euroland: Besser als befürchtet, aber schlechter als erhofft?, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 71 (3), S. 296–303.
- MIHOV, ILIAN (2001), Monetary Policy Implementation and Transmission in the European Monetary Union, *Economic Policy* 33, S. 371–406.
- PERSSON, TORSTEN (2001), Currency Union and Trade: How Large is the Treatment Effect?, *Economic Policy* 33, S. 433–462.
- RAMASWAMY, RAMANA und TORSTEN SLOK (1998), The Real Effects of Monetary Policy in the European Union: What are the Differences?, *IMF Staff Papers* 45, S. 374–391.
- REITHER, FRANCO (2003), Grundzüge der Neuen Keynesianischen Makroökonomik, *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften (Review of Economics)* 54 (2), S. 131–143.
- ROGERS, JOHN (2002), *Monetary Union, Price Level Convergence, and Inflation: How Close is Europe to the United States?*, International Finance Discussion Paper No. 2002-740, Washington D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- ROSE, ANDREW (2000), One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade, *Economic Policy* 30, S. 7–45.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT [Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung] (2004), *Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersystem reformieren*, Jahresgutachten 2003/04, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT [Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung] (2001), *Inflationsdifferenzen im Euro-Raum: ein Problem für die Geldpolitik?*, Jahresgutachten 2001/02, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt, S. 267–278.
- SCHÄFER, WOLF (2003), *EU-Erweiterung: Anmerkungen zum Balassa-Samuelson Effekt*, in: STEFAN REITZ (Hrsg.): *Theoretische und wirtschaftspolitische Aspekte der internationalen Integration*, Festschrift für Helga Luckenbach, Berlin: Duncker und Humblot, S. 89–98.
- SINN, HANS-WERNER und MICHAEL REUTTER (2001), *The Minimum Inflation Rate for Euroland*, NBER Working Paper No. 8085, Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

- SMETS, FRANK und RAF WOUTERS (2003), An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area, *Journal of the European Economic Association* 1 (5), S. 1123–1175.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (div. Jahrgänge), *Preise – Internationaler Vergleich der Verbraucherpreise*, Fachserie 17, verschiedene Jahrgänge 1999 bis 2003, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- VAN ELS, PETER, ALBERTO LOCARNO, BENOIT MOJON und JULIAN MORGAN (2003), New Macroeconomic Evidence on Monetary Policy Transmission in the Euro Area, *Journal of the European Economic Association* 1 (2-3), S. 720–730.
- VAN ELS, PETER, ALBERTO LOCARNO, JULIAN MORGAN und JEAN-PIERRE VILLETTELLE (2001), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What Do Aggregate and National Structural Models Tell Us?*, ECB Working Paper No. 94, Frankfurt a.M.: Europäische Zentralbank.
- WOODFORD, MICHAEL (2003), *Interest and Prices – Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton: Princeton University Press.

Autoren – Authors**Dr. Simon J. Evenett**

Saïd Business School

Park End Street

Oxford, Oxfordshire

England

OX1 1HP

Tel.: +44 (0)1865-288875

*simon.evenett@sbs.ox.ac.uk***Prof. Dr. Jochen Michaelis** (corresponding author)**Heike Minich**

Universität Kassel

Institut für Volkswirtschaftslehre

Nora-Platiel-Str. 4

D – 34127 Kassel

Tel.: +49 (0)561 804 3562

*michaelis@wirtschaft.uni-kassel.de***Maria-Anna Fernández** (corresponding author)**Michael Kropac**

Weite Gasse 30

CH – 5400 Baden

Tel.: +41 (0)56-222 85 03

*fernandez33@hotmail.com***Dr. Kersten Kellermann** (corresponding author)**Dr. Carsten-Henning Schlag**

Städtle 4

FL – 9490 Vaduz

Tel.: +423-232 85 42

kerstenkellermann@bluewin.ch