

# Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum und die Auswirkungen der Finanzkrise

*Das Ausmaß der Synchronisation von Konjunkturzyklen ist ein weit verbreiteter Indikator, um die Eignung von Staaten für eine gemeinsame Währung zu beurteilen. Das Auftreten asymmetrischer Schocks und deren Folgen in der WWU kann die Implementierung der Geldpolitik erschweren, da damit die Kosten einer einheitlichen Geldpolitik für den einzelnen Staat erheblich ansteigen können. In der vorliegenden Studie wird analysiert, ob sich das Muster der Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum seit Ausbruch der globalen Finanzkrise 2008 systematisch verändert hat. Länderspezifische Unterschiede der Terms of Trade sowie fiskalische Ungleichgewichte könnten dazu geführt haben, dass sich der globale Schock asymmetrisch auf die Euroraum-Länder ausgewirkt hat. Die Konjunkturzyklen der einzelnen Länder könnten aber auch synchroner geworden sein, da mit Beginn der Finanzkrise alle Staaten gleichzeitig in die Rezession schlitterten. Aus diesem Grund wird der theoretisch unklare Effekt empirisch näher beleuchtet. Die Ergebnisse zeigen eine deutliche Desynchronisation der Konjunkturzyklen in der Krisenperiode – sowohl betreffend die Dispersion als auch die Korrelation der Konjunkturzyklen. Zudem lassen sich interessante Unterschiede, aber auch Parallelen zwischen den Entwicklungen seit Beginn der jüngsten Finanzkrise und der Periode um das Jahr 2004 erkennen, als die Output-Lücke im Euroraum ebenfalls negativ war.*

Martin Gächter,  
Aleksandra Riedl,  
Doris Ritzberger-  
Grünwald<sup>1</sup>

Die Synchronisation der Konjunkturzyklen zwischen einzelnen Staaten hat sich in der empirischen Literatur als wesentliches Kriterium für die Eignung dieser Länder zur Bildung einer Währungsunion etabliert (Kapitel 1 gibt einen Literaturüberblick). Die Argumentation lautet: Wenn die potenziellen Mitgliedstaaten einer Währungsunion symmetrischen konjunkturellen Schocks ausgesetzt sind, übersteigt der Nutzen einer gemeinsamen Währung die Kosten, die durch das Aufgeben der nationalen autonomen Geldpolitiken entstehen (u. a. Bayoumi und Eichengreen, 1997; Masson und Taylor, 1993; Alesina et al., 2002). Obwohl auch das Kriterium der synchronen Konjunkturzyklen nicht unumstritten ist,<sup>2</sup> erscheint eine Analyse der Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euro-

raum nach der Einführung des Euro wichtig. Denn das Erkennen divergierender Tendenzen ist eine wichtige Voraussetzung, um wirtschaftspolitisch gegensteuern zu können.

Seit Ausbruch der globalen Finanzkrise rückte die Heterogenität des Euroraums (wieder) in den Mittelpunkt der wirtschaftspolitischen Diskussion. Länderspezifische Unterschiede der Terms of Trade sowie fiskalische Ungleichgewichte vor dem Ausbruch der Krise könnten einerseits dazu geführt haben, dass der globale Schock asymmetrische Auswirkungen auf den Euroraum hatte. Andererseits könnten im Zuge der globalen Finanzkrise die europäischen Konjunkturzyklen aufgrund des schwachen internationalen Umfelds synchroner geworden sein. Schließlich schlitterten mit Beginn der

<sup>1</sup> Oesterreichische Nationalbank, Abteilung für die Analyse wirtschaftlicher Entwicklungen im Ausland, martin.gaechter@oebn.at, aleksandra.riedl@oebn.at, doris.ritzberger-gruenwald@oebn.at. Die Autoren danken Klaus Weyerstraß und Peter Mooslechner für wertvolle Anregungen und Kommentare.

<sup>2</sup> Das Argument der Endogenität optimaler Währungsräume wurde von Frankel und Rose (1998) erstmals aufgezeigt und besagt, dass es nach der Bildung einer Währungsunion für die einzelnen Mitgliedsländer wahrscheinlicher ist, einige der OCA-Kriterien (insbesondere symmetrische Konjunkturzyklen) zu erfüllen, als dies ex ante der Fall ist. Sie argumentieren, dass das Bilden einer Währungsunion die gegenseitigen Handelsbeziehungen zwischen den Mitgliedsländern verstärkt und daher zu synchroneren Konjunkturzyklen führen kann.

Wissenschaftliche  
Begutachtung:  
Klaus Weyerstraß,  
Institut für Höhere  
Studien, Wien

Krise alle Industriestaaten mehr oder weniger gleichzeitig in die Rezession. Auch der Effekt des aktuellen Konsolidierungskurses ist theoretisch zweischneidig: Einerseits kann die Fiskalpolitik selbst asymmetrische Schocks auslösen, z. B. durch uneinheitliche nationale Fiskalmaßnahmen, andererseits kann sie als Instrument dienen, asymmetrische Schocks auszugleichen. Der theoretische Effekt divergierender Budgetdefizite, wie sie in der Krise beobachtet werden können, ist in einer Währungsunion daher nicht eindeutig. Crespo Cuaresma und Fernández-Amador (2010) und Crespo Cuaresma et al. (2011) zeigen, dass fiskalische Defizite eine wichtige potenzielle Quelle für (idiosynkratische) makroökonomische Fluktuationen sind, insbesondere im Euroraum. In der vorliegenden Studie soll daher der theoretisch unklare Effekt der Krise auf die Synchronisation der Konjunkturzyklen empirisch näher beleuchtet werden. Die Auswirkungen der Finanzkrise auf die Synchronisation der Konjunkturzyklen wurden – unter anderem aufgrund des kurzen Zeitraums seit 2008 – in der akademischen Literatur trotz hoher Relevanz noch nicht untersucht.

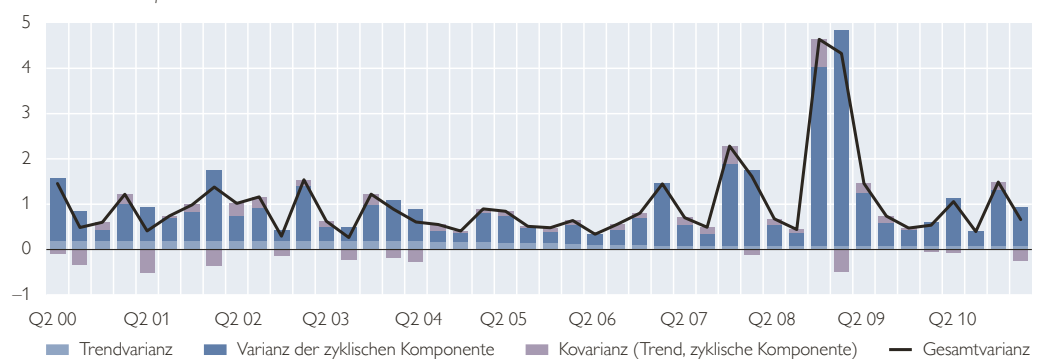
Wie kann die Symmetrie von Schocks bzw. die Synchronisation von Konjunkturzyklen zwischen den Staaten einer Währungsunion am besten gemessen werden? In der relevanten Literatur ist es üblich, die länderspezifischen Zeitreihen des BIP zu filtern, um die zyklische von der trendbehafteten Komponente zu trennen. Die Differenz zwischen der Zeitreihe des BIP und jener des langjährigen Trends ergibt die zyklische Komponente, die oftmals auch als Output-Lücke, das heißt Abweichung des aktuellen Outputs vom Potenzial-Output-Niveau, bezeichnet wird. Sie ist ein wichtiger Indikator, um die „Optimalität“ einer Währungsunion aus geldpolitischer Sicht bestimmen zu können: Bei einer negativen Output-Lücke droht Arbeitslosigkeit, während ein positiver Wert zu verstärktem Inflationsdruck führt. Wenn die zyklische Komponente der Staaten sehr unterschiedlich ist, ist es schwierig, eine für alle Länder passende Geldpolitik zu betreiben.

Bereits ein erster Blick auf die Wachstumsraten des BIP im Euroraum lässt divergente Tendenzen während der Krise vermuten. Grafik 1 zeigt die Gesamtvarianz der Quartalswachs-

Grafik 1

### Beiträge zur Gesamtvarianz der realen BIP-Wachstumsraten (gegenüber dem Vorquartal) der Länder des Euroraums

Varianzen in Prozentpunkten



Quelle: Eurostat, eigene Berechnungen.

tumsraten des realen BIP in den 17 Euroraum-Staaten im Länderquerschnitt des jeweiligen Quartals von 2000 bis Anfang 2011. Der zweimalige starke Anstieg der Varianz in den Wachstumsraten Ende 2007 und 2008 ist unübersehbar. Zudem zeigen die Varianzbeiträge<sup>3</sup>, dass insbesondere die zyklische Komponente stark zur Heterogenität der Wachstumsraten beigetragen hat. Da Wachstumsraten aber nur die Veränderung zur Vorperiode abbilden und daher keine Aussage über das Niveau der Output-Lücke (insbesondere, ob sie positiv oder negativ ist) treffen, wird im Folgenden eine Analyse des Niveaus der Output-Lücke vorgenommen. Zur Messung von Synchronisation werden zwei Indikatoren herangezogen: bilaterale Korrelationskoeffizienten und die Standardabweichung der zyklischen Komponente. Im Anschluss wird diskutiert, inwiefern die Entwicklung dieser Maße durch einzelne Länder getrieben ist. Damit können jene Länder herausgefiltert werden, die am meisten zur Desynchronisation der Konjunkturzyklen beigetragen haben. Um die Robustheit der Ergebnisse beurteilen zu können, wird diese Analyse auch auf monatlich verfügbare Daten der Industrieproduktion angewandt. Obwohl diese Variable nur einen verhältnismäßig kleinen Anteil am BIP darstellt (rund 20%), haben diese Daten den Vorteil, dass sie in höherer Frequenz (monatlich) verfügbar sind und gleichzeitig eine hohe Korrelation mit dem BIP aufweisen.

Kapitel 1 diskutiert die relevante wissenschaftliche Literatur zu europäischen Konjunkturzyklen, um einen Überblick über die historische Entwicklung – auch vor der Währungsunion – zu geben. Kapitel 2 beschreibt den Datensatz sowie die Methoden, die die empirischen Schätzungen in Kapitel 3 ermöglichen. Kapitel 4 diskutiert die Ergebnisse und zieht mögliche Schlussfolgerungen aus der Analyse.

## 1 Synchronisation europäischer Konjunkturzyklen – ein Literaturüberblick

Die ökonomische Analyse über die Eignung einer Region souveräner Staaten zur Bildung eines gemeinsamen Währungsraums findet ihren Ursprung in der Theorie optimaler Währungsräume (Optimum Currency Area – OCA). Fast ein halbes Jahrhundert ist nun seit den ersten wissenschaftlichen Beiträgen vergangen (u. a. Mundell, 1961; McKinnon, 1963; Kenen, 1969). In diesem Zeitraum wurden in der Literatur mehrere Kriterien vorgeschlagen, die für die Eignung einer Region zur Bildung eines Währungsraums erfüllt sein sollten.<sup>4</sup> Dazu zählen (i) Preis- und Lohnflexibilität (Friedman, 1953), (ii) hohe Faktormobilität, insbesondere für den Arbeitsmarkt (Mundell, 1961), (iii) ein hoher Grad an Finanzmarktintegration (Mundell, 1973), unter anderem, um ein „privates“ Versicherungssystem für asymmetrische Schocks<sup>5</sup> zu schaffen, (iv) ein hoher Grad an Offenheit der Volks-

<sup>3</sup> Das BIP wurde durch die Anwendung eines Hodrick-Prescott-Filters (Hodrick und Prescott, 1997) auf den Logarithmus der BIP-Zeitreihe in eine trendbehaftete und zyklische Komponente aufgespalten (siehe auch Kapitel 2). Die Beiträge zur Gesamtvarianz können somit einfach durch folgende Formel errechnet werden:  $Var(dY) = Var(dT) + Var(dC) + 2 * Cov(dT, dC)$ , wobei  $dY$  das BIP-Wachstum,  $dC$  das Wachstum der zyklischen Komponente und  $dT$  das Trendwachstum angeben.

<sup>4</sup> Siehe z. B. Mongelli (2008) für eine umfassende Literaturübersicht.

<sup>5</sup> Unter einem asymmetrischen Schock werden in der vorliegenden Studie unerwartete angebots- oder nachfrageseitige Schocks bzw. auch finanzielle Impulse verstanden, die in den betroffenen Ländern unterschiedliche Produktions- und Beschäftigungsauswirkungen haben.

wirtschaft (McKinnon, 1963), (v) eine hohe Diversifizierung von Produktion und Konsum (Kenen, 1969), (vi) ähnliche Inflationsraten und stabile Terms of Trade (Fleming, 1971), (vii) ein hoher Grad an fiskalischer Integration, vorzugsweise mit supranationalen fiskalen Transfers (Kenen, 1969) bzw. koordinierter Wirtschaftspolitik, und (viii) politische Integration bzw. politischer Wille, eine solche Währungsunion zu gründen (Mintz, 1970; Haberler, 1970). Die OCA-Theorie wurde aber auch oft kritisiert, da die verschiedenen Kriterien nicht in einen einheitlichen Rahmen gebracht werden konnten. Zudem sind einige der genannten Kriterien schwierig zu messen (Robson, 1987) und gegeneinander abzuwägen (z. B. Tavlas, 1994). Diese Diskussion führte schließlich zur Entwicklung von „Meta“-Kriterien, die mehrere der Bedingungen implizit berücksichtigen. Insbesondere die Synchronisation der Konjunkturzyklen etablierte sich als wichtiges „Meta“-OCA-Kriterium.

In der empirischen Literatur gibt es eine Reihe von Studien, die die Synchronisation der Konjunkturzyklen in der EU bzw. im Euroraum untersuchen und die Entwicklung über die Zeit beobachten. Daraus lassen sich jedoch nur wenige robuste Muster ableiten,<sup>6</sup> da sich die Beiträge darin unterscheiden, (i) welche Länder im Sample inkludiert sind, (ii) welcher Zeitraum in der Analyse abgedeckt wird, (iii) welche Methoden zur Berechnung der zyklischen Komponente (d. h. welche Filter) angewendet werden und (iv) mit welchem Maß die Synchronisation der Konjunkturzyklen schließlich gemessen wird.<sup>7</sup>

Insbesondere die Frage, ob die Einführung der Gemeinschaftswährung zu einer weiteren Synchronisation oder sogar – im Gegenteil – zu einer verstärkten Divergenz der Konjunkturzyklen führen werde, wurde in der Literatur breit diskutiert. Der theoretische Hintergrund ist dazu nicht eindeutig. Auf der einen Seite könnten die verstärkten Handelsbeziehungen dazu geführt haben, dass sich auftretende Schocks symmetrischer auf die einzelnen Mitgliedstaaten übertragen, wodurch die OCA-Kriterien ex post eher erfüllt werden können als ex ante (z. B. Frankel und Rose, 1998). Andererseits argumentiert Krugman (1991), dass eine Währungsunion aufgrund von Größenvorteilen auch dazu führen könnte, dass sich die einzelnen Regionen mehr auf bestimmte Industrien spezialisieren, wodurch die asymmetrischen Schocks verstärkt werden könnten. Andere Autoren widmen sich der Frage, ob in den Zyklen der europäischen Länder – abgesehen vom globalen Zyklus – auch eine europäische Komponente und damit ein europäischer Zyklus zu erkennen ist.

### **1.1 Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum**

Während bereits vor der Einführung des Euro ein breiter Literaturstrang die Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum und somit die Eignung der Länder zur Bildung einer Währungsunion analysiert hat, befassen sich die neueren Studien vor allem mit den Unterschieden in der Symmetrie der Schocks vor und nach der Euro-Einführung. Massmann und Mitchell (2004) geben in ihrer Studie einen umfassenden

<sup>6</sup> Für eine umfassende Literaturübersicht zu diesem Thema siehe De Haan et al. (2008).

<sup>7</sup> Die verschiedenen Filtermethoden, um die zyklische Komponente aus der BIP-Zeitreihe zu errechnen, sowie die möglichen Synchronisationsmaße (wie bilaterale Korrelationskoeffizienten etc.) werden in Kapitel 2 eingehender diskutiert.

den Überblick über die historische Entwicklung, indem sie monatliche Daten der Industrieproduktion über 40 Jahre mit acht verschiedenen Maßzahlen untersuchen. Während sie sowohl Perioden von Divergenz als auch Konvergenz in den historischen Daten ausmachen können, deutet die Entwicklung in den 1990er-Jahren eindeutig auf eine erhöhte Synchronisation der Konjunkturzyklen hin. Diese Entwicklung – zumindest teilweise getrieben von der Einführung der Konvergenzkriterien, die im Vertrag von Maastricht festgelegt wurden – wird auch von anderen Studien bestätigt (z. B. Altavilla, 2004; Darvas und Szapáry, 2004). Camacho et al. (2006) finden zwar eine relativ hohe Synchronisation zwischen den Euroraum-Ländern, jedoch zeigen ihre Ergebnisse keine signifikante Erhöhung der Synchronisation im Euroraum seit der Einführung der Gemeinschaftswährung. Böwer und Guillemineau (2006) analysieren hingegen die Determinanten der Synchronisation der Konjunkturzyklen und finden einen Anstieg der Synchronisation der Zyklen seit der Einführung des Euro, hauptsächlich aufgrund des steigenden Intra-Industriehandels innerhalb der WWU. Gayer (2007), der einen allgemeinen Rückgang der Dispersion der Output-Lücken der Mitgliedstaaten feststellt, führt dies vor allem auf eine allgemeine Verkleinerung der Amplitude der zyklischen Komponente zurück, während die Synchronisation (gemessen anhand bilateraler Korrelationskoeffizienten) zwar relativ hoch, jedoch seit den 1990er-Jahren nicht weiter gestiegen ist. Auch Giannone et al. (2009) weisen darauf hin, dass die Währungsunion die historischen Charakteristika der natio-

nen Konjunkturzyklen ebenso wenig verändert habe wie deren bilaterale Korrelationskoeffizienten. Furceri und Karras (2008) vergleichen die fünf Jahre vor und nach der Einführung des Euro (durch ein jeweiliges fixes Fünf-Jahres-Fenster) und finden eine höhere Korrelation bei den nationalen Zyklen. Sie führen diesen Effekt vor allem auf handelsbedingte Einflüsse sowie auf die bessere fiskalische Koordinierung der Mitgliedstaaten zurück. Weyerstraß et al. (2011) können diese Effekte jedoch in einer umfassenderen Analyse mit dynamischen Korrelationen nicht bestätigen und finden nach 1999 keine signifikant synchroneren Zyklen im Euroraum. Obwohl die Ergebnisse, wie bereits erwähnt, von der jeweiligen Stichprobe, der Methode sowie dem Maß für die Synchronisation abhängen, können aus der angeführten Literatur einige Fakten abgeleitet werden. Der Großteil der Studien stimmt darin überein, dass die Konjunkturzyklen der Euroraum-Länder in den 1990er-Jahren auf dem Weg zur gemeinsamen Währungsunion konvergierten und sich danach auf einem relativ hohen Symmetriegrad einpendelten. Eine weitere Konvergenz der Konjunkturzyklen seit Beginn der Währungsunion wird von den meisten Studien jedoch verneint.

## **1.2 Gibt es einen europäischen Konjunkturzyklus?**

Neben der Literatur über die Synchronisation der Konjunkturzyklen behandelt ein weiterer Strang die Zerlegung der Fluktuationen in verschiedene Regionen, Industrien und Länder.<sup>8</sup> Artis (2003) kommt zu der Schlussfolgerung, dass ein entsprechender europäischer Zyklus nur schwer auszumachen ist.

<sup>8</sup> Für einen Überblick über die wichtigsten Methoden in diesem Forschungsfeld siehe Clark und Shin (2000).

Das Fehlen eines kohärenten und exklusiven europäischen Zyklus bestätigt damit die Ergebnisse von Massmann und Mitchell (2004). Auch Kose et al. (2003) finden keinen derartigen europäischen Konjunkturzyklus, da nur ein kleiner Teil der Volatilität des Euroraum-BIP auf einen gemeinsamen europäischen Faktor zurückgeführt werden kann. Mansour (2003) spaltet die Varianz des Wachstums in einen welt-, europa- und länderspezifischen Faktor. Während die europäische Komponente keine unwichtige Rolle spielt, variiert der Einfluss dieses europäischen Zyklus in den einzelnen Ländern relativ stark. Andere Autoren, wie Lumsdaine und Prasad (2003) oder Canova et al. (2005), betonen hingegen die Existenz eines Weltkonjunkturzyklus. Camacho et al. (2006) entwickeln Indikatoren für die Distanz zwischen nationalen Konjunkturzyklen. Sie lehnen zwar die Existenz eines europäischen Zyklus ab, stellen allerdings fest, dass die bilateralen Distanzen im Euroraum relativ gering sind und diese Volkswirtschaften somit untereinander synchroner sind als mit anderen Ländern, die nicht Teil der Währungsunion sind. Die Evidenz aus der Literatur ist daher heterogen.

### **1.3 Haben sich die Muster seit Beginn der Finanzkrise verändert?**

Im Gegensatz zur umfangreichen Literatur über die Auswirkungen der gemeinsamen Geldpolitik auf die Synchronisation der Konjunkturzyklen wurden die Effekte der aktuellen Finanzkrise ab dem Jahr 2008 in der akademischen Literatur bisher noch nicht berücksichtigt. Der Hauptgrund dafür dürfte darin liegen, dass für die

Krise am Ende des Samples nur eine relativ kurze Zeitreihe zur Verfügung steht, was entsprechende Schlussfolgerungen schwierig macht. Gayer (2007) stellt fest, dass die Korrelation der Zyklen zwischen den Euroraum-Ländern um das Jahr 2003 relativ stark zurückgeht, dann aber im Verlauf des Jahres 2004 wieder zu steigen beginnt. Zusammen mit ähnlichen Mustern aus früheren konjunkturell schwachen Perioden schließt er daraus, dass dieser Abfall in der Synchronisation der Konjunkturzyklen vor allem in der frühen Erholungsphase nach einer Rezession (wie die beginnende Erholungsphase nach der Dot-Com-Blase im Jahr 2003) im Wachstumszyklus zu erkennen ist. Es ist daher besonders interessant zu klären, ob sich dieses Muster in der wesentlich stärkeren Rezession bzw. Krise ab 2008 wiederholt oder sogar noch verstärkt hat.

## **2 Methodischer Rahmen**

### **2.1 Daten**

Zur Messung der Synchronisation von Konjunkturzyklen wird in der vorliegenden Studie auf die zwei wichtigsten und gleichzeitig in der Literatur am meisten verwendeten Variablen zurückgegriffen, das BIP und die Industrieproduktion (De Haan et al., 2008). Obwohl das BIP die umfassendste Output-Variable<sup>9</sup> darstellt, wird oft die Industrieproduktion herangezogen, da sie mit dem BIP stark korreliert und gleichzeitig auf monatlicher Ebene erfasst wird. Da lange Zeitreihen von Quartalsdaten des BIP oftmals nicht verfügbar sind, ist der Rückgriff auf Daten höherer Frequenz besonders im Hinblick auf die Robustheit der Ergebnisse von Vorteil. Die vorliegende Studie verwendet daher (i) Quartalsdaten

<sup>9</sup> Einige Studien untersuchen neben dem BIP auch Subkomponenten des BIP, wie beispielsweise Konsum, Investitionen und Exporte (z. B. Sopraseuth, 2003).

des realen BIP (saisonbereinigt, zu Preisen aus 2005) von Q1 95 bis Q3 11 und (ii) den Index der Industrieproduktion ohne Baugewerbe (2005 = 100) von Jänner 2000 bis Jänner 2012 (ebenfalls saisonbereinigt). Die Länderauswahl besteht aus den 17 Mitgliedstaaten der WWU und dem WWU-Aggregat (ER-17).<sup>10</sup> Um die Synchronisationsmaße über die Zeit vergleichbar zu machen, werden auch jene Länder, die erst nach dem Jahr 2000 Mitglieder der WWU wurden, über den gesamten Beobachtungszeitraum berücksichtigt; dazu zählen Estland (2011), die Slowakei (2009), Malta (2008), Zypern (2008), Slowenien (2007) und Griechenland (2001). Sämtliche Daten entstammen der Online-Datenbank von Eurostat<sup>11</sup> und sind damit sowohl über den Länderquerschnitt als auch über die zeitliche Dimension miteinander vergleichbar.

## 2.2 Messung von Konjunkturzyklen

Die Output-Lücke ist ein wesentlicher Bestimmungsfaktor für die Ausrichtung der Geldpolitik einer Notenbank, da sie den inflationären Druck in einer Ökonomie anzeigt. Als ein Maß für die „Optimalität“ der Geldpolitik in einer gemeinsamen Währungsunion wird daher die Synchronisation zwischen den Output-Lücken von Staaten herangezogen. Das in der einschlägigen Literatur etablierte Konzept zur Messung der Output-Lücke ist ein rein statistisches Dekompositionsverfahren. Dieses extrahiert aus der relevanten Zeitreihe (in diesem Fall BIP und Industrieproduktion) einen Trend, der als Potenzial-

Output interpretiert wird. Die zyklische Komponente kann dann anhand der Differenz zwischen der ursprünglichen Variable und dem Potenzial-Output ermittelt werden und ist damit ein Schätzer für die Output-Lücke.

Zur Schätzung der zyklischen Komponente einer Zeitreihe stehen mehrere Filtermethoden zur Auswahl. Die in der Literatur verwendeten Methoden beschränken sich hauptsächlich auf den Hodrick-Prescott-Filter (1997), die Baxter-King- (1999) und Christiano-Fitzgerald-Bandpassfilter (2003) und schließlich den Phase-Average-Trend (Boschan und Ebanks, 1978). Da die Auswahl der Filtermethode das Ergebnis hinsichtlich der Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum nur unwesentlich beeinflusst (Massmann und Mitchell, 2004), wird die Dekomposition der relevanten Zeitreihen mittels Hodrick-Prescott (HP)-Filter durchgeführt. Dieser wird in der Literatur am häufigsten verwendet, was die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu anderen Studien erhöht. Zudem müssen beim HP-Filter keine zusätzlichen Reihenwerte zu Beginn und am Ende der Zeitreihe generiert werden („backcasts“ und „forecasts“), wie beispielsweise beim Baxter-King-Filter, um auch an den Rändern der Zeitreihe eine zyklische Komponente schätzen zu können. Dies ist vor allem in einer Studie, deren Fokus auf der Analyse der Endperiode liegt, von besonderer Relevanz.

Die formale Darstellung der Schätzmethode des HP-Filters kann einer Vielzahl an Standardlehrbüchern zur

<sup>10</sup> Für manche Länder sind BIP-Daten erst ab Q1 97 (IE und SK) bzw. Q1 00 (GR und MT) verfügbar. Zudem endet die Zeitreihe für Griechenland bereits in Q1 11. Deshalb werden die Synchronisationsmaße (mit Ausnahme von Grafik 8) lediglich von Q1 00 bis Q1 11 berechnet. Zur Schätzung der Konjunkturzyklen werden jedoch alle verfügbaren Daten verwendet, das heißt, die Zeitreihe für die meisten Länder beginnt bereits ab Q1 95. Die Daten zur Industrieproduktion liegen mit Ausnahme von Malta (ab Jänner 2005) für alle Länder ab Jänner 2000 vor.

<sup>11</sup> <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/> (recherchiert am 5. März 2012).

Zeitreihenökometrie entnommen werden (z. B. Enders, 1995, S. 210). Die zugrunde liegende Idee ist, eine Trendkomponente zu schätzen, sodass die Abweichungen der einzelnen Beobachtungen von einem Trend minimiert werden. Dabei wird der Glättungsgrad des Trends ex ante bestimmt. Die Festlegung der Glättung erfolgt entsprechend den in der Literatur üblichen Empfehlungen.<sup>12</sup> Die geschätzten Output-Lücken der Euroraum-Länder sind in Grafik 9 in Abschnitt 3.3 dargestellt, wo sie auch vergleichend diskutiert werden. Das Wachstum des geschätzten Potenzial-Outputs ist in Tabelle 1 (im Anhang) deskriptiv zusammengefasst. Betrachtet man die Entwicklung über die Zeit wird ersichtlich, dass das Potenzialwachstum seit Beginn der „Großen Rezession“ in allen Ländern (mit Ausnahme von Malta) deutlich unter dem Langzeitdurchschnitt der Periode Q1 01 bis Q3 11 liegt. Die hier verwendete Schätzung des Potenzial-Outputs kann von anderen Schätzungen abweichen, da unterschiedliche Methoden zur Berechnung verwendet werden. Sie ist ein rein statistisches Verfahren, während die Schätzungen der Europäischen Kommission beispielsweise auf dem Produktionsfunktions-Ansatz beruhen, bei dem ökonomische Variablen, wie der Kapitalstock und die Arbeitslosenquoten eines Landes, als wesentliche Faktoren Berücksichtigung finden.

#### **Einschränkungen bei der Messung von Konjunkturzyklen**

Wie in einigen Studien gezeigt wurde (z. B. Orphanides und Norden, 2002), ist die Schätzung der Output-Lücke (und damit auch des Potenzial-Outputs) am Ende der Stichprobe – und

basierend auf Echtzeitdaten – mit großer Unsicherheit behaftet. Im Wesentlichen ist das auf drei Faktoren zurückzuführen: Erstens sind aktuelle BIP-Daten von Revisionen betroffen, was ex post zu erheblichen Änderungen der Output-Lücke führen kann. Zweitens kommen verfügbare Schätzmethode(n) (so auch der HP-Filter) zu unterschiedlichen Ergebnissen, wenn zusätzliche Daten nach dem relevanten Quartal verfügbar werden („end-of-sample“-Problematik). Drittens kann die künftige BIP-Entwicklung mit einem strukturellen Wandel in der Ökonomie einhergehen, wodurch sich der Potenzial-Output und damit auch die Output-Lücke im Nachhinein verändern könnten.

Basierend auf Daten für den Euroraum konnte festgestellt werden (Marcellino und Musso, 2010), dass Revisionen der BIP-Zeitreihen einen geringen Anteil zur Unsicherheit der Schätzung beitragen. Eine wesentliche Rolle spielt hingegen die Parameterinstabilität der Schätzmethode(n) am Ende der Stichprobe. Um quantifizieren zu können, wie viele der beobachteten Quartale am Ende der Stichprobe von Unsicherheit behaftet sind, werden in Abschnitt 3.2 die zwei wesentlichsten Synchronisationsmaße (Dispersion und Korrelation, siehe Abschnitt 2.3) in Bezug auf diese „end-of-sample“-Problematik einer Robustheitsanalyse unterzogen.

Zunächst werden einige Quartale am Ende der Stichprobe zur Schätzung der Output-Lücke ignoriert, um anschließend die Synchronisationsmaße basierend auf den neuen Zeitreihen zu berechnen. Ein Vergleich mit den ursprünglichen Ergebnissen gibt dann Aufschluss darüber, wie viele Quartale

<sup>12</sup> Die Schätzung wird mit der dafür vorgesehenen Applikation in E-Views 7.0.0.1 berechnet. Der verwendete Glättungsparameter ist 1.600 für die Quartalsdaten und 14.400 für die Monatsdaten.



am Ende der Stichprobe von einer erheblichen Abweichung der Synchronisationsmaße betroffen sind. Aussagen über die Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum können dann dementsprechend in der ermittelten Anzahl der Quartale am Ende der Stichprobe nur unter Hinweis auf hohe Unsicherheit getätigt werden.

### 2.3 Auswahl der Synchronisationsmaße

Nach Bestimmung der relevanten Variablen als Meta-Kriterium für einen gemeinsamen Währungsraum muss ein geeignetes Maß gewählt werden, das Aufschluss über die Synchronisation dieser Variable zwischen den Ländern gibt. In der einschlägigen Literatur werden mehrere Maße vorgeschlagen, die oftmals als Synchronisationsmaße bezeichnet werden, da unter anderem der zeitliche Abgleich der Output-Lücken von Bedeutung ist. Das am häufigsten verwendete Synchronisationsmaß ist der *Korrelationskoeffizient*, der auch in der vorliegenden Studie herangezogen werden soll. Neben diesem wird auch die *Dispersion* der Konjunkturzyklen analysiert. Um festzustellen, ob sich das Muster der Synchronisation seit Beginn der jüngsten Finanzkrise verändert hat, wird die Periode bis zum dritten Quartal 2008 mit der darauf folgenden Periode verglichen. Der gewählte Grenzwert orientiert sich dabei am Zeitpunkt der Insolvenz der US-Investmentbank Lehman Brothers, die am 15. September 2008 bekannt wurde. Es werden aber zwecks Robustheit der Resultate auch andere Periodenabgrenzungen vorgenommen. Im

Folgenden werden die gewählten Synchronisationsmaße näher beleuchtet und es wird erklärt, warum die Betrachtung beider Maße notwendig ist, um Aussagen über die „Optimalität“ einer gemeinsamen Geldpolitik ableiten zu können.

Die Dispersion der Konjunkturzyklen wird anhand der Streuung der Output-Lücken der Euroraum-Länder gemessen. Diese kann über den Zeitablauf beobachtet werden und gibt daher Aufschluss darüber, ob die Output-Lücken konvergieren oder divergieren. Das Dispersionsmaß ist von zentraler Bedeutung, da Länder mit starken Schwankungen der Output-Lücke höhere Zinsschritte benötigen würden als Länder mit kleineren Schwankungen. Als Streuungsmaß werden die gewichtete und die ungewichtete Standardabweichung (STA) verwendet, wobei die gewichtete STA Ländern mit höherem BIP ein höheres Gewicht zuschreibt.<sup>13</sup> Letzteres Maß wird herangezogen, um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass dem Euroraum ein gewichtetes Konzept zugrunde liegt und die Geldpolitik der EZB auf den gesamten Euroraum abzielt. Im Anschluss an die Berechnung der Dispersion wird anhand des Tests von Carree und Klomp (1997)<sup>14</sup> untersucht, ob sich die Dispersion seit Beginn der Finanzkrise signifikant verändert hat. Abschließend wird anhand eines von Crespo Cuaresma und Fernández-Amador (2010) vorgestellten Indikators (*Cost-of-Inclusion Indicator*) gemessen, welchen Einfluss die Teilnahme eines bestimmten Landes an der WWU auf die Entwicklung der Dispersion hat. Dieser Indikator gibt

<sup>13</sup> Zur Gewichtung wird in der vorliegenden Studie das BIP der Euroraum-Länder im Jahr 2005 herangezogen.

<sup>14</sup> Die Carree und Klomp-Teststatistik wird wie folgt berechnet:

$$T_{2,t,\tau} = (N-2,5) \log [1 + 0,25 (\hat{S}_t^2 - \hat{S}_{t+\tau}^2)^2 / (\hat{S}_t^2 \hat{S}_{t+\tau}^2 - \hat{S}_{t,t+\tau}^2)],$$
 wobei  $\hat{S}_t^2$  die Standardabweichung der Konjunkturzyklen bezeichnet und  $\hat{S}_{t,t+\tau}^2$  die Kovarianz der Konjunkturzyklen zum Zeitpunkt  $t$  und  $t+\tau$ . Unter der Nullhypothese, dass sich die STA zwischen den Zeitpunkten  $t$  und  $t+\tau$  nicht verändert hat, ist die Teststatistik  $\chi^2$  (1) verteilt. Für eine Anwendung siehe auch Crespo Cuaresma und Fernández-Amador (2010).

daher Aufschluss darüber, ob das Ergebnis im Aggregat von Entwicklungen in einem bestimmten Land dominiert wird, das heißt, wie hoch die Kosten einer Inklusion (Aufnahme) des Landes in die WWU potenziell wären. Der Indikator für die Inklusion des Landes  $j$  in die Währungsunion mit der Ländergruppe  $\Omega$  errechnet sich wie folgt:

$$coi_{t,j} | \Omega = \frac{\hat{S}_t | \Omega_j - \hat{S}_t | \Omega}{\hat{S}_t | \Omega}$$

Dabei bezeichnet  $\hat{S}_t | \Omega$  ( $\hat{S}_t | \Omega_j$ ) die Standardabweichung der zyklischen Komponenten aller Länder im Querschnitt mit (ohne) dem Land  $j$ . Der Indikator gibt damit die Veränderung der Dispersionsrate (Standardabweichung) durch die Aufnahme des jeweiligen Landes an und ist negativ, wenn sich die Standardabweichung der Ländergruppe durch die Aufnahme des Landes  $j$  erhöht (d. h., wenn das Land zur Desynchronisation der Zyklen beiträgt).

Der Nachteil der Dispersion als Synchronisationsmaß ist, dass sich Konjunkturzyklen, die eine ähnlich hohe Amplitude aufweisen, gegenläufig entwickeln können; dies würde eine gemeinsame Geldpolitik erschweren. Den Abschwung sollte ein expansiver Zinsschritt konterkarieren, während der Aufschwung nach einer restriktiven Geldpolitik verlangt. Allerdings muss an dieser Stelle angemerkt werden, dass die Geldpolitik der EZB primär ein Preisstabilitätsziel verfolgt. Ab- und Aufschwünge sind daher nur als Vorläufer einer sich verändernden Inflationsrate zu interpretieren.

Um derartige Entwicklungen zu erkennen, eignet sich der Korrelationsko-

effizient, der die Stärke des linearen Zusammenhangs zwischen den zeitgleichen Messwerten zweier Zeitreihen anzeigt. Da dieser wiederum den Nachteil hat, Unterschiede in der Höhe der Amplitude nicht zu erfassen, müssen beide Maße herangezogen werden, um die Auswirkungen einer gemeinsamen Geldpolitik adäquat beurteilen zu können.

Um einen detaillierten Eindruck von der zeitlichen Entwicklung der bilateralen Korrelationskoeffizienten zu erhalten, werden diese für ein rollierendes Zeitfenster von zwei Jahren berechnet und deren Mittelwert grafisch dargestellt.<sup>15</sup> Zudem wird der Mittelwert der bilateralen Korrelationskoeffizienten in beiden Perioden ermittelt, das heißt, es werden die Korrelationen zwischen den Konjunkturzyklen jedes Länderpaares<sup>16</sup> einzeln berechnet und jeweils über eine der beiden Perioden gemittelt. Beide Berechnungen werden auch unter Berücksichtigung der Ländergewichte durchgeführt, das heißt, jeder bilaterale Korrelationskoeffizient wird mit einem länderpaarspezifischen Gewicht multipliziert. Dieses errechnet sich aus der Summe des BIP der beiden Länder und der Gesamtsumme aller bilateralen BIP-Summen (jeweils aus dem Jahr 2005). Neben den Mittelwertvergleichen über verschiedene Perioden, soll zusätzlich der Zusammenhang zwischen dem Konjunkturzyklus eines bestimmten Landes mit dem Euroraum-Zyklus untersucht werden. Auch dies wird für alle 17 Euroraum-Länder durchgeführt und grafisch dargestellt. Dieser Zusammenhang soll Aufschluss darüber geben, ob sich der Zyklus eines bestimmten Landes seit

<sup>15</sup> Da die vorliegende Zeitreihe relativ kurz ist (Beobachtungen für alle Länder liegen im Zeitraum von Q1 00 bis Q3 11 vor), wird das rollierende Zeitfenster auf lediglich zwei Jahre festgelegt, obwohl die volle Länge eines Konjunkturzyklus damit nicht abgedeckt werden kann. Für illustrative Zwecke erscheint diese Darstellung dennoch sinnvoll.

<sup>16</sup> Die Anzahl der Kombinationen beträgt  $N(N-1)/2 = 136$ , wobei  $N = 17$  für die Stichprobengröße steht.

der Krise signifikant anders entwickelt hat als jener des Euroraums. Um die statistische Signifikanz der potenziellen Abweichungen festzustellen, wird ein

Test hinsichtlich des Unterschieds zweier unabhängiger Korrelationskoeffizienten für jedes Land durchgeführt.<sup>17</sup>

Kasten 1

### Messung der Synchronisation von Konjunkturzyklen – ein kurzer Überblick

Um die Synchronisation von Konjunkturzyklen zwischen einzelnen Mitgliedsländern der Währungsunion bestimmen zu können, werden zuerst mithilfe eines HP-Filters (angewandt auf die Zeitreihe des BIP bzw. der Industrieproduktion) die trendbehaftete und die zyklische Komponente voneinander getrennt. Während die trendbehaftete Komponente als Potenzial-Output-Niveau interpretiert werden kann, stellt die zyklische Komponente die Output-Lücke – die Schwankungen um den langjährigen Trend – dar.

Von synchronen Konjunkturzyklen spricht man, wenn sich die zyklische Komponente von zwei Ländern gleichzeitig nach oben bzw. nach unten bewegt und/oder wenn die Output-Lücke zu einem gegebenen Zeitpunkt den gleichen Wert aufweist. Asymmetrische Schocks bezeichnen hingegen Situationen, in denen dies nicht der Fall ist und die Konjunkturzyklen divergieren. Dies kann entweder aufgrund eines asymmetrischen Schocks im eigentlichen Sinn auftreten (d. h., dieser betrifft nur ein bestimmtes Land, z. B. eine Naturkatastrophe) oder durch einen Schock, der zwar alle Länder betrifft (z. B. ein Rohölpreisschock), sich aber unterschiedlich stark auf die einzelnen Länder auswirkt. Nach der Berechnung der zyklischen Komponenten werden verschiedene Synchronisationsmaße errechnet:

- **Dispersion/Streuung:** Die Streuung der Output-Lücke kann zu jedem Zeitpunkt anhand der Standardabweichung der zyklischen Komponenten gemessen werden. Durch dieses Synchronisationsmaß kann auch beurteilt werden, ob die Zyklen konvergieren oder divergieren. Das Maß hat allerdings einen Nachteil, der berücksichtigt werden muss. Die Konjunkturzyklen können sich im Gegenlauf befinden, selbst wenn die Output-Lücke ähnlich groß (und damit die Dispersion niedrig) ist.
- **Korrelation/Gleichlauf:** Dieser Nachteil wird durch das zweite Maß, den Korrelationskoeffizienten, aufgewogen. Während dieser die Stärke des linearen Zusammenhangs zwischen den zeitgleichen Messwerten zweier Zeitreihen und damit den Gleichlauf von Konjunkturzyklen misst, spielt die absolute Größe der Output-Lücke im Gegensatz zum Dispersionsmaß keine Rolle. Zudem kann die Korrelation nicht zu jedem Zeitpunkt, sondern lediglich für zwei Zeitreihen gemessen werden (z. B. in rollierenden Zeitfenstern von zwei Jahren). Dieses Synchronisationsmaß errechnet sich entweder (a) aus dem Durchschnitt der bilateralen Korrelationen aller Länderpaare oder (b) aus dem Korrelationskoeffizienten zwischen dem jeweiligen Land und dem Euroraum-Zyklus.
- **Kosten der Inklusion/Beitrag einzelner Länder:** Schließlich kann man mithilfe des Inklusionskosten-Indikators beurteilen, inwiefern einzelne Länder die Ergebnisse der Dispersion bzw. der Korrelation beeinflussen. Dieser Indikator wird nicht – wie der Name vielleicht vermuten lässt – als monetäre Größe gemessen, sondern zeigt die prozentuale Abweichung der beiden Synchronisationsmaße an, wenn ein Länderzyklus aus der Stichprobe entfernt wird. Im Fall der Dispersion verringert sich die Standardabweichung, wenn asynchrone Länder in der Analyse nicht berücksichtigt werden, während bei der Korrelation der Wert steigen wird, wenn man diese Länder aus der Analyse ausspart. Somit können jeweils die asynchronen Länder (bzw. Länderpaare) ermittelt werden, die am meisten zur Divergenz der Konjunkturzyklen beigetragen haben.

<sup>17</sup> Die Teststatistik  $z$  ermittelt sich dabei wie folgt:  $z = (Z_1 - Z_2) / \sigma_{Z_1 - Z_2}$ , wobei  $\sigma_{Z_1 - Z_2} = \sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}$ ,  $Z_{1,2}$  die nach Fisher transformierten Korrelationskoeffizienten bezeichnen und  $n_{1,2}$  die Größe der jeweiligen Stichprobe ist. Ist das Prüfmaß größer als  $|1,96|$  ( $\alpha = 0,05$ ), ist der Unterschied signifikant (Leonhart, 2009).

### 3 Empirische Ergebnisse

Dieses Kapitel präsentiert zunächst die Ergebnisse aus der Anwendung der zuvor beschriebenen Methoden auf BIP-Daten. Nach einem Überblick über die Entwicklung der Synchronisationsmaße in der WWU seit Einführung des Euro (Abschnitt 3.1) wird in Abschnitt 3.2 der Beitrag der einzelnen Länder zur Synchronisation näher beleuchtet. Sodann wird das Ausmaß des Gleichlaufs der einzelnen Länderzyklen mit dem aggregierten ER-17-Zyklus analysiert. Dabei wird insbesondere auf das unterschiedliche Verhalten einzelner Länder vor und nach der Finanzkrise eingegangen. Um die Robustheit der Ergebnisse sicherzustellen, wird neben dem BIP auch die Industrieproduktion in einem kurzen Diskurs (Kasten 2) analysiert.

#### 3.1 Abnahme der Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum

Die empirischen Ergebnisse sind in Grafik 2 und 3 dargestellt. Grafik 2 zeigt die Veränderung der Dispersion der Konjunkturzyklen im Zeitverlauf. Sowohl die BIP-gewichtete als auch die ungewichtete Standardabweichung (STA) weisen einen deutlichen Anstieg auf, der aber nicht erst mit Beginn der Rezession im Euroraum in Q3 08 einsetzt, sondern bereits zu Beginn des Jahres 2007. Von Q4 06 bis Q4 07 erhöht sich die ungewichtete STA auf

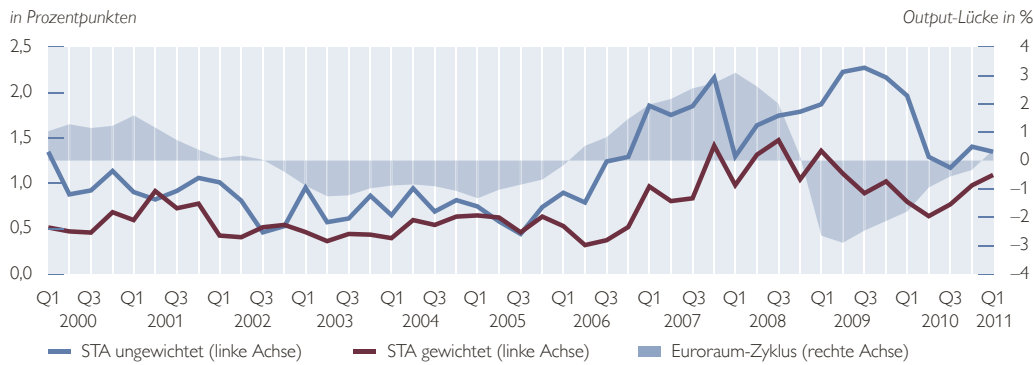
nahezu das Doppelte, die gewichtete STA verdreifacht sich sogar im Vergleichszeitraum. Während die gewichtete STA auf hohem Niveau schwankt, bevor sie im Jahr 2009 wieder zurückgeht, weist die ungewichtete STA zwei eindeutige Höhepunkte auf, die im Zusammenhang mit der Entwicklung des Euroraum-Zyklus (schattierte Fläche) gesehen werden können. Beide Höhepunkte, der erste in Q4 07 und der zweite in Q3 09, markieren nahezu zeitgleich das Hoch und das Tief des Euroraum-Zyklus. Mit dem Wendepunkt des Zyklus in Q4 08, jenem Zeitpunkt, zu dem die meisten Länder einen Rückgang des BIP-Wachstums verzeichneten und in eine Rezession eintauchten, sank die ungewichtete STA erheblich, bevor sie ihren neuen Höhepunkt während der Tiefphase des Euroraum-Zyklus erreichte.<sup>18</sup> Da die gewichtete STA – vor allem seit 2007 – deutlich niedrigere Werte aufweist, ist der Anstieg der Dispersion zu einem erheblichen Teil von den kleinen Ländern getrieben. Dennoch ist der Anstieg beider Variablen, auch jener der gewichteten STA, signifikant. Vergleicht man die Werte der jeweiligen Variablen im Abstand von vier Quartalen, ist die Differenz seit 2005 bei der gewichteten und der ungewichteten STA in drei Vergleichszeitpunkten signifikant von null verschieden (zumindest auf einem 10%-Signifikanzniveau).<sup>19</sup>

<sup>18</sup> Da die Standardabweichung von der Maßeinheit abhängen kann, d. h. Variablen mit großen Mittelwerten eine höhere Varianz aufweisen, wurde zwecks Robustheitsanalyse auch der Variationskoeffizient (definiert als die Ratio zwischen Standardabweichung und Mittelwert der zyklischen Komponenten in der jeweiligen Periode) berechnet (zu den zyklischen Komponenten wurde vorher der Wert 1 addiert, um eine Division durch null zu vermeiden). Dieses relative Streuungsmaß zeigt den gleichen Verlauf, was die divergierende Tendenz bestätigt.

<sup>19</sup> Bei der ungewichteten STA sind es die Vergleichszeitpunkte Q3 05 bis Q3 06, Q1 06 bis Q1 07, Q2 06 bis Q2 07, bei der gewichteten STA handelt es sich um Q2 06 bis Q2 07, Q3 06 bis Q3 07 und Q4 06 bis Q4 07. Die präsentierten Testergebnisse sollen aufzeigen, dass es sich bei den visuell sichtbaren Anstiegen seit 2005 teilweise um signifikante Veränderungen handelt, wobei die genauen Vergleichszeitpunkte dabei weniger relevant sind und daher beliebig festgesetzt wurden. Die detaillierten Ergebnisse der Teststatistiken können bei den Autoren erfragt werden.

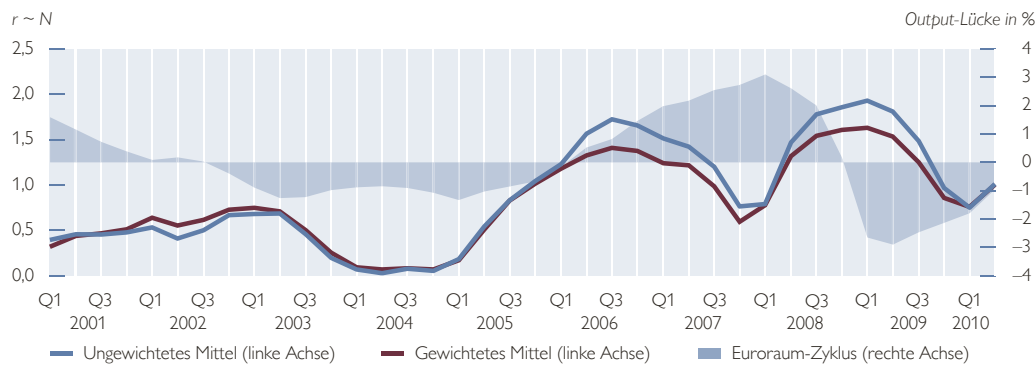
Grafik 2

### Dispersion im Euroraum und der Euroraum-Zyklus



Grafik 3

### Bilaterale Korrelationskoeffizienten im Euroraum und der Euroraum-Zyklus



Um zu sehen, ob es sich bei den Anstiegen der Dispersion nicht ausschließlich um eine Erhöhung der Amplitude handelt, sondern auch um einen Rückgang des Gleichlaufs der Konjunkturzyklen, wird in Grafik 3 der Mittelwert der bilateralen Korrelationskoeffizienten in einem rollierenden Zwei-Jahres-Fenster dargestellt.<sup>20</sup> Die Grafik zeigt, dass die Periode seit 2006 von zwei Rückgängen der Mittelwerte gekennzeichnet ist, deren Tiefpunkte sich in Q4 07 und Q1 10 befinden. Diese

Rückgänge treten nahezu zeitgleich mit den Anstiegen in der Dispersion der Konjunkturzyklen auf. Errechnet man zusätzlich den ungewichteten Mittelwert der bilateralen Korrelationen für die Vorkrisenphase Q1 00 bis Q3 08 und für die Periode danach (Q4 08 bis Q1 11) – nicht über ein rollierendes Zeitfenster – kann ebenfalls ein eindeutiger Rückgang des Mittelwerts beobachtet werden (von 1,2 auf 0,9). Zusammenfassend kann daher festgehalten werden, dass es seit der jüngsten

<sup>20</sup> Um einen Mittelwertvergleich der Korrelationskoeffizienten errechnen zu können, werden Letztere in eine Normalverteilung transformiert. Deshalb kann der Mittelwert auch Werte über 1 erreichen. Die Fisher-Transformation für den Korrelationskoeffizienten  $r$  errechnet sich wie folgt:  $Z = 0,5 * \ln\left(\frac{1+r}{1-r}\right)$  (Leonhart, 2009).

Finanzkrise zu einer Desynchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum gekommen ist, wobei diese bereits im Jahr 2007 begonnen hat.

#### Robustheitsanalyse

An dieser Stelle soll untersucht werden, wie viele der letzten Quartale von der „end-of-sample“-Problematik betroffen und welche der hier präsentierten Ergebnisse daher mit Unsicherheit behaftet sind. Die bisher dargestellten Synchronisationsmaße basieren auf einer Schätzung der Output-Lücke anhand eines BIP-Datensatzes bis Q3 11.<sup>21</sup> Im Anhang wird daher in den Grafiken 10 und 11 auch die Dispersion der Konjunkturzyklen dargestellt, wenn für die Schätzung der Output-Lücke lediglich Daten bis Q3 10 bzw. Q3 09 herangezogen werden. Die Dispersion anhand der ungewichteten STA findet sich in Grafik 10 (im Anhang), während Grafik 11 (im Anhang) jene der gewichteten STA zeigt. Aus beiden Grafiken lässt sich gut erkennen, dass die Unsicherheit der Ergebnisse vor allem in den letzten vier Quartalen ausgeprägt ist und im Lauf weiterer vier Quartale gänzlich zurückgeht. Würde

die BIP-Datenreihe daher lediglich bis Q3 10 vorliegen, hätte man den Anstieg der ungewichteten STA Mitte 2009 unterschätzt, im Fall der gewichteten STA jedoch überschätzt.

Analog dazu ist in den Grafiken 12 und 13 (im Anhang) der Korrelationskoeffizient abgebildet. Im Fall des Korrelationsmaßes ist die Unsicherheit viel geringer, das heißt, die Inklusion von zukünftigen BIP-Daten zur Berechnung der Output-Lücke hätte kaum einen Effekt auf den Verlauf des bilateralen Korrelationskoeffizienten. Die Parameterinstabilität am Ende der Stichprobe wirkt sich daher vor allem auf die Streuung und nicht auf den Gleichlauf der Länder aus. Aus der Analyse kann daher geschlossen werden, dass die in der vorliegenden Studie präsentierten Ergebnisse bis Mitte des Jahres 2010 durch die Veröffentlichung zukünftiger BIP-Daten ihre Gültigkeit nicht verlieren werden, während die dargestellten Resultate für die Dispersion ab Mitte 2010 von hoher Unsicherheit betroffen sind und daher Aussagen über die Synchronisation der Konjunkturzyklen ab diesem Zeitpunkt nur bedingt getroffen werden können.

<sup>21</sup> Daten zu Griechenland liegen nur bis Q1 11 vor, das heißt, die Dispersion in Q2 und Q3 11 exkludiert den Konjunkturzyklus Griechenlands. Das hat jedoch keinen Einfluss auf die Interpretierbarkeit der Ergebnisse, da eine Exklusion Griechenlands aus der Analyse nur einen unerheblichen Einfluss auf den Verlauf der Dispersion hat.

### Ein Vergleich mit Monatsdaten: Die Synchronisation der Industrieproduktion

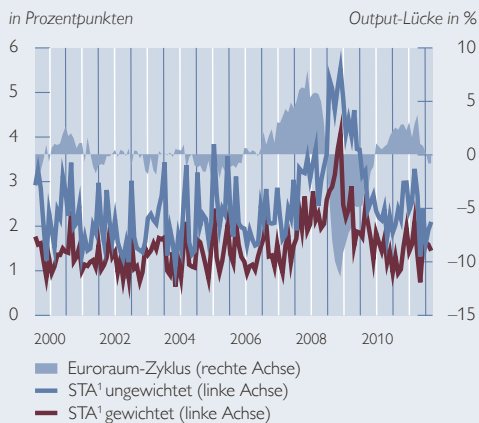
Um die Robustheit der bisherigen Ergebnisse zu testen, eignet sich ein Vergleich der in Abschnitt 3.1 vorgenommenen Analyse mit monatlichen Daten der Industrieproduktion (IP).

Die linke Abbildung der nachstehenden Grafik zeigt die Dispersion der zyklischen Komponenten der Industrieproduktion in der Periode Jänner 2000 bis Jänner 2012 aller Euroraum-Länder (ohne Malta). Auf der rechten Achse ist der Industriezyklus des Euroraums (ER-17) im Aggregat dargestellt. Im Vergleich zum Dispersionsverlauf der BIP-Zyklen (Abschnitt 3.1) ist die IP höheren Schwankungen unterworfen, da sie monatlich beobachtet wird. Betrachtet man lediglich die Veränderungen der Dispersion über die Zeit, kann jedoch ein ähnlicher Verlauf wie bei den BIP-Zyklen beobachtet werden. Zunächst schwankt die ungewichtete STA bis Mitte 2008 um einen Mittelwert von rund 2,2 Prozentpunkten, bis sie Ende 2008 auf mehr als das Doppelte ansteigt. Ihren Höhepunkt findet sie dabei im April 2009 mit einem Wert von 5,5 Prozentpunkten. Verglichen mit dem Wert zum Zeitpunkt Juli 2008, der mit 2,1 Prozentpunkten ungefähr dem Durchschnitt aus der gesamten Vorperiode entspricht, handelt es sich um einen statistisch signifikanten Anstieg. Dieser ist jedoch auf die Rezessionsperiode Ende 2008 bis Ende 2009 beschränkt und beginnt nicht – im Unterschied zur Dispersion der BIP-Zyklen – bereits im Jahr 2007. Einen ähnlichen Verlauf weist auch die gewichtete STA der Industriezyklen auf. Bis Mitte 2008 liegt sie im Durchschnitt bei rund 1,4 Prozentpunkten und erreicht im April 2009 ihren Spitzenwert mit 4,1 Prozentpunkten. Mit Ende 2009 nehmen beide Dispersionsmaße wieder ab und weisen in der Folge ihren vorherigen Verlauf auf.

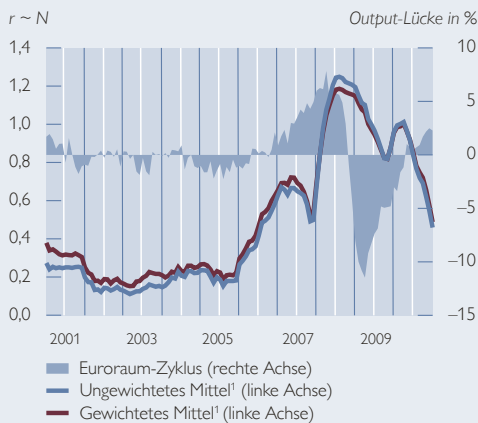
Die rechte Abbildung zeigt – analog zur Grafik 3 in Abschnitt 3.1 – die Mittelwerte (gewichtet und ungewichtet) der bilateralen Korrelationskoeffizienten der Industriezyklen in einem rollierenden Zwei-Jahres-Fenster, um die Veränderung des Gleichlaufs der Zyklen abschätzen zu können. Es zeigt sich ein ähnliches Muster, wie es bei den Mittelwerten der Korrelationskoeffizienten der BIP-Zyklen zu beobachten war. Die Periode, die von einem Anstieg der Dispersion gekennzeichnet ist (linke Abbildung), entspricht auch jener Periode, in der es zu einem Rückgang des mittleren Korrelationskoeffizienten kam (rechte Abbildung). Abschließend kann daher festgehalten werden, dass beide Indikatoren der zyklischen Komponente der Industrieproduktion ebenfalls auf einen Rückgang der Synchronisation im Euroraum hindeuten, der allerdings erst mit Beginn der Rezession Ende 2008 eingesetzt hat und nicht, wie bei den BIP-Zyklen zu beobachten ist, bereits mit Beginn des Jahres 2007.

### Industrieproduktion

**Dispersion im Euroraum und der Euroraum-Zyklus**



**Bilaterale Korrelationskoeffizienten im Euroraum und der Euroraum-Zyklus (Zwei-Jahres-Fenster)**



Quelle: eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Ohne Malta.

### 3.2 Welche Staaten tragen zur Synchronisation der Konjunkturzyklen bei?

In Abschnitt 3.1 wurde gezeigt, dass sich die Synchronisation der Konjunkturzyklen während der Krise stark verändert hat. Der generelle Anstieg der Standardabweichung im Länderquerschnitt wurde von einem Rückgang des Mittelwerts der bilateralen Korrelationskoeffizienten begleitet. Zudem ist klar ersichtlich, dass die ungewichtete Standardabweichung wesentlich höher ist als die gewichtete. Dies legt die Vermutung nahe, dass diese Ausschläge insbesondere durch kleinere Länder im Euroraum getrieben werden. Grafik 4 zeigt den bereits bekannten gewichteten und ungewichteten Verlauf der Dispersion der Zyklen im Euroraum. Durch die Sensitivität der Standardabweichung auf mögliche Ausreißer kann das Ergebnis der ungewichteten Dispersion sehr stark von einem kleinen Land getrieben sein. Die strichlierte Linie stellt die Dispersion der Konjunkturzyklen ohne Estland dar (ER-16). Offensichtlich ist die ungewichtete Dispersion sehr stark von Estland ge-

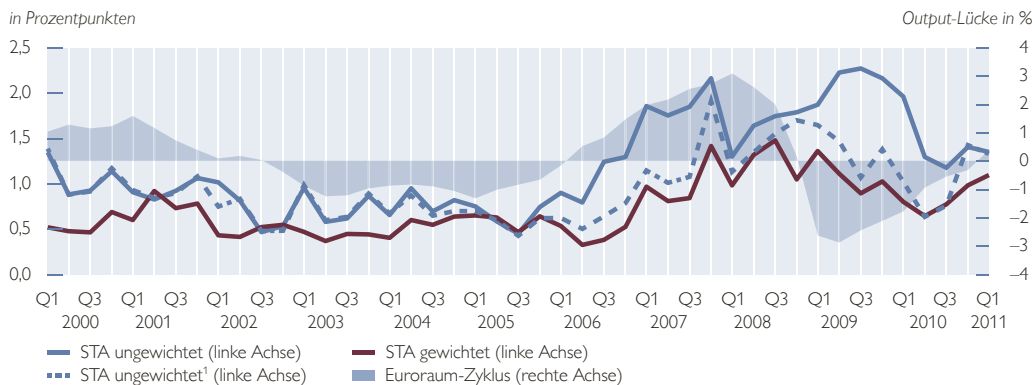
trieben, da der Zyklus in Estland erheblich von jenem im Euroraum abweicht. Es sei jedoch in diesem Zusammenhang nochmals darauf hingewiesen, dass Estland vor dem Jahr 2011 noch nicht Mitglied der WWU war. Ähnlich verhält es sich mit anderen Ländern: Der kurze Anstieg im vierten Quartal 2007 (Grafik 4) ist z. B. hauptsächlich auf eine entgegengesetzte Entwicklung in der Slowakei zurückzuführen,<sup>22</sup> die ebenfalls zu jenen Ländern zählt, die erst kürzlich dem Euroraum beigetreten sind.

Aus dieser beispielhaften Analyse wird klar, dass es insbesondere von Interesse ist, jene Länder zu finden, die am meisten zur Dispersion bzw. asynchronen Entwicklung im Euroraum beitragen. Während sowohl die gewichtete als auch die ungewichtete Analyse je nach Fragestellung interessante Erkenntnisse bringt, fokussiert die nachfolgende Untersuchung in erster Linie auf die Länderbeiträge zur gewichteten Dispersion, da vor allem diese aus Sicht einer gesamteuropäischen Perspektive von Bedeutung sind.

Grafik 5 zeigt die Veränderung der Dispersion (gemessen anhand der

Grafik 4

#### Dispersion im Euroraum und der Euroraum-Zyklus



Quelle: eigene Berechnungen.

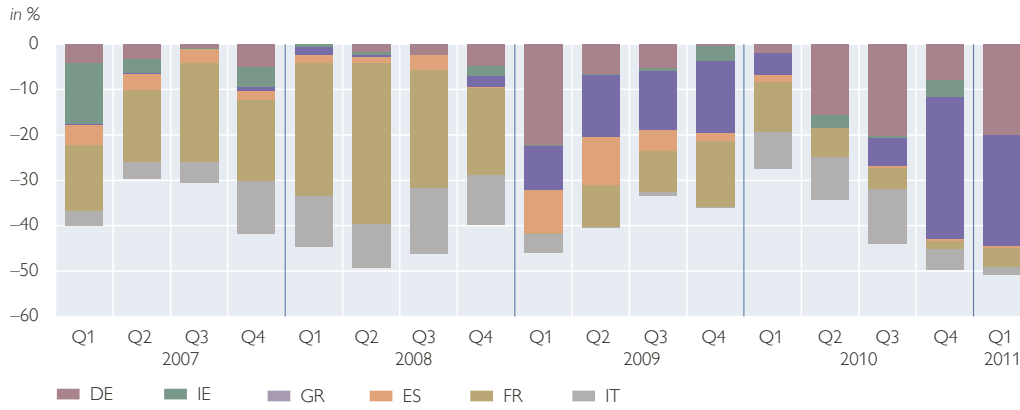
<sup>1</sup> Ohne Estland.

<sup>22</sup> Die Konjunkturzyklen der einzelnen Euroraum-Länder sind in Abschnitt 3.3 dargestellt.



Grafik 5

### Veränderung der gewichteten Standardabweichung bei Exklusion bestimmter Länder



Quelle: eigene Berechnungen.

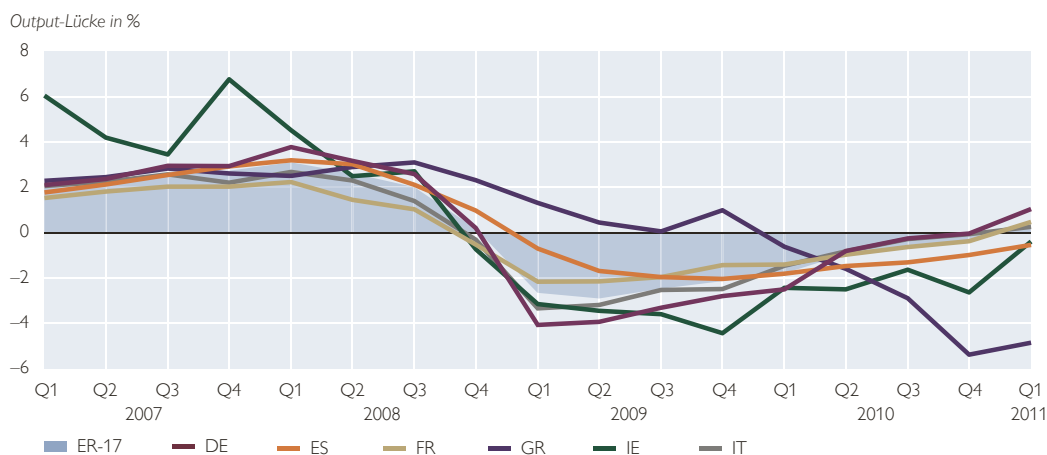
gewichteten Standardabweichung der zyklischen Komponente) unter der Annahme, dass das jeweils analysierte Land nicht Teil der Währungsunion wäre. Die Veränderung der Dispersion kann daher als Kosten der Inklusion dieses Landes in die Währungsunion interpretiert werden (Crespo Cuaresma und Fernández-Amador, 2010). An dieser Stelle wird nochmals darauf hingewiesen, dass dieser Indikator nicht in Form einer monetären Größe gemessen

wird, sondern lediglich die prozentuale Abweichung der Dispersion anzeigt, wenn ein Länderzyklus aus der Stichprobe entfernt wird. Im Folgenden wurden jene sechs Mitgliedstaaten herausgegriffen, die den höchsten gewichteten Wert des *Inklusionskosten-Indikators* aufwiesen.

Anders formuliert waren dies jene Länder, die die gewichtete Dispersion seit Anfang 2007 am meisten in die Höhe getrieben haben. Aus dieser

Grafik 6

### Konjunkturzyklen ausgewählter Länder



Quelle: eigene Berechnungen.

Analyse lassen sich einige sehr interessante Muster erkennen. Vor Ausbruch der Krise (bis etwa zum vierten Quartal 2008) war vor allem Frankreich jenes Land, das die STA ansteigen ließ. Neben der Abweichung vom gewichteten Mittelwert der Zyklen (entspricht dem Euroraum-Zyklus, Grafik 6) spielt dabei auch das hohe Gewicht, gemessen am BIP-Anteil im Euroraum (das zweithöchste nach Deutschland), eine entscheidende Rolle. Auch Italien trug in dieser Zeit zur Divergenz der Konjunkturzyklen bei, obwohl hier hauptsächlich das hohe Gewicht Italiens (als drittgrößte Volkswirtschaft des Euroraums) den Ausschlag geben dürfte, da im italienischen Konjunkturzyklus nur eine geringe Abweichung zu erkennen ist (Grafik 6). Obwohl bei der zyklischen Komponente vor allem Irland aufgrund der überproportional hohen Output-Lücke heraussticht, schlägt sich diese Divergenz wegen der niedrigeren Gewichtung lediglich im ersten Quartal 2007 nieder.

Das Muster des *Inklusionskosten-Indikators* scheint sich mit Beginn der Rezession Ende 2008 deutlich zu verändern. Während der Indikator Frankreichs stetig abnimmt, da Frankreich näher zum Euroraum-Durchschnitt rückt, weisen vor allem Griechenland, aber auch Deutschland hohe Inklusionskosten auf, das heißt, die Inklusion dieser Länderzyklen bewirkt einen hohen Anstieg der Dispersion. Was auf den ersten Blick (Grafik 5) ähnlich aussieht, ist auf den zweiten Blick ein fast exakt gegenläufiges Muster: Während Deutschland zu Beginn der Krise stärker reagiert als die anderen Länder und von dieser Länderauswahl die größte negative Output-Lücke ausweist, setzt

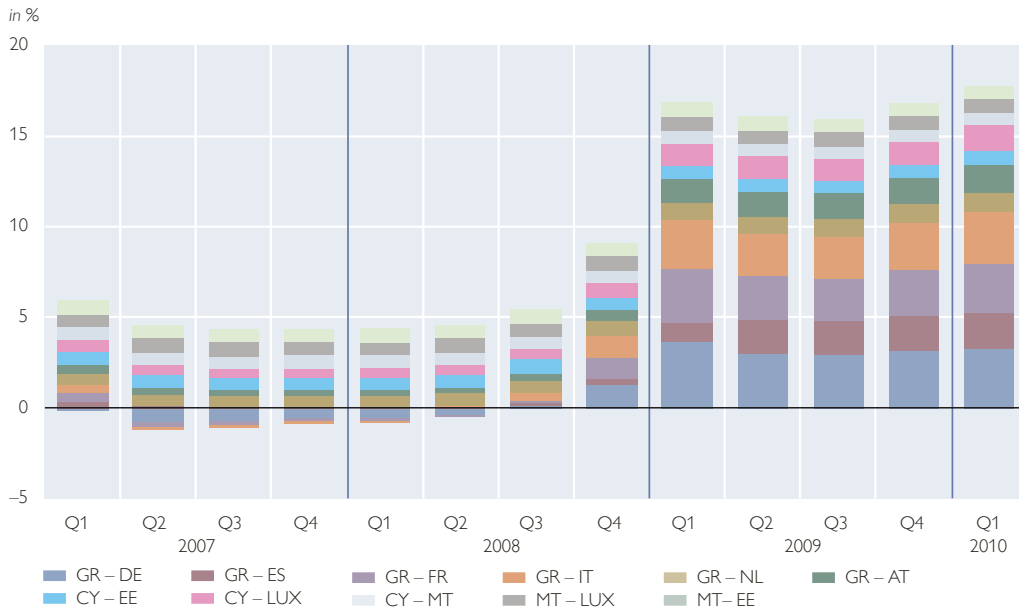
der Abschwung in Griechenland deutlich langsamer ein und führt erst Anfang 2010 zu einer negativen Output-Lücke. Auch in den rezentesten Quartalen prägt die beiden Länder ein entgegengesetztes Muster: Deutschland erholte sich tendenziell schneller als der Euroraum-Durchschnitt und verbuchte aufgrund des hohen Gewichts – trotz der verhältnismäßig geringen Abweichung – einen hohen Inklusionskosten-Indikator. Während das Inklusionskostenmaß aufgrund der hohen Gewichtung vor allem in den großen Ländern des Euroraums<sup>23</sup> höhere Werte annimmt, lässt der ausgesprochen hohe Wert für Griechenland trotz des sehr niedrigen Gewichts des Landes<sup>24</sup> die Ausnahmesituation aufgrund der Schuldenkrise auch in den analysierten Daten eindrucksvoll erkennen. Die Rezession Griechenlands nimmt einen drastischen Verlauf: Seit Ausbruch der Schuldenkrise schrumpfte das griechische BIP bis Ende 2011 insgesamt um rund 11 %, der Konjunkturzyklus driftete damit ins Negative ab. Während der Inklusionskosten-Indikator für Griechenland im Jahr 2009 noch eine Abweichung nach oben (gegenüber dem Euroraum) anzeigt, ist ab dem dritten Quartal 2010 das Gegenteil der Fall. Die Unterschiede zwischen dem Dispersionsmaß (Standardabweichung) und dem Gleichlauf der Zyklen (Korrelationen) lassen sich auch anhand dieses Beispiels gut erkennen: Mitte 2010 lag der griechische Zyklus zwar mehr oder weniger im europäischen Durchschnitt (wodurch der Inklusionskosten-Indikator für das zweite Quartal 2010 nahezu null ist), entwickelte sich aber in eine komplett andere Richtung als der Rest Europas. Während sich

<sup>23</sup> Die höchsten Gewichtungen nach Anteil des BIP am Euroraum (2005) entfallen auf Deutschland (27,3 %), Frankreich (21,1 %), Italien (17,6 %) und Spanien (11,2 %).

<sup>24</sup> Griechenland weist gemäß BIP-Daten 2005 lediglich einen Anteil von 2,4 % am Euroraum-BIP auf.

Grafik 7

### Veränderung des gewichteten Mittelwerts der Korrelationen bei Exklusion bestimmter Länderpaare



der Euroraum langsam von der Finanzkrise erholte, wirkte sich die Schuldenkrise in Griechenland umso stärker aus. Diese gegenläufige Tendenz kann daher nicht durch das Dispersionsmaß, sondern nur mithilfe der Korrelation als Synchronisationsmaß abgebildet werden.

Daher wird nun analog zum Dispersionsmaß die Veränderung des gewichteten Mittelwerts der Korrelationen unter der Annahme analysiert, dass bestimmte Länderpaare von der Analyse ausgeschlossen werden. Die entsprechenden Ergebnisse sind in Grafik 7 zusammengefasst. Wieder wurden nur jene Länderpaare in der Grafik berücksichtigt, die den größten Einfluss auf den durchschnittlich gewichteten, bilateralen Korrelationskoeffizienten im Euroraum haben. Auch hier wird das Bild vor allem von Griechenland dominiert: Die bilateralen Korrelationen zwischen Griechenland und

den Ländern Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien, Österreich und den Niederlanden würden den (Fisher-transformierten) Korrelationskoeffizienten am meisten erhöhen, wenn man diese Länderpaare von der Analyse ausschließt. Dies ist wenig überraschend: Griechenland weist in der Krise einen völlig entgegengesetzten Konjunkturzyklus auf, der – verbunden mit den höheren Gewichten der größeren Euroraum-Länder – die Ergebnisse für den durchschnittlichen Korrelationskoeffizienten am meisten treibt. Im Gegensatz dazu überraschen die anderen Länderpaare durchaus: Obwohl die Volkswirtschaften Estlands, Luxemburgs, Maltas und Zyperns zu den kleinsten im Euroraum gehören, wirken sich deren zyklische Abweichungen nicht unwesentlich in dieser Analyse aus.

Da sich anhand dieser Analyse aufgrund der unterschiedlichen Gewich-

tungen nur bedingt Rückschlüsse auf die einzelnen Länder ziehen lassen, untersucht der nachfolgende Abschnitt 3.3 die Korrelationen der einzelnen Länder mit dem Euroraum(ER-17)-Zyklus. Daraus lassen sich auch wichtige wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen für die einzelnen Mitgliedstaaten ziehen. Während das Meta-OCA-Kriterium der Synchronisation der Konjunkturzyklen in der Literatur hauptsächlich dazu verwendet wurde, um eine hypothetische Region auf ihre Eignung zur Bildung einer gemeinsamen Währungsunion zu untersuchen, könnte man nach derselben Argumentationslinie den Euroraum auch ex post auf dieses Kriterium hin untersuchen, Abweichungen feststellen und dann wirtschaftspolitisch gegensteuern. In diese Richtung gehen auch die neuen Regeln innerhalb des Euroraums, die makroökonomische Ungleichgewichte zwischen Ländern (z. B. divergente Entwicklungen der Lohnstückkosten, Leistungsbilanzen, Inflation etc.) beobachten, um rechtzeitig entsprechende Maßnahmen vorschlagen zu können.

### 3.3 Welche Länder folgen dem Euroraum-Konjunkturzyklus?

Nach einem allgemeinen Überblick über die Synchronisation der Zyklen im Euroraum anhand der Dispersion (Standardabweichung) und der gemittelten bilateralen Korrelationskoeffizienten in Abschnitt 3.1, gab Abschnitt 3.2 einen ersten Einblick, welche Länder zur Konvergenz und welche zur Divergenz der Zyklen beitragen. In Ab-

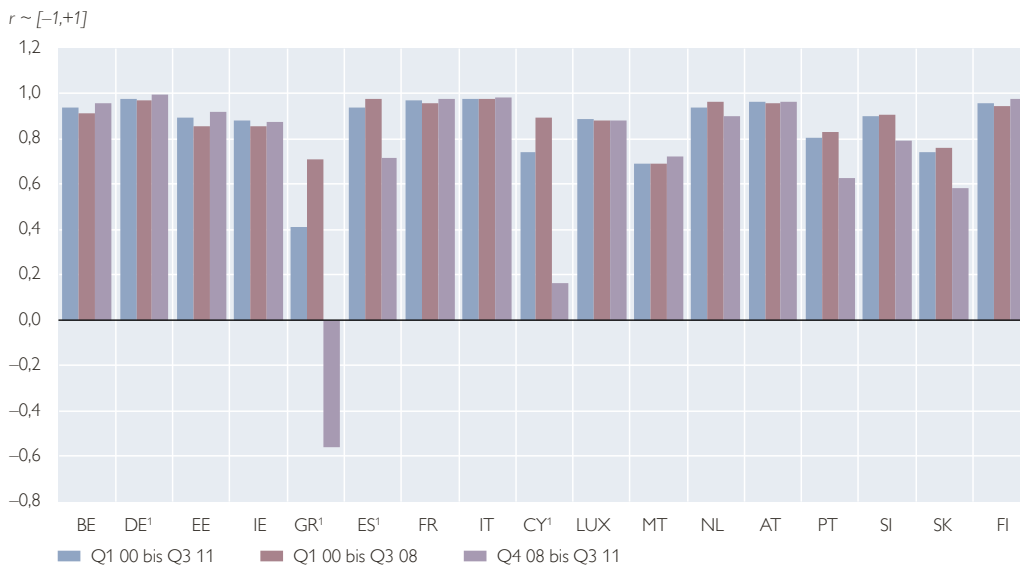
schnitt 3.3 wird diese Frage um einen weiteren Aspekt vertieft. Anhand der Korrelation des länderspezifischen Zyklus mit der zyklischen Komponente des Euroraum-Aggregats (ER-17) können Rückschlüsse darauf gezogen werden, für welche Länder die Teilnahme an der Währungsunion bisher eine besonders große Herausforderung war, weil sie verstärkt von asymmetrischen Schocks betroffen waren.

Grafik 8 zeigt die Korrelation des Konjunkturzyklus des jeweiligen Landes für die gesamte Periode (Q1 00 bis Q3 11) sowie für die Vor- (Q1 00 bis Q3 08) und Nachkrisenperiode (Q4 08 bis Q3 11). Das Zeitfenster für den Beginn der Krise wurde – wie in der relevanten Literatur üblich – ab dem vierten Quartal 2008 festgelegt. Obwohl BIP-Daten für Griechenland nur bis Q1 11 vorliegen, wurden die Korrelationen für alle übrigen Länder für Werte bis Q3 11 berechnet, um die Stichprobe der Nachkrisenperiode maximal zu halten. Bereits diese aggregierte Grafik lässt erkennen, dass die Krise im Großteil der Staaten nur wenig an der Symmetrie der Schocks verändert hat, die Korrelationen vor und nach der Krise sind meist unverändert.<sup>25</sup> Es gibt allerdings auch Ausnahmen: Der Korrelationskoeffizient geht in der Krisenperiode in einigen Ländern merklich zurück, darunter in Spanien, Zypern und Griechenland (statistisch signifikant auf dem 5%-Niveau), aber auch in der Slowakei, in Slowenien und Portugal (wenngleich nicht signifikant). Der markanteste Abfall in der Symmetrie wird erwar-

<sup>25</sup> Die Nachkrisenperiode untergliedert sich in eine „Große Rezession“, die in den Euroraum-Staaten fast gleichzeitig, wenn auch in unterschiedlicher Stärke eingetreten ist, und die anschließende Erholung bis zumindest Mitte 2011, die in den einzelnen Mitgliedstaaten sehr heterogen verlief. Die Aggregation dieser beiden Perioden zu einer „Nachkrisenperiode“ verbirgt damit potenzielle Unterschiede innerhalb des Zeitraums, da der konjunkturelle Gleichlauf im Abschwung sehr stark ausgeprägt, im Aufschwung aber ausgesprochen uneinheitlich verlief. Aufgrund der kurzen Zeitreihe lässt sich dieser Strukturbruch nur schwer quantitativ untersuchen, sollte aber in der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden.

Grafik 8

### Korrelation der Länderzyklen mit dem Euroraum-Zyklus



Quelle: eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Die Korrelationskoeffizienten der Perioden Q1 00 bis Q3 08 und Q4 08 bis Q3 11 sind signifikant voneinander verschieden (5 %-Niveau). Verkürzte Zeitperiode in GR: Q4 08 bis Q1 11.

tungsgemäß für Griechenland verzeichnet, wo der Korrelationskoeffizient in der Krise deutlich negativ wird. Auch für die zypriotische Volkswirtschaft, die eng mit der griechischen verbunden ist, bricht das Symmetriemaß ein. Der statistisch signifikante, aber in der Grafik kaum erkennbare Anstieg für Deutschland zeigt insbesondere, wie wichtig eine Standardisierung der Korrelationskoeffizienten für die statistische Analyse ist.

Um die Entwicklungen über die Zeit besser beurteilen zu können, stellt Grafik 9 den Verlauf der Korrelationen der länderspezifischen Zyklen mit dem Euroraum-Zyklus in rollierenden Zwei-Jahres-Fenstern dar (linke Abbildungen). In den rechten Abbildungen ist jeweils die zyklische Komponente dersel-

ben Länder (Linien) sowie des Euroraums (schattierte Fläche) dargestellt. Während die vollständige Beschreibung aller Grafiken den Rahmen dieser Studie sprengen würde, werden einige interessante Details herausgegriffen und diskutiert.

Betrachtet man nur die linken Abbildungen, so ist klar ersichtlich, dass der Rückgang (bzw. das niedrige Niveau) der Korrelationskoeffizienten um das Jahr 2004, als die Output-Lücke des Euroraums negativ war, von fast allen Ländern getragen wurde,<sup>26</sup> wenngleich manche Länder einen stärkeren Abfall der Korrelation (z. B. Zypern, Griechenland, Luxemburg, Malta, Slowakei) aufweisen als andere (Österreich, Belgien, Deutschland, Slowenien). Lediglich in Italien und

<sup>26</sup> Die gemittelten bilateralen Korrelationskoeffizienten aus Abschnitt 3.1 zeigen – wenig überraschend – ein ähnliches Bild, wenngleich die Perspektive der Analyse eine andere ist: Während in Abschnitt 3.1 bilaterale Korrelationen der Länder untereinander betrachtet wurden, werden in Grafik 9 die jeweiligen Korrelationen mit dem Euroraum-Aggregat dargestellt.

den Niederlanden ist in diesem Zeitraum kaum eine Veränderung zu verzeichnen, die Korrelationen mit dem Euroraum-Zyklus bleiben hier vergleichsweise hoch. Der Rückgang der Korrelation während der Krise scheint sich jedoch wesentlich heterogener zu gestalten und wird nur von einzelnen Ländern getrieben. Ähnlich wie bei den gemittelten bilateralen Korrelationen (Abschnitt 3.1) sind auch bei den Korrelationen mit dem Euroraum zwei markante Rückgänge zu erkennen. Die erste Reduktion wird besonders durch Zypern und die Slowakei, aber auch durch Estland, Griechenland, Irland und Malta hervorgerufen. Der zweite Rückgang ist insbesondere durch den Abfall der Korrelation auf weniger als  $-0,9$  bei Griechenland gekennzeichnet, jedoch wird der Rückgang durch Zypern, Spanien, Malta und Portugal noch zusätzlich verstärkt.

Interessante Unterschiede sind auch in jenen Ländern zu erkennen, die aufgrund der Staatsschuldenkrise bereits auf Finanzhilfen angewiesen waren (Griechenland, Irland und Portugal). Während in Griechenland der Abschwung zu Beginn der Krise deutlich weniger stark ausgeprägt war als im Euroraum-Aggregat, schlitterte das Land am Ende des Samples immer stärker in die Rezession und weist die größte negative Output-Lücke auf. Auch Irland bleibt noch signifikant unter dem Potenzial-Output. Trotzdem hat sich in Irland im Gegensatz zu Griechenland der Gleichlauf mit dem Euroraum kaum verändert, der Korrelationskoeffizient bleibt auch am Ende des Samples mit über  $0,8$  sehr hoch, während er für Griechenland einen Wert von  $-0,9$  aufweist. Portugal befindet sich zwar gegen Ende des Samples nahezu beim Potenzial-Output, verzeichnet jedoch einen Rückgang des Gleichlaufs (auf einen Korrelationsko-

effizienten von etwa  $0,7$ ), der eine Abschwächung der wirtschaftlichen Aktivität andeutet.

In den Abbildungen der Grafik 9 ist einmal mehr klar ersichtlich, warum das Maß für den Gleichlauf der Zyklen (d. h. der Korrelationskoeffizient) und das Dispersionsmaß (d. h. die Standardabweichung) komplementär verwendet werden sollten. Während der Rückgang der Korrelationskoeffizienten um das Jahr 2004 von relativ kleinen Abweichungen zum Euroraum-Zyklus begleitet wird, ist die Amplitude der Zyklen während der jüngsten Krise bedeutend größer, was sich aber nicht in allen Ländern negativ auf den Korrelationskoeffizienten auswirkt. Für eine effiziente Geldpolitik ist es nicht nur von Relevanz, ob die Zyklen in dieselbe Richtung tendieren, sondern auch, um wie viel diese von den jeweils anderen Zyklen abweichen.

Das anschaulichste Beispiel dafür ist der direkte Vergleich zwischen Estland und Spanien: Während der spanische Zyklus wesentlich weniger ausschlägt (sowohl in der Boom- als auch in der Rezessionsphase), erfolgt Anfang 2010 trotzdem ein markanter Einbruch des Korrelationskoeffizienten. Der Grund liegt darin, dass die Kehrtwende in Spanien später erfolgt als in den anderen Ländern – was sich letztlich negativ auf den Korrelationskoeffizienten auswirkt.

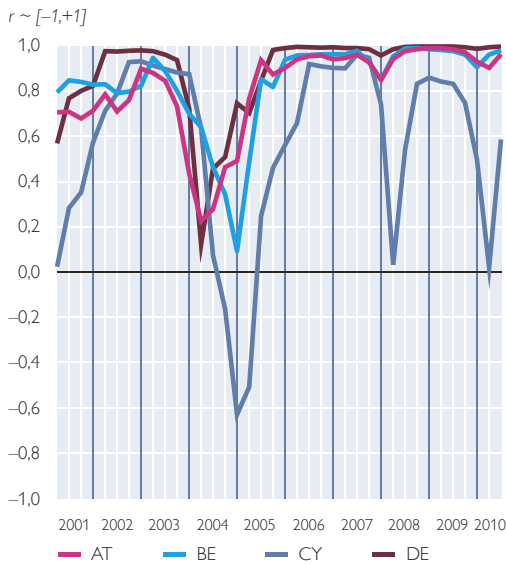
In Estland war zwar die Output-Lücke überproportional groß (mit über  $10\%$  des Potenzial-Outputs), weil aber die Trendwende fast zeitgleich mit den anderen Ländern stattfand, wirkt sich dies kaum auf den Korrelationskoeffizienten aus. Auch der Rückgang der Korrelation des griechischen Zyklus von über  $0,8$  auf rund  $-0,9$  lässt sich anhand der Zyklen gut erkennen: Über weite Teile des Krisenzeitraums reagiert die griechische Wirtschaft weniger

stark und weist lange Zeit eine positive Output-Lücke auf. Die wesentlich stärkere Kontraktion ist in der Folge ab Anfang 2010 deutlich erkennbar – zu

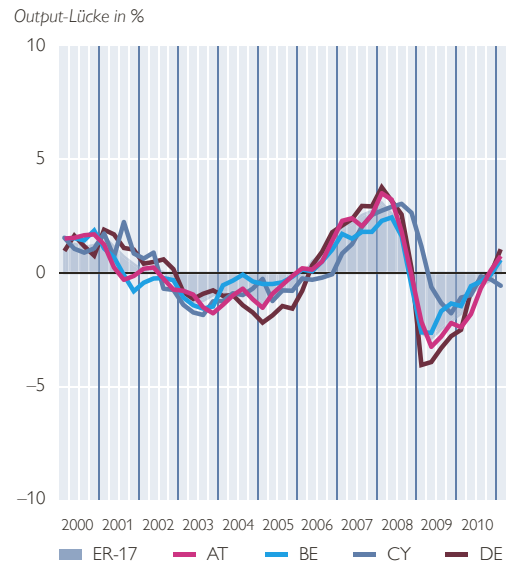
jenem Zeitpunkt, als sich in den anderen Euroraum-Ländern die Output-Lücke langsam wieder zu verkleinern beginnt.

Grafik 9

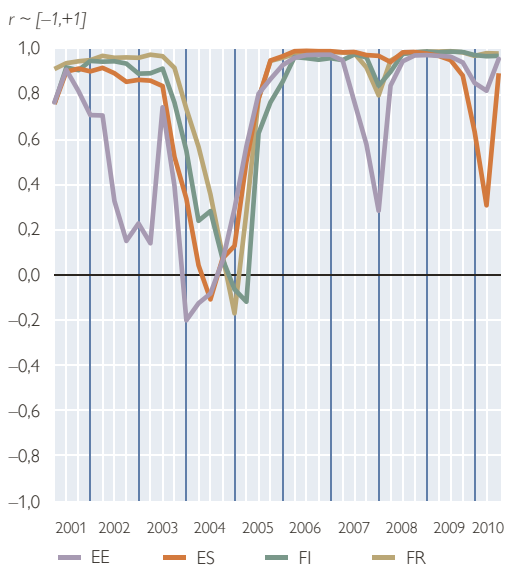
### Korrelationen mit dem Euroraum-Zyklus (1)



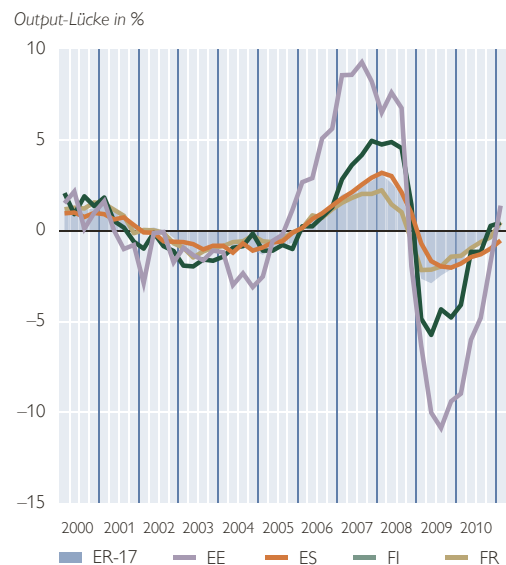
### Ausgewählte Länderzyklen und der Euroraum-Zyklus (1)



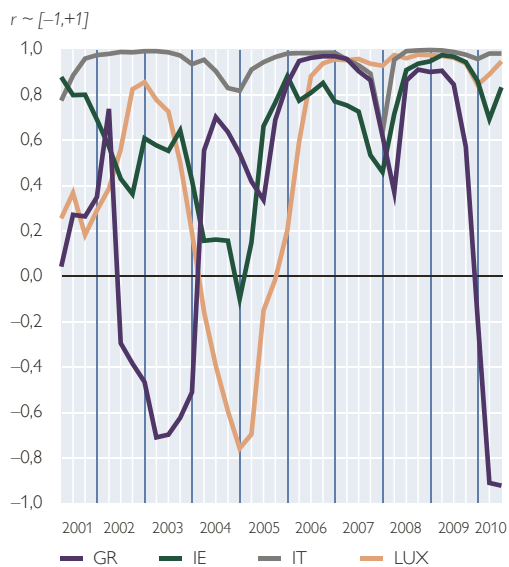
### Korrelationen mit dem Euroraum-Zyklus (2)



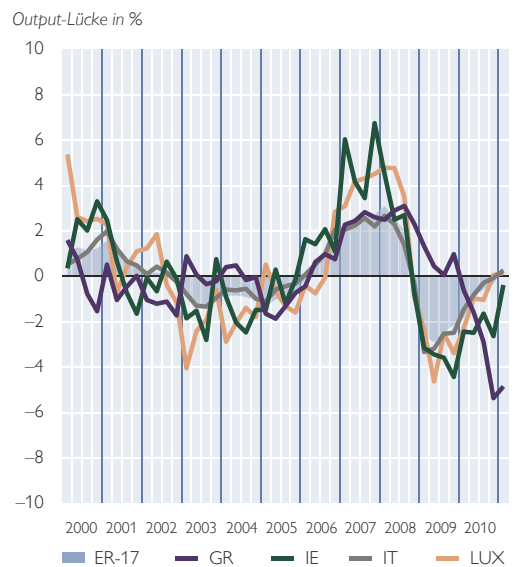
### Ausgewählte Länderzyklen und der Euroraum-Zyklus (2)



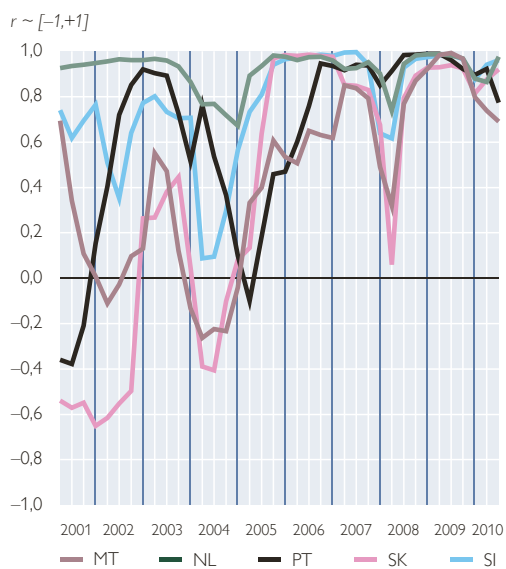
### Korrelationen mit dem Euroraum-Zyklus (3)



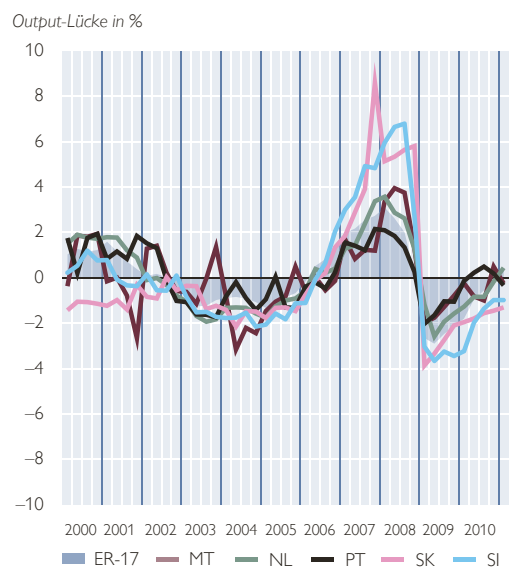
### Ausgewählte Länderzyklen und der Euroraum-Zyklus (3)



### Korrelationen mit dem Euroraum-Zyklus (4)



### Ausgewählte Länderzyklen und der Euroraum-Zyklus (4)



Quelle: eigene Berechnungen.



#### 4 Schlussfolgerungen

Die vorliegende Studie beschäftigt sich mit den Auswirkungen der jüngsten Finanz- und Wirtschaftskrise auf die Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum. Während es umfangreiche Literatur zur Auswirkung der Euro-Einführung auf die Symmetrie der Zyklen gibt, wurden die Entwicklungen seit der Krise bisher noch nicht im Detail untersucht. Die Ergebnisse zeigen einen deutlichen Rückgang der Synchronisation der Konjunkturzyklen in der Krisenperiode – sowohl betreffend die Dispersion als auch die Korrelation. Zudem lassen sich interessante Unterschiede, aber auch Parallelen, zwischen den Entwicklungen seit Beginn der jüngsten Finanzkrise und der Periode um das Jahr 2004 erkennen, als die Output-Lücke im Euroraum ebenfalls negativ war.

Der externe Schock, der zu Beginn der Finanzkrise 2008 aus den USA auf den Euroraum übergegriffen hat, scheint sich in den einzelnen Ländern unterschiedlich auf die realen Variablen ausgewirkt und daher zu einer divergierenden Entwicklung der Konjunkturzyklen geführt zu haben. Die Analyse des Dispersionsmaßes zeigt jedoch, dass die Desynchronisation bereits während der Boomphase vor der Krise (2007) begonnen und nicht erst mit Beginn der jüngsten Rezessionsphase Ende 2008 eingesetzt hat. Es erscheint naheliegend, dass die Höhe der Standardabweichung der Zyklen von der absoluten Größe der Output-Lücke beeinflusst wird. Diese war in der Boomphase vor der Krise genauso hoch wie in der starken Rezessionsphase, sodass für beide Perioden ein Höchstmaß an Dispersion festgestellt werden kann. Dieses Muster bestätigt sich auch bei Anwendung auf die Industrieproduktion. Während die Dispersion der Industriezyklen in der Rezessionsphase

ebenfalls stark ansteigt, ist dies in der vorangegangenen Boomphase nicht der Fall, da das konjunkturelle Hoch mit einer deutlich geringeren absoluten Output-Lücke einhergeht als das konjunkturelle Tief im Jahr 2009.

Neben dem Anstieg der Dispersion kommt es zu Beginn der Jahre 2007 und 2009 auch zu Rückgängen des Korrelationskoeffizienten der BIP-Konjunkturzyklen im Euroraum. Diese treten nahezu zeitgleich mit den Anstiegen in der Dispersion auf. Das gleiche Muster kann auch bei der Industrieproduktion beobachtet werden, wo der Rückgang der Korrelation mit einem deutlichen Anstieg der Dispersion einhergeht.

Der beobachtete Rückgang der Korrelationen in der Rezessionsphase 2009 fällt jedoch im Vergleich zur Periode 2004, als die Output-Lücke im Euroraum ebenfalls negativ war, wesentlich geringer aus. Der Grund dafür liegt darin, dass der Rückgang der Korrelationsmaße im Jahr 2004 von fast allen Ländern des Euroraums mitgetragen wurde, während dies in der Rezessionsphase 2009 nicht der Fall war. Der neuerliche Rückgang scheint hauptsächlich von den von der Schuldenkrise besonders betroffenen Staaten ausgelöst worden zu sein, vor allem von Griechenland. Da das absolute Ausmaß der Output-Lücke in der Periode 2004 relativ gering war, ist der Rückgang des Korrelationsmaßes in dieser Zeit jedoch nicht von einer generellen Erhöhung der Dispersion (d. h. der Amplitude) der Konjunkturzyklen begleitet, wie es in der Großen Rezession 2009 zu beobachten war.

Eine Unterteilung der jüngsten Krisenperiode in die Große Rezession und die anschließende Erholung (zumindest bis Mitte 2011) zeigt weitere Länderunterschiede auf. Während der Konjunkturunbruch der Euroraum-

Staaten fast gleichzeitig stattgefunden hat, setzte die anschließende Erholung zu unterschiedlichen Zeitpunkten und in unterschiedlicher Stärke ein. Gründe dafür mögen sich in folgender Dichotomie finden: Einem identen Auslöser stehen unterschiedliche nationale Ausgangssituationen und Politikstrategien gegenüber. Während in der Großen Rezession – ausgehend von den USA – ein und derselbe Vertrauensverlust das Bankensystem weltweit erfasste und die Kapitalmärkte gleichermaßen lahmlegte, kamen in der anschließenden (vorübergehenden) Erholungsphase die unterschiedlichen Verschuldungsquoten voll zum Tragen. Während weniger verschuldete Länder eine expansive Fiskalpolitik erfolgreich für eine Trendwende einsetzen konnten, hatten die höher verschuldeten Länder deutlich weniger Handlungsspielraum und schlitterten noch tiefer in die Krise. Zusätzlich kamen strukturelle Unzulänglichkeiten wie Steuervermeidung, geringe Wettbewerbsfähigkeit und Immobilienblasen zutage, die die Heterogenität der Länder in dieser „Erholungsphase“ zusätzlich vergrößerten.

Die herausgearbeiteten Unterschiede zwischen der Periode vor und jener nach dem Zusammenbruch von Lehman Brothers enthalten wichtige Implikationen für die gemeinsame Geldpolitik im Euroraum. In der Periode unmittelbar nach 2004, in der zwar die Korrelationskoeffizienten absinken, die Dispersion aber nur unwesentlich reagiert, sind die einzelnen Mitgliedstaaten nur wenig vom Potenzial-Out-

put entfernt, sie befinden sich aber nicht im Gleichlauf. Jene Staaten, die den Tiefpunkt bereits überwunden haben, würden demnach eine kontraktive Geldpolitik benötigen, während für die anderen ein Beibehalten der lockeren Geldpolitik optimal erscheint.

In der „Großen Rezession“ ab 2008 stellt sich die Schwierigkeit der gemeinsamen Geldpolitik völlig anders dar: Die Korrelationskoeffizienten gehen in der Krise zurück, verharren allerdings auf einem relativ hohen Niveau, obwohl die Dispersion markant ansteigt. Während die Länder betreffend die Richtung des Zinsschrittes mehr oder weniger übereinstimmen, steht hier vor allem das Ausmaß des Zinsschrittes im Mittelpunkt der Diskussion. Der rezente Rückgang der Korrelationen gegen Ende der Stichprobe (Q1 11) impliziert ein Aufflammen der Debatte. Da sich manche Länder, wie z. B. Deutschland, schneller erholen, überwinden andere Länder den Konjunkturtiefpunkt wesentlich später. Freilich können robuste Aussagen über die Synchronisation der Konjunkturzyklen im Euroraum am Ende der Stichprobe aufgrund von Parameterinstabilität bei der Schätzung der zyklischen Komponente nur bedingt getroffen werden. Wie in der vorliegenden Studie gezeigt wurde, ist die Unsicherheit betreffend der Schätzung der Output-Lücken ab Mitte des Jahres 2010 hoch, sodass sich die jüngsten Entwicklungen erst mit dem Vorliegen zukünftiger BIP-Daten mit größerer Sicherheit einordnen lassen.

## Literaturverzeichnis

- Alesina, A., R. Barro und S. Tenreyro. 2002.** Optimum Currency Areas. NBER Working Paper 9072. Juni.
- Altavilla, C. 2004.** Do EMU Members Share the Same Business Cycle? In: *Journal of Common Market Studies* 42(5), 869–896.
- Artis, M. 2003.** Is There a European Business Cycle? In: CESifo Working Paper 1053.
- Baxter, M. und R. G. King. 1999.** Measuring Business Cycles: Approximate Bandpass Filters for Economic Time Series. In: *Review of Economics and Statistics* 81(4), 575–593.
- Bayoumi, T. und B. Eichengreen. 1997.** Ever Closer to Heaven? An Optimum-Currency-Area Index for European Countries. In: *European Economic Review* 41, 761–770.
- Boschan, C. und W. W. Ebanks. 1978.** The Phase-Average Trend: A New Way of Measuring Growth. In: 1978 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section. Washington, D. C.: American Statistical Association.
- Böwer, U. und C. Guillemineau. 2006.** Determinants of Business Cycle Synchronization Across Euro Area Countries. EZB Working Paper Series 587, 1–71.
- Camacho, M., G. Pérez Quirós und L. Saiz. 2006.** Are European Business Cycles Close Enough to Be Just One? In: *Journal of Economics Dynamics and Control* 30, 1687–1706.
- Canova, F., M. Ciccarelli und E. Ortega. 2005.** Similarities and Convergence in G-7 Cycles. In: *Journal of Monetary Economics* 54(3), 850–878.
- Carree, M. und L. Klomp. 1997.** Testing the Convergence Hypothesis: A Comment. In: *Review of Economics and Statistics* 79, 683–686.
- Christiano, L. und T. J. Fitzgerald. 2003.** The Band-Pass Filter. In: *International Economic Review* 44(2), 435–465.
- Clark, T. E. und K. Shin. 2000.** The Sources of Fluctuations Within and Across Countries. In: Hess, G. und E. van Wincoop (Hrsg.): *Intranational Macroeconomics*. Cambridge: Cambridge University Press, 189–217.
- Crespo Cuaresma, J. und O. Fernández-Amador. 2010.** Business Cycle Convergence in EMU: A First Look at the Second Moment. Working Papers in Economics & Statistics 2010–22. Universität Innsbruck.
- Crespo Cuaresma, J., O. Fernández-Amador und M. Gächter. 2011.** Die Währungsunion in der Finanzkrise und die Rolle der Fiskalpolitik. In: Hummer, W. (Hrsg.). *Die Finanzkrise aus internationaler und österreichischer Sicht – Vom Rettungspaket für Griechenland zum permanenten Rettungsschirm für den Euroraum*. Innsbruck, Wien: Studienverlag.
- Darvas, G. und Z. Szapáry. 2004.** Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU: Comovements in the New and Old Members. In: Central Bank of Hungary Working Paper 2004/1.
- De Haan, J., R. Inklaar und R. Jong-A-Pin. 2008.** Will Business Cycles in the Euro Area Converge? A Critical Survey of Empirical Research. In: *Journal of Economic Surveys* 22(2), 234–273.
- Enders, W. 1995.** *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons. New York.
- Fleming, J. M. 1971.** On Exchange Rate Unification. In: *The Economic Journal* 81, 467–488.
- Frankel, J. und A. Rose. 1998.** The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. In: *Economic Journal* 108(449), 1009–1025.
- Friedman, M. 1953.** *Essays in Positive Economics*. Chicago: University of Chicago Press.
- Furceri, D. und G. Karras. 2008.** Business-Cycle Synchronization in the EMU. In: *Applied Economics* 40(12), 1491–1501.
- Gayer, C. 2007.** A Fresh Look at Business Cycle Synchronization in the Euro Area. In: *European Economy. Economic Papers* 287. Europäische Kommission, September.

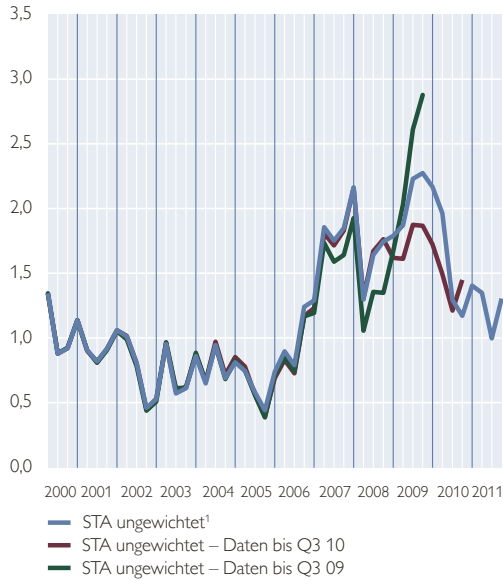
- Giannone, D., M. Lenza und L. Reichlin. 2009.** Business Cycles in the Euro Area. In: Working Paper Series 1010. EZB. Februar.
- Haberler, G. 1970.** The International Monetary System: Some Recent Developments and Discussions. In: Halm, G. (Hrsg.): Approaches to Greater Flexibility in Exchange Rates. Princeton University Press. 115–123.
- Hodrick, R. J. und E. C. Prescott. 1997.** Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation. In: Journal of Money, Credit, and Banking 29. 1–16.
- Kenen, P. 1969.** The Optimum Currency Area: An Eclectic View. In: Mundell, R. und A. K. Swoboda (Hrsg.): Monetary Problems of the International Economy. Chicago: University of Chicago Press.
- Kose, M. A., C. Otrok und C. H. Whitman. 2003.** International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors. In: American Economic Review 93. 1216–1239.
- Krugman, P. R. 1991.** Geography and Trade. Cambridge, MA: MIT Press.
- Leonhart, R. 2009.** Lehrbuch Statistik. Bern: Verlag Hans Huber.
- Lumsdaine, R. L. und E. S. Prasad. 2003.** Identifying the Common Component of International Economic Fluctuations: A New Approach. In: Economic Journal 113. 101–127.
- Mansour, J. M. 2003.** Do National Business Cycles Have an International Origin? In: Empirical Economics 28. 223–247.
- Marcellino, M. und A. Musso. 2010.** Real Time Estimates of the Euro Area Output Gap – Reliability and Forecasting Performance. In: EZB Working Paper Series 1157.
- Massmann, M. und J. Mitchell. 2004.** Reconsidering the Evidence: Are Eurozone Business Cycles Converging? In: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis 1(3). 275–308.
- Masson, P. R. und M. P. Taylor. 1993.** Policy Issues in the Operation of Currency Unions. Cambridge University Press.
- McKinnon, R. 1963.** Optimum Currency Areas. In: American Economic Review 52. 717–725.
- Mintz, N. N. 1970.** Monetary Union and Economic Integration. The Bulletin. New York University.
- Mongelli, F. P. 2008.** European Economic and Monetary Integration and the Optimum Currency Area Theory. Economic Papers 302. Europäische Kommission. Februar.
- Mundell, R. 1961.** A Theory of Optimum Currency Areas. In: American Economic Review 51. 657–665.
- Mundell, R. 1973.** Uncommon Arguments for Common Currencies. In: Johnson, H. G. und A. K. Swoboda (Hrsg.): The Economics of Common Currencies.
- Orphanides, A. und S. Norden. 2002.** The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time. In: The Review of Economics and Statistics 84(4). 569–583.
- Robson, P. 1987.** The Economics of International Integration. London: Allen and Unwin.
- Soprasedu, T. 2003.** Exchange Rate Regimes and International Business Cycles. In: Review of Economic Dynamics 6. 339–361.
- Tavlas, G. S. 1994.** The Theory of Monetary Integration. In: Open Economies Review 5(2). 211–230.
- Weyerstraß, K., B. van Aarle, M. Kappler und A. Seymen. 2011.** Business Cycle Synchronisation With(in) the Euro Area: In Search of a “Euro Effect”. In: Open Economies Review 22. 427–446.

## Anhang

Grafik 10

### Robustheitsanalyse: Dispersion im Euroraum

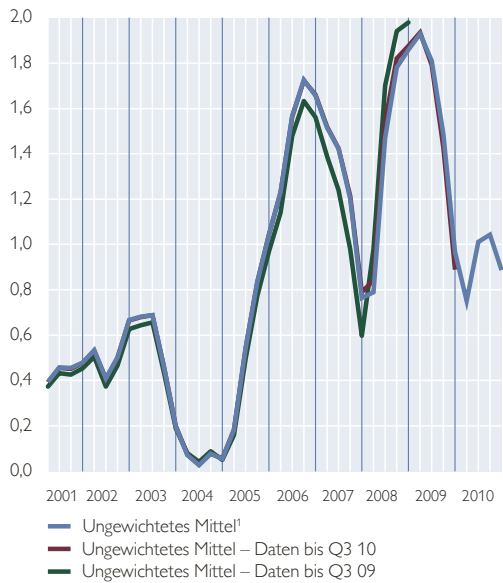
in Prozentpunkten



Grafik 12

### Robustheitsanalyse: Bilaterale Korrelationskoeffizienten im Euroraum

$r \sim N$



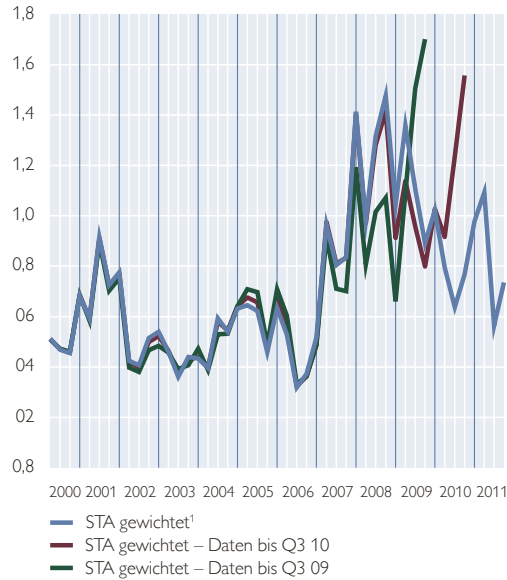
Quelle: eigene Berechnungen.

¹ Q2 bis Q3 11 ohne Griechenland.

Grafik 11

### Robustheitsanalyse: Dispersion im Euroraum

in Prozentpunkten



Grafik 13

### Robustheitsanalyse: Bilaterale Korrelationskoeffizienten im Euroraum

$r \sim N$

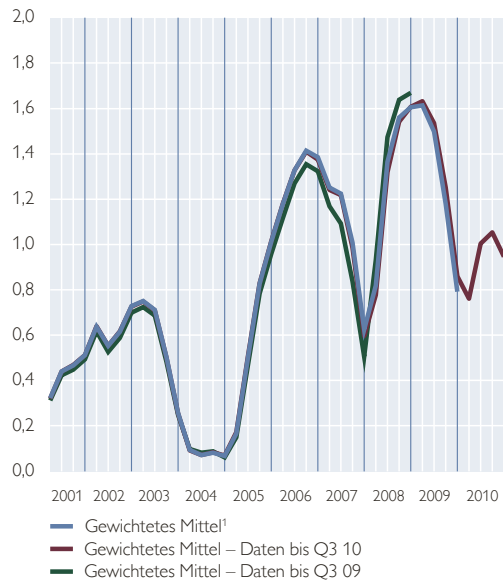


Tabelle 1

### Durchschnittliches Wachstum des Potenzial-Outputs

	Q1 01 bis Q3 11	Q1 01 bis Q3 08	Q4 08 bis Q3 11
	<i>in % zum Vorjahresquartal</i>		
Österreich (AT)	1,8	2,0	1,0
Belgien (BE)	1,5	1,8	0,8
Zypern (CY)	2,8	3,4	1,3
Deutschland (DE)	1,1	1,2	0,9
Estland (EE)	3,7	5,7	-1,3
Spanien (ES)	2,1	2,9	-0,1
Finnland (FI)	2,0	2,7	0,3
Frankreich (FR)	1,3	1,6	0,3
Griechenland (GR)	2,5	3,5	-0,7
Irland (IE)	2,5	4,0	-1,6
Italien (IT)	0,4	0,9	-0,8
Luxemburg (LUX)	2,9	3,8	0,7
Malta (MT)	1,8	1,7	1,9
Niederlande (NL)	1,5	1,9	0,7
Portugal (PT)	0,7	1,0	-0,2
Slowakei (SK)	4,6	5,2	3,1
Slowenien (SI)	2,7	3,7	0,1

Quelle: eigene Berechnungen.