

Beate Schirwitz, Christian Seiler und Klaus Wohlrabe

Im letzten Teil der dreiteiligen Artikelserie über regionale Konjunkturzyklen in Deutschland wird untersucht, ob die Wirtschaftszyklen der Bundesländer im Zeitverlauf ähnlicher werden, d.h. konvergieren. Aufbauend auf Teil II werden zunächst die für alle Bundesländer berechneten Wendepunkte für eine erste Konvergenzmessung herangezogen. Im zweiten Schritt werden aus den Umsatzreihen Konjunkturzyklen unter Verwendung dreier Filterverfahren extrahiert. Mit Hilfe von rollenden Korrelationen können diese dann ebenfalls auf ihren Zusammenhang im Zeitablauf mit dem gesamtdeutschen Zyklus analysiert werden. Die Ergebnisse zeigen für die einzelnen Bundesländer ein differenziertes Bild.

In Teil I (Schirwitz, Seiler und Wohlrabe 2009a) dieser Serie zu den regionalen konjunkturellen Entwicklungen in Deutschland wurde gezeigt, dass die Umsätze im verarbeitenden Gewerbe als approximativ für den Konjunkturzyklus in den einzelnen Bundesländern interpretiert werden können. Darauf aufbauend wurden in Teil II (Schirwitz, Seiler und Wohlrabe 2009b) basierend auf diesen Umsätzen die individuellen konjunkturellen Wendepunkte bestimmt. Im vorliegenden Teil III wird untersucht, inwieweit die regionalen Konjunkturzyklen im Zeitablauf konvergieren. Konvergenz bezeichnet in diesem Zusammenhang die Synchronisierung wirtschaftlicher Schwankungen. Es wird demnach untersucht, ob sich die untersuchten Regionen zunehmend häufiger in derselben konjunkturellen Phase befinden. Größeneffekte, definiert durch die unterschiedliche Wirtschaftskraft, spielen hierbei keine Rolle. Konkret wird der Verlauf einer für die Konjunktur repräsentativen Zeitreihe (wie das Bruttoinlandsprodukt oder die Arbeitslosenquote) verglichen.

Große Aufmerksamkeit hat das Thema Konvergenz von Konjunkturzyklen im Rahmen der Einführung des Euro in Europa erhalten. Konvergenz ist die essentielle Voraussetzung für die Wirksamkeit einer gemeinsamen Geldpolitik der Europäischen Zentralbank (»one size fits all«), denn Länder in einer konjunkturellen Abschwungsphase bevorzugen eine stärker expansiv ausgerichtete Geldpolitik, während für Länder in Aufschwungsphasen eher eine kontraktive Geldpolitik notwendig sein kann.¹ Dieser Gedanke

kann auch auf die Wirtschaftspolitik übertragen werden, wobei diese auch innerhalb von (supra-)nationalen Gebieten eher »regionalisiert« werden kann als die Geldpolitik.

Die Konvergenzliteratur beschäftigt sich zunächst mit der Frage, ob sich die Konjunkturzyklen einer definierten Länder- oder Regionalgruppe synchronisieren, und was schließlich die treibenden Faktoren einer Konvergenz oder Divergenz sind. Aufbauend auf diesen Ergebnissen kann beurteilt werden, wie eine übergeordnete Geld- und Wirtschaftspolitik auf die einzelnen Länder oder Regionen wirkt.

Es sei noch einmal darauf verwiesen, dass Konvergenz im hier betrachteten Kontext nicht auf die absolute oder bedingte Angleichung in der Höhe wirtschaftlicher Kenngrößen wie dem Bruttoinlandsprodukt pro Kopf in den einzelnen Regionen abzielt. Dabei handelt es sich um eine alternative Definition des Konvergenzbegriffs, der in diesem Zusammenhang oft als Aufholprozess interpretiert wird. Dieser Aspekt findet großes Interesse in der deutschen Literatur im Rahmen der Frage zur Ost-West-Konvergenz nach der Wiedervereinigung Deutschlands², sowie international, aufbauend auf Barro und Sala-i-Martin (1995), in der Wachstumsliteratur. Im vorliegenden dritten Teil über regionale Konjunkturzyklen in Deutschland konzentrieren wir uns stattdessen auf die Verlaufsdefinition von Konvergenz, d.h. wir untersuchen, ob die Konjunkturzyklen der Bundesländer sich über die Zeit synchronisieren.

¹ Vgl. De Haan, Inklaar und Jong-A-Pin (2007) für weitere Ausführungen und Referenzen.

² Für Details siehe Literaturüberblick.

Bestehende Literatur

Ein Großteil der Forschung bezieht sich vor allem auf den europäischen Kontinent und hier insbesondere auf die Ebene der Nationalstaaten. De Haan, Inklaar und Jong-A-Pin (2007) geben einen kompletten Überblick über die Literatur. Es zeigt sich, dass noch kein Konsens über eine Konvergenz europäischer Konjunkturzyklen gefunden werden konnte. Die Unterschiede in den verschiedenen Studien lassen sich zum Teil durch die Verwendung verschiedener Datensätze³, unterschiedliche Definitionen der Konjunkturzyklen und das jeweils gewählte Maß zur Konvergenzmessung erklären. Für einen Überblick für internationale Konjunkturzyklen sei auf Ambler, Cardia und Zimmermann (2004) verwiesen.

Aber auch die Frage nach Konvergenz regionaler (europäischer) Konjunkturzyklen ist von mehreren Papieren untersucht worden. Die (west-)deutschen Bundesländer werden darin als Bestandteil eines größeren Datensatzes (meist definiert nach der NUTS-Beschreibung der EU) betrachtet. Als Messgröße dienen die Beschäftigung (Fatás 1997; Clark und van Wincoop 1999; Barrios und De Lucio Fernandez 2003 sowie Belke und Heine 2006), das Bruttoinlandsprodukt (Clark und Van Wincoop 1999; Barrios et al. 2003) oder die Bruttowertschöpfung (Montoya und de Haan 2008). Die Ergebnisse deuten auf eine (langsame) Konvergenz der europäischen Zyklen hin. Auf Basis dieser Studien ist es jedoch höchstens indirekt möglich, auf die Konvergenz der Bundesländer zu schließen. Mastromarco und Woitek (2007) untersuchen mit Hilfe von Spektralanalysen die Konvergenz regionaler Zyklen in Italien.

Wie bereits in der Einleitung erwähnt, wird die Frage der Konvergenz in Deutschland vor allem unter dem Aspekt des Aufholprozesses der neuen Bundesländer untersucht.⁴ Die Ansätze und Ergebnisse sind durchaus heterogen. Kosfeld, Eckey und Dreger (2002; 2006) finden eine klare Evidenz, dass das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf und die Arbeitsproduktivität zwischen 1992 und 2000 divergiert. Ähnliche Schlussfolgerungen finden sich auch in Smolny (2003), Ragnitz (2000) und Klodt (2000). Eckey, Kosfeld und Türck (2007) zeigen, dass die Konvergenz sich auch substantiell zwischen den Sektoren unterscheidet. Colavecchio, Curran und Funke (2005) führen aus, dass die relative Einkommensverteilung in Deutschland eher bi- oder trimodal erscheint, was gegen regionale Konvergenz in Deutschland spricht. Im Gegensatz dazu findet Juessen (2009) klare Evidenz, dass diese Bimodalität in der Einkommensverteilung zwischen Ost- und Westdeutschland in den letzten Jahren (bis 2004)

schwächer geworden ist. Der Autor zeigt mit Hilfe nicht-parametrischer Verfahren, dass der Aufholprozess zwischen 1992 und 1995 am stärksten gewesen ist. Für einen Literaturüberblick für Deutschland sei auf Eckey, Döring und Türck (2008) verwiesen.

Eine Fokussierung auf die westdeutschen Bundesländer, welche damit Konvergenzanalysen über längere Zeiträume ermöglichen, liefert Funke und Strulik (1999). Die Autoren untersuchen, ob zwischen 1970 und 1994 das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf konvergiert ist. Sie finden Evidenz für konditionale Konvergenz⁵, aber auch Hinweise auf Persistenz von regionalen Unterschieden. Bayer und Jüßen (2007) führen aus, dass die westdeutschen Arbeitslosenquoten (1960–2002) im Zeitablauf konvergieren. Nach einem exogenen Schock ist die regionale Anpassungsgeschwindigkeit relativ schnell.

Alternative Definitionen des Konjunkturzyklus

In Teil II wurde bereits ausführlich die Problematik der Messung und Definition des Konjunkturzyklus besprochen. Aufbauend auf der so genannten klassischen Definition des Zyklus und seiner Phasen Aufschwung und Rezession wurden dabei auf Grundlage verschiedener nicht-parametrischer Verfahren für jedes Bundesland die konjunkturellen Wendepunkte im Zeitraum 1995–2008 bestimmt. Die sich daraus ergebenden Phaseneinteilungen bilden den Ausgangspunkt für eine erste Messung der Konvergenz im Zeitablauf.

Die zweite im vorliegenden Artikel verwendete Methode zur Konvergenzmessung zielt statt der resultierenden Phaseneinteilung direkt auf eine Zeitreihe zur Abbildung der konjunkturellen Aktivität ab und betrachtet – wie im weiteren Verlauf erläutert – die sich ergebenden rollenden Korrelationen. Die Analyse in Teil II beruhte auf der Betrachtung der saisonbereinigten Industrie-Umsatzdaten der einzelnen Bundesländer. Diese weisen neben der konjunkturellen Komponente auch einen ausgesprochenen Wachstumstrend auf. Die klassische Definition des Konjunkturzyklus verzichtet auf eine explizite Trennung dieser beiden dynamischen Komponenten. Allerdings kann die Verwendung der rollenden Korrelation aufgrund von möglichen Scheinkorrelationen bei Trendvariablen problematisch sein. Daher ist für diese Analyse zunächst eine weitere Aufbereitung der Ausgangsdaten zur Trendbereinigung nötig und damit der Rückgriff auf die auch als Wachstumszyklus bezeichnete Definition der Konjunkturbetrachtung. Die vorliegenden monatlichen Umsatzreihen werden dabei zunächst wie in Teil II aus Stabilitätsgründen zu Quartalsreihen aggregiert. In dem vorliegen-

³ Zum einen wird typischerweise das Bruttoinlandsprodukt auf Quartalsebene und zum anderen die monatliche Industrieproduktion verwendet. Darüber hinaus unterscheiden sich die Längen der verwendeten Samples.

⁴ Für einen Literaturüberblick für europäische Regionen sei auf Eckey und Türck (2008) verwiesen. Magrini (2004) liefert eine ausführliche theoretische und empirische Zusammenfassung zu diesem Thema.

⁵ In Modellen mit konditionaler Konvergenz werden im Gegensatz zur absoluten Konvergenz Kontrollvariablen verwendet.

den Artikel verwenden wir zur Extraktion der zyklischen Komponente sowohl die Wachstumsraten bzgl. des Vorjahresquartals als auch zwei aus der Literatur bekannte und häufig verwendete Datenfilter. Die Verwendung mehrerer Arten der Transformation erfolgt zur Prüfung der Robustheit, da die Ergebnisse bzgl. der Trendbereinigung sensitiv sein können.

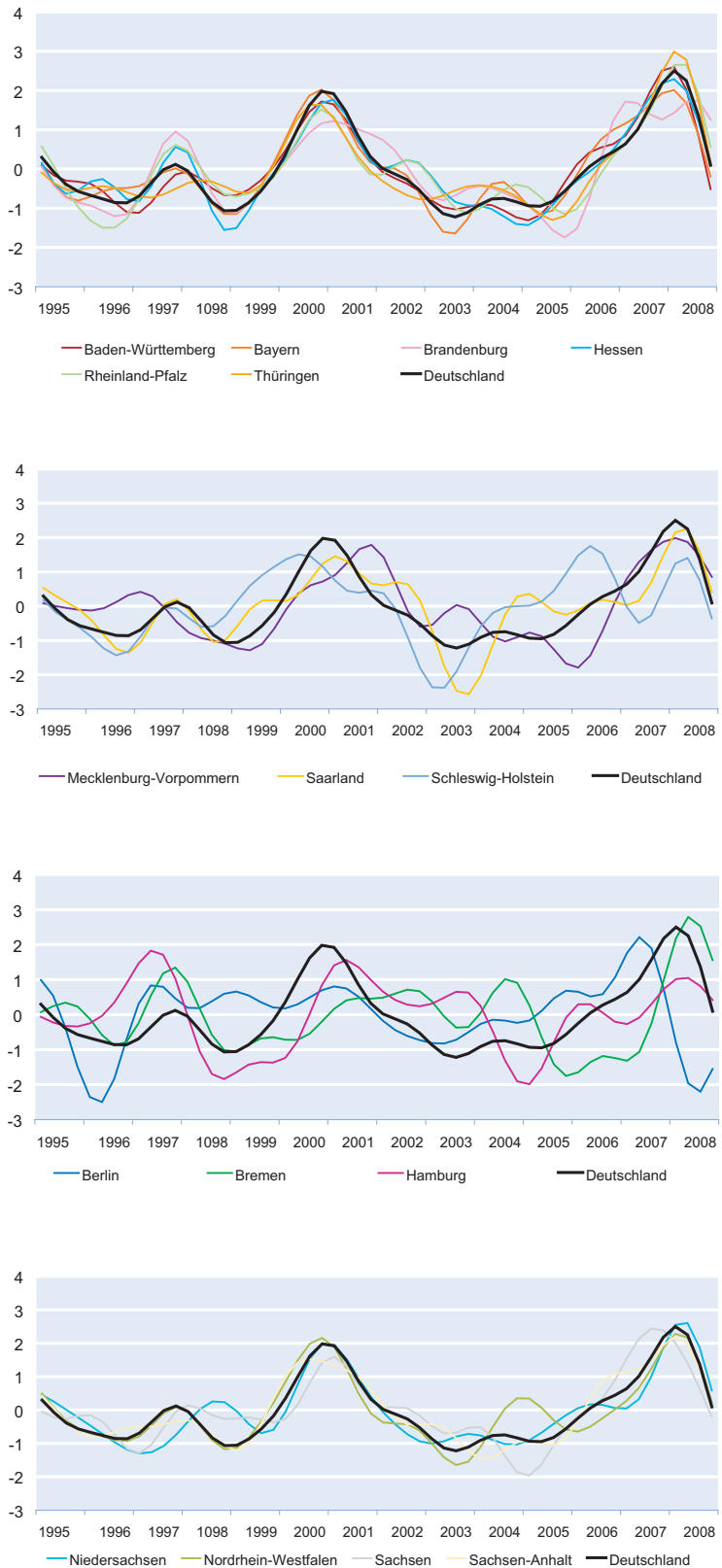
Im Rahmen der Berechnung der Wachstumsraten werden die Daten nicht saisonal bereinigt, da saisonale Einflüsse im Jahresvergleich vernachlässigbar sind. Bei der Anwendung der Filter werden die Daten hingegen vorher unter Verwendung von Census X12 saisonal bereinigt. Als Filter verwenden wir sowohl den weit verbreiteten Hodrick-Prescott-Filter (Hodrick und Prescott 1997) als auch den Band-Pass-Filter von Christiano und Fitzgerald (2003).⁶ Alle drei genannten Transformationen werden in der Konvergenz-Literatur verwendet.

Zur Illustration sind in Abbildung 1 die mit Christiano-Fitzgerald extrahierten zyklischen Komponenten der Bundesländer sowie die Deutschlands dargestellt. Die zyklischen Komponenten wurden standardisiert, um eine optische Vergleichbarkeit zu gewährleisten.⁷

Ein erster optischer Eindruck

Abbildung 1 stellt die ermittelten zyklischen Komponenten der einzelnen Bundesländer im Vergleich zu Deutschland dar. Die Abbildung ist sortiert nach verschiedenen Ländergruppen. Die erste Graphik stellt die Bundesländer dar (Baden-Württemberg, Bayern, Brandenburg, Hessen, Rheinland-Pfalz und Thüringen), deren Zyklus dem von Deutschland sehr ähnlich ist. Die Auf-

Abb. 1
Zyklische Komponente Deutschlands und der Bundesländer ^{a)}



^{a)} Extrahiert unter Nutzung des asymmetrischen Christiano-Fitzgerald-Bandpass-Filters.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts..

⁶ Im konkreten Fall nutzen wir die asymmetrische Definition des Filters. Dieses erlaubt es, den Zyklus für eine komplette Zeitreihe zu ermitteln. Bei der Berechnung des ebenfalls häufig genutzten Baxter-King-Filters (Baxter und King 1999) werden am Anfang und Ende der Zeitreihe Beobachtungen »abgeschnitten«. Dies würde in unserem Fall den Beobachtungszeitraum weiter verkleinern.

⁷ Die entsprechenden Graphiken für die Wachstumsraten und den Hodrick-Prescott-Filter stellen ein ähnliches Bild dar. Die Zyklen sind jedoch etwas erratischer. Die Graphiken können von den Autoren auf Wunsch angefordert werden.

und Abschwünge finden ungefähr zum gleichen Zeitpunkt statt.⁸

Die zweite Graphik zeigt, dass der Verlauf der zyklischen Komponente für Mecklenburg-Vorpommern, das Saarland und Schleswig-Holstein im Vergleich zu Deutschland verschoben ist. Die Anzahl der oberen und unteren Wendepunkte ist aber auch hier etwa gleich.

Die dritte Gruppe mit Berlin, Bremen und Hamburg zeigt ein sehr heterogenes Bild. Die einzelnen zyklischen Komponenten zeigen nur sehr selten eine Übereinstimmung mit dem Konjunkturzyklus in Deutschland.

Die letzte Gruppe, bestehend aus Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Sachsen und Sachsen-Anhalt, ist dadurch gekennzeichnet, dass sich nur in vereinzelten Zeitphasen Unterschiede im Vergleich zu Deutschland ergeben. So zeigt sich für Niedersachsen Ende 1998/Anfang 1999 ein Aufschwung in den Daten, welcher mit einem Abschwung in Deutschland zusammenfällt. Ansonsten ist jedoch ein relativer Gleichlauf ersichtlich.

Auf Basis der graphischen Analyse lässt sich sagen, dass in einem Teil der Bundesländer die Konjunkturzyklen schon sehr ähnlich sind, sich in einigen Ländern »Sonderkonjunktoren« ereignen und andere Zyklenzusammenhänge sehr volatil sind. Eine allgemeine Konvergenz ist zunächst nicht zu vermuten.

Messung der Konvergenz

Ist eine Definition des Konjunkturzyklus gegeben, gilt es, ein Maß zu bestimmen, welches die Konvergenz der Bundesländerzyklen im Zeitablauf misst. Unabhängig davon, welches Maß verwendet wird, müssen zu zwei Punkten Vorüberlegungen getroffen werden:

1. Definition eines »Basislandes«, zu dem das Konvergenzmaß für das betreffende Bundesland berechnet werden soll.
2. Größe eines beweglichen Zeitraumes (Fenster), um durch dessen Verschiebung mögliche Konvergenzen sichtbar zu machen.

Punkt 1 ergibt sich aus rein praktischen Erwägungen. Grundsätzlich ist es möglich, den Konjunkturzyklus eines speziellen Bundeslandes mit denen aller anderen Bundesländer zu vergleichen. Die Darstellung der Ergebnisse würde je-

⁸ Es sei noch einmal darauf hingewiesen, dass die sichtbaren Wendepunkte aufgrund der unterschiedlichen herangezogenen Definitionen des Konjunkturzyklus nicht mit den Datierungen in Teil II übereinstimmen müssen. Für die Diskussion dieses Aspektes vgl. Schirwitz, Seiler und Wohlrabe (2009b).

doch sehr unübersichtlich werden.⁹ Aus diesem Grunde wählt man ein Basisland. Als solches wird meist der Staat gewählt, dessen Regionen untersucht werden. Der Nachweis der Konvergenz erfolgt somit indirekt. Zunächst gilt eine mögliche Konvergenz nur für eine spezifische Region mit dem Basisland. Zeigt sich diese Konvergenz für alle Regionen im Datensatz, kann daraus indirekt geschlossen werden, dass auch die Konjunkturzyklen zwischen den Regionen konvergieren.

In der vorliegenden Analyse verwenden wir Deutschland als Basisland. Da die Analysen auf den Umsatzdaten der einzelnen Bundesländer beruhen, wird für jedes Bundesland ein anderes Basisland definiert, nämlich die Summe aller Umsätze ohne das betreffende Bundesland. D.h., es werden bspw. die Umsätze Bayerns mit den Deutschlands ohne Bayern gegenübergestellt. Hintergrund dafür ist, dass eine hohe Korrelation auch dadurch zustande kommen kann, dass das Bundesland ein hohes Gewicht am gesamtdeutschen Wert besitzt, was zu Verzerrungen führen könnte.¹⁰ Aus Gründen der Lesbarkeit ist im Folgenden mit »gesamtdeutsch« daher immer der gesamtdeutsche Wert ohne das betreffende Bundesland gemeint.

Um Veränderungen über den Zeitablauf feststellen zu können, wird ein »Fenster« über die Zeitspanne des Datensatzes verschoben.¹¹ Die Festlegung der Fenstergröße besitzt einen großen Einfluss auf die Ergebnisse. Wird das Fenster zu groß gewählt, sind nur geringe Veränderungen zu erkennen. Ein zu kleines Fenster erhöht demgegenüber die Volatilität der Korrelation, womit Tendenzen nicht mehr klar erkennbar sind. Darüber hinaus muss auch die zur Verfügung stehende Zeitreihenlänge berücksichtigt werden. Wir verwenden ein Fenster mit 24 Quartalen, da dies einen guten Kompromiss zwischen diesen Aspekten darstellt.¹²

Einen ersten Erkenntnisgewinn über mögliche Konvergenz liefert das Übereinstimmungsmaß (concordance index, auch Phasenüberlappung genannt) von Harding und Pagan (2002). Dazu wird zunächst für jede der beiden Zeitreihen eine Indikatorvariable gebildet, die misst, ob sich die betreffende Zeitreihe zum entsprechenden Zeitpunkt im Auf-

⁹ Im Falle von 16 Bundesländern ergeben sich 120 bivariate Konjunkturzyklenvergleiche.

¹⁰ Dies führt jedoch dazu, dass die Bezugsgröße mit jedem Bundesland wechselt. Vergleichende Analysen mit dem tatsächlichen gesamtdeutschen Wert haben jedoch gezeigt, dass die Unterschiede nur gering sind, insbesondere bleibt der Verlauf der Korrelationen ähnlich.

¹¹ Dieser Vorschlag wurde unter anderem von Döpke (1999) und Massmann und Mitchell (2004) gemacht. Zuvor wurden vor allem die Korrelationen zwischen zwei oder mehreren Perioden (z.B. vor und nach der Euro-Einführung) verglichen.

¹² Die Wahl des Fensters ist arbiträr und wird nicht explizit in der Literatur begründet. Massmann und Mitchell (2004) verwenden Fenster von 42 (14 Quartale) und 84 Monaten (28 Quartale). Döpke (1999) nutzt ein Fünfjahresfenster (20 Quartale).

bzw. Abschwung befindet. Dies erfolgt anhand der in Teil II (Schirwitz, Seiler und Wohlrabe 2009b) definierten Wendepunkte.¹³ Der Index misst den relativen Zeitanteil, in dem zwei Zeitreihen in derselben Phase des Konjunkturzyklus waren. Er ist formal gegeben durch

$$C_{i,D} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [S_{it} S_{D,t} + (1 - S_{it})(1 - S_{D,t})], \quad (1)$$

wobei $S_{it} = 1$ wenn das Bundesland i sich zum Zeitpunkt t im Aufschwung (Zeitraum zwischen unterem und oberem Wendepunkt) befindet und $S_{it} = 0$ entsprechend für die Abschwungsphase. Die Variable $S_{D,t}$ stellt die gleiche Information für das Basisland Deutschland dar. Steigt der Anteil mit Verschiebung des Zeitfensters an, so signalisiert dies eine zunehmende Ähnlichkeit der beiden den Zeitreihen inliegenden Zyklen. Ein Nachteil dieser Methode ist, dass die Information der Amplitudenstärke nicht berücksichtigt wird.

Abbildung 2 illustriert die Idee des Übereinstimmungsmaßes an Hand von zwei künstlichen Zeitreihen A und B. Die Säulen stellen die oberen (+1) und unteren (-1) Wendepunkte dar. Die Linien sind binäre Zeitreihen, die Auf- und Abschwünge (1 bzw. 0) codieren. Das Übereinstimmungsmaß ist der Anteil der Zeitpunkte, an denen diese beiden denselben Wert (0 oder 1) besitzen. In diesem Falle beträgt der Anteil der übereinstimmenden Konjunkturphasen 70% (14 von 20 Zeitpunkten).

Um auch die Information der Amplitudenstärke mit einzubeziehen, wird als zweites Maß eine bivariate Korrelation berechnet. Die meisten Studien in der Literatur benutzen einfache Korrelationskoeffizienten (nach Pearson), welche auch in der vorliegenden Studie verwendet werden. Der Korrela-

tionskoeffizient ist jedoch mit dem Nachteil behaftet, dass er sehr sensitiv auf Ausreißer, in diesem Fall antizyklische Bewegungen, reagiert. Darüber hinaus ist die Interpretation stark von der Wahl des Basislandes abhängig.¹⁴

Alternative Konvergenzmaße, welche nicht in diesem Artikel verwendet werden, sind die phasen-adjustierte Korrelation (Koopman und Azevedo 2003), die Verwendung von Diffusionsindizes (Artis, Marcellino und Proietti 2002) und das »Shock Accounting« (Clark und Shin 2000 sowie Fidrmuc und Korhonen 2003). Mastromarco und Woitek (2007) verwenden Spektralanalysen.

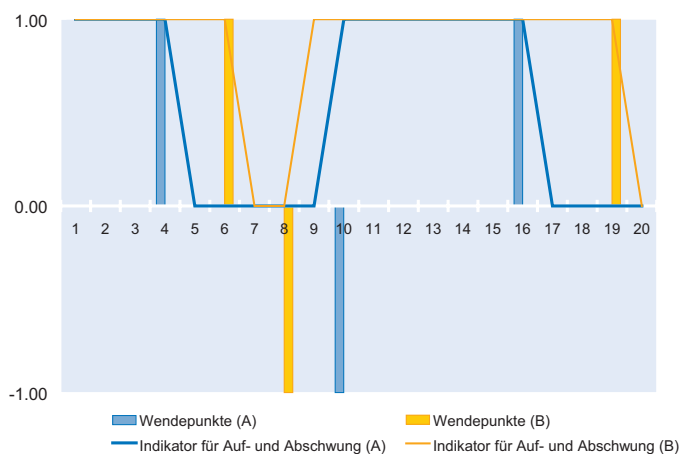
Ergebnis I: Phasenüberlappung nach Harding und Pagan (2002)

Die gestrichelte Linie in den Abbildungen 3a und 3b stellt das Überlappungsmaß für die einzelnen Bundesländer mit Deutschland dar. Die Zeitreihen wurden auf Basis der Wendepunkte, wie sie in Schirwitz, Seiler und Wohlrabe (2009b) ermittelt wurden, berechnet. Der erste Datenpunkt (viertes Quartal 2000) stellt das Übereinstimmungsmaß für die vergangenen 24 Quartale dar. So ergibt sich z.B. für Bayern ein Wert von 0,92. Dies bedeutet, dass sich Bayern in 92% der vergangenen 24 Quartale (22) in derselben Konjunkturphase befand wie Deutschland. Brandenburg ist von dieser Analyse ausgenommen, da hier keine Wendepunkte ermittelt werden konnten.

Eine konstant hohe Übereinstimmung ist für Baden-Württemberg und Bayern gegeben. Wie erwartet, zeigen Berlin, Bremen und Hamburg eine nur sehr geringe Übereinstimmung mit dem deutschen Konjunkturzyklus. In etlichen Fällen ist ein Anstieg des Konvergenzmaßes zu beobachten. Insgesamt zeigt sich, dass zum Ende der Zeitreihen alle Bundesländer (außer den Stadtstaaten) ein sehr hohes Übereinstimmungsmaß besitzen. Das zeigt, dass die aktuelle Wirtschaftskrise sich in (fast) allen Bundesländern in derselben konjunkturellen Phase widerspiegelt. Dies erklärt auch den Anstieg des Übereinstimmungsmaßes zum Ende des Beobachtungszeitraumes.

Um auch einen Eindruck der Übereinstimmung der Konjunkturzyklen zwischen den Bundesländern zu gewinnen, stellt Tabelle 1 das Maß nach Harding und Pagan

Abb. 2
Stilisierte Darstellung des Übereinstimmungsmaßes von Harding und Pagan



¹³ Daraus folgt, dass das Maß vom Datierungsalgorithmus der Wendepunkte abhängig ist.

¹⁴ Diesen Nachteil umgeht der Ansatz von Croux, Forni und Reichlin (2001), die dynamische Korrelationen berechnen. Diese sind als Ko-Spektrum zwischen zwei Zeitreihen bzgl. der Produktion der Spektren der einzelnen Reihen definiert.

Tab. 1
Phasenüberlappung zwischen den Bundesländern nach Harding und Pagan (2002) 1995–2008

| | BW | BY | BE | BB | HB | HH | HE | MV | NI | NW | RP | SL | SN | ST | SH | TH |
|---------------------------|----|------|------|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Baden-Württemberg | | 0,91 | 0,45 | | 0,63 | 0,52 | 0,80 | 0,82 | 0,89 | 0,80 | 0,79 | 0,88 | 0,84 | 0,70 | 0,84 | 0,84 |
| Bayern | | | 0,50 | | 0,61 | 0,61 | 0,86 | 0,73 | 0,88 | 0,86 | 0,88 | 0,86 | 0,89 | 0,75 | 0,82 | 0,93 |
| Berlin | | | | | 0,68 | 0,64 | 0,57 | 0,48 | 0,55 | 0,61 | 0,55 | 0,50 | 0,50 | 0,54 | 0,50 | 0,50 |
| Brandenburg ^{a)} | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bremen | | | | | | 0,54 | 0,64 | 0,63 | 0,66 | 0,71 | 0,66 | 0,71 | 0,57 | 0,64 | 0,64 | 0,54 |
| Hamburg | | | | | | | 0,71 | 0,59 | 0,59 | 0,64 | 0,70 | 0,67 | 0,68 | 0,75 | 0,61 | 0,68 |
| Hessen | | | | | | | | 0,77 | 0,84 | 0,93 | 0,88 | 0,86 | 0,82 | 0,82 | 0,86 | 0,79 |
| Mecklenburg-Vorpommern | | | | | | | | | 0,71 | 0,70 | 0,64 | 0,77 | 0,70 | 0,84 | 0,80 | 0,70 |
| Niedersachsen | | | | | | | | | | 0,84 | 0,82 | 0,84 | 0,88 | 0,70 | 0,80 | 0,80 |
| Nordrhein-Westfalen | | | | | | | | | | | 0,88 | 0,86 | 0,82 | 0,75 | 0,82 | 0,79 |
| Rheinland-Pfalz | | | | | | | | | | | | 0,84 | 0,88 | 0,77 | 0,77 | 0,88 |
| Saarland | | | | | | | | | | | | | 0,79 | 0,75 | 0,89 | 0,79 |
| Sachsen | | | | | | | | | | | | | | 0,71 | 0,75 | 0,93 |
| Sachsen-Anhalt | | | | | | | | | | | | | | | 0,79 | 0,79 |
| Schleswig-Holstein | | | | | | | | | | | | | | | | 0,75 |
| Thüringen | | | | | | | | | | | | | | | | |

^{a)} Für Brandenburg konnten keine Wendepunkte identifiziert werden (vgl. Schirwitz, Seiler und Wohlrabe 2009b).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

(2002) für alle Bundesländerkombinationen dar. Basis für die Berechnung ist hierbei der gesamte Zeitraum 1995–2008. Die höchsten Übereinstimmungsmaße ($> 0,9$) finden sich bei den Kombinationen: Thüringen/Bayern (0,93), Thüringen/Sachsen (0,93), Hessen/Nordrhein-Westfalen (0,93) und Bayern/Baden-Württemberg (0,91). Es fällt für einzelne Bundesländer, z.B. Bayern, auf, dass die Phasenüberlappung mit den jeweiligen angrenzenden Bundesländern höher ist als mit weiter entfernten Bundesländern. Es zeigt sich auch, dass die Übereinstimmung der Stadtstaaten mit den anderen Bundesländern tendenziell geringer ist.

Ergebnis II: Konvergenzanalyse mit bivariaten Korrelationen

Wie bereits oben erwähnt, werden in einem zweiten Ansatz die Umsätze in der Industrie für alle Bundesländer mit Hilfe von rollenden Korrelationen untersucht. Als Basisgröße wurde hierbei der gesamtdeutsche Umsatz jeweils ohne das entsprechende Bundesland gewählt, damit dessen Eigengewicht nicht »künstlich« zu einer hohen Korrelation führt. Schiebt man ein Fenster mit 24 Quartalen, also sechs Jahren, entlang der Zeitachse, erhält man für die drei verschiedenen zugrunde liegenden Zyklusgrößen (Wachstum zum Vorjahresquartal, zyklische Komponente nach Christiano-Fitzgerald sowie nach Hodrick-Prescott) Verläufe in den Korrelationen, die in Abbildung 3a bzw. 3b aufgezeigt sind.¹⁵ Die rollenden Korrelationen verlaufen unabhängig von der gewählten Filterung sehr ähnlich. Auch zeigt sich ein ähnlicher Verlauf wie beim Phasenüberlappungsmaß nach Harding und Pagan (2002).

Die höchsten Korrelationen weisen Baden-Württemberg, Bayern und Hessen auf. Da die Korrelation schon von Beginn an sehr hoch ist und über den Zeitablauf stabil bleibt, scheinen diese Länder sich bereits seit längerem stark an den gesamtdeutschen Zyklus angepasst zu haben, wie man auch nach Abbildung 1 erwarten konnte. Ähnliches gilt auch für Brandenburg, Rheinland-Pfalz und Thüringen, auch wenn die Korrelationen insgesamt etwas niedriger ausfallen.

¹⁵ In den Abbildungen 3a und 3b beziehen sich die Korrelationen auf die Werte der vergangenen 24 Quartalen bis einschließlich des dargestellten Zeitpunkts.

»Mittlere« (0,4 bis 0,7), aber über die Zeit hinweg stabile Korrelationen zeigen Mecklenburg-Vorpommern, das Saarland und Schleswig-Holstein. Wie bereits ausgeführt, ist dies u.a. auf die in der Zeit verschobenen Konjunkturphasen zurückzuführen. So finden obere und untere Wendepunkte im Vergleich zu Deutschland früher oder später statt.

Bei den drei Stadtstaaten fällt auf, dass diese nur eine geringe Korrelation mit dem gesamtdeutschen Zyklus besitzen. Für Bremen und Hamburg erhält man an manchen Stellen sogar negative Werte, was auf Sondereffekte zurückgeführt werden kann. Allgemein sind die Korrelationen auch erheblich volatiliter als die der anderen Bundesländer, wie auch in Abbildung 1 ersichtlich ist. Dies ist jedoch nicht verwunderlich, da es sich um sehr kleine Volkswirtschaften handelt. Mögliche Sonderkonjunktoren, z.B. hervorgerufen durch politische Entscheidungen auf kommunaler Ebene oder Strukturwandel, beeinflussen den Zyklus viel stärker, als dies bei den Flächenländern der Fall ist.

Eine tendenzielle Veränderung über den Zeitablauf zeigen Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Sachsen und Sachsen-Anhalt. Während die Korrelation von Niedersachsen und Sachsen mit Deutschland ansteigt, ist für Niedersachsen zunächst ein tendenzielles Sinken zu beobachten. Am Ende des Datensatzes steigt die Korrelation jedoch wieder an. Hier gilt es die nächsten Monate abzuwarten, ob dieser Anstieg von Dauer ist. Ähnliches trifft auch für Sachsen-Anhalt zu.

Fokussiert man die neuen Bundesländer, so ist nur in Sachsen eine zunehmende Anpassung an den gesamtdeutschen Zyklus zu erkennen. Da Brandenburg und Thüringen allerdings schon ab Beginn unseres Datensatzes eine hohe Korrelation aufweisen, ist der Anpassungsprozess hier schon in den Jahren vor 1995 vollzogen worden. Die stabile Korrelation in Mecklenburg-Vorpommern könnte ähnliche Gründe haben, wenngleich auch auf niedrigerem Niveau. Sachsen-Anhalt zeigt zunächst einen leichten Rückgang der Korrelationen, während diese am Ende des Beobachtungszeitraums wieder ansteigen.

Zusammenfassung und Ausblick

Die gewonnenen Ergebnisse zeigen, dass es verschiedene Gruppen von Bundesländern gibt, welche, in Bezug auf die Konvergenz, unterschiedlich interpretiert werden müssen. Eine Konvergenz im Sinne einer zunehmend stärkeren Anpassung ist nur in Einzelfällen sichtbar. So finden wir nur für Niedersachsen und im geringen Maße für Sachsen einen Anstieg der Korrelation und damit eine zunehmende Anpassung der Zyklen. Für einen Großteil der Bundesländer hat die Konvergenz allerdings bereits stattgefunden, d.h. Auf- und Abschwünge finden bereits ungefähr im selben Zeitabschnitt statt. Dies sagt aber

nichts über die Amplitudenstärke des Wachstumszyklus aus. Eine weitere Gruppe ist durch eine Verschiebung der Phasen gekennzeichnet. Diese ist über den bei uns betrachteten Zeitraum relativ konstant. Hier gilt es abzuwarten, ob eine Konvergenz möglicherweise in der Zukunft eintreten wird. Ähnliches gilt für die Stadtstaaten, deren Konjunkturzyklen sich erheblich von denen der anderen Bundesländer unterscheiden.

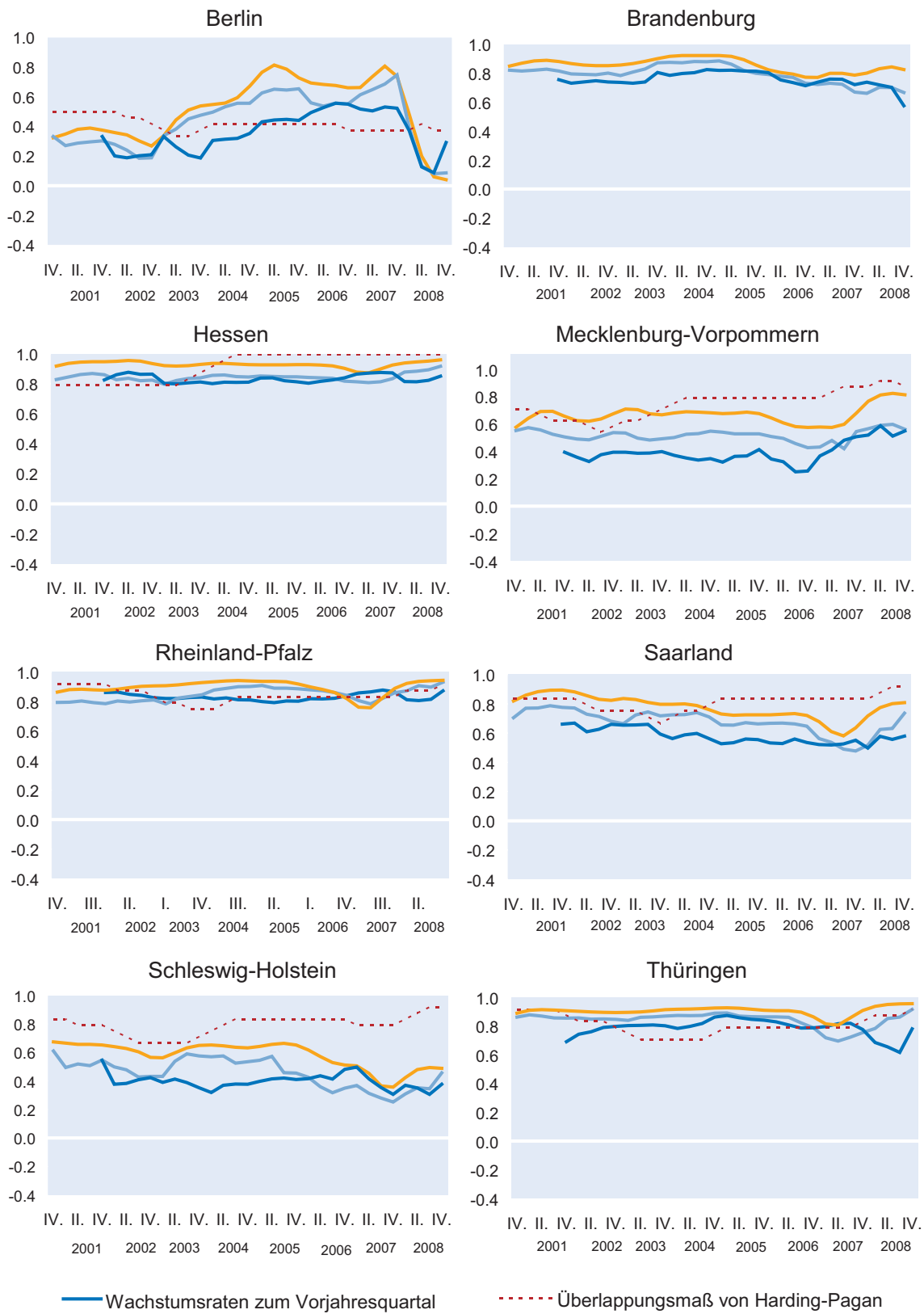
Darüber hinaus zeigt die Analyse, dass sich zum Ende des Beobachtungszeitraumes (Dezember 2008) nahezu alle Bundesländer im Abschwung befinden. Dies ist auf die aktuelle, globale Finanz- und Wirtschaftskrise zurückzuführen. Insofern ist es interessant abzuwarten, wie sich die einzelnen Konjunkturzyklen im weiteren Verlauf entwickeln.

Es soll an dieser Stelle betont werden, dass eine niedrige oder fallende Korrelation nicht zwingend negative Auswirkungen auf das betreffende Bundesland haben muss, insbesondere im Falle einer Rezession. Gegenläufige Konjunkturzyklen können bspw. allgemeine Abschwünge dämpfen und damit eine ausgleichende Wirkung in Mehrländerregionen bewirken.

Zukünftige Untersuchungen sollten räumliche Wechselwirkungen (insbesondere von angrenzenden Bundesländern) untersuchen (vgl. z.B. Artis, Dreger und Kholodolin 2009). Darüber hinaus kann die Volatilität der konjunkturellen Entwicklung in den einzelnen Bundesländern analysiert werden (für eine entsprechende Analyse für Gesamtdeutschland vgl. Buch, Döpke und Pierdzioch 2004).

Literatur

- Ambler, S., E. Cardia, und C. Zimmermann (2004), »International business cycles: what are the facts?«, *Journal of Monetary Economics* 51, 257–276.
- Artis, M., C. Dreger und K. Kholodolin (2009), »Common and spatial drivers in regional business cycles«, DIW Discussion Papers, Nr. 859.
- Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2002), »Dating the euro area business cycle«, CEPR Discussion Paper No. 3696.
- Barrios S. und J.J. De Lucio Fernandez (2003), »Economic integration and regional business cycles: evidence from the Iberian regions«, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65, 497–515.
- Barrios S., M. Brühlhart, R. Elliot und M. Sensier (2003), »A tale of two cycles: co-fluctuations between UK regions and the Euro Zone«, *Manchester School* 71, 265–292.
- Barro, R. und X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill. Cambridge und London.
- Baxter, M. und R.G. King (1999), »Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series«, *Review of Economics and Statistics* 81, 575–593.
- Bayer, C. und F. Jüßen (2007), »Convergence in West German regional unemployment rates«, *German Economic Review* 8, 510–535.
- Belke A. und J. Heine (2006), »Specialization patterns and the synchronicity of regional employment cycles in Europe«, *International Economics and Economic Policy* 3, 91–104.
- Buch, C.M., J. Döpke und C. Pierdzioch (2004), »Business Cycle Volatility in Germany«, *German Economic Review* 5, 451–479.
- Christiano, L. und T.J. Fitzgerald (2003), »The band pass filter«, *International Economic Review* 44, 435–465.
- Clark, T. und E. van Wincoop (1999), »Borders and business cycles«, Federal Reserve Bank of Kansas City, Working Paper No. RWP-99-07.



Erster Wert: viertes Quartal 2000 (Christiano-Fitzgerald, Hodrick-Prescott, Überlappungsmaß nach Harding und Pagan) bzw. viertes Quartal 2001 (Wachstumsraten).

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

- Clark, T.E. und K. Shin (2000), »The sources of fluctuations within und across countries«, in: G. Hess und E. van Wincoop (Hrsg.), *Intranational Macroeconomics*, Cambridge University Press, Cambridge, 189–217.
- Colavecchio, R., D. Curran und M. Funke (2005), »Drifting together or falling apart? The empirics of regional economic growth in post-unification Germany«, CESifo Working Paper Series, No. 1533.
- Croux, C., M. Forni und L. Reichlin (2001), »A measure for comovement of economic variables: theory und empirics«, *Review of Economics und Statistics* 83, 232–241.
- De Haan, J., R. Inklaar und R. Jong-A-Pin (2007), »Will business cycles in the Euro area converge? A critical survey of empirical research«, *Journal of Economic Surveys* 22, 234–273.
- Döpke, J. (1999), »Stylised facts of Euroland's business cycle«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 219, 591–610.
- Eckey, H.-F., T. Döring und M. Türck (2008), »Konvergenzstudien zu Deutschland: Was lässt sich aus den empirischen Ergebnissen für die Ausgestaltung der deutschen Regionalpolitik lernen«, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 57, 117–144.
- Eckey, H.-F., R. Kosfeld und M. Türck (2007), »Regional Convergence in Germany: A geographical weighted regression approach«, *Spatial Economic Analysis* 2, 45–64.
- Eckey, H.-F. und M. Türck (2008), »Convergence of EU regions: A literature report«, *Investigaciones regionales* 6, 5–32.
- Fatás, A. (1997), »EMU: Countries or regions? Lessons from the EMS Experience«, *European Economic Review* 41, 743–751.
- Fidrmuc, J. und I. Korhonen (2003), »Similarity of supply und demund shocks between the Euro area und the CEECs«, *Economic Systems* 27(3), 313–336.
- Funke, M. und H. Strulik (1999), »Regional Growth in West Germany: Convergence und Divergence?«, *Economic Modelling* 16, 489–502.
- Harding, D. und A.R. Pagan (2002), »Dissecting the cycle: a methodological investigation«, *Journal of Monetary Economics* 49(2), 365–381.
- Hodrick R.J. und E.C. Prescott (1997), »Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation«, *Journal of Money, Credit and Banking* 29, 1–16.
- Juessen, F. (2009), »A distribution dynamics approach to regional GDP convergence in unified Germany«, IZA Discussion Paper Nr. 4177.
- Klodt, H. (2000), »Industrial Policy and the East German Productivity Puzzle«, *German Economic Review* 1, 315–333.
- Koopman, S.J. und J.V. Azevedo (2003), »Measuring synchronization und convergence of business cycles«, Tinbergen Institute Discussion Paper No. 2003-052/4.
- Kosfeld, R., H.-F. Eckey und C. Dreger (2002), »Regional convergence in unified Germany: A spatial econometric perspective«, in: C. Dreger und H. Galler (Hrsg.), *Advances in macroeconomic modeling, Papers and Proceedings of the 3rd IWH Workshop in Macroeconometrics*, Nomos, Baden-Baden.
- Kosfeld, R., H.-F. Eckey und C. Dreger (2006), »Regional Productivity and Income Convergence in the Unified Germany, 1992–2000«, *Regional Studies* 40, 755–767.
- Magrini, S. (2004), »Regional (Di)Convergence.« in: V. Henderson und J.-F. Thisse (Hrsg.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol. 4, Elsevier Science, North Holland, Amsterdam, New York und Oxford.
- Massmann, M. und J. Mitchell (2004), »Reconsidering the evidence: are Eurozone business cycles converging?«, *Journal of Business Cycle Measurement und Analysis* 1, 275–308.
- Mastromarco, C. und U. Woitek (2007), »Regional business cycles in Italy«, *Computational Statistics & Data Analysis* 52, 907–918.
- Montoya, L. A. und J. De Haan (2008), »Regional business cycle synchronization in Europe?«, *International Economics und Economic Policy* 5, 123–137.
- Ragnitz, J. (2000), »Produktivitätsunterschiede und Konvergenz von Wirtschaftsräumen. Das Beispiel der neuen Länder«, *RWI-Mitteilungen* 51(3/4), 219–232.
- Schirwitz, B., C. Seiler und K. Wohlrabe (2009a), »Regionale Konjunkturzyklen in Deutschland – Teil I: Die Datenlage«, *ifo Schnelldienst* 62(13), 18–24.
- Schirwitz, B., C. Seiler und K. Wohlrabe (2009b), »Regionale Konjunkturzyklen in Deutschland – Teil II: Die Zyklendatierung«, *ifo Schnelldienst* 62(14), 24–31.
- Smolny, W. (2003), »National borders and international trade. Evidence from the European Union«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223, 239–254.