

# Nie zuvor war konjunktureller Gleichlauf im Abschwung so hoch

Vladimir Kuzin  
vkuzin@diw.de

Martin Hillebrand  
mhillebrand@diw.de

*In früheren Konjunkturzyklen war zu beobachten, dass sich ein Aufschwung in den Industriestaaten recht gleichmäßig verbreitete, während bei Rezessionen ein weniger ausgeprägter Gleichlauf zu beobachten war. In der derzeitigen Krise ist das allerdings anders: Sie zeichnet sich nicht nur durch eine bisher in der Nachkriegszeit ungekannte Talfahrt aus, sie weist auch eine beispiellose Gleichzeitigkeit auf, mit der die wichtigsten Volkswirtschaften rund um den Globus in den Sog der Rezession geraten sind.*

*In der Untersuchung wird eine Methode vorgestellt, mit der die Synchronität des Konjunkturverlaufs unter einzelnen Staaten gemessen werden kann. Die derzeitige Krise wird mit früheren Rezessionen verglichen – und zwar mit Blick auf die G7-Staaten und die wichtigsten Handelspartner Deutschlands.*

Das Platzen der Immobilien- und Spekulationsblase in den USA hat in rasantem Tempo einen weltweiten Produktionseinbruch nach sich gezogen, der mit der 1929 beginnenden Weltwirtschaftskrise vergleichbar ist. Auch wenn sich im Verlauf des letzten Jahres die Anzeichen für eine Rezession mehrten, wurde doch ihr Ausmaß von den allermeisten Beobachtern völlig unterschätzt. Das lag auch daran, dass angenommen wurde, dass sich der Brandherd USA nicht wie ein Lauffeuer ausbreiten würde, sondern manche Länder davon eher wenig berührt werden würden – etwa weil sie als aufholende Volkswirtschaften eine eigenständige, robustere Entwicklung durchlaufen. Entsprechend dachte man, dass auch deren Handelspartner in den entwickelten Industriestaaten dadurch Impulse erhalten, die die Folgen der verringerten Nachfrage aus den USA mildern.<sup>1</sup>

Die Diskrepanz zwischen dem erwarteten und dem tatsächlich eingetretenen Produktionsverlauf lässt sich unter anderem anhand der Prognosen der internationalen Organisationen verfolgen: So erwartete der Internationale Währungsfond im Herbst 2008 für das Jahr 2009 ein Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts in Höhe von 0,5 Prozent in den Industrieländern, von 3,4 Prozent in Ost- und Zentraleuropa und von 5,5 Prozent in Russland. Gut ein halbes Jahr später, im April 2009, hatte sich die Einschätzung der erwarteten Wachstumsdifferenzen zwischen den Industrieländern und den Transformationsökonomien dramatisch geändert: Für das Jahr 2009 wurden –3,8 Prozent für die Industrieländer, –3,7 Prozent für Zentral- und Osteuropa und –6,0 Prozent für Russland erwartet. Im Juli 2009 wurden die Prognosen nochmals korrigiert: un-

<sup>1</sup> Vgl. Dreger, C. et al.: Herbstgrundlinien: Realwirtschaftliche Auswirkungen der Finanzkrise beherrschbar. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 41/2008.

verändert -3,8 Prozent für die entwickelten Volkswirtschaften, jedoch -5,0 sowie -6,5 Prozent für Ost- und Zentraleuropa beziehungsweise Russland. Im Herbst 2008 wurde also noch davon ausgegangen, dass die meisten Transformationsländer auf dem europäischen Kontinent von den Folgen der Finanzkrise praktisch kaum getroffen werden. Inzwischen haben sich die Einschätzungen völlig verändert.

Die irrigen Erwartungen über eine nur schwache Übertragung der Finanzmarkturbulenzen auf den internationalen Konjunkturzyklus sind zumindest teilweise auf den Einfluss wissenschaftlicher Literatur zurückzuführen. Es gab Studien, die die Auswirkungen der steigenden Handels- und Finanzmarktintegration mit Blick auf die Konjunkturzyklen in einer großen Gruppe der Industrie- und Entwicklungsländer betrachteten.<sup>2</sup> Die Resultate legten die Schlussfolgerung nahe, dass die Globalisierung kaum zu höherer Synchronisation der Konjunkturzyklen beigetragen hat. In einer weiteren Studie wird die Entwicklung der Interdependenzen in internationalen Konjunkturzyklen in der Periode von 1960 bis 2005 analysiert und kommt zu dem Ergebnis, dass es in den letzten 20 Jahren (1985-2005) zwar eine Konvergenz der Konjunkturzyklen innerhalb der Industriestaaten einerseits und der Schwellenländer andererseits gegeben habe, dass es aber zwischen den beiden Gruppen eher zu einer Divergenz kam.<sup>3</sup> Deshalb wurde nicht mit einer raschen weltweiten Ausbreitung der Krise gerechnet.

### Eine Methode zur Messung des konjunkturellen Gleichlaufs unter einzelnen Volkswirtschaften

Die Tiefe der Krise ist recht einfach zu ermitteln – der gängige Indikator sind die Veränderungsraten des realen Bruttoinlandsprodukts – also die Größe, die generell bei der Konjunkturbeobachtung im Mittelpunkt steht. Sehr viel schwieriger ist dagegen das Ausmaß des Gleichlaufs des Konjunkturverlaufs zwischen einzelnen Volkswirtschaften und innerhalb von Wirtschaftsblöcken zu bestimmen. Hier soll dafür ein Verfahren vorgestellt werden.

Basis der Methode sind Markov-Switching-Modelle, mit denen sich anhand von Zeitreihen erfassen lässt, mit welcher Wahrscheinlichkeit sich

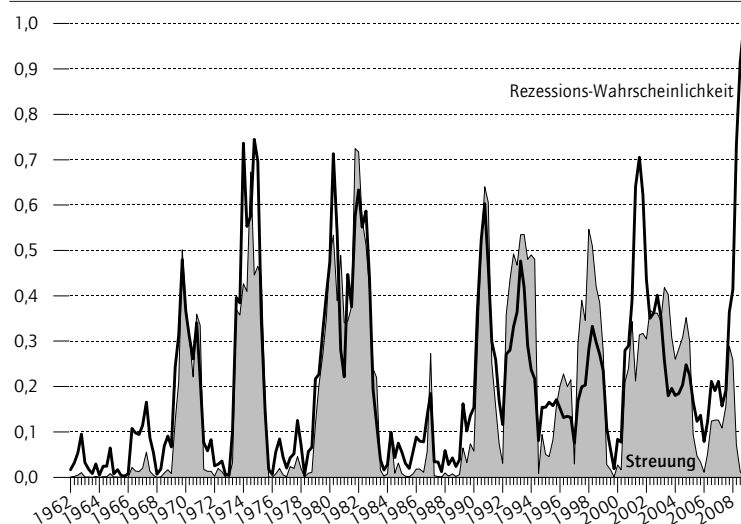
eine Ökonomie zu einer bestimmten Zeit in einer Boom- oder in einer Rezessionsphase befand (Kasten). Im Folgenden werden zwei Analysen durchgeführt. Zum einen wird das Ausmaß des konjunkturellen Gleichlaufs in den wichtigsten Industriestaaten – den G7 (Kanada, Frankreich, Deutschland, Italien, Japan, Großbritannien, Vereinigte Staaten) – zum anderen das in den zehn bedeutendsten Handelspartnern Deutschlands betrachtet. Als Daten werden die vierteljährigen Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts verwendet. Für andere Länder ist eine Analyse aufgrund von Datenmangel nicht möglich.

Um die Synchronisierung der konjunkturellen Schwankungen zu messen, wird zuerst für jedes Land zu jedem Quartal die Wahrscheinlichkeit errechnet, dass dieses Land sich in einer Rezession befindet. Die Wahrscheinlichkeit kann einen Wert zwischen 0 (Aufschwung) und 1 (Rezession) annehmen. Danach wird der Mittelwert der Rezessionswahrscheinlichkeiten aller Länder zur jeweiligen Zeit ermittelt. Liegt der Mittelwert in der Nähe von 0 oder 1, bedeutet dies, dass sich der Großteil der Länder jeweils in einer Boom- oder in einer Rezessionsphase befindet. Da die in die Analyse einbezogenen Volkswirtschaften sich bei der Wirtschaftskraft erheblich voneinander unterscheiden, sind die ermittelten Rezessionswahrscheinlichkeiten gemäß des jeweiligen Bruttoinlandsprodukts (in US-Dollar zu Preisen von 2005) gewichtet worden. Zusätzlich wird ein Streuungsmaß (um die mit vier multiplizierte Stichproben-Varianz) für die berechneten Wahrscheinlichkeiten ermittelt.

Abbildung 1

### Mittelwert der Rezessionswahrscheinlichkeiten der G7-Staaten

„Boom“ = 0 bis „Rezession“ = 1



<sup>2</sup> Kose, M.A., Prasad, E.S., Terrones, M.E.: How Does Globalization Affect the Synchronization of Business Cycles? American Economic Review, 93(2), 57-62.

<sup>3</sup> Kose, M.A., Otrok, C., Prasad, E.S.: Global Business Cycles: Convergence or Decoupling? NBER Working Paper No. 14292.

Quellen: Global Insight; Berechnungen des DIW Berlin.

## Markov-Switching-Modelle und die hier verwendete Methode

Wie ermittelt man die Rezessionswahrscheinlichkeiten für jedes Land und in jedem gegebenen Zeitpunkt? Hier können die Markov-Switching Modelle verwendet werden, die sich in den letzten zwei Dekaden besonders in der empirischen Konjunkturforschung bewährt haben. Die Benutzung dieser Modellklasse für die Analyse von Konjunkturschwankungen geht auf Hamilton zurück, wo ein solches Modell mit den Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts der Vereinigten Staaten für den Zeitraum vom zweiten Quartal 1952 bis zum vierten Quartal 1984 geschätzt wurde.<sup>1</sup> Die Rezessionswahrscheinlichkeiten, die sich aus der Schätzung ergeben, stimmen weitgehend mit der offiziellen Datierung des NBER überein. Krolzig liefert eine umfassende technische Verallgemeinerung und Systematisierung der Modellklasse, insbesondere im Hinblick auf die empirische Konjunkturforschung.<sup>2</sup>

ven unbeobachtbaren Größe abhängt. In ihrer Dynamik unterliegt diese Größe bestimmten systematischen Regeln – in der mathematischen Literatur als „Markov-Ketten“ bezeichnet – und deren konkrete Werte werden als Zustände bezeichnet. Bei der Untersuchung von Konjunkturschwankungen ist eine Markov-Kette mit zwei Zuständen anzunehmen: der Zustand „Boom“ und der Zustand „Rezession“. Dabei wird der Zustand „Boom“ tendenziell mit positiven Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts assoziiert und die „Rezession“ mit negativen. Die Aufgabe einer statistischen Schätzprozedur besteht darin, diese Annahmen mit der in der Zeitreihe des realen Bruttoinlandsprodukts tatsächlich vorhandenen dynamischen Struktur in Übereinstimmung zu bringen und für jeden Zeitpunkt eine Wahrscheinlichkeit für den Zustand „Boom“ oder „Rezession“ zu liefern. Die Funktionsweise des Modells wird am Beispiel der USA verdeutlicht: Wir betrachten die Wachstumsraten vom ersten Quartal 1947 bis zum ersten Quartal 2009 und schätzen anhand dieser Daten ein Markov-Switching-Modell mit zwei Zuständen. Zur Veranschaulichung sind die geschätzten Wahrscheinlichkeiten dafür, dass die Ökonomie sich im Zustand der Rezession befindet, für die USA in der Abbildung dargestellt. Es ist deutlich erkennbar, dass die Rezessionswahrscheinlichkeiten größtenteils mit den offiziellen NBER-Datierungen für Rezessionen übereinstimmen.

In der Terminologie von Krolzig verwenden wir die sogenannten MSI(K)-AR(p)-Modelle – das englische Akronym für *Markov-Switching in Mean Autoregressive* – für die Beschreibung der Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts.  $K$  bezeichnet dabei die angenommene Anzahl der Zustände und  $P$  die Anzahl der eigenen Verzögerungen, die in die Schätzgleichung eingehen. Die Anzahl der Zustände bleibt für alle Länder auf zwei – Zustand „Boom“ und Zustand „Rezession“ – die Anzahl der Verzögerungen wird jedoch durch die dynamischen Eigenschaften der jeweiligen Zeitreihen datengetrieben bestimmt. Konkret hat eine MSI(2)-AR(p)-Schätzgleichung folgende Form:

$$x_t = a(s_t) + \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_p x_{t-p} + u_t$$

Dabei bezeichnen  $\phi_i x_{t-i}$  die Verzögerungen mit den entsprechenden Parametern – der autoregressive Teil (AR) – und  $u_t$  den unsystematischen zufälligen Störterm.  $s_t$  steht für die unbeobachtbare Markov-Kette und kann die Werte „Boom“ oder „Rezession“ annehmen. Im Zustand „Boom“ weist der Parameter  $a(\cdot)$  einen positiven Wert und im Zustand „Rezession“ einen negativen Wert auf. Somit ist  $a(\cdot)$  der einzige zustandsabhängige Parameter und für die Beschreibung des Konjunkturzyklus entscheidend. Wenn man davon absieht, dass

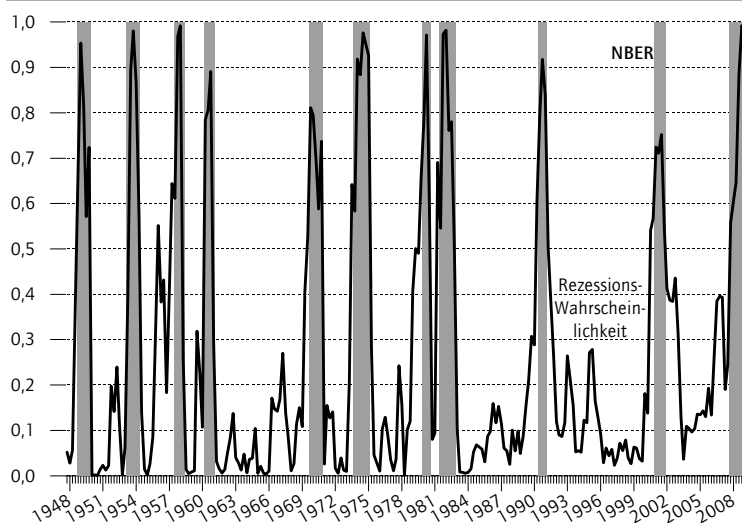
Im Rahmen eines Markov-Switching-Modells wird angenommen, dass der Prozess, der die beobachteten Daten generiert – in unserem Falle die Zuwachsraten des realen Bruttoinlandsprodukts – von einer qualitati-

<sup>1</sup> Hamilton, J.D.: A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57, 1989, 357-384.  
<sup>2</sup> Krolzig, H.-M.: Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Volume 454, Berlin 1997.

Abbildung

### Rezessionswahrscheinlichkeiten in den USA

„Boom“ = 0 bis „Rezession“ = 1



Quellen: Global Insight; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2009

$\alpha(\cdot)$  von einem unbeobachtbaren diskreten Prozess abhängt, stimmt die Schätzgleichung mit der Schätzung eines linearen autoregressiven Prozesses der Ordnung  $p$  überein. Das wird bei der datengetriebenen Wahl der Verzögerungsordnung  $p$  ausgenutzt, indem  $p$  zuerst anhand eines linearen autoregressiven Prozesses mit Hilfe des Schwarz-Informationskriteriums (SIC) bestimmt und anschließend in der Schätzung des Markov-Switching-Modells verwendet wird.

Hat man das Modell mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt, ist es notwendig, im nächsten Schritt Informationen über die (unbeobachtbaren) Zustände von  $s_t$  zu gewinnen. Dabei kommen zwei Algorithmen zum Einsatz, die den eigentlichen Kern der Methode bilden: ein Filter- und ein Glättungsverfahren. Durch das Filterverfahren ist es möglich, auf der Grundlage des geschätzten Modells und bedingt durch die bis zum aktuellen Zeitpunkt  $t$  gegebenen Daten die Wahrscheinlichkeit für einen bestimmten Zustand zu berechnen, beispielsweise für den Zustand „Rezession“:

$$P(s_t = \text{„Rezession“} | x_1, x_2, \dots, x_t).$$

Das entsprechende Glättungsverfahren ermittelt dagegen die Zustandswahrscheinlichkeiten bedingt durch alle verfügbaren Daten (bis zum letzten Zeitpunkt  $T$ ) und liefert somit genauere Inferenz:

$$P(s_t = \text{„Rezession“} | x_1, x_2, \dots, x_T).$$

Wenn man den letzten verfügbaren Datenpunkt  $T$  betrachtet, stimmen die Ergebnisse des Filter- und Glättungsverfahrens überein.

Die durch das Glättungsverfahren berechneten Wahrscheinlichkeiten werden oft als „geglättete“ Wahrscheinlichkeiten bezeichnet und stellen Zeitreihen dar, die mit der Dimension der ursprünglichen Zeitreihe des Bruttoinlandsproduktes übereinstimmen. Diese Zeitreihen können anschließend interpretiert werden, indem sie beispielsweise mit den schon verfügbaren Datierungen der Rezessionsphasen verglichen werden.

### Abschwünge getrennt – Aufschwünge gemeinsam

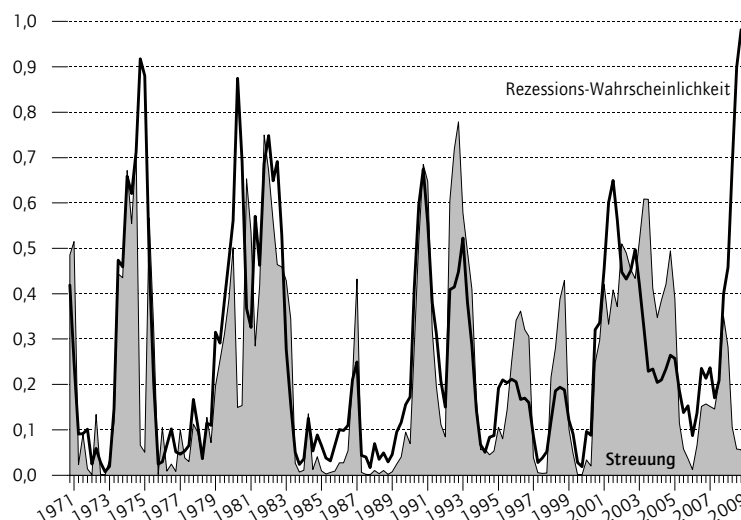
Für die G7-Staaten ergibt der gewichtete Mittelwert der Rezessionswahrscheinlichkeiten in der jüngsten Rezession einen Wert von fast eins. In keiner früheren Rezession seit dem ersten Quartal 1956 – ab diesem Zeitpunkt sind Quartalsdaten für mehrere Länder verwendet worden – war der Wert so hoch (Abbildung 1). Die höchsten früheren Werte während des ersten (1973) und des zweiten Ölpreisschocks (1979) und der ihnen folgenden Rezessionen liegen unter 0,8. In den beiden Ölpreiskrisen lässt sich zudem eine viel größere Streuung in den Konjunkturzyklen der G7-Volkswirtschaften feststellen als bei der letzten Rezession. Die Staaten wurden damals also in unterschiedlicherem Maße als heute von der Krise berührt. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei den wichtigsten Handelspartnern der Bundesrepublik (Belgien, Frankreich, Italien, Niederlande, Spanien, Schweiz, Großbritannien, Vereinigte Staaten, Österreich)<sup>4</sup> – wobei allerdings zu Zeiten der beiden Ölpreiskrisen der konjunkturelle Gleichlauf zwischen diesen Ländern stärker war als unter den G7-Staaten (Abbildung 2).

Anders sah es in der Vergangenheit dagegen bei den Aufschwungphasen aus. Sowohl hinsichtlich der G7-Staaten als auch mit Blick auf die wichtigsten Partner des deutschen Außenhandels gab es weitgehend parallele Entwicklungen – und die Konjunkturverläufe wichen, wie die sehr geringen Streuungen zeigen, kaum von einander ab. Noch größer als unter den G7-Staaten war der Gleich-

Abbildung 2

### Mittelwerte der Rezessionswahrscheinlichkeiten der wichtigsten Handelspartner Deutschlands

„Boom“ = 0 bis „Rezession“ = 1



<sup>4</sup> Polen wird in der Analyse nicht berücksichtigt, da die vorliegende Zeitreihe zu kurz ist, um eine sinnvolle statistische Schätzung der Modellparameter zu gewährleisten.

lauf unter den Handelspartnern Deutschlands. Das dürfte an der sehr engen wirtschaftlichen Verflechtung der westeuropäischen Volkswirtschaften liegen.

### **Fazit**

Das hier vorgestellte Verfahren erlaubt eine Quantifizierung des Ausmaßes konjunkturellen Gleichlaufs. Es hat sich gezeigt, dass sich die aktuelle Krise wie keine andere zuvor in der Nachkriegszeit in Tempo und Gleichlauf unter den Industriestaaten verbreitet hat. Früher war es eher so, dass sich manche Länder mehr oder weniger stark von einem generellen Abschwung abkoppeln konnten.

Die Frage, warum es heute anders als früher ist, muss offen bleiben. Wahrscheinlich hat die zunehmende ökonomische Integration dazu geführt, dass die Infektionsgefahr unter den einzelnen Volkswirtschaften größer geworden ist. Dafür spricht, dass schon beim Platzen der Dotcom-Blase ein größerer konjunktureller Gleichschritt als in früheren Krisen zu beobachten war. Hinzu kommt die enorme Wucht der von den USA ausgehenden Rezession, die so groß war, dass sie zwangsläufig zu raschen Produktionseinschränkungen in allen entwickelten Volkswirtschaften wie auch in den Schwellenländern führen musste. Überdies hat sie dabei auch Überhitzungen auf manchen Märkten außerhalb der USA schlaglichtartig beleuchtet – insbesondere auf den Märkten für Immobilien.

**JEL Classification:**  
E32, C22

**Keywords:**  
Business cycle  
synchronisation,  
Markov switching  
models

**Impressum**

DIW Berlin  
Mohrenstraße 58  
10117 Berlin  
Tel. +49-30-897 89-0  
Fax +49-30-897 89-200

**Herausgeber**

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann  
(Präsident)  
Prof. Dr. Tilman Brück  
Dr. habil. Christian Dreger  
Prof. Dr. Claudia Kemfert  
Prof. Dr. Alexander Kritikos  
Prof. Dr. Viktor Steiner  
Prof. Dr. Gert G. Wagner  
Prof. Dr. Christian Wey

**Chefredation**

Dr. Kurt Geppert  
Carel Mohn

**Redaktion**

Tobias Hanraths  
PD Dr. Elke Holst  
Susanne Marcus  
Manfred Schmidt

**Pressestelle**

Renate Bogdanovic  
Tel. +49 – 30 – 89789–249  
presse@diw.de

**Vertrieb**

DIW Berlin Leserservice  
Postfach 7477649  
Offenburg  
leserservice@diw.de  
Tel. 01805–19 88 88, 14 Cent/min.  
Reklamationen können nur innerhalb  
von vier Wochen nach Erscheinen des  
Wochenberichts angenommen werden;  
danach wird der Heftpreis berechnet.

**Bezugspreis**

Jahrgang Euro 180,–  
Einzelheft Euro 7,–  
(jeweils inkl. Mehrwertsteuer  
und Versandkosten)  
Abbestellungen von Abonnements  
spätestens 6 Wochen vor Jahresende  
ISSN 0012-1304  
Bestellung unter leserservice@diw.de

**Satz**

eScriptum GmbH & Co KG, Berlin

**Druck**

USE gGmbH, Berlin

Nachdruck und sonstige Verbreitung –  
auch auszugsweise – nur mit  
Quellenangabe und unter Zusendung  
eines Belegexemplars an die Stabs-  
abteilung Kommunikation des DIW  
Berlin (Kundenservice@diw.de)  
zulässig.

Gedruckt auf  
100 Prozent Recyclingpapier.