



**Der Einfluss der  
US-amerikanischen Konjunktur  
auf Deutschland und  
die Europäische Union**  
eine Untersuchung mit VAR-Modellen

*Klaus Weyerstraß*

März 2002

Nr. 158

**Diskussionspapiere**  
*Discussion Papers*

Abteilung Konjunktur und Wachstum

Leitung: Dr. Udo Ludwig

Autor: Dr. Klaus Weyerstraß

Telefon: (0345) 7753-807

Fax: (0345) 7753-820

E-Mail: [wey@iwh-halle.de](mailto:wey@iwh-halle.de)

Diskussionspapiere stehen in der alleinigen Verantwortung der jeweiligen Autoren. Die darin vertretenen Auffassungen stellen keine Meinungsäußerung des IWH dar.

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE (IWH)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)

Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)

Telefon: (03 45) 77 53-60

Telefax: (03 45) 77 53-8 20

Internet: <http://www.iwh-halle.de>

## Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung .....	4
2	Übertragungswege von Konjunkturschwankungen.....	4
3	Der internationale Konjunkturverbund .....	6
4	Analyse mit VAR-Modellen .....	7
5	Untersuchung mit dem Grundmodell .....	9
5.1	Stationaritätstests.....	10
5.2	Konjunkturübertragung von den USA auf Deutschland und die übrigen EU-Staaten im Grundmodell.....	10
6	Untersuchung mit einem erweiterten Modell.....	14
6.1	Stationaritätstests.....	15
6.2	Konjunkturübertragung von den USA auf Deutschland und die übrigen EU-Staaten im erweiterten Modell.....	15
7	Zusammenfassung.....	20
	Literaturverzeichnis.....	21
	Anhang .....	22
	Variablenliste .....	22
	Stationaritätstests.....	22
	Lag-Auswahl .....	23
	Schätzergebnisse .....	24

## 1 Einleitung

Mit der Errichtung des Gemeinsamen Europäischen Marktes wurde vielfach die Erwartung verbunden, dass sich die Volkswirtschaften der Europäischen Union von der internationalen konjunkturellen Entwicklung abkoppeln könnten. Die Erfahrung des Jahres 2001 zeigt jedoch, dass auch das große Wirtschaftsgebiet nicht vollständig gegen von außen einwirkende Schocks immun ist. Der starke Rückgang des Wachstums des Bruttoinlandsproduktes in den USA von 4,1% im Jahr 2000 auf etwa 1% 2001 ging auch mit einer merklichen Abschwächung des Wachstums in den westeuropäischen Staaten einher. Besonders ausgeprägt war diese konjunkturelle Schwächephase in Deutschland.

In diesem Beitrag wird mit vektorautoregressiven Modellen (VAR) untersucht, wie stark sich von den Vereinigten Staaten ausgehende konjunkturelle Impulse auf Deutschland und die Gesamtheit der übrigen Staaten der Europäischen Union auswirken. Die Position der betrachteten Volkswirtschaften im Konjunkturzyklus wird mit der Produktionslücke, d.h. der prozentualen Abweichung des tatsächlichen Bruttoinlandsproduktes vom Produktionspotential, bestimmt.

Diese Arbeit gliedert sich wie folgt: In Abschnitt 2 werden die möglichen Transmissionskanäle der internationalen Konjunktur identifiziert. Kapitel 3 beschreibt den Gleichlauf der Konjunktur in den untersuchten Volkswirtschaften. In Abschnitt 4 erfolgt eine Darstellung der im vorliegenden Beitrag verwendeten Methode. Die Resultate, die sich bei der Anwendung eines Modells ergeben, welches aus den Produktionslücken in den USA, Deutschland und der Gesamtheit der übrigen EU-Staaten besteht, werden in Abschnitt 5 diskutiert. Kapitel 6 beschreibt die Ergebnisse, die bei Verwendung eines um Zinssätze erweiterten Modells resultieren. Abschnitt 7 beschließt die Arbeit mit einer Zusammenfassung der wesentlichen Aussagen.

## 2 Übertragungswege von Konjunkturschwankungen

In der Vergangenheit wurde bei der Frage, wie stark sich konjunkturelle Schwankungen auf andere Volkswirtschaften übertragen, vor allem auf den direkten Außenhandel zwischen den Ländern abgestellt. In letzter Zeit werden darüber hinaus auch andere Transmissionskanäle der internationalen Konjunktur diskutiert (vgl. Sachverständigenrat 2001). Hier sind insbesondere die steigende Bedeutung multinationaler Unternehmen sowie die stärkere Verflechtung der Aktienmärkte zu nennen.

Die Übertragung konjunktureller Schwankungen durch internationale Konzerne kann auf die folgenden Überlegungen zurückgeführt werden. Als Beispiel sei ein US-amerikanisches Unternehmen betrachtet, das Direktinvestitionen in Deutschland getätigt hat. Durch die konjunkturelle Abschwächung in den USA wird die Liquidität des Un-

ternehmens beeinträchtigt. Dies kann das Management veranlassen, nicht nur in den Vereinigten Staaten, sondern auch in den ausländischen Produktionsstätten Kürzungen bei Personal und Investitionen vorzunehmen. Eine Investitionseinschränkung wirkt sich unmittelbar negativ auf das Bruttoinlandsprodukt in dem betreffenden Staat aus. Zudem kann eine Personalfreisetzung dazu führen, dass der private Verbrauch eingeschränkt wird. Darüber hinaus können von der Produktions- und Investitionseinschränkung Zulieferer betroffen sein. Aufgrund dieser Folgewirkungen wird die ursprüngliche Investitionskürzung durch Multiplikatoreffekte noch verstärkt.

Neben der internationalen Verbreitung konjunktureller Impulse über den Außenhandel und multinationale Unternehmen kommt als Übertragungsweg auch der internationale Verbund der Aktienmärkte in Frage. So betrug der Korrelationskoeffizient zwischen der monatlichen Veränderung des Deutschen Aktienindex (DAX) und des amerikanischen Dow Jones Industrial Average Index im Durchschnitt der Jahre 1995 bis 2001 0,66<sup>1</sup>. Im Zeitraum 1987 bis 1994 hatte der entsprechende Korrelationskoeffizient noch bei 0,54 gelegen. Dies kann als ein Indiz für eine zunehmende Verflechtung des deutschen mit dem US-amerikanischen Aktienmarkt gewertet werden. Ein Rückgang der Aktienkurse verschlechtert die Finanzierungsbedingungen von Unternehmen aus unterschiedlichen Gründen. Zum einen werden Investitionen zum Teil durch die Emission neuer Aktien finanziert. Zum anderen kann ein sinkender Firmenwert eine Herabstufung der Kreditwürdigkeit zur Folge haben, was in höheren Kreditkosten resultiert. Darüber hinaus führt ein Rückgang der Aktienkurse zu einer Vermögenseinbuße der privaten Haushalte, was sich negativ auf deren Konsumnachfrage auswirkt. Da der Einfluss der Aktienkurse auf die Investitionstätigkeit deutscher Unternehmen im Vergleich zu den USA und Großbritannien eher gering ist (vgl. Edison und SIØk 2001) und zudem der Vermögenseffekt der Konsumnachfrage lediglich eine untergeordnete Rolle spielt<sup>2</sup>, dürfte die Konjunkturübertragung über den Aktienmarkt in Deutschland verglichen mit der Transmission über den Außenhandel und Direktinvestitionen multinational operierender Unternehmen lediglich eine untergeordnete Rolle spielen. Mit der zunehmenden Integration der Kapitalmärkte geht jedoch auch eine stärkere internationale Übertragung von Stimmungen der Verbraucher und Investoren einher (vgl. IMF 2001), wodurch unabhängig von der aktuellen Lage die künftige Entwicklung beeinflusst wird.

---

<sup>1</sup> Eigene Berechnungen.

<sup>2</sup> Hassler (2001) schätzt eine Konsumfunktion für Deutschland und ermittelt eine langfristige Elastizität des Konsums in Bezug auf das Vermögen von 0,8%, verglichen mit einer Elastizität in Bezug auf das Einkommen von 78%.

Bei ausschließlicher Betrachtung der internationalen Konjunkturübertragung über den Außenhandel müssten andere Staaten stärker von konjunkturellen Schwankungen in den USA betroffen sein als Deutschland. So betrug etwa im Jahr 2000 der Anteil der USA an den Waren- und Dienstleistungsausfuhren im Vereinigten Königreich etwa 18%, in Deutschland hingegen lediglich rund 11%<sup>3</sup>. Die Konjunktur im Vereinigten Königreich erwies sich jedoch als außerordentlich robust gegenüber der Konjunkturschwäche in den Vereinigten Staaten.

In diesem Artikel wird untersucht, ob die Konjunktur in Deutschland stärker von Impulsen aus den USA abhängt als andere Länder, wenn neben dem Außenhandel auch die anderen genannten Einflussfaktoren einbezogen werden. Zu diesem Zweck wird die Übertragung konjunktureller Impulse mittels VAR-Modellen abgeschätzt. Die konjunkturelle Situation der einzelnen Volkswirtschaften wird jeweils durch die Produktionslücke, d.h. die prozentuale Abweichung des tatsächlichen Bruttoinlandsproduktes vom Produktionspotential, bestimmt. Somit werden die konjunkturellen Transmissionswege in ihrer Auswirkung auf die Produktionslücke abgebildet. Der Vorteil dieses Ansatzes besteht darin, dass die Einflussfaktoren simultan erfasst werden. Auf der anderen Seite ist eine Quantifizierung der relativen Bedeutung der einzelnen Kanäle nicht möglich.

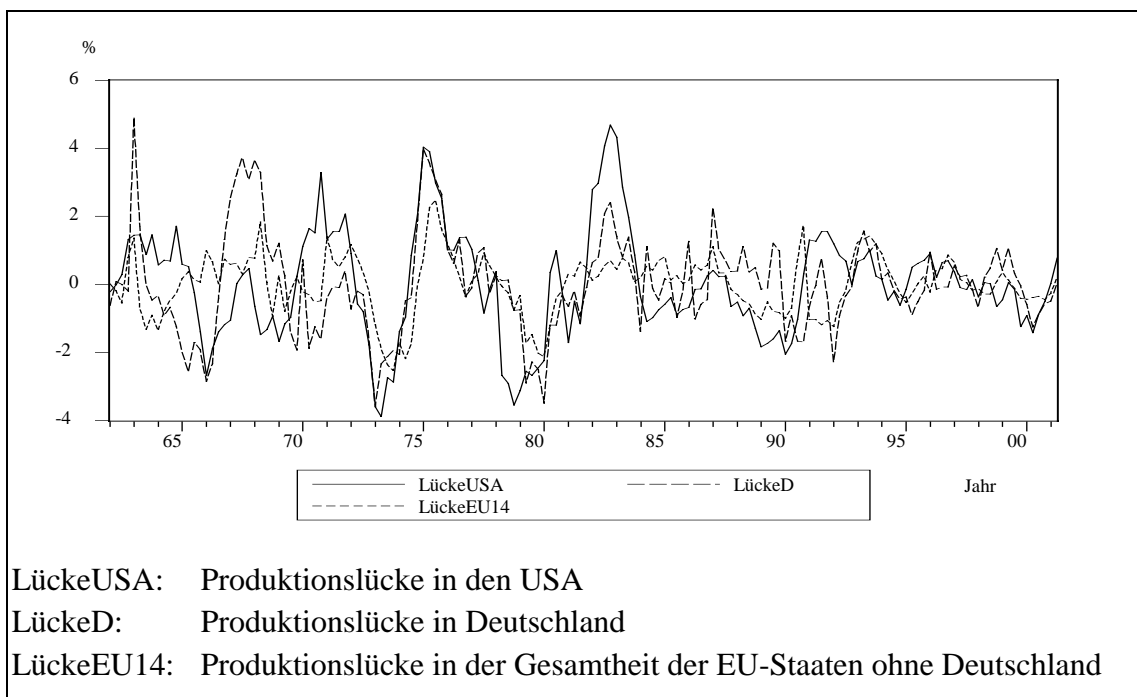
### **3 Der internationale Konjunkturverbund**

Abbildung 1 zeigt die Produktionslücken, d.h. die prozentuale Abweichung des tatsächlichen Bruttoinlandsproduktes vom jeweiligen Produktionspotential, in den USA, in Deutschland und in der Gesamtheit der übrigen 14 heutigen Mitgliedstaaten der EU (EU14) im Zeitraum erstes Quartal 1962 bis zweites Quartal 2001.

Es zeigt sich, dass die konjunkturellen Schwingungen in den genannten Volkswirtschaften im Großen und Ganzen synchron verlaufen, auch wenn der Zusammenhang nicht immer gleich stark ist. Der Gleichlauf zeigt sich sowohl in konjunkturellen Abschwungphasen, in denen die Produktionslücke größer wird, als auch in Zeiten wirtschaftlichen Aufschwungs mit abnehmenden Produktionslücken. Zu Beginn der neunziger Jahre wurde die Tendenz jedoch durch die Sonderentwicklungen in der Folge der deutschen Vereinigung überlagert. Zunächst kam es in Deutschland zu einem vereinigungsbedingten Boom, während sich die übrigen betrachteten Volkswirtschaften bereits in einer Rezession befanden, die 1992/93 dann auch Deutschland erfasste.

---

<sup>3</sup> Die Außenhandelsverflechtung, gemessen am Anteil der Exporte am Bruttoinlandsprodukt, lag im Vereinigten Königreich und in Deutschland jeweils bei etwa 1/3.

**Abbildung 1:** Produktionslücken - Abweichung vom Produktionspotential in %

#### 4 Analyse mit VAR-Modellen

Die für diesen Beitrag verwendete Methode stützt sich auf das Verfahren von Canova und Marrinan (1998) sowie dessen Anwendung durch den Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2001). Dort wurde mit einem bivariaten Modell der konjunkturelle Zusammenhang zwischen Deutschland und den USA betrachtet. In dem vorliegenden Beitrag wird ein Modell verwendet, das sowohl die direkten Auswirkungen konjunktureller Übertragungen von den Vereinigten Staaten auf Deutschland abbildet, daneben aber auch die Effekte enthält, die sich aufgrund der starken Außenhandelsverflechtung Deutschlands mit den übrigen EU-Staaten ergeben, die ebenfalls von konjunkturellen Impulsen aus den USA betroffen sind.

Die konjunkturelle Situation der einzelnen Volkswirtschaften wird jeweils durch die Produktionslücke, d.h. die prozentuale Abweichung des tatsächlichen Bruttoinlandsproduktes vom Produktionspotential, bestimmt. Das Produktionspotential wird mittels des Hodrick-Prescott-Filters (vgl. Hodrick und Prescott 1997) geschätzt.

Somit besteht das VAR-Modell in der Grundform aus den Produktionslücken in den USA, in Deutschland und in der Gesamtheit der EU-Mitgliedstaaten ohne Deutschland (EU14). Dies ermöglicht neben der Berücksichtigung der oben genannten außenwirtschaftlichen Verflechtung Deutschlands im Rahmen der Europäischen Union die Be-

antwortung der Frage, ob Deutschland stärker von Konjunkturschwankungen in den USA abhängt als die übrigen EU-Staaten.

Ein konjunktureller Abschwung führt zu einer Unterauslastung der Produktionskapazitäten, was in einer Vergrößerung der Produktionslücke zum Ausdruck kommt. Falls die US-Wirtschaft eine Art „Konjunkturlokomotive“ für andere Regionen darstellt, zieht ein konjunktureller Abschwung in den Vereinigten Staaten, der sich in einem Anstieg der Produktionslücke dort äußert, eine Vergrößerung der Produktionslücke in den betreffenden anderen Volkswirtschaften nach sich.

Allgemein werden in einem vektorautoregressiven Modell (VAR) sämtliche endogenen Variablen durch die Vergangenheitswerte aller in dem Modell enthaltenen endogenen Variablen erklärt. Allgemein hat ein VAR die folgende Form (vgl. Hamilton 1994; Sims 1980):

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Dabei bezeichnen  $y$  den Vektor der endogenen, d.h. im Modell bestimmten Variablen,  $c$  einen Vektor von Konstanten,  $A_t$  die Matrizen der mit ökonometrischen Methoden zu schätzenden Koeffizienten und  $\varepsilon$  die Störterme.  $t$  ist der Zeitindex. Für die Abschätzung der Übertragung konjunktureller Effekte enthält  $y$  in der Grundversion des Modells die Produktionslücken der betreffenden Volkswirtschaften. Zusätzlich können noch, was hier nicht der Fall ist, exogene Variablen aufgenommen werden.

Im Beispiel des für diesen Aufsatz verwendeten Grundmodells für die USA, Deutschland und die EU14 besteht das VAR mit einem Lag von einem Quartal aus den folgenden drei Gleichungen:

$$y_t^{USA} = a_{11} y_{t-1}^{USA} + a_{12} y_{t-1}^D + a_{13} y_{t-1}^{EU14} + \varepsilon_t^{USA}$$

$$y_t^D = a_{21} y_{t-1}^{USA} + a_{22} y_{t-1}^D + a_{23} y_{t-1}^{EU14} + \varepsilon_t^D$$

$$y_t^{EU14} = a_{31} y_{t-1}^{USA} + a_{32} y_{t-1}^D + a_{33} y_{t-1}^{EU14} + \varepsilon_t^{EU14}$$

Dabei bezeichnen  $y^{USA}$ ,  $y^D$ ,  $y^{EU14}$  die Produktionslücke in den USA, Deutschland sowie in der Gesamtheit der EU-Staaten ohne Deutschland.

Die Produktionslücken sind als prozentuale Abweichung des tatsächlichen realen saisonbereinigten Bruttoinlandsproduktes vom Produktionspotential definiert. Letzteres wurde mittels des Hodrick-Prescott-Filters bestimmt. Die Daten entstammen den „Main Economic Indicators“ der OECD. Da die Produktionslücken definitionsgemäß um den Mittelwert Null schwanken, wird das Modell ohne Konstanten geschätzt. Dieses Grundmodell wird dann noch um Zinssätze in den USA und Deutschland erweitert, um die Reaktionen der Geldpolitik auf die konjunkturelle Situation sowie die realwirtschaftlichen Rückwirkungen dieser geldpolitischen Aktionen zu berücksichtigen.



### *Impulsreaktionsfunktionen*

Die Abschätzung der Übertragung konjunktureller Schwankungen erfolgt mittels sog. Impulsreaktionsfunktionen. Dabei wird die Produktionslücke in den USA im ersten Quartal geschockt, d.h. um einen Prozentpunkt erhöht. Anschließend wird die Reaktion der Produktionslücken in den anderen Volkswirtschaften im Zeitablauf betrachtet.

Impulsreaktionsfunktionen dienen der Ermittlung der Effekte einer sog. Innovation einer oder mehrerer Gleichungen eines VAR-Modells. In dem oben angegebenen Beispiel bedeutet dies eine Erhöhung von  $\varepsilon_t$ . Bezogen auf die Übertragung konjunktureller Impulse ist dies gleichbedeutend mit einer einmaligen Steigerung der Produktionslücke in einem der betrachteten Länder, beispielsweise in den USA. Dies hat zum einen wegen des autoregressiven Charakters des Modells Auswirkungen auf die Produktionslücke in dem betreffenden Land in den folgenden Perioden. Da die Produktionslücke in den anderen Ländern laut VAR-Ansatz auch von der Produktionslücke in den Vereinigten Staaten abhängt, werden ebenfalls die Auswirkungen dieses von den USA ausgehenden konjunkturellen Impulses auf die übrigen betrachteten Volkswirtschaften abgebildet.

### *Konfidenzbänder*

Wie jede ökonometrische Schätzung, sind auch VAR-Modelle und somit die mit ihnen ermittelten Impulsreaktionsfunktionen mit Unsicherheit behaftet. Die Schätzunsicherheit wird mit 95%-Konfidenzbändern veranschaulicht. Diese werden mittels einer sog. Monte-Carlo-Simulation ermittelt. Das heißt, es werden Zufallsvariablen aus der asymptotischen Verteilung der Koeffizienten des VAR-Modells gezogen, und mit diesen wird die Impulsreaktionsfunktion neu berechnet. Das Verfahren wird  $m$  Mal wiederholt, wobei  $m$  für die in diesem Artikel dargestellten Schätzungen auf 100 festgelegt wurde. Somit ergeben sich 100 simulierte Impulsreaktionsfunktionen, woraus asymptotisch auf deren Verteilung geschlossen werden kann, so dass der Mittelwert und die Standardabweichung geschätzt werden können. Das 95%-Konfidenzband gibt nun ein Intervall an, das um zwei Standardfehler über und unter dem Mittelwert liegt.

## **5 Untersuchung mit dem Grundmodell**

In diesem Abschnitt wird die Übertragung konjunktureller Impulse von den Vereinigten Staaten auf Deutschland und die Gesamtheit der übrigen EU-Staaten (EU14) mittels des im vorhergehenden Abschnitts dargestellten VAR-Modells in der Grundversion untersucht. Das Modell besteht somit aus den Produktionslücken der betrachteten Volkswirtschaften. Aufgrund des Akaike-Informationskriteriums und des Schwarz-Kriteriums (vgl. Tabelle 3 im Anhang) wurde die optimale Lag-Länge mit eins festgelegt, d.h. in die VAR-Modelle gehen die Variablen jeweils mit einer Verzögerung von einem Quar-

tal ein. Wie aus der Tabelle ersichtlich ist, ist die optimale Lag-Länge aufgrund des Schwarz-Kriteriums eins, gemäß des Akaike-Kriteriums jedoch zwei. Da beim Übergang von einem auf zwei Lags die Verschlechterung beim Schwarz-Kriterium die Verbesserung beim Akaike-Kriterium überwiegt, fiel letztlich die Wahl auf eine Verzögerung von einem Quartal. Die Schätzergebnisse finden sich im Anhang. Die Transmission der konjunkturellen Impulse wird mit Impulsreaktionsfunktionen abgebildet. Bevor auf die Resultate eingegangen wird, soll jedoch zunächst das Problem der Stationarität der verwendeten Zeitreihen angesprochen werden.

### **5.1 Stationaritätstests**

Die Verwendung in einer Regression setzt voraus, dass die Produktionslücken stationär sind, d.h. sie müssen um einen konstanten Mittelwert schwanken und nach endlicher Zeit immer wieder zu diesem Mittelwert zurückkehren. Die Nullhypothese, dass die Produktionslücken eine Einheitswurzel besitzen bzw. nicht stationär sind, wird mit dem erweiterten Dickey-Fuller-Test (vgl. Dickey und Fuller 1979) sowie dem Phillips-Perron-Test (vgl. Phillips und Perron 1988) überprüft. Wie Tabelle 2 im Anhang ausweist, kann diese Nullhypothese mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 1% abgelehnt werden, so dass die Produktionslücken als stationär angesehen werden können.

### **5.2 Konjunkturübertragung von den USA auf Deutschland und die übrigen EU-Staaten im Grundmodell**

Zunächst wird auf Basis der Impulsreaktionsfunktionen für die Produktionslücken die Übertragung konjunktureller Schwankungen von den USA auf die Bundesrepublik sowie die EU14 untersucht. Den Ausgangspunkt bildet der gesamte Zeitraum erstes Quartal 1962 bis zweites Quartal 2001. Um zu testen, ob sich der Konjunkturzusammenhang im Zeitablauf geändert hat, werden anschließend separate Schätzungen für die Unterzeiträume 1962 bis 1973, d.h. vor der ersten Ölkrise, 1974 bis 1990 sowie 1994 bis 2001 durchgeführt. Bei der Schätzung für den Zeitraum nach der deutschen Vereinigung bleiben die Jahre 1991 bis 1993 aufgrund der vereinigungsbedingten Sonderkonjunktur unberücksichtigt.

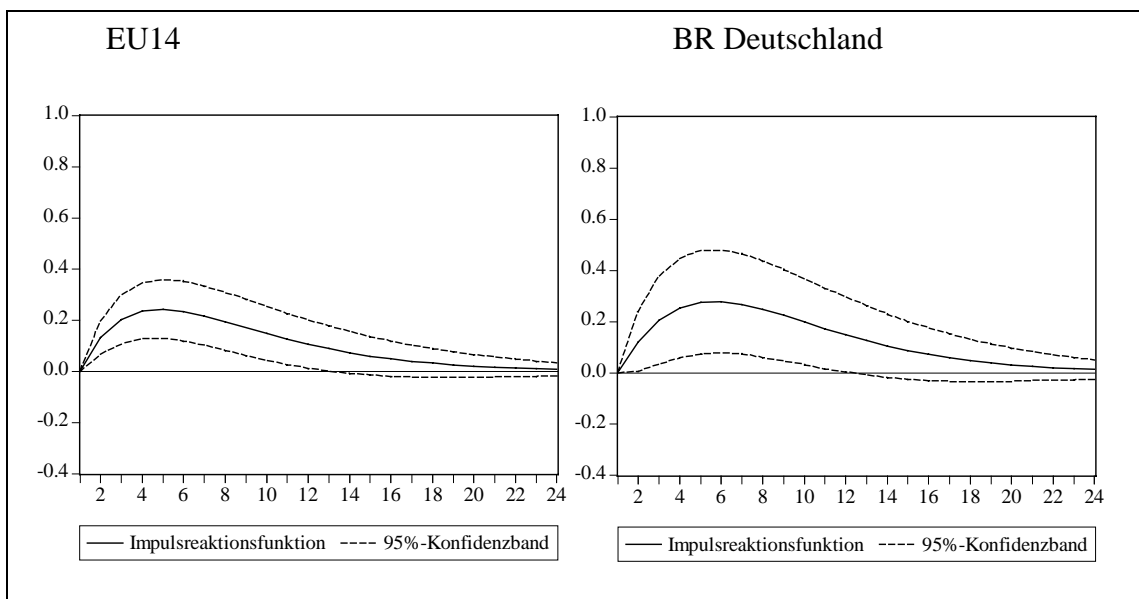
Die Impulsreaktionsfunktionen, d.h. die Änderung der Produktionslücke in Deutschland und der EU14 im Zeitablauf bei einer einmaligen Erhöhung der Produktionslücke der USA im ersten Quartal, sind aus Abbildung 2 ersichtlich. Dabei sind neben den Impulsreaktionsfunktionen auch die 95%-Konfidenzbänder, d.h. der Mittelwert +/- zwei Standardfehler, angegeben.

Die linke Abbildung zeigt jeweils die Reaktion der Produktionslücke in der EU14, die rechte Grafik jene in der Bundesrepublik Deutschland. Die Impulsreaktionsfunktionen geben die Abweichung der betreffenden Produktionslücken in Prozentpunkten von dem Pfad an, der sich ohne den Impuls aus den Vereinigten Staaten ergeben hätte.

**Abbildung 2:** Reaktion der Produktionslücken in der Bundesrepublik Deutschland und der EU14 auf einen Impuls aus den USA

- in Prozentpunkten -

**Abbildung 2a:** Schätzzeitraum: 1962 bis 2001



**Abbildung 2b:** Schätzzeitraum 1962 bis 1973

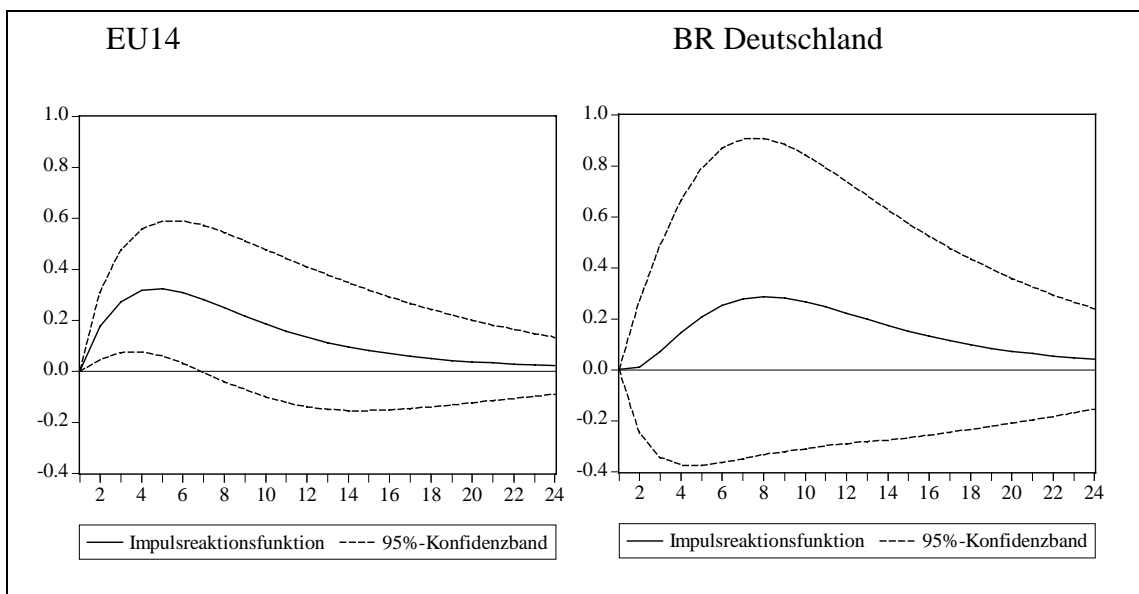


Abbildung 2c: Schätzzeitraum 1974 bis 1990

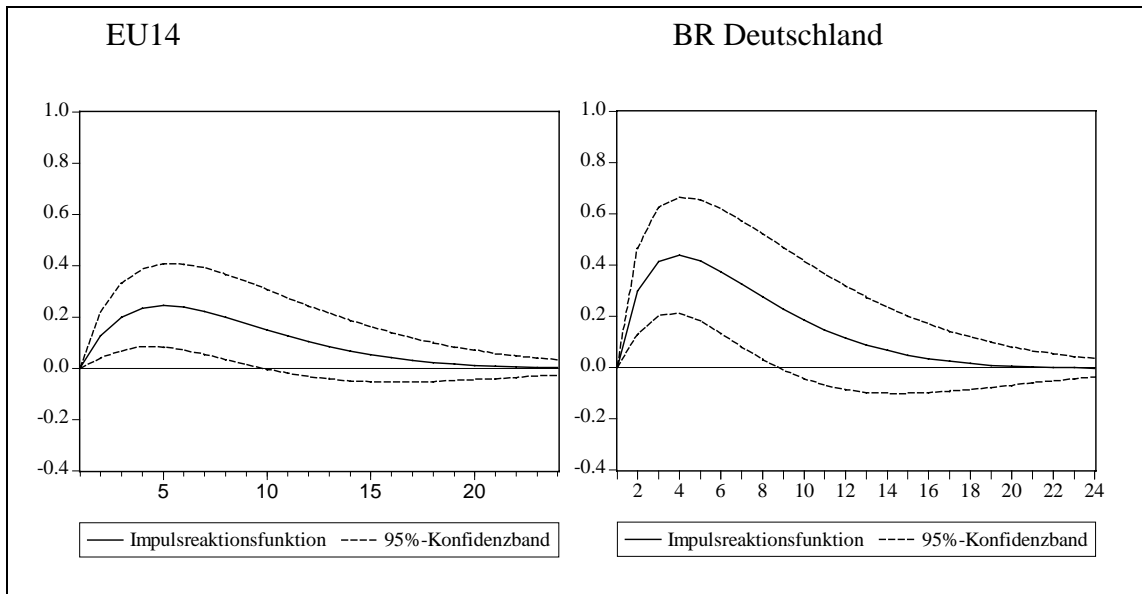
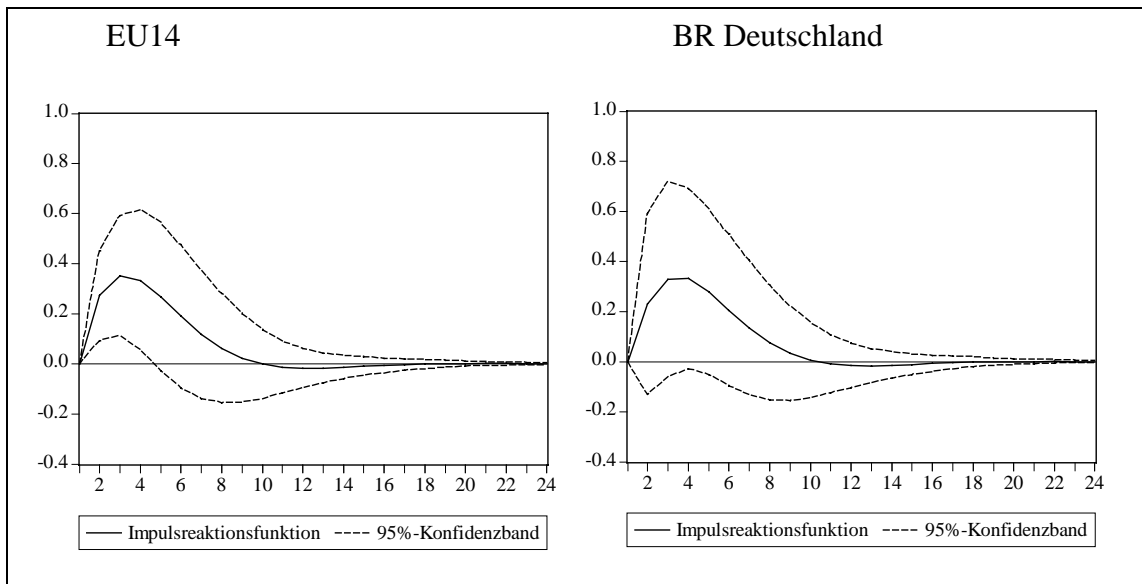


Abbildung 2d: Schätzzeitraum 1994 bis 2001



Die Reaktion der Produktionslücke in den USA auf einen Impuls aus Deutschland oder der EU14 ist in sämtlichen Teilperioden erwartungsgemäß insignifikant. Daher wurde auf eine grafische Darstellung verzichtet.

Die rechte Hälfte der Abbildungen verdeutlicht, dass zwischen 1974 und 1990 die Konjunkturübertragung von den Vereinigten Staaten auf die Bundesrepublik stärker ausgeprägt ist als davor. In diesem Zeitraum ist auch die Schätzunsicherheit am geringsten, was sich in einem engeren Konfidenzband äußert, während die Schätzunsicherheit im Zeitraum 1962 bis 1973 am größten ist. In der Phase ab 1994 ist jedoch die maximale Auswirkung konjunktureller Impulse aus den Vereinigten Staaten auf die Produktionslücke in Deutschland nur unwesentlich geringer als zuvor. Die größte Abweichung der Produktionslücke in Deutschland beträgt zwischen 1974 und 1990 etwas mehr als 0,4 Prozentpunkte und in der Periode ab 1994 etwa 0,35 Prozentpunkte, wobei das Maximum jeweils nach vier Quartalen erreicht wird. Im Zeitablauf hat jedoch die Persistenz der Wirkungen deutlich abgenommen. Während zwischen 1962 und 1973 auch 24 Quartale nach dem ursprünglichen Impuls aus den USA die Produktionslücke in Deutschland noch nicht auf das Ausgangsniveau zurückgekehrt ist, ist in der Periode ab 1994 bereits nach 10 Quartalen der Schock vollständig verarbeitet.<sup>4</sup>

Im Folgenden soll das Augenmerk auf die Übertragung konjunktureller Impulse von den Vereinigten Staaten von Amerika auf die Gesamtheit der EU-Staaten ohne Deutschland gerichtet werden. Die Betrachtung der linken Hälfte der Abbildungen macht deutlich, dass sich die einzelnen Zeiträume sowohl hinsichtlich der Größe als auch in der Persistenz der Auswirkung konjunktureller Impulse aus den USA unterscheiden. In der Periode 1974 bis 1990 beträgt die maximale Auswirkung auf die Produktionslücke in der EU14 nach fünf Quartalen etwa 0,2 Prozentpunkte, während sowohl im Abschnitt 1962 bis 1973 als auch im Zeitraum ab 1994 die größte Wirkung auf die Produktionslücke in der EU14 jeweils etwa 0,35 Prozentpunkte beträgt. Im Zeitablauf hat die Persistenz der Wirkungen signifikant abgenommen, und das Maximum der Reaktion der Produktionslücke wird im Zeitraum ab 1994 bereits nach drei Quartalen erreicht, verglichen mit fünf Quartalen in den vorherigen Perioden.<sup>5</sup>

Im Zusammenhang mit der jüngsten konjunkturellen Schwächephase in Deutschland wird häufig das Argument vorgebracht, dass Deutschland stärker von der konjunkturellen Situation in den USA abhängt als andere europäische Staaten. Dies, so das Argument, sei ein wesentlicher Grund für die Tatsache, dass das Wachstum im Jahr 2001 in

---

<sup>4</sup> Dieses Resultat deckt sich nicht vollständig mit der Untersuchung des Sachverständigenrates, der zu dem Schluss kommt, dass sich die Übertragung konjunktureller Schwankungen auf Deutschland in den neunziger Jahren im Vergleich zu den achtziger Jahren verstärkt hat (vgl. Sachverständigenrat 2001). Die Unterschiede zu den in diesem Beitrag dargestellten Ergebnissen lassen sich dadurch erklären, dass hier der Zeitraum vor der deutschen Vereinigung die Jahre 1975 bis 1990 umfasst, während die Betrachtung des Sachverständigenrates lediglich den Zeitraum 1983 bis 1990 beinhaltet. Zudem wird in diesem Aufsatz, im Gegensatz zu dem Ansatz des Sachverständigenrates, in das Modell neben den Produktionslücken in den USA und Deutschland auch die Outputlücke in der EU14 einbezogen.

<sup>5</sup> Der Sachverständigenrat kommt in seiner Untersuchung zu dem Schluss, dass sich lediglich für die neunziger Jahre ein signifikanter Einfluss der US-amerikanischen Konjunktur auf den Euroraum ohne Deutschland nachweisen lässt (vgl. Sachverständigenrat 2001).

Deutschland geringer war als in den anderen Staaten der Europäischen Union. In dem hier verwendeten Modellrahmen kann diese These durch einen Vergleich der linken und rechten Hälfte der Grafiken überprüft werden<sup>6</sup>. Dabei zeigt sich, dass, mit Ausnahme der Periode 1974 bis 1990, kein signifikanter Unterschied zwischen Deutschland und der EU14 in der Wirkung konjunktureller Impulse aus den USA festgestellt werden kann. Speziell im Zeitraum ab 1994 ist sowohl die maximale Auswirkung als auch die Persistenz der Schocks sehr ähnlich. Generell ist jedoch im Falle Deutschlands die Schätzunsicherheit größer. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass im größeren Wirtschaftsraum die Entwicklung stetiger verläuft, da sich die unterschiedlichen Wachstumsraten stärker und schwächer wachsender Volkswirtschaften zum Teil ausgleichen.

Die Ergebnisse dieser Untersuchung bestätigen somit nicht die These, dass Deutschland von der konjunkturellen Schwächephase in den USA stärker als andere europäische Volkswirtschaften getroffen wurde. Für den besonders markanten Abschwung in Deutschland im Jahr 2001 dürften somit eher binnenwirtschaftliche Faktoren wie beispielsweise das Ausbleiben struktureller Reformen auf den Güter- und Faktormärkten ausschlaggebend sein.

## **6 Untersuchung mit einem erweiterten Modell**

In dem Modell, das für die bisher beschriebenen Analysen verwendet wurde, sind ausschließlich die Produktionslücken der betrachteten Volkswirtschaften enthalten. In diesem Abschnitt wird nun der Frage nachgegangen, wie sich die Übertragung konjunktureller Impulse von den USA auf Deutschland und die übrigen Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU14) vollzieht, wenn zusätzlich die geldpolitischen Reaktionen einbezogen werden. Zu diesem Zweck wird ein Modell geschätzt, in das neben den Produktionslücken auch ein amerikanischer und ein deutscher Dreimonatszinssatz eingehen. Die optimale Zahl der Verzögerungen wurde wiederum anhand des Schwarz-Kriteriums und des Akaike-Informationskriteriums auf eins festgelegt. Wie Tabelle 4 im Anhang ausweist, sind die Ergebnisse beider Kriterien in diesem Modell eindeutig. Die numerischen Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung dieses VAR für die bekannten Zeiträume finden sich wiederum im Anhang.

Die internationale Konjunkturübertragung wird erneut mittels Impulsreaktionsfunktionen abgebildet. Zunächst soll jedoch noch die Frage angesprochen werden, ob neben den Produktionslücken auch die Zinssätze stationär sind.

---

<sup>6</sup> Seifert (1997) untersucht den konjunkturellen Gleichlauf zwischen verschiedenen EU-Volkswirtschaften. Er kommt zu dem Schluss, dass die Korrelation des Konjunkturverlaufs zwischen Deutschland, Frankreich und Italien im Zeitablauf leicht zugenommen hat, während sich Großbritannien tendenziell abkoppelte.

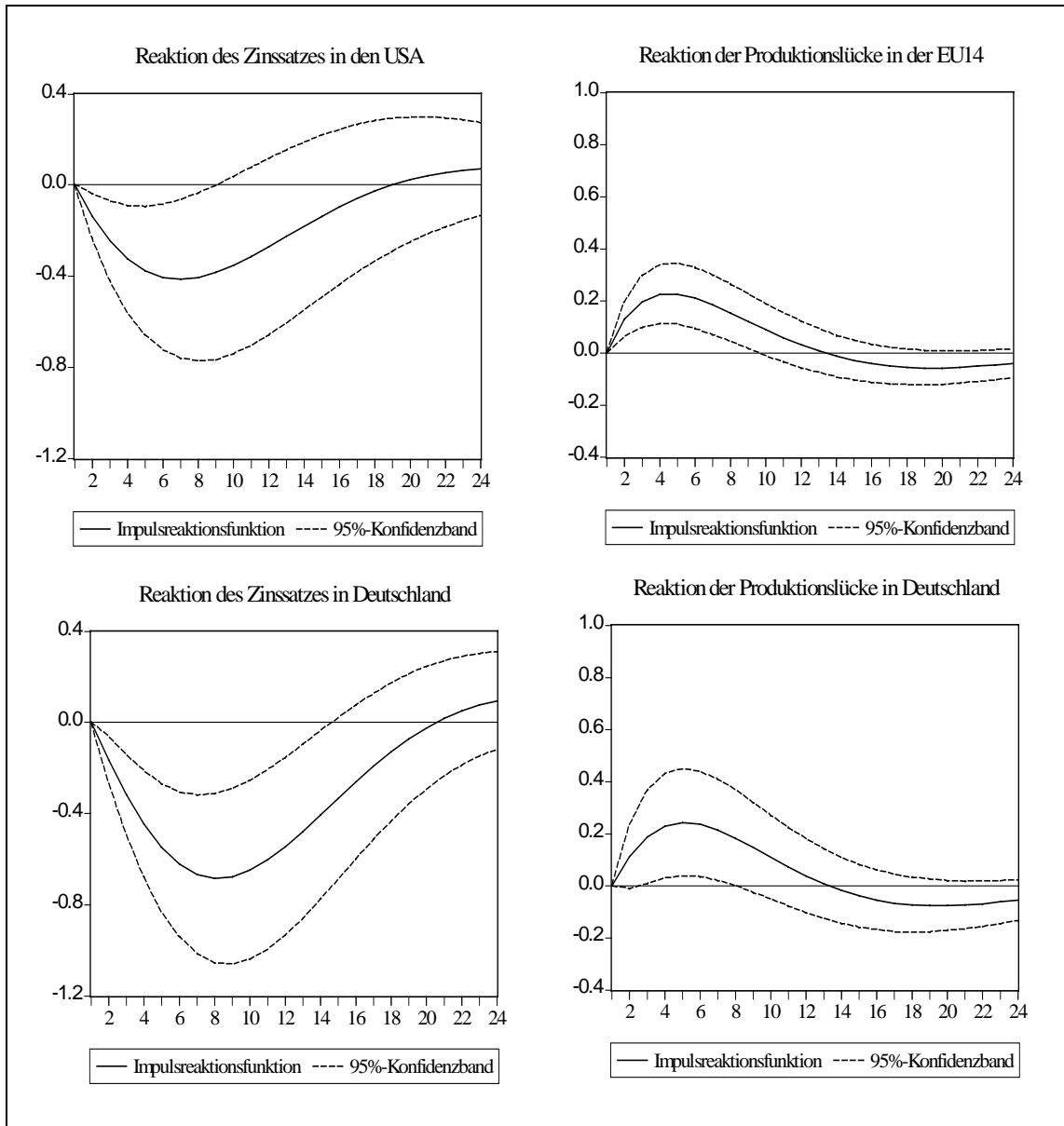
## 6.1 Stationaritätstests

Wie die Resultate der Einheitswurzeltests in Tabelle 2 im Anhang zeigen, kann der kurzfristige deutsche Zinssatz ebenso wie die Produktionslücken als stationär angesehen werden. In Bezug auf den amerikanischen Zinssatz sprechen die Tests jedoch eher gegen die Stationaritätsannahme. Da jedoch die Evidenz hier nicht eindeutig ist und aus Gründen der Vergleichbarkeit, gingen in die Schätzung die Niveaus sowohl der Produktionslücken als auch der beiden Zinssätze ein, obwohl in Bezug auf den Zinssatz in den USA für die erste Differenz die Nullhypothese einer Einheitswurzel eher verworfen werden kann als für das Niveau. Da die Zinssätze einen von Null verschiedenen Mittelwert aufweisen, wird das erweiterte Modell mit Konstante geschätzt.

## 6.2 Konjunkturübertragung von den USA auf Deutschland und die übrigen EU-Staaten im erweiterten Modell

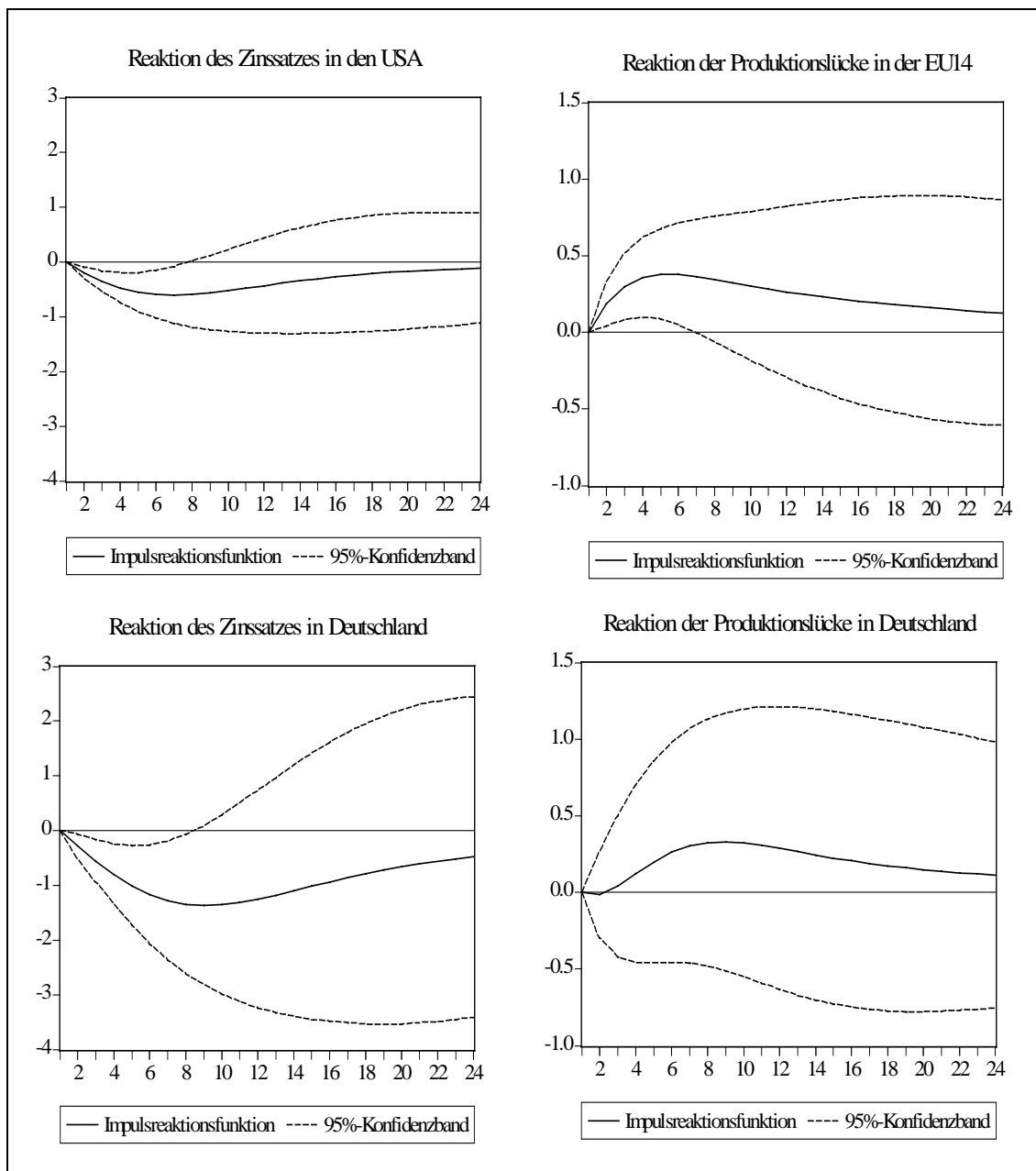
Die nachfolgenden Abbildungen 3a bis 3d zeigen die mit dem erweiterten Modell ermittelten Impulsreaktionsfunktionen. Dabei sind die Reaktionen der Produktionslücken in der Bundesrepublik Deutschland und der Gesamtheit der übrigen EU-Staaten (EU14) sowie der kurzfristigen Zinssätze in den Vereinigten Staaten und in Deutschland dargestellt, die aus einem konjunkturellen Impuls aus den USA resultieren. Die Analyse erfolgt wiederum für den gesamten Zeitraum erstes Quartal 1962 bis zweites Quartal 2001 sowie für die Unterzeiträume 1962 bis 1973, 1974 bis 1990 und 1994 bis 2001. Wegen der asymmetrischen Entwicklung in Westeuropa in den ersten Jahren nach der deutschen Vereinigung bleiben die Jahre 1991 bis 1993 auch in dieser Betrachtung unberücksichtigt.

**Abbildung 3a:** Impulsreaktionsfunktionen und 95%-Konfidenzbänder bei einem Impuls aus den USA - in Prozentpunkten; Schätzzeitraum 1962 bis 2001

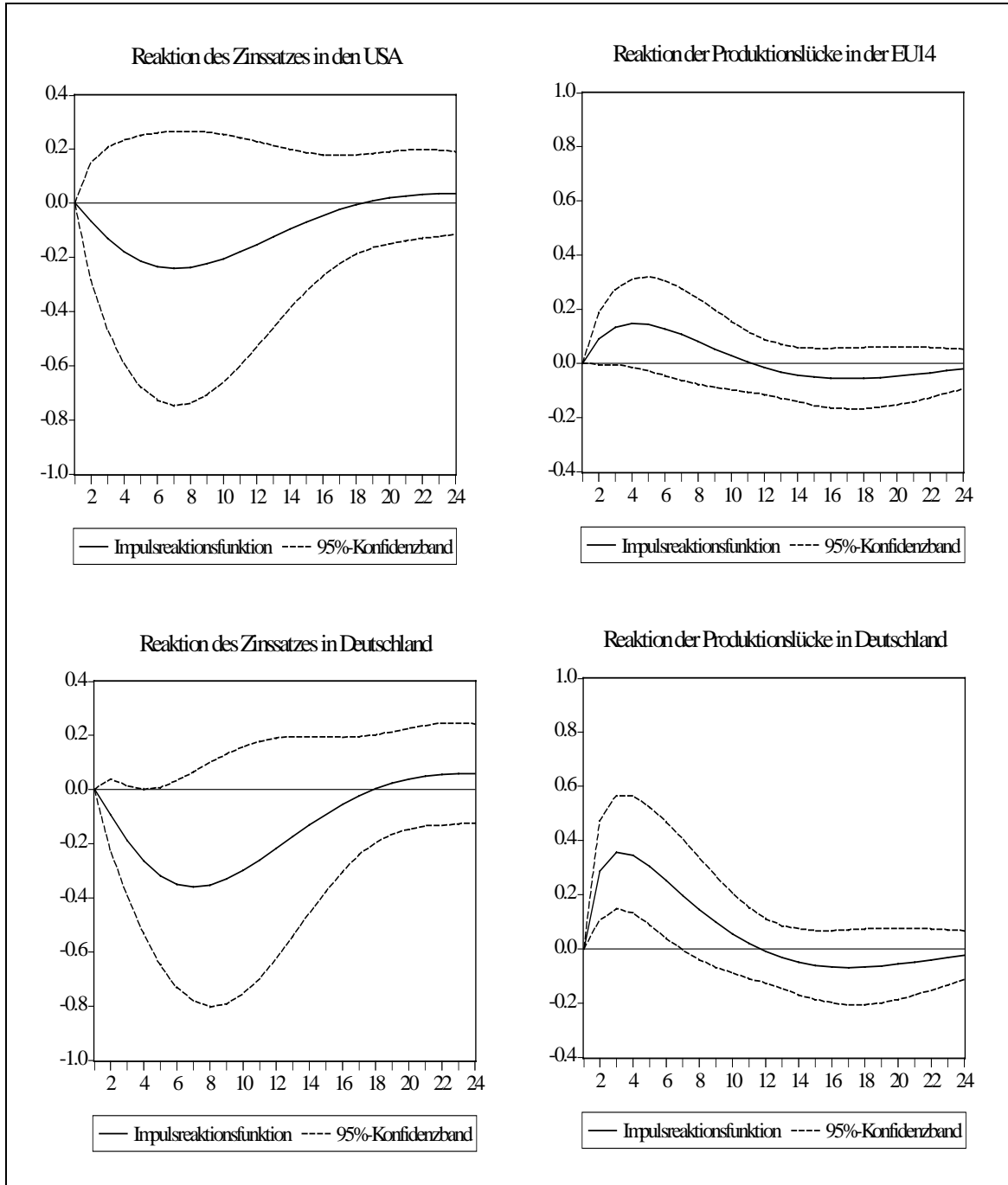




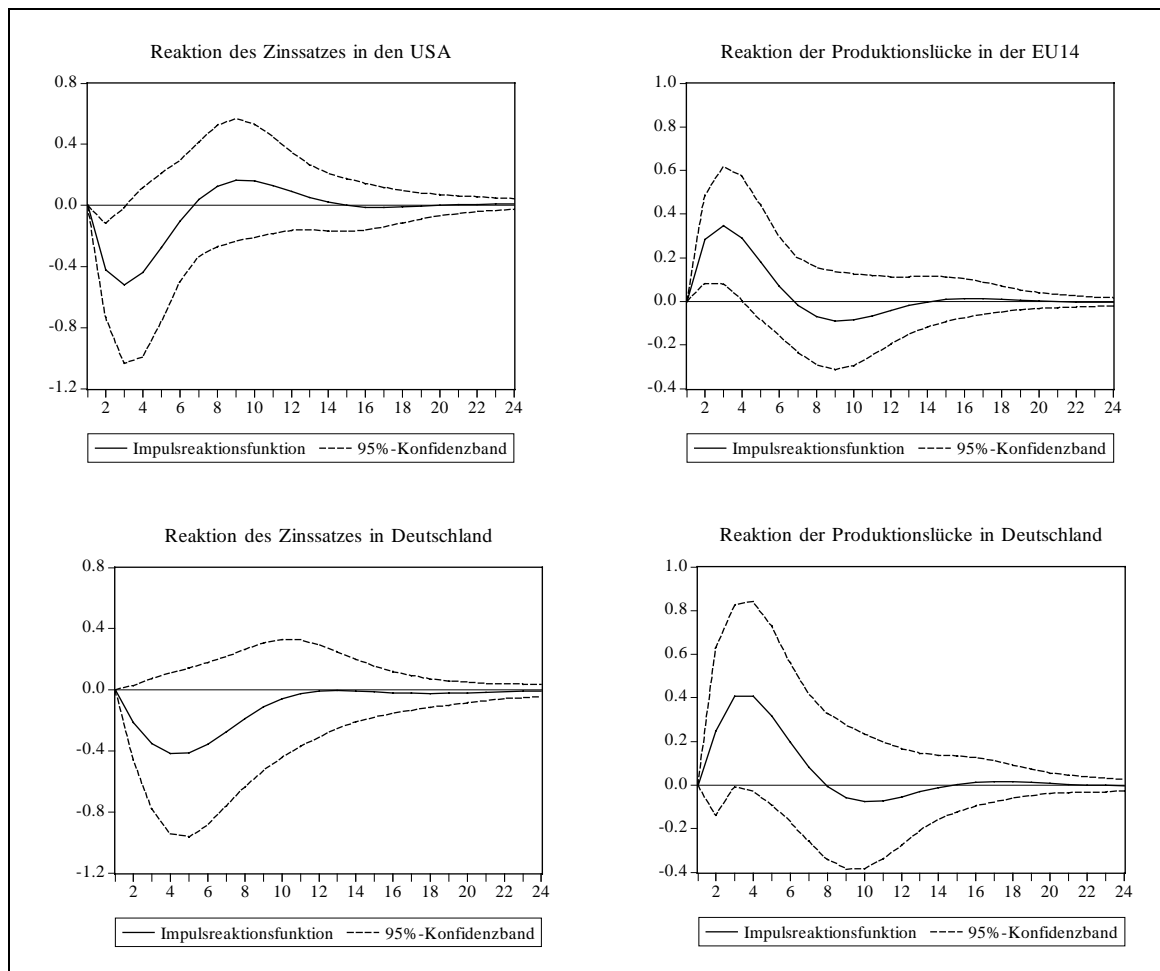
**Abbildung 3b:** Impulsreaktionsfunktionen und 95%-Konfidenzbänder bei einem Impuls aus den USA - in Prozentpunkten; Schätzzeitraum 1962 bis 1973



**Abbildung 3c:** Impulsreaktionsfunktionen und 95%-Konfidenzbänder bei einem Impuls aus den USA - in Prozentpunkten; Schätzzeitraum 1974 bis 1990



**Abbildung 3d:** Impulsreaktionsfunktionen und 95%-Konfidenzbänder bei einem Impuls aus den USA - in Prozentpunkten; Schätzzeitraum 1994 bis 2001



Wie aus der ökonomischen Theorie zu erwarten, reagieren die Notenbanken auf einen konjunkturellen Abschwung, der sich in einer Vergrößerung der Produktionslücke äußert, mit einer Zinssenkung. Mit Ausnahme des Zeitraums ab 1994 reagiert der Zinssatz in Deutschland stärker als jener in den Vereinigten Staaten auf einen realwirtschaftlichen Schock. In der Periode 1962 bis 1973 beträgt die maximale Abweichung des Zinssatzes in Deutschland etwa einen Prozentpunkt nach acht Quartalen und in den USA rund 0,5 Prozentpunkte nach sechs Quartalen. Im Zeitraum ab 1994 ist die größte Reaktion des Zinssatzes in Höhe von etwa 0,5 Prozentpunkten in den USA bereits nach drei Quartalen erreicht. In Deutschland beläuft sich die stärkste Reaktion des Zinssatzes in diesem Zeitraum nach vier bis fünf Quartalen auf rund 0,4 Prozentpunkte.

Mit Ausnahme der Periode 1962 bis 1973 führt die Einbeziehung der Zinssätze in das Modell zu einem steileren Profil der Impulsreaktionsfunktionen der Produktionslücken. Dies kann in der folgenden Weise interpretiert werden. Die Zinssenkungen der Notenbanken, die zu einer Reduktion auch der hier berücksichtigten Dreimonatszinssätze führen, wirken konjunkturstabilisierend. Dies bedeutet, dass der ursprünglichen Abschwä-

chung durch die monetäre Expansion entgegengewirkt wird. Die Produktionslücken kehren somit schneller wieder auf ihr Ausgangsniveau zurück. Mit Ausnahme der Unterperiode 1962 bis 1973 wird die Abweichung der Produktionslücke in Deutschland und der EU14 nach einiger Zeit sogar vorübergehend leicht negativ. Die maximale Stärke des Effektes auf die Produktionslücke unterscheidet sich jedoch nicht signifikant von der Modellversion ohne Zinssätze.

Zwischen dem konjunkturellen Höhepunkt im zweiten Quartal 2000 und dem zweiten Quartal 2001 hat sich die Produktionslücke in den USA um 2,3 Prozentpunkte vergrößert (von  $-1,2\%$  auf  $+1,1\%$  des Produktionspotentials). In Deutschland erhöhte sich die Produktionslücke in diesem Zeitraum um 1,3 Prozentpunkte. Gemäß der oben angeführten Impulsreaktionsfunktionen können maximal 0,6 Prozentpunkte, also etwa die Hälfte des Anstiegs der Produktionslücke in Deutschland, auf den außenwirtschaftlichen Einfluss aus den USA zurückgeführt werden. Der Grund für den besonders markanten Abschwung in Deutschland dürfte somit eher im Ausbleiben struktureller Reformen auf den Güter- und Faktormärkten im Inland zu suchen sein.

## **7 Zusammenfassung**

Im Zusammenhang mit der jüngsten konjunkturellen Schwächephase in Deutschland wurde häufig argumentiert, dass Deutschland stärker von der konjunkturellen Situation in den USA abhängt als andere europäische Staaten. Die hier dargestellten Ergebnisse zeigen, dass sich konjunkturelle Impulse aus den USA auf Deutschland auswirken. Es kann jedoch nicht darauf geschlossen werden, dass die im europäischen Vergleich besonders starke konjunkturelle Eintrübung in Deutschland im Jahr 2001 vor allem auf außenwirtschaftliche Ursachen zurück geführt werden kann, da sich im Zeitraum 1994 bis 2001 die Auswirkungen konjunktureller Impulse aus den USA auf Deutschland nicht von jenen auf die übrigen Staaten der Europäischen Union unterscheiden. Vielmehr dürften binnenwirtschaftliche Faktoren der wesentliche Grund dafür sein, dass sich Deutschland, anders als andere Staaten wie insbesondere Großbritannien, nicht stärker von der Konjunkturschwäche der US-amerikanischen Wirtschaft abkoppeln konnte. Die empirischen Resultate zeigen zudem, dass sich konjunkturelle Schocks aus den Vereinigten Staaten im Zeitraum 1974 bis 1990 geringfügig stärker auf die Bundesrepublik Deutschland auswirkten als nach der deutschen Vereinigung.

## Literaturverzeichnis

- Canova, F., J. Marrinan (1998), *Sources and propagation of international output cycles: Common shocks or transmission?*, Journal of International Economics 46, S. 133-166.
- Dickey, D.A., W.A. Fuller (1979) *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Journal of the American Statistical Association, 74, S. 427–431.
- Edison, H., T. Sjøk (2001), *New Economy Stock Valuations and Investment in the 1990s*, International Monetary Fund, IMF Working Paper WP/01/78.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, N.J., Kapitel 10 und 11.
- Hassler, U. (2001), *Wealth and Consumption. A Multicointegrated Model for the Unified Germany*, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 221/1, S. 32-44.
- Hodrick, R.J., E. Prescott (1997), *Postwar US business cycles: an empirical investigation*, Journal of Money, Credit and Banking 29/1, S. 1-16.
- IMF (2001), *World Economic Outlook. The Information Technology Revolution*, International Monetary Fund, October 2001, Chapter II.
- Phillips, P.C.B., P. Perron (1988) *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*, Biometrika, 75, S. 335–346.
- Sachverständigenrat zur Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2001), *Jahresgutachten 2001/02*, Verlag Metzler-Poeschel, Stuttgart.
- Seifert, M., *Zum Konjunkturverbund in Westeuropa*, Wirtschaft im Wandel 14/1997, S. 9-12.
- Sims, Ch.A. (1980), *Macroeconomics and Reality*, Econometrica 48, S. 1-48.

## Anhang

### Variablenliste

**Tabelle 1:** Definition der verwendeten Variablen

Variable	Erläuterung
LückeD	Produktionslücke in Deutschland, Abweichung vom Produktionspotential in %
LückeEU14	Produktionslücke in der Gesamtheit der EU-Staaten ohne Deutschland, Abweichung vom Produktionspotential in %
LückeUSA	Produktionslücke in den USA, Abweichung vom Produktionspotential in %
Zins3mD	Dreimonatszinssatz in Deutschland
Zins3mUS	Dreimonatszinssatz in den USA

### Stationaritätstests

**Tabelle 2 :** Einheitswurzeltests

Variable	Phillips-Perron-Test	Erweiterter Dickey-Fuller-Test (ADF)
LückeUSA <sup>1</sup>	-4,217***	-5,623***
LückeD <sup>1</sup>	-5,303***	-5,431***
LückeEU14 <sup>1</sup>	-5,027***	-5,630***
Zins3mD <sup>2</sup>	-3,074**	-4,350***
Zins3mUS <sup>3</sup>	-2,293	-2,848*

<sup>1</sup> ohne Konstante und Trend, 4 Lags  
<sup>2</sup> mit Konstante, ohne Trend, 4 Lags  
<sup>3</sup> mit Konstante, ohne Trend, 5 Lags

\*, \*\*, \*\*\* bedeutet, dass die Nullhypothese einer Einheitswurzel mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von maximal 10, 5, 1% abgelehnt werden kann

## Lag-Auswahl

**Tabelle 3:** Lag-Auswahl (Modell mit drei Variablen)

Lags	Akaike-Kriterium	Schwarz-Kriterium
1	6,832	<b>7,001</b>
2	<b>6,810</b>	7,162
3	6,936	7,466
4	6,929	7,639
5	6,910	7,801
6	6,930	8,004
7	7,020	8,279
8	7,011	8,456

Stützzeitraum: 1962:1 bis 2001:2  
Der optimale (minimale) Wert ist jeweils markiert

**Tabelle 4:** Lag-Auswahl (Modell mit fünf Variablen)

Lags	Akaike-Kriterium	Schwarz-Kriterium
1	<b>11,612</b>	<b>12,196</b>
2	11,716	12,791
3	11,851	13,422
4	11,953	14,023
5	12,068	14,643
6	12,212	15,295
7	12,576	16,172
8	12,790	16,904

Stützzeitraum: 1962:1 bis 2001:2  
Der optimale (minimale) Wert ist jeweils markiert

## Schätzergebnisse<sup>7</sup>

### Modell mit drei Variablen

Schätzzeitraum: 1962:2 2001:2			
Standardfehler & t-Statistik in Klammern			
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.891455 (0.04629) (19.2600)	0.130125 (0.03195) (4.07314)	0.120492 (0.05850) (2.05975)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	-0.104118 (0.08763) (-1.18818)	0.664820 (0.06048) (10.9919)	0.177404 (0.11075) (1.60184)
LückeD <sub>-1</sub>	-0.015735 (0.05314) (-0.29608)	-0.005168 (0.03668) (-0.14089)	0.603967 (0.06717) (8.99193)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.744	0.609	0.534
F-Statistik	227.405	122.511	90.254

Schätzzeitraum: 1962:2 1973:4			
Standardfehler & t-Statistik in Klammern			
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.877624 (0.08413) (10.4323)	0.175450 (0.06637) (2.64369)	0.009510 (0.12859) (0.07395)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	-0.096124 (0.16113) (-0.59656)	0.679567 (0.12711) (5.34610)	0.320559 (0.24630) (1.30149)
LückeD <sub>-1</sub>	0.040863 (0.07211) (0.56670)	-0.026497 (0.05688) (-0.46580)	0.691714 (0.11022) (6.27570)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.709	0.495	0.552
F-Statistik	57.104	23.551	29.354

<sup>7</sup> Die Schätzungen wurden mit EViews 3.1 durchgeführt.



Schätzzeitraum: 1974:1 1990:4			
Standardfehler & t-Statistik in Klammern			
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.963432 (0.08119) (11.8666)	0.126504 (0.04473) (2.82827)	0.296155 (0.08405) (3.52344)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	-0.197364 (0.15984) (-1.23474)	0.699233 (0.08806) (7.94040)	0.020849 (0.16548) (0.12599)
LückeD <sub>-1</sub>	-0.086315 (0.12004) (-0.71903)	-0.039260 (0.06613) (-0.59364)	0.418854 (0.12428) (3.37031)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.773	0.719	0.566
F-Statistik	114.878	86.870	44.69

Schätzzeitraum: 1994:1 2001:2			
Standardfehler & t-Statistik in Klammern			
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.812586 (0.09950) (8.16701)	0.021238 (0.10213) (0.20795)	0.096534 (0.12747) (0.75733)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	0.123540 (0.10632) (1.16201)	0.540911 (0.10913) (4.95647)	0.377482 (0.13620) (2.77144)
LückeD <sub>-1</sub>	-0.212715 (0.09627) (-2.20968)	0.239100 (0.09882) (2.41967)	0.398546 (0.12333) (3.23159)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.569	0.526	0.409
F-Statistik	28.0253	23.776	15.162

### Modell mit fünf Variablen

Schätzzeitraum: 1962:2 2001:2					
Standardfehler & t-Statistik in Klammern					
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD	Zins3mUS	Zins3mD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.866830 (0.04718) (18.3715)	0.129159 (0.03368) (3.83470)	0.111464 (0.06160) (1.80937)	-0.137931 (0.04878) (-2.82746)	-0.165085 (0.04946) (-3.33784)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	-0.036472 (0.08811) (-0.41393)	0.668975 (0.06290) (10.6357)	0.195411 (0.11504) (1.69861)	-0.027212 (0.09110) (-0.29871)	-0.054528 (0.09236) (-0.59038)
LückeD <sub>-1</sub>	0.027556 (0.05422) (0.50820)	-0.002844 (0.03871) (-0.07348)	0.616971 (0.07079) (8.71511)	0.021529 (0.05606) (0.38404)	-0.148181 (0.05684) (-2.60714)
Zins3mUS <sub>-1</sub>	0.018282 (0.02960) (0.61774)	0.002768 (0.02113) (0.13102)	-0.002630 (0.03864) (-0.06807)	0.947729 (0.03060) (30.9727)	0.056065 (0.03102) (1.80723)
Zins3mD <sub>-1</sub>	0.075351 (0.03142) (2.39853)	0.003689 (0.02243) (0.16452)	0.024325 (0.04102) (0.59305)	-0.035151 (0.03248) (-1.08222)	0.862576 (0.03293) (26.1939)
Konstante	-0.549103 (0.19178) (-2.86324)	-0.037501 (0.13690) (-0.27393)	-0.122325 (0.25039) (-0.48854)	0.538109 (0.19828) (2.71394)	0.492069 (0.20102) (2.44782)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.756	0.602	0.526	0.899	0.900
F-Statistik	97.582	48.098	35.590	279.997	283.170

Schätzzeitraum: 1962:2 1973:4					
Standardfehler & t-Statistik in Klammern					
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD	Zins3mUS	Zins3mD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.904007 (0.09128) (9.90416)	0.186004 (0.07179) (2.59092)	-0.016699 (0.14066) (-0.11872)	-0.198058 (0.05272) (-3.75687)	-0.285822 (0.10898) (-2.62281)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	-0.080683 (0.16889) (-0.47773)	0.663459 (0.13284) (4.99454)	0.322043 (0.26028) (1.23731)	-0.053824 (0.09755) (-0.55178)	-0.203331 (0.20164) (-1.00838)
LückeD <sub>-1</sub>	0.015846 (0.08379) (0.18911)	-0.062062 (0.06591) (-0.94167)	0.711145 (0.12913) (5.50706)	-0.013143 (0.04840) (-0.27156)	-0.230567 (0.10004) (-2.30470)
Zins3mUS <sub>-1</sub>	0.144026 (0.14764) (0.97551)	0.073665 (0.11612) (0.63436)	-0.113208 (0.22753) (-0.49755)	0.912785 (0.08527) (10.7041)	0.329071 (0.17627) (1.86683)
Zins3mD <sub>-1</sub>	-0.060287 (0.08734) (-0.69027)	-0.074671 (0.06869) (-1.08700)	0.055317 (0.13460) (0.41098)	-0.044669 (0.05044) (-0.88550)	0.698859 (0.10428) (6.70204)
Konstante	-0.362047 (0.48289) (-0.74976)	0.058956 (0.37980) (0.15523)	0.133929 (0.74417) (0.17997)	0.738974 (0.27890) (2.64956)	0.383644 (0.57653) (0.66544)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.696	0.475	0.524	0.873	0.855
F-Statistik	22.050	9.324	11.121	64.137	55.382

Schätzzeitraum: 1974:1 1990:4					
Standardfehler & t-Statistik in Klammern					
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD	Zins3mUS	Zins3mD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.840914 (0.08078) (10.4097)	0.090313 (0.04771) (1.89310)	0.288274 (0.09264) (3.11175)	-0.067241 (0.10845) (-0.62004)	-0.092335 (0.06473) (-1.42648)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	0.071365 (0.16320) (0.43727)	0.806341 (0.09638) (8.36601)	0.096773 (0.18716) (0.51705)	-0.080818 (0.21910) (-0.36886)	-0.152770 (0.13077) (-1.16819)
LückeD <sub>-1</sub>	0.004422 (0.11803) (0.03746)	-0.038350 (0.06971) (-0.55016)	0.367587 (0.13536) (2.71559)	-0.026390 (0.15846) (-0.16654)	-0.057212 (0.09458) (-0.60491)
Zins3mUS <sub>-1</sub>	-0.077681 (0.06237) (-1.24541)	-0.055042 (0.03684) (-1.49426)	-0.078069 (0.07153) (-1.09141)	0.900728 (0.08374) (10.7569)	0.244183 (0.04998) (4.88567)
Zins3mD <sub>-1</sub>	0.231341 (0.06488) (3.56563)	0.086404 (0.03832) (2.25502)	0.054194 (0.07441) (0.72837)	-0.024329 (0.08710) (-0.27932)	0.682687 (0.05199) (13.1316)
Konstante	-0.846532 (0.37588) (-2.25211)	-0.055276 (0.22198) (-0.24901)	0.385906 (0.43106) (0.89524)	0.948535 (0.50461) (1.87973)	0.033258 (0.30119) (0.11042)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.812	0.733	0.559	0.810	0.931
F-Statistik	58.830	37.807	18.003	58.011	181.216

Schätzzeitraum: 1994:1 2001:2					
Standardfehler & t-Statistik in Klammern					
	LückeUSA	LückeEU14	LückeD	Zins3mUS	Zins3mD
LückeUSA <sub>-1</sub>	0.678842 (0.17061) (3.97884)	0.283495 (0.10116) (2.80232)	0.246167 (0.19223) (1.28061)	-0.423053 (0.15447) (-2.73873)	-0.215280 (0.12028) (-1.78982)
LückeEU14 <sub>-1</sub>	0.269511 (0.27044) (0.99656)	0.472563 (0.16036) (2.94694)	0.230722 (0.30470) (0.75721)	0.281712 (0.24485) (1.15053)	-0.099626 (0.19066) (-0.52254)
LückeD <sub>-1</sub>	-0.019680 (0.21681) (-0.09077)	0.048220 (0.12856) (0.37509)	0.095784 (0.24428) (0.39211)	-0.090419 (0.19630) (-0.46062)	-0.189032 (0.15285) (-1.23672)
Zins3mUS <sub>-1</sub>	0.372909 (0.23853) (1.56335)	-0.025457 (0.14144) (-0.17999)	-0.257703 (0.26875) (-0.95890)	0.732857 (0.21596) (3.39343)	-0.088461 (0.16816) (-0.52604)
Zins3mD <sub>-1</sub>	0.152820 (0.09865) (1.54905)	0.014968 (0.05850) (0.25588)	-0.195240 (0.11115) (-1.75652)	-0.075938 (0.08932) (-0.85018)	0.791233 (0.06955) (11.3765)
Konstante	-2.448841 (1.42604) (-1.71723)	0.072520 (0.84557) (0.08577)	2.003695 (1.60670) (1.24709)	1.607322 (1.29112) (1.24491)	1.207270 (1.00534) (1.20085)
bereinigtes R <sup>2</sup>	0.452	0.617	0.350	0.656	0.888
F-Statistik	5.774	10.355	4.120	12.072	46.979