

Borbély, Dora; Meier, Carsten-Patrick

**Article**

## Zum Konjunkturverbund zwischen der EU und den Beitrittsländern

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Borbély, Dora; Meier, Carsten-Patrick (2003) : Zum Konjunkturverbund zwischen der EU und den Beitrittsländern, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, ISSN 1861-1559, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 72, Iss. 4, pp. 492-509, <https://doi.org/10.3790/vjh.72.4.492>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/99322>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

## Zum Konjunkturverbund zwischen der EU und den Beitrittsländern

Von Dora Borbély\* und Carsten-Patrick Meier\*\*

**Zusammenfassung:** Dieser Beitrag untersucht die Konjunkturverläufe der Beitrittskandidaten, der EU und Deutschlands über das vergangene Jahrzehnt. Sowohl anhand von Daten zur Industrieproduktion als auch anhand von umfragebasierten Vertrauensindikatoren für die Industrie lässt sich zeigen, dass sich die Konjunkturzyklen stark ähneln. Tests auf Granger-Nichtkausalität zeigen ferner, dass die Konjunktur in den Beitrittsländern durch die Konjunktur in den EU-Ländern beeinflusst wird, diese jedoch auch auf die EU zurückwirken. Die Studie befasst sich schließlich auch mit Möglichkeiten, die Konjunktur in den Beitrittsländern, wie sie durch die Industrieproduktion repräsentiert wird, zu prognostizieren. Dabei zeigt sich, dass die Berücksichtigung von Vertrauensindikatoren unter bestimmten Umständen zu einer Verbesserung der Prognosen für die Industrieproduktion führen kann.

**Summary:** This paper analyses the business cycles in the EU, the accession countries and Germany over the last decade. The authors find that business cycle fluctuations are very similar by using both data on industrial production and on survey based confidence indicators for the industry. Furthermore, tests on Granger-Non-Causality show that business cycles in accession countries are influenced by business cycles in EU countries, to some extent this also holds vice versa. The paper also analyses the options for business cycle forecasting in the accession countries by means of forecasting the industrial production. Hereby it is shown that taking confidence indicators into account does improve the forecast under certain circumstances.

### 1 Motivation

Am 1. Mai 2004 werden acht mittel- und osteuropäische Volkswirtschaften (Estland, Lettland, Litauen, Polen, Tschechische Republik, Slowakische Republik, Ungarn und Slowenien) der Europäischen Union (EU) beitreten.<sup>1</sup> Mit dem Beitritt wird sich die Integration der Märkte West- und Osteuropas mittelfristig verstärken. Die Verflechtung der Gütermärkte wird weiter zunehmen, und durch diesen Vertrauenseffekt des Beitritts wird der Risikoaufschlag, den die Beitrittsländer am Kapitalmarkt zu zahlen haben, sinken, so dass auch die Finanzmarktintegration steigt. In nicht allzu ferner Zukunft werden die Beitrittsländer schließlich auch der Europäischen Währungsunion (EWU) beitreten.

\* Europäisches Institut für Internationale Wirtschaftsbeziehungen (EIIW) an der Universität Wuppertal, E-Mail: dora.borbely@uni-wuppertal.de

\*\* Institut für Weltwirtschaft (IfW), Kiel.

<sup>1</sup> Zudem treten mit Malta und Zypern zwei südeuropäische Staaten bei. Die Beitrittsländer werden, im Gegensatz zu früheren Erweiterungen, keine Möglichkeit haben, über den Beitritt zur Währungsunion extra abzustimmen. Der Beitrittsvertrag zur Europäischen Union (EU) sieht auch den Beitritt zur Europäischen Währungsunion (EWU) vor, die Beitrittsländer können lediglich über den Zeitpunkt entscheiden.

Mit der zunehmenden Integration und der absehbaren EWU-Teilnahme steigt die Bedeutung der konjunkturellen Entwicklung der mittel- und osteuropäischen Länder (MOE-Länder) für die heutige EU und auch für Deutschland, einen der wichtigsten Handelspartner der MOE-Länder. Der vorliegende Beitrag beschäftigt sich mit diesem Aspekt der Osterweiterung. Abschnitt 2 analysiert den Konjunkturverbund zwischen der EU bzw. Deutschland und den MOE-Ländern anhand der Entwicklung der Industrieproduktion und umfragebasierter Frühindikatoren für die Industrie. Im dritten Abschnitt wird der Zusammenhang zwischen den Indikatoren und der Industrieproduktion mittels Granger-Nichtkausalitätstests untersucht. Im vierten Abschnitt wird schließlich geprüft, ob sich die Vertrauensindikatoren zur Prognose der Industrieproduktion eignen. Die Ergebnisse fasst ein kurzes Fazit zusammen. Durchweg konzentriert sich die Untersuchung auf den Wirtschaftsraum der MOE-Länder als Ganzen. Auf die Entwicklung in einzelnen Beitrittsländern wird nicht speziell eingegangen.

## 2 Konjunkturzusammenhang

Schwankungen der gesamtwirtschaftlichen Produktion können sich auf vielfältige Weise von einem Land auf ein anderes übertragen. Der wichtigste Kanal dürfte der Handel mit Gütern und Dienstleistungen zwischen beiden Ländern sein. Hinzu kommen Transmissions-effekte über die Finanzmärkte, insbesondere über Zinsen und Wechselkurse, sowie Vermögenseffekte, die im vorliegenden Fall allerdings wohl von untergeordneter Bedeutung sind. Bei all diesen Kanälen dürften nicht nur die tatsächlichen Veränderungen etwa der Handelsströme relevant sein, sondern vor allem sämtliche Veränderungen, die von den Marktteilnehmern erwartet werden; die Erwartungen lösen dann ihrerseits Anpassungsreaktionen aus, die selbst einen wesentlichen Teil der Konjunkturtransmissionen darstellen. Gleichwohl sind „Erwartungseffekte“ kein eigenständiger Transmissionskanal, denn ihnen liegen stets die tatsächlich real- und finanzwirtschaftlichen Verflechtungen zugrunde; ohne diese gäbe es auch keine Transmission über die Erwartungen.

In der folgenden deskriptiven Analyse des Konjunkturverbunds zwischen den Beitrittsländern und der heutigen EU bzw. Deutschland gehen wir zunächst auf das Ausmaß der real- und finanzwirtschaftlichen Verflechtung ein. Daran schließen sich Untersuchungen zum Ausmaß des konjunkturellen Gleichlaufs an. Dafür verwenden wir sowohl Daten zur Produktion in der Industrie als auch Daten über die Konjunkturerwartungen. Letztere lassen sich aus den durch Umfragen gewonnenen Vertrauensindikatoren ablesen.

### 2.1 Basisdaten

Um einen Eindruck von der wirtschaftlichen Bedeutung der Beitrittsländer zu bekommen, fasst Tabelle 1 die wichtigsten Basisdaten der Volkswirtschaften zusammen. Dabei wurden die Länder unter der Verwendung von BIP-Gewichten des Jahres 2001 aggregiert.

Mit der Osterweiterung um die acht MOE-Länder wird sich die Fläche der EU 15 um 22,8% und die Bevölkerung der EU um 19,5% erhöhen. Die wirtschaftliche Bedeutung der Beitrittsländer ist deutlich geringer, als diese Zahlen vermuten lassen. Denn das durchschnittliche Pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukt der Beitrittsländer im gewichteten Jahresdurchschnitt 2001 betrug in Kaufkraftparitäten nur knapp die Hälfte des EU-15-Durch-

Tabelle 1

**Basisdaten**

	MOE-Länder	EU 15	Deutschland
Fläche (in 1 000 km <sup>2</sup> )	728,9	3 191,1	357,0
Bevölkerung (in Mill., Januar 2002)	73,6	377,1	82,4
BIP 2001 (in Mrd. Euro)	397,5	8 843,1	1 855,0
Pro-Kopf-BIP in KKP (in % der EU)	47,0	100	103,5
Arbeitslosenquote 2002 (in %)	14,5	7,6	8,2
Inflationsrate 2002 (in %)	2,7	2,1	1,3
BIP-Zuwachsrate (Durchschnitt 1995 bis 2002)	3,9	2,1 <sup>1</sup>	1,5

<sup>1</sup> Euro-Währungsgebiet.

Quellen: Europäisches Parlament; Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

schnitts. Das Bruttoinlandsprodukt wird (auf Basis des Jahres 2001 gerechnet) um lediglich etwa 4,5 % steigen. Die Arbeitslosenquote ist in den MOE-Ländern deutlich höher als in der EU; die Inflationsraten haben sich allerdings schon weitgehend angepasst.

Für die Beitrittsländer ist die heutige EU der wichtigste Handelspartner. Im Jahre 2002 gingen 68,1 % der Exporte der Beitrittskandidaten in die EU 15; fast die Hälfte davon wurde nach Deutschland geliefert (Tabelle 2). Aber auch über die Hälfte der Importe stammte aus der Europäischen Union, und knapp ein Viertel kam aus Deutschland. Innerhalb der EU nimmt Deutschland somit eine hervorgehobene Rolle ein. Für die EU 15 sind die Beitrittsländer naturgemäß von geringerer Bedeutung. Der Anteil der Lieferungen nach Mittel- und Osteuropa aus den gesamten EU-15-Exporten belief sich 2001 auf 11,1 %, der Anteil an den deutschen Exporten auf 8,1 %. Die EU 15 importierten 9,8 % ihrer Einfuhren aus den MOE-Ländern, Deutschland 9,9 %.

Tabelle 2

**Außenhandelsverflechtung im Jahre 2002**

In %

Anteile an den Exporten/Importen	MOE-Länder	EU 15	Deutschland
<b>MOE-Länder</b>			
Exporte		68,1	31,2
Importe		59,8	24,6
<b>EU-Länder</b>			
Exporte <sup>1</sup>	11,1		
Importe <sup>1</sup>	9,8		
<b>Deutschland</b>			
Exporte		8,1	
Importe		9,9	

<sup>1</sup> 2001.

Quellen: OECD; nationale Statistiken; eigene Berechnungen.

Auf dem Gebiet der internationalen Integration der Finanzmärkte haben die MOE-Länder in den vergangenen Jahren zwar bedeutende Fortschritte erzielt, doch gibt es nach wie vor erhebliche strukturelle Unterschiede im Finanzsektor, so dass weitere Maßnahmen zur Anpassung erforderlich sind. So sind die Geldmärkte in Mittel- und Osteuropa bisher nur unvollständig in die internationalen Märkte integriert, was sich darin äußert, dass die gedeckte Zinsparität<sup>2</sup> zwischen den MOE-Ländern und dem Euroraum offenbar nicht gilt (Deutsche Bundesbank 2003). Als mögliche Ursachen können unvollkommener Wettbewerb im Bankensektor sowie vorhandene Transaktionskosten z. B. in Form von Kapitalverkehrscontrollen herangezogen werden. Vor dem Hintergrund der Osterweiterung ist zu erwarten, dass die Transaktionskosten auf dem Geldmarkt im Zuge der Abschaffung von Kapitalverkehrscontrollen und der Liberalisierung der Kapitalmärkte weiter abnehmen werden. Somit dürften die Weichen für eine effiziente Finanzintermediation gestellt werden, die vor allem im Hinblick auf den späteren Beitritt der MOE-Länder zur EWU von besonderer Bedeutung ist.

Vier der acht mittel- und osteuropäischen Beitrittsländer hatten sich bislang für fixe Wechselkurse entschieden. Estland, Lettland und die Slowakei haben ihre Währungen an den Euro als Ankerwährung gebunden, Litauens Währung ist an die Sonderziehungsrechte des Internationalen Währungsfonds gekoppelt. Flexible Wechselkurssysteme existieren in den restlichen vier Ländern: Dabei gibt es in Polen ein freies Floten der Wechselkurse, in Tschechien und Slowenien eine leicht eingeschränkte Variante des „Managed Floating“, und in Ungarn darf der Wechselkurs innerhalb einer vorgegebenen Wechselkursbandbreite schwanken. Grundsätzlich ist zu erwarten, dass sich diejenigen Länder beim Beitritt zum Europäischen Wechselkursmechanismus II – der mit der Fixierung der ausländischen Währung gegenüber dem Euro verbunden ist – leichter tun werden, die ihre Währungen bereits an den Euro gebunden haben.

## 2.2 Industrieproduktion und Konjunkturverbund

Um einen Eindruck vom Konjunkturverbund zwischen der EU bzw. Deutschland und Mittel- und Osteuropa zu bekommen, betrachten wir zunächst die Industrieproduktion. Da im Mittelpunkt der Analyse nicht der Konjunkturverbund einzelner Beitrittsländer mit der EU bzw. Deutschland, sondern der des gesamten Wirtschaftsraums stehen soll, ist es sinnvoll, die Produktionsindizes der einzelnen Beitrittsländer<sup>3</sup> in einem repräsentativen Aggregat zusammenzufassen. Die Gewichte orientieren sich dabei am Bruttoinlandsprodukt des jeweiligen Landes im Jahre 2001, was zu den folgenden Anteilen führt: Polen 50,1 %, Tschechien 16,1 %, Ungarn 14,8 %, Slowenien 6,0 %, Slowakei 5,8 %, Litauen 3,4 %, Lettland 2,2 % und Estland 1,6 %. Die Analyse beschränkt sich hier und im Folgenden auf Daten ab 1993 oder später.<sup>4</sup> Frühere Daten dürften für den gegenwärtigen Konjunkturverbund kaum repräsentativ sein, da sie sich auf eine Zeit beziehen, in der die MOE-Länder noch plan-

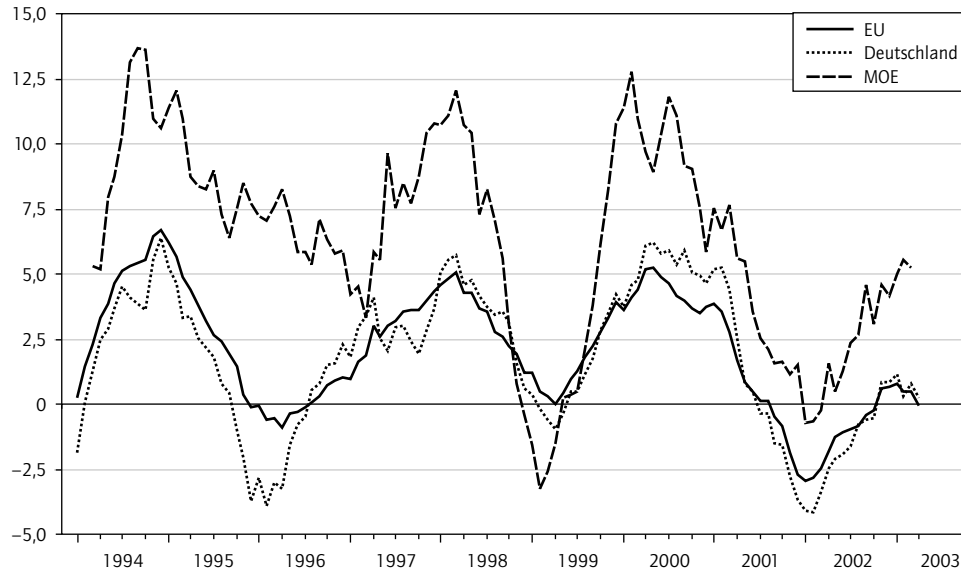
<sup>2</sup> Die Zinsparität bedeutet, dass für festverzinsliche und homogene Finanztitel ein einheitlicher Preis existiert. Bei der gedeckten Zinsparität entspricht der Ertrag eines inländischen Finanztitels dem Ertrag eines währungs-gesicherten ausländischen Titels. Bei der ungedeckten Zinsparität erfolgt keine Absicherung des Währungsrisikos. So unterscheiden sich die zwei Varianten darin, dass bei der gedeckten Parität die Erwartung über die Wechselkursentwicklung durch den Terminkurs des Wechselkurses ersetzt wird.

<sup>3</sup> Eine Aufstellung der Datenquellen findet sich im Anhang. Da die Reihen größtenteils nur als Ursprungsdaten vorliegen, wurden sie mithilfe von X12-ARIMA saisonbereinigt.

<sup>4</sup> Das Aggregat der acht MOE-Länder ist allerdings erst ab Januar 1995 komplett; für die Zeit davor muss auf die Industrieproduktion Estlands verzichtet werden.

Abbildung 1

**Veränderung der Industrieproduktion**  
Gleitender Dreimonatsdurchschnitt des Vorjahresvergleichs in %



Quellen: Eurostat; Deutsche Bundesbank; OECD; IMF; WIIW; nationale Statistiken; eigene Berechnungen.

wirtschaftlich ausgerichtet waren oder gerade mit der Transformation zur Marktwirtschaft begonnen hatten.

Abbildung 1 zeigt den gleitenden Dreimonatsdurchschnitt der Veränderung der Industrieproduktion gegenüber dem Vorjahr für die Länderaggregate (EU und MOE) sowie für Deutschland.<sup>5</sup> Zunächst fällt auf, dass die Zuwachsraten der Industrieproduktion der Beitrittsländer zumeist deutlich höher sind als die in der EU 15 und in Deutschland. Dies ist Ausdruck des Aufholprozesses, in dem sich die osteuropäischen Volkswirtschaften befinden.

Gleichzeitig ist zu erkennen, dass die zyklischen Schwankungen der Industrieproduktion in allen drei Regionen gleichgerichtet sind. Dies deutet auf einen weitgehenden Gleichschritt der konjunkturellen Entwicklung hin. Die Länderaggregate weisen seit Mitte der 90er Jahre gleichzeitige Boom- und Rezessionsphasen auf, deren Ausmaß allerdings nicht einheitlich ist. Die Schwankungen sind in den MOE-Ländern ausgeprägter als in Deutschland und in der EU. Die Standardabweichung der Zunahme der Industrieproduktion gegenüber dem Vorjahr beträgt für die MOE-Länder reichlich 15 Prozentpunkte, während sie für die EU im betrachteten Zeitraum nur bei 5 und für Deutschland bei knapp 8 Prozentpunkten liegt. Die stärkeren Schwankungen beziehen sich aber nicht nur auf die absolute

<sup>5</sup> Die saisonbereinigte deutsche Industrieproduktion wird von der Deutschen Bundesbank berechnet und die mit den Anteilen am Bruttoinlandsprodukt (BIP) gewichtete saisonbereinigte Industrieproduktion der EU-Länder von der europäischen Statistikbehörde Eurostat.

Schwankungsbreite, sondern auch auf die kurzfristige Entwicklung. Der gleitende Dreimonatsdurchschnitt der EU-Industrieproduktion verläuft deutlich glatter als der des MOE-Aggregats. Die osteuropäischen Volkswirtschaften reagieren demnach sensitiver auf Schocks, so dass sich auch kleinere Schocks im gesamtwirtschaftlichen Output niederschlagen. Dies ist charakteristisch für kleine und damit weniger stark diversifizierte Volkswirtschaften. Hinzu kommt, dass die MOE-Länder möglicherweise von den Folgen der Russlandkrise 1998 stärker betroffen waren als Westeuropa, da sie als „Emerging Markets“ am Kapitalmarkt höhere Risikoprämien zu entrichten hatten.

Von Mitte 1995 bis Ende 1997 ist die Schwächephase in der EU 15 viel deutlicher ausgeprägt als in den MOE-Ländern; die Industrieproduktionsindizes weichen deutlich voneinander ab. Dies dürfte auf außenwirtschaftliche Faktoren, vor allem in den vom Gewicht her bedeutenden Ländern Polen und Tschechien, zurückzuführen sein. Hier hält der Zufluss von ausländischem Kapital, insbesondere in der Form von ausländischen Direktinvestitionen, in dieser Zeit zunächst an und stützt die Konjunktur, während sich die wirtschaftliche Entwicklung in der EU 15 deutlich verlangsamt. Die Abschwächung in Mitteleuropa vollzieht sich merklich später und weniger ausgeprägt als in der EU. Das Auseinanderklaffen der konjunkturellen Verläufe der EU bzw. Deutschlands und der MOE-Länder in diesem Zeitraum begleitet uns die ganze Untersuchung hindurch und macht sich, wie wir später sehen werden, auch in den Vertrauensindikatoren bemerkbar.

Schließlich ist auffällig, dass seit Mitte des Jahres 2000 die drei Industrieproduktionsindizes besonders nah beieinander verlaufen. Dies könnte ein Indiz für eine zunehmende Integration sein; es könnte freilich auch darauf hindeuten, dass beide Regionen durch einen ähnlichen externen Faktor beeinflusst wurden wie etwa die Rezession in den USA.

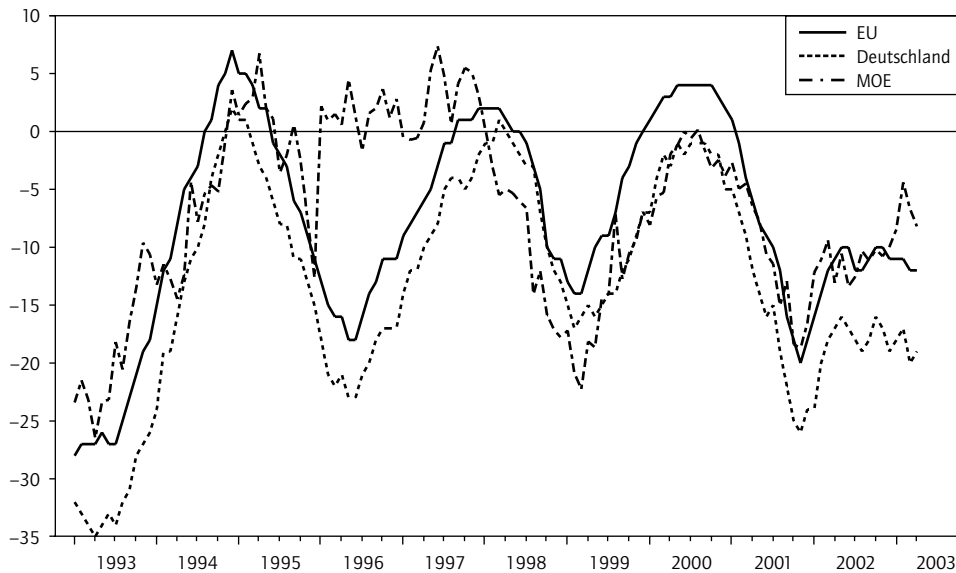
### 2.3 Der Konjunkturverbund im Spiegel der Vertrauensindikatoren

Bei der Analyse und Prognose der wirtschaftlichen Entwicklung spielen Vertrauensindikatoren eine bedeutende Rolle. Vertrauensindikatoren basieren auf qualitativen („besser“/„schlechter“) Aussagen von Verantwortlichen aus der Industrie hinsichtlich ihres Urteils über die Entwicklung in ihren Unternehmen in der nahen Zukunft. Der Indikator gibt den Saldo über alle Aussagen in der Umfrage wieder. Sie reflektieren somit die Konjunkturerwartungen. Für die Analyse der konjunkturellen Situation am aktuellen Rand, über die noch keine Produktionsdaten vorliegen, sowie für die Prognose der allernächsten Zukunft dürften Vertrauensindikatoren die wichtigste Informationsquelle darstellen. Es ist zu erwarten, dass sich der Konjunkturzusammenhang zwischen West- und Osteuropa auch in den entsprechenden Vertrauensindikatoren widerspiegelt. Gleiche Erwartungen über die zukünftige Entwicklung zeigen sich in gleichzeitig auftretenden Hoch- und Tiefpunkten der Vertrauensindikatoren. Abbildung 2 stellt die Entwicklung der aggregierten Indikatoren für die MOE-Länder und die EU 15 sowie des deutschen Indikators im vergangenen Jahrzehnt dar.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Für alle drei Regionen wurden die von der Europäischen Kommission saisonbereinigt veröffentlichten umfragebasierten Vertrauensindikatoren (Industrial Confidence Indicator) verwendet. Der aggregierte MOE-Länder-Indikator ist erst ab 1996 komplett mit allen acht Ländern vorhanden. Er wurde wiederum auf der Basis des Bruttoinlandsprodukts der jeweiligen Länder im Jahre 2001 aggregiert. Bis 1995 fehlen Polen und Ungarn, bis 1994 zudem Slowenien und bis Mitte 1993 die Slowakei; die Gewichte für diese Zeit wurden entsprechend angepasst.

Abbildung 2

**Vertrauensindikatoren für die Industrie**



Quellen: Europäische Kommission; IMF; eigene Berechnungen.

Insgesamt sind die Schwankungen aller drei Indikatoren gleichgerichtet; auch sind die Unterschiede in den Schwankungsbreiten nicht so stark ausgeprägt wie bei der Industrieproduktion. Zumeist ist der Gleichlauf zwischen allen drei Regionen stark ausgeprägt. Die Schwächephasen der Industrieproduktion sind aus allen drei Indikatoren deutlich abzuleiten, nämlich Anfang 1996, 1999 und Ende 2001. Entsprechend der bereits erwähnten weniger stark ausgeprägten Schwächephase 1996 in den MOE-Ländern verläuft aber der MOE-Vertrauensindikator im Zeitraum 1996 bis 1997 auf deutlich höherem Niveau als die anderen beiden. Seitdem verlaufen allerdings alle Indikatoren – z. B. die Industrieproduktionen – mehr oder weniger im Gleichschritt, wenn auch gegen Ende des betrachteten Zeitraums der deutsche Indikator ein wenig nach unten abweicht.

Um einen ersten Eindruck davon zu gewinnen, inwieweit die Indikatoren die Entwicklung der Industrieproduktion im eigenen Land beschreiben, zeigt Abbildung 3 diesen Zusammenhang länderweise auf. Dabei werden sowohl die Industrieproduktion als auch der Indikator als gleitender Dreimonatsdurchschnitt des Vorjahresvergleichs dargestellt, um die Volatilität zu verringern.

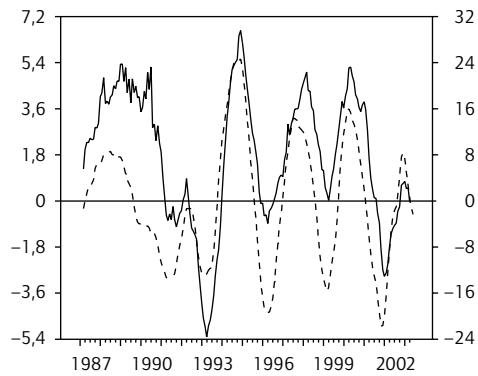
Der Indikator und die Industrieproduktion bewegen sich in allen Regionen äußerst symmetrisch. Die Vertrauensindikatoren stellen somit wohl recht präzise Schätzer der Industrieproduktion dar. Nur zu Beginn des untersuchten Zeitraums (bis ca. 1992) gibt es im Falle von Deutschland und der EU 15 größere Abweichungen. Bei den Beitrittskandidaten sind die Abweichungen, insbesondere im ersten Drittel des Zeitraums (bis ca. 1998), deutlicher. Hier scheinen die Vertrauensindikatoren im Zeitablauf allerdings an Prognosefähigkeit



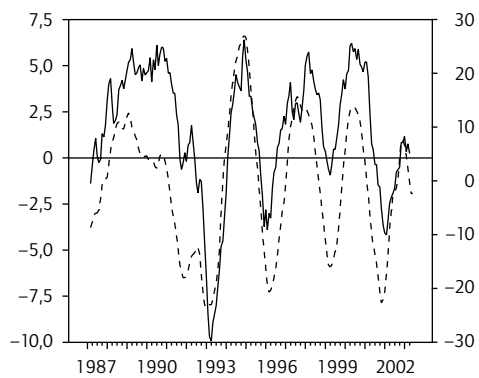
Abbildung 3

### Industrieproduktion und Vertrauensindikator der jeweiligen Region

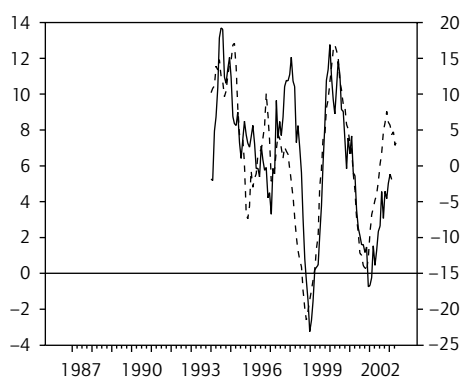
EU 15



Deutschland



MOE



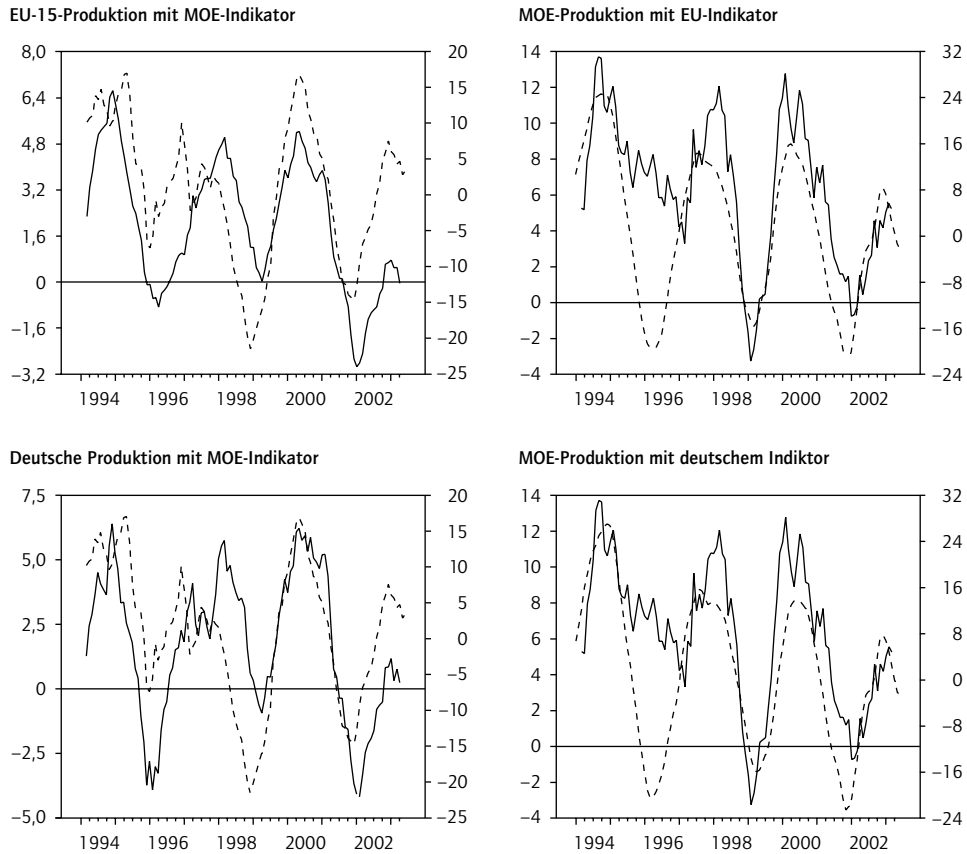
— Produktion  
- - - Indikator

Quellen: Eurostat; Europäische Kommission; Deutsche Bundesbank; OECD; IMF; WIIW; nationale Statistiken; eigene Berechnungen.

gewonnen zu haben. Offenbar gelingt es den Verantwortlichen in den mittel- und osteuropäischen Unternehmen mit Fortschreiten des Transformationsprozesses immer besser, die

Abbildung 4

**Zusammenhänge zwischen der Industrieproduktion und den Vertrauensindikatoren**



Quellen: Eurostat; Europäische Kommission; Deutsche Bundesbank; OECD; IMF; WIIW; nationale Statistiken; eigene Berechnungen.

— Produktion  
 - - - - Indikator

zukünftige Entwicklung der Produktion abzuschätzen. Ein Vorlauf der Indikatoren liegt in keinem der betrachteten Fälle vor.<sup>7</sup>

Für die Frage nach dem Konjunkturzusammenhang sind die länderübergreifenden Beziehungen der Variablen von Interesse, d. h. die Frage, inwieweit die Industrieproduktion einer Ländergruppe vom Vertrauensindikator der anderen Ländergruppe abhängt. Für einen ersten Eindruck ist in Abbildung 4 die Industrieproduktion-Vertrauensindikator-Beziehungen dargestellt.

Abgesehen von dem „Mismatch“, der sich 1995/96 zwischen der MOE-Produktion und dem deutschen bzw. dem europäischen Indikator ergibt, schmiegen sich die westeuropäischen Indikatoren deutlich besser an die osteuropäische Industrieproduktion an, als dies

<sup>7</sup> Diese Aussage wird auch durch hier nicht dargestellte geschätzte Kreuzkorrelationskoeffizienten zwischen Industrieproduktion und Vertrauensindikatoren gedeckt.

umgekehrt der Fall ist: Die Abweichungen sind größer, wenn man die deutsche bzw. EU-Industrieproduktion mit dem MOE-Indikator zu erklären versucht. Auch hier ist kein Vorlauf der Indikatoren zu beobachten.

### 3 Tests auf Granger-Nichtkausalität

Ein ökonometrisches Instrument zur Beurteilung von Zusammenhängen zwischen Zeitreihen ist der Test auf Granger-Nichtkausalität (Granger 1969). Eine Variable  $x$  ist im Sinne Grangers kausal zu einer anderen Variablen  $y$ , wenn  $y$  effizienter vorhergesagt werden kann, falls die Information in  $x$  mit berücksichtigt wird. Wenn sowohl  $x$  Granger-kausal zu  $y$  als auch  $y$  Granger-kausal zu  $x$  ist, also Granger-Kausalität nach beiden Seiten herrscht, so liegt ein so genanntes Feedback-System vor. Der Test auf Granger-Nichtkausalität basiert auf einem bivariaten vektorautoregressiven Modell der Form

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p_y} \beta_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_x} \delta_{1j} x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\ x_t &= \alpha_2 + \sum_{k=1}^{p_x} \beta_{2k} x_{t-k} + \sum_{n=1}^{p_y} \delta_{2n} y_{t-n} + \varepsilon_{2t}, \end{aligned} \quad (1)$$

wobei  $x$  nicht Granger-kausal zu  $y$  ist, wenn  $H_0: \delta_{1j} = 0$  für alle  $j$ , und  $y$  ist nicht Granger-kausal zu  $x$ , wenn  $H_0: \delta_{2n} = 0$  für alle  $n$  gilt. Die Hypothese, dass bestimmte Koeffizienten null sind, kann mithilfe eines  $F$ -Tests geprüft werden. Im Folgenden soll untersucht werden, ob Granger-Kausalität zwischen den Indizes der Industrieproduktion in der EU bzw. in Deutschland und in den MOE-Ländern sowie zwischen den entsprechenden Vertrauensindikatoren besteht.

Für die Aussagekraft der Tests ist eine korrekte Spezifikation der Gleichungen in (1) von hoher Bedeutung. Dies bezieht sich zum einen auf die Wahl der maximalen Lag-Ordnung der Testgleichungen,  $p_x$  bzw.  $p_y$ . Diese wird hier so gewählt, dass das Bayesianische Informationskriterium minimiert wird, unter der Nebenbedingung, dass die Residuen der Gleichung frei von Autokorrelation sind. Die Spezifikation sollte auch das Vorliegen von schlecht modellierten Beobachtungen berücksichtigen. Derartige „Ausreißer“ können zu verzerrten Parameterschätzern führen und die Anpassung der Gleichung verringern. Ihre Wirkungen sollten daher nach Möglichkeit eliminiert werden. Um eine Beobachtung als abweichend vom Rest der Stichprobe zu identifizieren, verwenden wir das so genannte „studentisierte Residuum“, also die empirische  $t$ -Statistik einer Dummy-Variablen, die den Wert eins bei der betreffenden Beobachtung annimmt und sonst null. Diese studentisierten Residuen werden über den gesamten Stützzeitraum berechnet und das Maximum mit einem kritischen Wert verglichen, den wir in Anlehnung an Chen und Lui (1993) auf 3,2 festsetzen. Im Fall der Ablehnung der Nullhypothese, dass kein Ausreißer vorliegt, wird an der Stelle des absolut größten Residuums eine 0/1-Dummy eingeführt und eine erneute Optimierung der maximalen Lag-Ordnung anhand des BIC-Kriteriums und Autokorrelationstests vorgenommen.

Für die Tests gehen die Industrieproduktionsreihen in ersten Differenzen in das Gleichungssystem (1) ein, da ihre Niveaus integriert vom Grade eins sein dürften. Die Vertrauensindikatoren werden dagegen, da sie stationär sein dürften, in Niveaus in die Gleichungen aufgenommen.

### 3.1 Industrieproduktion

Zunächst betrachten wir den Zusammenhang zwischen den Indizes der Industrieproduktion der verschiedenen Regionen. Die Frage ist, ob die jeweilige Industrieproduktion einer Region mithilfe der Industrieproduktion einer der anderen Regionen besser prognostiziert werden kann.

Die Analyse zeigt, dass die EU-Industrieproduktion Granger-kausal ist zur Industrieproduktion in den MOE-Ländern (Tabelle 3). Dies war angesichts der Tatsache, dass die EU der größte Handelspartner der MOE-Länder ist, zu erwarten. Allerdings ist die MOE-Industrieproduktion auch Granger-kausal zur Produktion in der EU. Es liegt also ein Feedback-System zwischen EU und MOE-Ländern vor. Der Anteil von mittlerweile etwa 10%, den die MOE-Länder am gesamten Außenhandel der EU haben, reicht offenbar schon aus, um die Konjunktur dort signifikant zu beeinflussen.

Die Zusammenhänge zwischen der deutschen Industrieproduktion und der Produktion in den MOE-Ländern sind deutlich schwächer ausgeprägt. Bei konventionellen Signifikanzniveaus kann die Hypothese der Granger-Nichtkausalität in beide Richtungen nicht abgelehnt werden. Wird eine etwas erhöhte Irrtumswahrscheinlichkeit von 12,5% akzeptiert, so findet sich Evidenz für ein weiteres Feedback-System.

Insgesamt sind die Ergebnisse überraschend. Man hätte erwarten können, dass aufgrund der räumlichen Nähe zwischen Deutschland und den MOE-Ländern der Konjunkturverbund hier enger ist als zwischen der EU und den MOE-Ländern. Das Gegenteil ist der Fall. Die höhere Bedeutung der EU für die MOE-Länder mag einfach mit der Größe der Union im Vergleich zu Deutschland als einzelmem Mitgliedsland zu tun haben. Dass aber auch die Produktion in den MOE-Ländern stärker auf die Produktion in der EU wirkt als auf die Produktion in Deutschland, ist erstaunlich.

Tabelle 3

#### Ergebnisse der Tests auf Granger-Nichtkausalität zwischen den Indizes der Industrieproduktion

$x$	$y$	EU 15	Deutschland	MOE-Länder
EU 15				5,38 (0,000) [10]
Deutschland				1,503 (0,125) [15]
MOE-Länder		1,95 (0,030) [15]	2,12 (0,125) [2]	

Der erste Wert stellt den empirischen Wert der  $F$ -Statistik dar, in runden Klammern dahinter ist dessen marginales Signifikanzniveau angegeben. Darunter in eckigen Klammern findet sich die Anzahl der verwendeten Lags, berechnet nach dem Prinzip der Minimierung des BIC-Kriteriums bei gleichzeitiger Freiheit der Residuen von Autokorrelation. Kursiv gedruckte Ergebnisse bedeuten, dass die Hypothese der Granger-Nichtkausalität bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht abgelehnt werden kann.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 4

**Ergebnisse der Tests auf Granger-Nichtkausalität zwischen den Vertrauensindikatoren**

<i>x</i>	<i>y</i>	EU 15	Deutschland	MOE-Länder
EU 15				1,51 (0,143) [11]
Deutschland				0,85 (0,606) [13]
MOE-Länder		2,36 (0,008) [15]	1,55 (0,116) [13]	

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 3.

### 3.2 Vertrauensindikatoren

Überraschend sind auch die Ergebnisse für die Vertrauensindikatoren (Tabelle 4). Man hätte erwarten können, dass die großen Wirtschaftsräume EU bzw. Deutschland das Vertrauen in den MOE-Ländern beeinflussen, das Vertrauen in den großen Wirtschaftsräumen selbst aber kaum durch die MOE-Länder bestimmt wird.

Die Granger-Regressionen zeigen, dass exakt das Gegenteil der Fall ist. Das Industrievertrauen in den MOE-Ländern wird durch das Vertrauen in der EU nur schwach und durch das Vertrauen in Deutschland überhaupt nicht beeinflusst. Dagegen wird das Vertrauen in der EU signifikant durch das Vertrauen in den MOE-Ländern mit bestimmt; für Deutschland ist der Effekt schwächer als für die EU, aber bei einer konventionellen Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % nur knapp insignifikant.

## 4 Eignen sich die Vertrauensindikatoren zur Prognose der Konjunktur in den MOE-Ländern?

Die Analyse hat gezeigt, dass der Konjunkturverlauf in der EU – und mit Einschränkungen auch der in Deutschland – von der Entwicklung der Konjunktur in den Beitrittsländern abhängt. Eine Konjunkturprognose für die EU oder Deutschland sollte daher immer auch mit einer Prognose für die Beitrittsländer einhergehen. Zur Ableitung kurzfristiger Konjunkturprognosen werden häufig die oben bereits verwendeten Indikatoren des Industrievertrauens eingesetzt. Hier soll abschließend untersucht werden, ob sich die Prognose der Industrieproduktion in den MOE-Ländern durch die Nutzung der Informationen in den Vertrauensindikatoren verbessern lässt. Zur Nutzung dieser Information bedarf es allerdings eines ökonometrischen Modells. Ob dieses mit der Information aus den Vertrauensindikatoren bessere Prognosen generiert, kann ermittelt werden, indem man das Modell rekursiv über einen historischen Zeitraum, für den bereits Ist-Werte vorliegen, schätzt und für Prognosen nutzt und die Prognoseergebnisse mit den Ist-Werten vergleicht. Sind die so geschätzten Prognosefehlervarianzen geringer als für ein rein autoregressives Modell für die Industrieproduktion, so ist das Modell mit dem Vertrauensindikator vorzuziehen. Um einer realen Prognosesituation möglichst nahe zu kommen, werden die ökonometrischen Prognosegleichungen ebenfalls rekursiv, d. h. für jeden Prognoseschritt neu spezifiziert und geschätzt.

Das Prognosemodell für die MOE-Industrieproduktion besteht wie das System (1) jeweils aus zwei Gleichungen, von denen Gleichung (2) die Industrieproduktion durch die eigenen Verzögerungen und durch den Vertrauensindikator, Gleichung (3) den Vertrauensindikator durch eigene Verzögerungen und Verzögerungen der Industrieproduktion erklärt. Somit kann eine Prognose mit nur endogenen Variablen geschätzt werden. Die Gleichungen lauten

$$\Delta IP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{P_1} \beta_{1i} \Delta IP_{t-i} + \sum_{j=0}^{P_2} \delta_{1j} \Delta IN_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$\Delta IN_t = \alpha_2 + \sum_{k=1}^{P_3} \beta_{2k} \Delta IN_{t-k} + \sum_{n=1}^{P_4} \delta_{2n} \Delta IP_{t-n} + \varepsilon_{2t}, \quad (3)$$

wobei  $IP$  die Industrieproduktion und  $IN$  den Vertrauensindikator darstellt.<sup>8</sup> Es wird sowohl untersucht, ob der MOE-Vertrauensindikator zur Verbesserung der Industrieproduktion in den MOE-Ländern beiträgt, als auch, ob die Vertrauensindikatoren aus der EU oder aus Deutschland dies tun.

Die Prognosegüte vektorautoregressiver Modelle hängt entscheidend von der Spezifikation der Verzögerungsstruktur ab. Für diese Untersuchung verwenden wir eine umfangreiche Modellauswahlroutine, die auf der Minimierung des Bayesianischen Informationskriteriums (BIC) basiert (vgl. Benner und Meier 2003).

Der Prognosezeitraum erstreckt sich von Januar 1998 bis März 2003. Ein längeres Prognosefenster war aufgrund des relativ kurzen Stützbereichs für die Modellspezifikation und -schätzung nicht möglich, da die Ergebnisse sonst instabil wurden. Es werden rekursive Out-of-Sample-Prognosen für die Veränderungsrate der Industrieproduktion im Vorjahresvergleich über einen Monat bis zwölf Monate berechnet. Dazu wird das Prognosemodell zunächst nur anhand der Daten für den Zeitraum Januar 1993 bis Dezember 1997 mithilfe der Modellauswahlprozedur spezifiziert, geschätzt und dann zur Prognose der Industrieproduktion über den Zeitraum Januar bis Dezember 1998 herangezogen. Anschließend wird der Stützbereich um eine Beobachtung erweitert, die Spezifikation wird erneut vorgenommen, und nun werden Prognosen über den Zeitraum Februar 1998 bis Januar 1999 erzeugt. Dieser Prozess setzt sich bis zum Ende des untersuchten Zeitraums fort, so dass am Ende 64 Ein-Schritt-, 63 Zwei-Schritt- usw. sowie 52 Zwölf-Schritt-Prognosen zur Verfügung stehen. Diese werden mit den tatsächlichen Realisationen der Industrieproduktionen verglichen; daraus errechnet sich die Prognosefehlervarianz des Modells. Als Maß zur Bewertung der Prognosegüte wird das Theilsche  $U$  verwendet, also der Quotient aus der Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler (RMSE) des Prognosemodells und dem RMSE eines ebenfalls rekursiv spezifizierten und geschätzten autoregressiven Modells (naive Prognose). Eine dem autoregressiven Modell überlegene Prognose weist dabei einen Wert kleiner als eins auf. Außerdem wird die Modifikation des Tests von Diebold und

<sup>8</sup> Um den Rechenaufwand bei der Modellselektion zu verringern, stützen wir uns dabei auf ein „General-to-Specific“-Reduktionsverfahren, das auf der sukzessiven Eliminierung einzelner Koeffizienten mit niedrigen empirischen  $t$ -Werten beruht (Brüggemann und Lütkepohl 2001). Als Nebenbedingung gilt dabei wiederum, dass das auf diese Weise gefundene Modell autokorrelationsfreie Residuen aufweisen muss. Zudem kommt das oben beschriebene Verfahren zur Eliminierung von Ausreißern zum Einsatz. Die Gleichungen werden einzeln mit der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt. Eine Effizienzverbesserung durch das SUR-Verfahren wäre möglich; da dies jedoch keinen Einfluss auf die Punktprognose hätte, wurde dieses Verfahren hier nicht verwendet.

Tabelle 5

**RMSE und Theilsches U für das Prognosemodell für die MOE-Industrieproduktion**

Prognose-schritte	MOE	MOE mit EU-15-Indikator	MOE mit Deutschland-Indikator
1	0,024	0,023	0,023
	0,89	0,85*	0,85*
2	0,023	0,023	0,023
	0,92*	0,94	0,94
3	0,026	0,025	0,025
	0,93	0,89**	0,90*
4	0,032	0,028	0,032
	0,96	0,84***	0,94*
8	0,044	0,041	0,044
	0,98	0,90	0,97
12	0,57	0,051	0,055
	1,00	0,90	0,97

Für jeden Indikator geben die Werte der ersten Zeile die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler (RMSE) für den jeweiligen Prognose-schritt an, die zweite Zeile den Quotienten aus dem RMSE des Modells und dem RMSE der autoregressiven Prognose (Theilsches U). Die Sterne kennzeichnen einen Wert, der nach dem Test von Harvey et al. (1997) bei einem Signifikanzniveau von 1,5 bzw. 10% vom Wert eins verschieden ist.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Mariano (1995) von Harvey et al. (1997) auf Gleichheit der Prognosefehler berechnet, um zu beurteilen, ob die Unterschiede zwischen den RMSE auch statistisch signifikant sind.

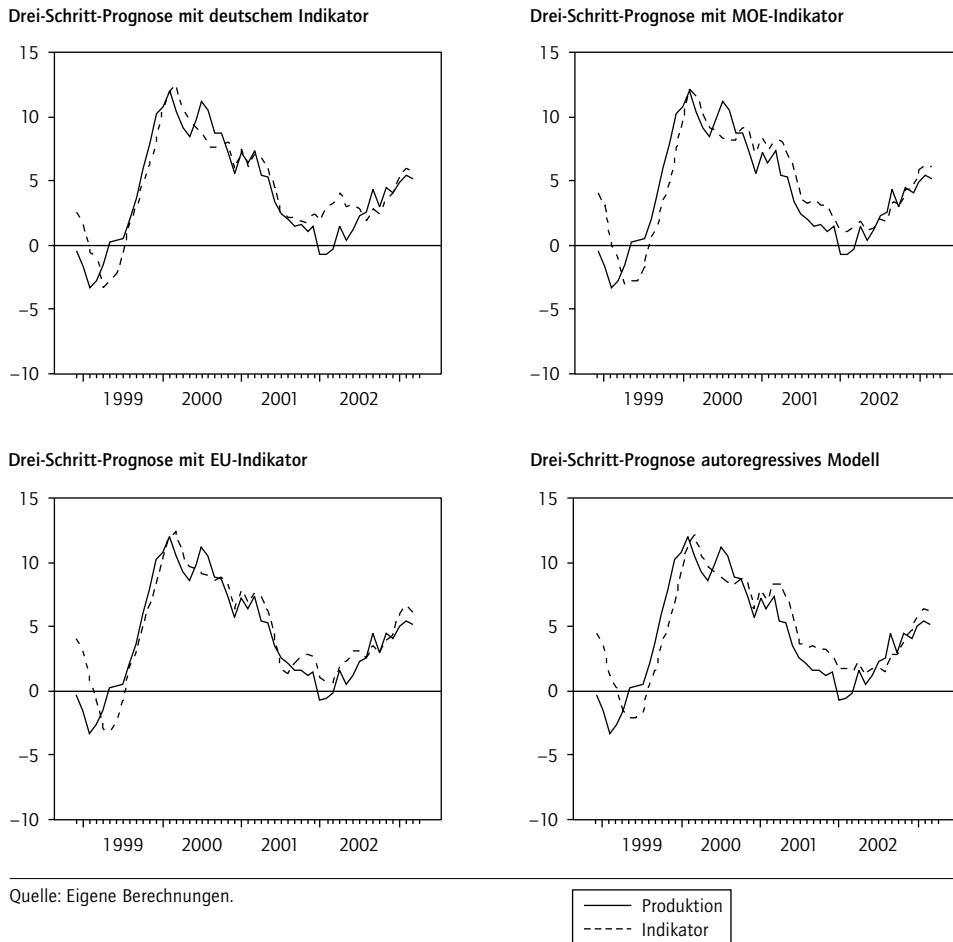
Bei den Gleichungen zur Schätzung der Industrieproduktion in den MOE-Ländern wird ein veröffentlichungsbedingter Vorlauf des Vertrauensindikators von drei Monaten berücksichtigt. So lagen beispielsweise bereits Ende Juni 2003 alle Vertrauensindikatoren für diesen Monat vor, während für die MOE-Industrieproduktion erst der März-Wert veröffentlicht war.

Unabhängig von der Wahl des Vertrauensindikators zeigt sich, dass der Prognosefehler eines Modells mit Vertrauensindikator fast immer geringer ausfällt als bei der autoregressiven Prognose. Theils U ist fast immer kleiner als eins (Tabelle 5). Allerdings erweist sich dieser Unterschied in der Differenz der Prognosefehler oft als statistisch nicht signifikant, wobei freilich zu berücksichtigen ist, dass die Stichprobe, anhand derer die statistische Signifikanz beurteilt wird, vergleichsweise klein ist.

Eine signifikante Prognoseverbesserung lässt sich mithilfe des MOE-Vertrauensindikators nur über einen Prognosehorizont von zwei Monaten nachweisen. Dagegen führt die Verwendung des EU-Vertrauensindikators oder des deutschen Indikators zu einer signifikanten Verbesserung der Prognose über einen Monat sowie über drei und vier Monate, wobei die Ergebnisse für den deutschen Indikator, ähnlich den Resultaten der Granger-Nichtkausalitätstests, etwas schwächer sind.

Abbildung 5

**Drei-Schritt-Prognose der MOE-Industrieproduktion mithilfe des deutschen, des EU- und des MOE-Indikators sowie des autoregressiven Modells**



In den Abbildungen 5 und 6 sind die Prognosen der rekursiven Modellspezifikation für die Industrieproduktion der MOE-Länder beispielhaft für die Prognosehorizonte von drei und zwölf Monaten abgebildet.<sup>9</sup>

Erwartungsgemäß bilden die Drei-Schritt-Prognosen die tatsächliche Veränderung der Industrieproduktion wesentlich besser ab als die Prognosen über zwölf Monate. Bei den Drei-Schritt-Prognosen sind lediglich kleinere Unterschiede, die aus der Verwendung der verschiedenen Indikatoren resultieren, erkennbar. So scheint die Prognose mit dem EU-Indikator den besten Fit zu haben, gefolgt vom deutschen Indikator. Zwischen der Prognose mit dem MOE-Indikator und der autoregressiven Prognose sind kaum Unterschiede zu erkennen. Diese graphischen Resultate bestätigen die numerischen Ergebnisse aus Tabelle 5.

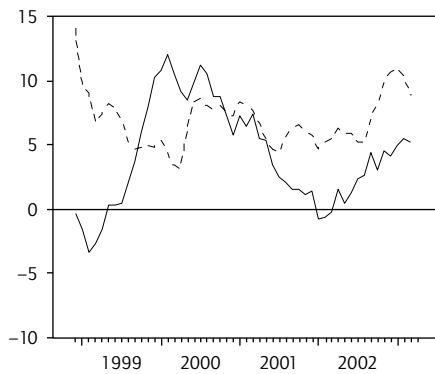
<sup>9</sup> Zur Glättung wird wiederum ein Dreimonatsdurchschnitt verwendet.



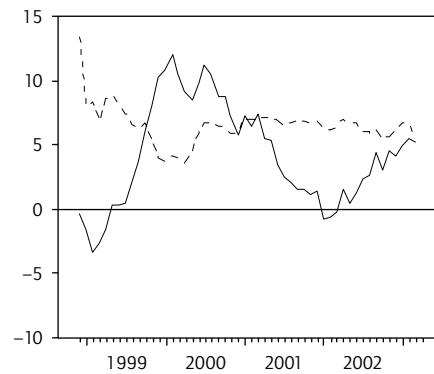
Abbildung 6

### Zwölf-Schritt-Prognose der MOE-Industrieproduktion mithilfe des deutschen, des EU- und des MOE-Indikators sowie des autoregressiven Modells

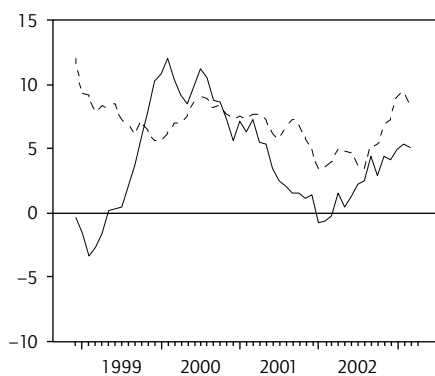
Zwölf-Schritt-Prognose mit deutschem Indikator



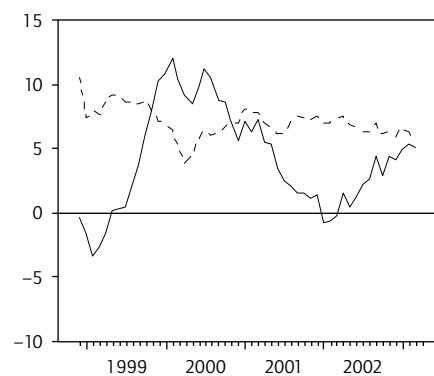
Zwölf-Schritt-Prognose mit MOE-Indikator



Zwölf-Schritt-Prognose mit EU-Indikator



Zwölf-Schritt-Prognose autoregressives Modell



Quelle: Eigene Berechnungen.

— Produktion  
- - - Indikator

Wie zu erwarten war, bilden die Zwölf-Schritt-Prognosen die tatsächliche Veränderung der Industrieproduktion sehr ungenau ab. Dies ist wiederum eine Bestätigung dafür, dass die Indikatoren am ehesten für die kurzfristige Prognose geeignet sind.

## 5 Fazit

In den vergangenen zehn Jahren war ein starker konjunktureller Gleichlauf zwischen der EU bzw. Deutschland und den MOE-Ländern zu beobachten. Die Richtung der Schwankungen der Industrieproduktion war – mit Ausnahme der Schwächephase von 1996 bis 1997, als die Abschwächung in den MOE-Ländern später und schwächer ausfiel als in der EU – grundsätzlich gleich. Die Volatilität der Schwankungen in den MOE-Ländern war jedoch höher. In den letzten Jahren hat sich der Gleichlauf verstärkt. Mit der beschleunig-

ten Integration der Märkte nach dem Beitritt der MOE-Länder zur EU dürfte sich dieser Trend fortsetzen.

Die Analyse der gegenseitigen konjunkturellen Impulse zwischen der EU und den MOE-Ländern ergab, dass die Konjunktur in der EU nicht mehr unabhängig von der Konjunktur in den MOE-Ländern gesehen werden kann. Die MOE-Länder sind also nicht mehr als „kleines Land“ aufzufassen, das zwar selbst durch die Konjunktur der Handelspartner beeinflusst wird, seinerseits aber kaum auf die Handelspartner wirkt. Im Gegenteil: Über den Erwartungskanal, der sich in den Vertrauensindikatoren spiegelt, beeinflussen die MOE-Länder die EU sogar stärker, als dies umgekehrt der Fall ist. Für den Zusammenhang zwischen Deutschland und den MOE-Ländern ergab die Analyse das überraschende Resultat, dass dieser weniger eng ist als für die EU als Ganzes.

Zur Prognose der Industrieproduktion in den MOE-Ländern auf der Basis ökonometrischer Modelle eignen sich die analysierten Vertrauensindikatoren nur bedingt. Interessanterweise führt die Verwendung der Indikatoren für die EU oder für Deutschland zu besseren Ergebnissen bei der Prognose der MOE-Industrieproduktion als die Verwendung des MOE-Indikators. Allerdings sind die Ergebnisse hier vorsichtig zu interpretieren, da angesichts der beschränkten Datenverfügbarkeit nur ein Zeitraum von gut fünf Jahren für die Prognose verwendet werden konnte, was für die Konjunkturanalyse recht kurz ist.

## Literaturverzeichnis

- Benner, J. und C.-M. Meier (2003): *Prognosegüte alternativer Frühindikatoren für die Konjunktur in Deutschland*. Kieler Arbeitspapiere 1139. Kiel.
- Brüggemann, R. und H. Lütkepohl (2001): Lag Selection in Subset VAR Models with an Application to a U.S. Monetary System. In: R. Friedmann, L. Knüppel und H. Lütkepohl (Hrsg.): *Econometric Studies*. A Festschrift in Honour of Joachim Frohn. Münster, LIT-Verlag, 107–128.
- Central Statistical Bureau of Latvia (2004): [www.csb.lv/avidus.cfm](http://www.csb.lv/avidus.cfm)
- Chen, C. und L.-M. Lui (1993): Joint Estimation of Model Parameters and Outlier Effects in Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 88, 284–297.
- Deutsche Bundesbank (2003): [www.deutsche-bundesbank.de/](http://www.deutsche-bundesbank.de/)
- Deutsche Bundesbank (2003): *Monatsbericht*, Juli 2003. Frankfurt a. M.
- Diebold, F. X. und R. S. Mariano (1995): Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253–263.
- Eurostat (2003): [www.europa.eu.int/comm/eurostat/](http://www.europa.eu.int/comm/eurostat/)
- European Commission (2003): Towards an Enlarged European Union. Download unter: [www.europa.eu.int/comm/enlargement/docs/pdf/eurostatapril2003.pdf](http://www.europa.eu.int/comm/enlargement/docs/pdf/eurostatapril2003.pdf)
- European Parliament (2003): Task Force Enlargement. Statistical Annex. June 2003. Download unter: [www.europarl.eu.int/enlargement\\_new/statistics/pdf/22a1\\_06\\_03\\_en.pdf](http://www.europarl.eu.int/enlargement_new/statistics/pdf/22a1_06_03_en.pdf)
- Granger, C. W. J. (1969): Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424–438.
- Harvey, D. I., S. J. Leybourne und P. Newbold (1997): Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors. *International Journal of Forecasting*, 13, 281–291.
- IMF (2003): *International Financial Statistics*, April 2003. Washington, D.C.
- IMF (2003): [www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2002/02/data/index.htm](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2002/02/data/index.htm)
- OECD (2003): *Main Economic Indicators*, Vol. 6. Paris.

- OECD (2003): *Monthly Statistics of International Trade*, Vol. 3. Paris.  
 Polish Official Statistics (2003): [www.stat.gov.pl/english/index.htm](http://www.stat.gov.pl/english/index.htm)  
 Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1997):  
*Wachstum, Beschäftigung, Währungsunion – Orientierung für die Zukunft*. Jahresgutachten 1997/98. Stuttgart, Metzler-Poeschel Verlag.  
 Statistisches Bundesamt Deutschland (2003): [www.destatis.de/](http://www.destatis.de/)  
 Statistical Office of the Republic of Slovenia (2003): [www.stat.si/default.asp](http://www.stat.si/default.asp)  
 Wiener Institut für Internationale Wirtschaftsvergleiche (2003): [www.wiiv.at/e/statistics.html](http://www.wiiv.at/e/statistics.html)

## Anhang

### Übersicht über das verwendete Datenmaterial für die Konjunkturanalyse

Bezeichnung	Quelle	Zeitraum
Industrieproduktion EU	Eurostat	1986:1 – 2003:4
Industrieproduktion Deutschland	Deutsche Bundesbank	1986:1 – 2003:4
Industrieproduktion Estland	OECD, Main Economic Indicators	1995:1 – 2003:3
Industrieproduktion Lettland	Central Statistical Bureau of Latvia	1993:1 – 2003:3
Industrieproduktion Litauen	IMF, International Financial Statistics	1993:1 – 2003:3
Industrieproduktion Polen	Polish Official Statistics	1993:1 – 2003:3
Industrieproduktion Tschechien	IMF, International Financial Statistics	1993:1 – 2003:3
Industrieproduktion Slowakei	IMF, International Financial Statistics	1993:1 – 2003:3
Industrieproduktion Ungarn	WIIW	1993:1 – 2003:3
Industrieproduktion Slowenien	Statistical Office of Slovenia	1993:1 – 2003:3
Vertrauensindikator EU	Europäische Kommission	1986:1 – 2003:6
Vertrauensindikator Deutschland	Europäische Kommission	1986:1 – 2003:6
Vertrauensindikator Estland	Europäische Kommission	1993:1 – 2003:6
Vertrauensindikator Lettland	Europäische Kommission	1993:4 – 2003:6
Vertrauensindikator Litauen	Europäische Kommission	1993:5 – 2003:6
Vertrauensindikator Polen	Europäische Kommission	1996:1 – 2003:6
Vertrauensindikator Tschechien	Europäische Kommission	1993:1 – 2003:6
Vertrauensindikator Slowakei	Europäische Kommission	1993:8 – 2003:6
Vertrauensindikator Ungarn	Europäische Kommission	1996:1 – 2003:6
Vertrauensindikator Slowenien	Europäische Kommission	1995:4 – 2003:6
BIP-Gewichte für MOE-Länder	IMF	2001