

Bandholz, Harm; Flaig, Gebhard; Mayr, Johannes

**Article**

## Wachstum und Konjunktur in OECD-Ländern: Eine langfristige Perspektive

ifo Schnelldienst

**Provided in Cooperation with:**

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

*Suggested Citation:* Bandholz, Harm; Flaig, Gebhard; Mayr, Johannes (2005) : Wachstum und Konjunktur in OECD-Ländern: Eine langfristige Perspektive, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 58, Iss. 04, pp. 28-36

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/164153>

**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.*

# Wachstum und Konjunktur in OECD-Ländern: Eine langfristige Perspektive

28

Harm Bandholz, Gebhard Flaig und Johannes Mayr

**Gemessen an der Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts weist Deutschland im internationalen Vergleich in den letzten Jahren eine besonders schlechte wirtschaftliche Performance auf. In diesem Beitrag untersuchen wir, ob dies eher eine ungünstige konjunkturelle Entwicklung widerspiegelt oder ob sich dahinter eine langfristige Wachstumsschwäche verbirgt. Dazu werden mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells für verschiedene OECD-Länder von 1950 bis 2004 die Beiträge von Konjunktur und langfristigem Trend zu den Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts ermittelt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Trendwachstumsrate seit den fünfziger Jahren in allen analysierten Ländern zurückging. Besonders stark war aber der Rückgang in Deutschland, wo die aktuelle Trendwachstumsrate zurzeit lediglich 1,1% beträgt und damit den niedrigsten Wert unter allen hier betrachteten Ländern annimmt. Die Stagnationsphase der letzten Jahre ist auch das Resultat der schlechten konjunkturellen Entwicklung. Da diese aber im internationalen Vergleich nicht wesentlich anders verlief als in anderen Ländern, ist die enttäuschende Wachstumsperformance in Deutschland vor allem auf die niedrige langfristige Trendwachstumsrate zurückzuführen.**

Für die Beurteilung der konjunkturellen Situation eines Landes wird oft die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts herangezogen. So werden beispielsweise in der aktuellen Diskussion die niedrigen Wachstumsraten der letzten Jahre von vielen als Beleg dafür gesehen, dass sich Deutschland im Vergleich sowohl mit früheren Entwicklungen als auch mit der Situation in anderen Ländern in einer außergewöhnlich schlechten konjunkturellen Lage befindet.

Dabei wird aber ignoriert, dass Wachstumsraten nur dann ein sinnvoller Maßstab für die konjunkturelle Entwicklung sind, wenn in einem intertemporalen Vergleich innerhalb eines Landes die langfristige Trendwachstumsrate über die Zeit konstant ist bzw. wenn in einem internationalen Vergleich die Trendwachstumsraten der verschiedenen Länder identisch sind. Wenn aber – wie unsere späteren empirischen Ergebnisse zeigen – die aktuelle Trendwachstumsrate in den USA 3,1% beträgt und diejenige in Deutschland nur 1,1%, dann hätten wir in den beiden Ländern nur dann dieselbe konjunkturelle Entwicklung, wenn die tatsächliche Wachstumsrate des BIP in den USA 2 Prozentpunkte höher wäre als die in Deutschland. Erst wenn die BIP-Wachstumsrate in den USA um mehr als 2 Prozentpunkte höher ist, befinden sich die USA in einer günstigeren konjunkturellen Entwicklung als Deutschland.

Diese Überlegungen zeigen, dass für eine sinnvolle und zuverlässige Diagnose der konjunkturellen Entwicklung anhand von Wachstumsraten immer auch eine Abschätzung der zugrunde liegenden Trendwachstumsrate notwendig ist. Dies ist auch erforderlich, wenn man anstelle von Wachstumsraten die so genannte Outputlücke (output gap) als Maßstab für die Konjunkturerwicklung heranzieht: Definitionsgemäß ist die Outputlücke die prozentuale Abweichung der tatsächlichen Produktion von ihrem Trendwert. Da der Trend des realen Bruttoinlandsprodukts approximativ das Produktionspotential einer Volkswirtschaft widerspiegelt, ist das Trendwachstum nicht nur für die Bestimmung der konjunkturellen Lage, sondern auch für die Abschätzung der mittelfristigen Wachstumsperspektiven und damit für viele wirtschaftspolitische Problemstellungen von zentraler Bedeutung.

In diesem Beitrag analysieren wir mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells die Beiträge von Trend und Konjunktur zur Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts in einigen größeren OECD-Ländern im Zeitraum von 1950 bis 2004. Unsere besondere Aufmerksamkeit gilt dem internationalen Vergleich der Entwicklung der langfristigen Trendwachstumsraten. Die empirische Analyse liefert aber auch einige Hinweise darauf, wie die konjunkturelle Situation der letzten Jahre in den verschiedenen Ländern einzuschätzen ist.

In den nächsten beiden Abschnitten diskutieren wir das von uns benutzte ökonometrische Verfahren und erläutern die Daten. Danach präsentieren wir die Schätzergebnisse und ziehen daraus einige Schlussfolgerungen.

### Das ökonometrische Modell

Die Extraktion der unbeobachteten Trend- und Zykluskomponenten aus der beobachteten Zeitreihe des realen BIP ist keine triviale Aufgabe. In der Literatur wurden eine ganze Reihe verschiedener Ansätze vorgeschlagen (für einen Überblick vgl. beispielsweise Canova 1998; SVR 2003). Die populärsten Methoden dürften der Hodrick-Prescott-Filter (Hodrick und Prescott 1997), der Baxter-King-Filter (Baxter und King 1999) und der Rothemberg-Filter (Rothemberg 1999) sein. Auch wenn diese Verfahren in vielen Fällen plausible Ergebnisse liefern, weisen sie unter methodischen Gesichtspunkten doch eine Reihe schwerwiegender Probleme auf. Beispielsweise bestimmt der Hodrick-Prescott-Filter den Trendverlauf so, dass einerseits der geschätzte Trend nicht zu weit von der beobachteten Zeitreihe abweichen darf und dass andererseits der Trendverlauf »glatt« sein soll. Das relative Gewicht dieser beiden Elemente der Zielfunktion wird durch einen Glättungsparameter gesteuert, der aprioristisch ohne Rücksicht auf die stochastischen Eigenschaften der jeweiligen Zeitreihe vorgegeben wird. Dadurch entsteht die Gefahr, dass künstliche Zyklen erzeugt werden (vgl. etwa Cogley und Nason 1995 oder Harvey und Jaeger 1993), was auch unerwünschte Effekte auf die Schätzung der Trendkomponente haben kann.

In diesem Beitrag verwenden wir für die Schätzung der Trend- und Zykluskomponenten des realen BIP ein Strukturelles Zeitreihenmodell (für eine ausführliche Darstellung vgl. Harvey 1989; für eine Einführung vgl. Flaig 2003). Strukturelle Zeitreihenmodelle basieren auf interpretierbaren und wohldefinierten Spezifikationen für die unbeobachteten Komponenten der Zeitreihe und erlauben eine flexible Modellierung von speziellen Sachverhalten, wie beispielsweise Ausreißern. Der größte Vorteil dieses Ansatzes im Vergleich zu den oben genannten ad-hoc-Filtern besteht darin, dass die Modellparameter ökonometrisch geschätzt und nicht a priori vorgegeben werden. Das resultierende Modell ist damit den Daten optimal angepasst und ermöglicht Tests auf eine adäquate Spezifikation.

Im Folgenden zerlegen wir die logarithmierte Zeitreihe des realen Bruttoinlandsprodukts verschiedener Länder additiv in ihre Trend-, Zyklus- und irreguläre Komponente:

$$(1) y_t = T_t + C_t + I_t$$

Jede dieser Komponenten wird als ein stochastisches Zeitreihenmodell spezifiziert (für die genaue mathematische For-

mulierung des Modells siehe Anhang). Damit lassen sich a-priori-Vorstellungen über die »Natur« dieser Komponenten effizient in die Modellformulierung einbeziehen.

Die Trendkomponente  $T$  beschreibt die langfristige Entwicklung der Produktion. Wir wählen als Spezifikation das so genannte »smooth trend«-Modell (vgl. Harvey 2000). Dabei ist der Trendwert in einer bestimmten Periode gleich seinem Wert in der Vorperiode plus einer Veränderungsrate (drift). Dieser drift-Term folgt einem random walk. Damit lassen wir explizit zu, dass sich die langfristige Wachstumsrate permanent ändern kann, ohne dass wir aprioristisch festlegen müssen, wann und in welchem Ausmaß solche »Trendbrüche« auftreten.

Die Konjunktur- oder Zykluskomponente  $C$  beschreibt die mehrjährigen Schwankungen der Produktion um den langfristigen Trend. Die zyklische Komponente spezifizieren wir als Summe von zwei Unterzyklen. Dahinter steht die Idee der klassischen Konjunkturtheorie (vgl. beispielsweise Schumpeter 1939), dass der Konjunkturzyklus durch die Überlagerung eines kurzen (Kitchin-) und eines langen (Juglar-)Zyklus entsteht. Unabhängig von inhaltlichen Vorstellungen, beispielsweise über Lager- und Investitionszyklen, ermöglicht die gewählte Spezifikation eine flexible Modellierung des konjunkturellen Verlaufs, etwa in Form von asymmetrischen Auf- und Abschwüngen.

Unsystematische Veränderungen des realen Bruttoinlandsprodukts werden mit der irregulären Komponente  $I$  erfasst. Die Irreguläre ist im Grundmodell eine reine Zufallsvariable. Falls jedoch ein geschätzter Wert der Irregulären und/oder des Prognosefehlers außergewöhnlich groß ist, fangen wir dies durch einen Ausreißerterm in Form einer Dummy-Variablen auf.

### Daten

Da hier Trend und Zyklus der wirtschaftlichen Entwicklung verschiedener Volkswirtschaften im Zeitverlauf analysiert und verglichen werden, wird eine Maßzahl der Produktion benötigt, die sowohl in der zeitlichen Entwicklung als auch in der internationalen Gegenüberstellung aussagekräftig bleibt. Als Maßstab der realen Wirtschaftsentwicklung einer Volkswirtschaft verwenden wir das reale Bruttoinlandsprodukt. Um einen international aussagekräftigen Vergleich der Ergebnisse zu erreichen, werden neben den großen europäischen Volkswirtschaften Deutschland, Frankreich, Italien und Großbritannien ferner die USA und Japan sowie das Aggregat Euroraum (ohne Deutschland) in die Studie aufgenommen. Für die Schätzungen verwenden wir Jahresdaten der OECD-Länder für den Zeitraum von 1950 bis 2003, berechnet in US-Dollar des Basisjahres 1999, auf die das Konzept der Kaufkraftparitäten angewendet ist. Da die ver-

wendete Datenbank lediglich Zeitreihen bis einschließlich des Jahres 2003 umfasst, werden für das Jahr 2004 die Prognosen des ifo Instituts (Stand: Januar 2005) herangezogen.

Um bei der Zusammenfassung der BIP-Daten einzelner Länder zu Aggregaten von Ländergruppen, wie der Eurozone, eine Verzerrung der Zeitreihen durch die relativ volatilen Entwicklungen der Wechselkurse zu vermeiden, benutzen wir das Konzept konstanter Kaufkraftparitäten. Anstelle der Wechselkurse werden dabei international vergleichbare Messziffern zum Vergleich der Kaufkraft verwendet. Ausgedrückt in der Kaufkraft des US-Dollar, sind diese definiert als die zum Kauf einer bestimmten Menge an Gütern und Leistungen erforderlichen Währungseinheiten eines Landes. Die aktuellen Benchmark-Ergebnisse der Kaufkraftparitäten, die alle drei Jahre veröffentlicht werden, spiegeln die Preisnotierungen eines Warenkorbes wider, der ungefähr 3000 vergleichbare und repräsentative Güter und Dienstleistungen umfasst, aus denen sich das Bruttoinlandsprodukt eines Landes zusammensetzt. Da auch im Rahmen der Berechnung der Kaufkraftparitäten auf das Konzept eines Basisjahres zurückgegriffen wird, bezeichnet man die resultierenden Werte als auf konstanten Kaufkraftparitäten beruhend.

Die auf diesem Weg ermittelten Werte der Bruttoinlandsprodukte bilden die Basis der vorliegenden Studie und sind der Datenbank GGDC Total Economy der Universität Groningen entnommen. Diese geht für den Zeitraum bis 1990 überwiegend auf die Arbeit von Angus Maddison zurück und basiert seit 1991 auf eigenen Forschungsarbeiten des Groningen Growth and Development Centre (vgl. Growth and Development Centre and The Conference Board 2004). Es sei darauf hingewiesen, dass durch die Umrechnung mit Kaufkraftparitäten der Verlauf des realen BIP innerhalb eines Landes nicht berührt wird.

Durch die Wiedervereinigung tritt für Deutschland ein Bruch in der Datenreihe auf. Die Ursprungszahlen beziehen sich bis 1990 auf Westdeutschland und ab 1991 auf Gesamtdeutschland. Um den Sprung im Jahre 1991 zu eliminieren, wurden die westdeutschen Daten vor 1991 mit dem Verhältnis BIP Westdeutschland zu BIP Gesamtdeutschland im Jahre 1991 multipliziert. Die Zeitreihe des Euroraumes wird durch einfache Aufsummierung der Zeitreihen des realen Bruttoinlandsprodukts zu konstanten Kaufkraftparitäten der einzelnen Mitgliedstaaten gebildet.

Die Daten für das reale japanische BIP sind mit der traditionellen Methode einer Festpreisbasis preisbereinigt worden. Seit Ende letzten Jahres berechnet das japanische statistische Amt (ESRI) das reale BIP unter Verwendung der Vorjahrespreisbasis. Nach der neuen Methode ist die Wachstumsrate des realen BIP um ungefähr einen Prozentpunkt

niedriger. Um Konsistenz zu gewährleisten, wird für Japan die nach aktualisierter Berechnungsgrundlage prognostizierte Wachstumsrate des Jahres 2004 um einen Prozentpunkt auf 3,6% erhöht. Alle Resultate für die Trendwachstumsrate, die wir im Folgenden für Japan beschreiben, sind mit den Daten der »neuen« Methodik nicht mehr voll vergleichbar und müssen tendenziell nach unten korrigiert werden.

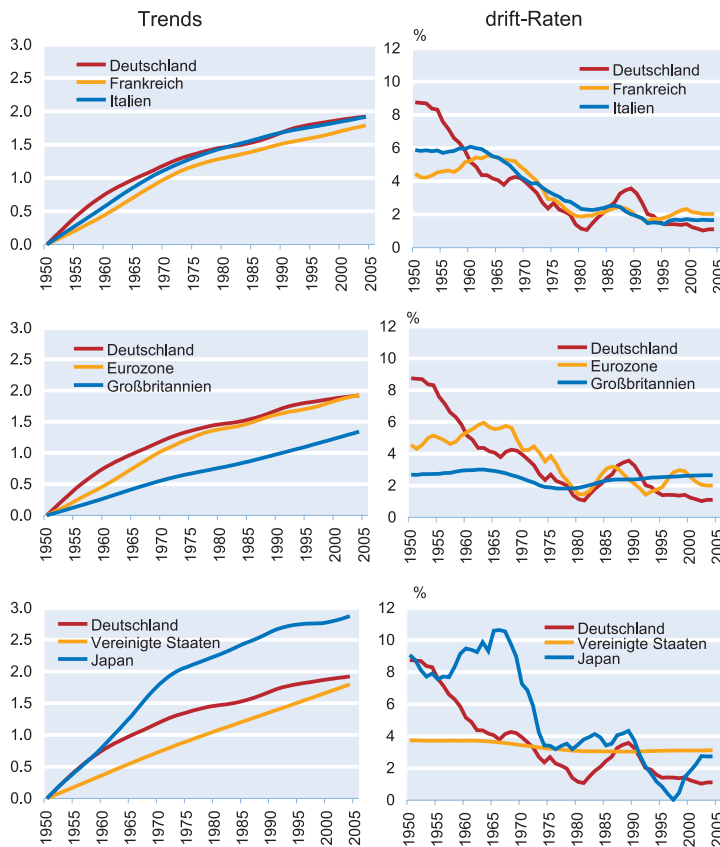
## **Empirische Ergebnisse**

### *Trend und langfristige Wachstumsraten*

Die langfristige Entwicklung des jeweils betrachteten Bruttoinlandsprodukts wird in Gleichung (1) durch die Trendkomponente  $T$  repräsentiert. Die linken Graphiken der Abbildung 1 zeigen den Verlauf der geschätzten Trendkomponenten für die sechs untersuchten Staaten sowie die Eurozone ohne Deutschland von 1950 bis einschließlich 2004. Die Zeitreihen sind sämtlich logarithmiert und zwecks graphischer Vergleichbarkeit im Jahr 1950 auf null normiert. Als Referenz findet sich in jeder Graphik die langfristige Entwicklung von Deutschland; sie wird jeweils den Trendkomponenten zweier anderer Länder gegenübergestellt. Als zusätzliche Information zeigen die rechten Graphiken in Abbildung 1 die so genannten drift-Komponenten. Diese ergeben sich gemäß Gleichung (A2) als erste Differenz der Trendkomponente und sind mithin als Wachstumsrate des Trends und damit als langfristige Wachstumsrate oder Potentialrate des Bruttoinlandsprodukts zu interpretieren. Zur Beschreibung der wirtschaftlich langfristigen Entwicklung eines Landes ist die Betrachtung beider Zeitreihen – des Trends und seiner Wachstumsrate – erforderlich. So weist beispielsweise in Deutschland der Trend darauf hin, dass das Bruttoinlandsprodukt seit 1950 (mit Ausnahme der Vereinigten Staaten) stärker gewachsen ist als die Produktion in sämtlichen anderen betrachteten Staaten. Gleichzeitig zeigt aber der zeitliche Verlauf des drift-Terms, dass dieses dominante Wachstum lediglich aus der Nachkriegszeit und der Periode des deutschen »Wirtschaftswunders« resultiert. Spätestens seit Ende der siebziger Jahre wächst die wirtschaftliche Aktivität in Deutschland zumindest nicht mehr schneller als in den anderen Ländern, und seit Ende der neunziger Jahre weist der langfristige Trend in Deutschland sogar die geringste Wachstumsrate unter den hier analysierten Ländern auf.

Eine detaillierte Betrachtung des Trendwachstums in Deutschland zeigt, dass hierzulande Anfang der fünfziger Jahre, bedingt durch den Aufholprozess im Zuge des Wiederaufbaus, Wachstumsraten von knapp 9% verzeichnet werden konnten. Im Laufe der fünfziger Jahre ging die langfristige Wachstumsrate auf knapp 6% zurück. Dieser Rückgang setzte sich Anfang der sechziger Jahre zunächst weiter fort, wobei sich das langfristige Wachstum in dieser Zeit aber weiterhin mit einer aus heutiger Sicht phantastischen

**Abb. 1**  
**Trends und langfristige Wachstumsraten in OECD-Ländern**



Quelle: GGDC (2004); eigene Berechnungen.

Rate von etwa 4% vollzog. Eine deutliche Verlangsamung des Wachstums begann Anfang der siebziger Jahre. Bis zum Jahr 1982 sank die Potentialrate auf 1,1% ab. Die Tatsache, dass dieser Wachstumsrückgang bereits 1970 begann, zeigt, dass nicht, wie allgemein propagiert, allein die Ölkrise für die deutliche Wachstumsverlangsamung und den einhergehenden Anstieg der Arbeitslosigkeit Mitte der siebziger und Anfang der achtziger Jahre verantwortlich waren. Vielmehr scheinen die damaligen Ölpreisanstiege lediglich eine Tendenz verstärkt zu haben, die bereits zuvor durch andere strukturelle Faktoren ausgelöst worden ist. In einer anschließenden Erholung erhöhte sich die Potentialrate bis 1989 noch einmal auf beachtliche 3,6%. Auch diese Beobachtung zeigt, dass die allgemein als »Wiedervereinigungsboom« bezeichnete Expansion im Vorfeld der deutschen Einheit nur deshalb so dynamisch ausgefallen ist, weil sie zusätzlich durch langfristige Wachstumstendenzen unterstützt wurde. Zu Beginn der

neunziger Jahre verlangsamte sich das Trendwachstum abrupt und fiel innerhalb von nur fünf Jahren von 3,3% (1990) auf 1,4% (1995). Der Rückgang des Trendwachstums setzte sich seitdem, wenn auch deutlich verlangsamt, bis in die Gegenwart fort. Mit einer aktuellen langfristigen Rate von 1,1% wächst die deutsche Wirtschaft im Trend in etwa so langsam wie anfangs der achtziger Jahre. Neu und durchaus besorgniserregend an der aktuellen Situation ist allerdings die Persistenz dieses niedrigen Wachstumstempos. Tabelle 1 fasst die getroffenen Aussagen und die Informationen aus dem Verlauf der geschätzten Trendrate numerisch zusammen. Es zeigt sich auch dort, dass die Potentialrate des deutschen Bruttoinlandsprodukts seit Beginn der Beobachtungsperiode sukzessive von 6% (1950–1969) über 2,5% (1970–1989) und 1,9% (1990–1999) auf nunmehr 1,1% (2000–2004) gesunken ist.

Etwa ebenso stark wie in Deutschland ist das Bruttoinlandsprodukt über die vergangenen 55 Jahre in Italien gewachsen. Auch dort basiert die insgesamt starke Zunahme der Produktion primär auf den hohen langfristigen Wachstumsraten während der fünfziger und den frühen sechziger Jahren. Abbildung 1 belegt aber, dass die Entwicklung in Italien deutlich glatter verlief als in Deutschland. Nach einem maximalen Anstieg von gut 6% im Jahr 1960 verlangsamte sich das Wachstum bis zum Jahr 1995 auf 1,4%. Während es in der ersten Hälfte der achtziger Jahre (1982–1986) eine vorübergehende Unterbrechung dieser Tendenz mit sogar einer leichten Erholung der Potentialraten gab, war diese Entwicklung sicht-

**Tab. 1**  
**Langfristige Wachstumsraten in OECD-Ländern**  
**(Periodendurchschnitte; Angaben in Prozent)**

	1950–1969	1970–1989	1990–1999	2000–2004
Deutschland	6,0	2,5	1,9	1,1
Frankreich	4,9	2,6	1,9	2,1
Italien	5,6	2,8	1,6	1,7
Eurozone (ohne Deutschland)	5,2	2,9	2,2	2,2
Nachrichtlich: Eurozone	5,4	2,8	2,1	2,0
Großbritannien	2,8	2,1	2,5	2,6
Vereinigte Staaten	3,7	3,2	3,1	3,1
Japan	9,0	4,2	1,5	2,4

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

bar weniger ausgeprägt und deutlich kürzer als die zur selben Zeit in Deutschland eintretende Wachstumsbeschleunigung. Anders als in Deutschland hat sich aber in Italien der Wachstumspfad seit Mitte der neunziger Jahre stabilisiert. Das Bruttoinlandsprodukt wächst seit 1997 mit einer erstaunlich konstanten langfristigen Rate von 1,7%.

Eine ähnliche Entwicklung wie Italien zeigt Frankreich. Lediglich zu Beginn des Beobachtungszeitraums ist die drift-Rate mit Werten um 4,5 bis 5% deutlich niedriger als in Italien oder gar Deutschland, was dazu führt, dass sich die Trendkomponente für das französische Bruttoinlandsprodukt seit 1950 ständig unterhalb der seiner großen europäischen Nachbarn bewegt. Abgesehen von diesem geringeren Wachstum während der fünfziger Jahre verläuft die Potentialrate des französischen Bruttoinlandsprodukts sehr ähnlich wie die der italienischen Produktion. Nach maximalen 5,5% im Jahr 1963 verlangsamte sich das Wachstum während der nächsten 20 Jahre bis auf 1,9% im Jahr 1980. Seitdem schwankt der Anstieg der Trendkomponente in Frankreich um einen Wert von etwa 2%. Auf genau diese Rate ist das Wachstum nach zwei dynamischeren Phasen (1987 und 1999) und einer vorübergehenden Schwächeperiode (1992) im Jahr 2002 wieder eingeschwenkt. Frankreich weist damit seit 1994 das kräftigste Potentialwachstum des Bruttoinlandsprodukts unter den drei größten Volkswirtschaften der Eurozone auf.

Die Trendkomponente des aggregierten Bruttoinlandsprodukts in der Eurozone (ohne Deutschland) wird maßgeblich durch die bereits beschriebenen Verläufe in Frankreich und Italien bestimmt. Abbildung 1 zeigt, dass sich das langfristige Produktionswachstum in der Eurozone – wie in Frankreich – in den fünfziger Jahren zunächst sukzessive beschleunigt hat. Nach dem maximalen Wert von 6,0% im Jahr 1963 verlangsamte sich der Anstieg in den folgenden zwei Dekaden bis auf mäßige 1,4% im Jahr 1980. Wie in Deutschland, Frankreich und Italien, die ebenfalls einen unteren Wendepunkt ihrer langfristigen Wachstumsraten in den Jahren 1980–1982 erfahren haben, beschleunigte sich der Anstieg des permanenten Bruttoinlandsprodukts in der Eurozone in den folgenden Jahren. Im Jahr 1986 betrug die Potentialrate wieder stattliche 3,2%, bevor sie sich 1992 auf erneut 1,4% reduzierte, um schließlich bis zum Jahr 1998 wieder auf 3,0% anzuwachsen. Als Folge einer Verlangsamung über die Jahrtausendwende hinweg liegt die langfristige Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts in der Eurozone (ohne Deutschland) in den Jahren 2003 und 2004 bei 2,0%. Der Vergleich mit Deutschland zeigt, dass sich die Potentialraten von Eurozone und Deutschland nach 1993 entkoppelt haben. Während sich in dieser Zeit die Tendenz in der Eurozone aufhellte und im Jahr 1998 sogar eine langfristige Wachstumsrate von 3,0% erreicht wurde, blieb der Anstieg in Deutschland bei Raten von 1,0 bis 1,4% bescheiden. So liegt die langfristige Wachstumsrate in der Eurozo-

ne trotz der jüngsten Verlangsamung zurzeit weiterhin um knapp einen Prozentpunkt oberhalb derer in Deutschland.

Ein völlig anderes Wachstumsbild als in den bisher betrachteten Volkswirtschaften der Eurozone zeigt sich in Großbritannien, wo die drift-Rate deutlich glatter verläuft. Insbesondere konnte die britische Volkswirtschaft in den fünfziger und sechziger Jahren nicht mit dem äußerst hohen Potentialwachstum von Deutschland, aber auch nicht mit dem der Eurozone mithalten. Entsprechend fiel auch der Rückgang der Wachstumsraten während der späten sechziger und siebziger Jahre weniger deutlich aus. Nach maximalen 3,0% im Jahr 1963 verringerte sich der Anstieg um »lediglich« 1,2 Prozentpunkte auf ein Tief von 1,8% im Jahr 1977 (zum Vergleich: in Deutschland betrug der Rückgang zwischen 1950 und 1981 7,6 Prozentpunkte). Ende der siebziger Jahre begann sich das langfristige Wachstum wieder zu beschleunigen. Mit aktuell 2,7% wächst die Produktion in Großbritannien derzeit im Trend um 0,7 Prozentpunkte schneller als in der Eurozone (ohne Deutschland) und sogar um 1,6 Prozentpunkte schneller als in Deutschland. Trotz dieser aktuell erheblichen Wachstumsvorteile verläuft der britische Wachstumstrend seit 1950 noch deutlich unterhalb derer von Deutschland und der Eurozone. Ursächlich dafür ist das angesprochene, weniger dynamische Wachstum zwischen 1950 und 1980. Die aktuelle Entwicklung wird aber dafür Sorge tragen, dass sich die in der Vergangenheit akkumulierten Differenzen in der Zukunft weiter verringern werden.

Augenscheinlich noch weniger volatil als in Großbritannien zeigt sich der zeitliche Verlauf der drift-Rate in den Vereinigten Staaten. Bei einem maximalen Wert von 3,7% im Jahr 1950 und einem Minimum von 3,0% im Jahr 1989 beträgt die Amplitude für den gesamten Beobachtungszeitraum von 1950 bis 2004 lediglich 0,7 Prozentpunkte. Auch das Verlaufsmuster ist deutlich glatter. Während die Potentialraten in den zuvor betrachteten europäischen Ländern vor allem in den neunziger Jahren wiederholt zwischen Phasen höheren und niedrigeren Wachstums schwankten, gab es in den Vereinigten Staaten lediglich einen einzigen derartigen Übergang. So verringerten sich die langfristigen Wachstumsraten nach 1970 von durchschnittlich 3,7% (vgl. Tab. 1) auf 3,1% (Flaig 2001a und 2001b zeigt, dass es einen statistisch signifikanten Übergang von hohen auf niedrige Wachstumsraten Anfang der siebziger Jahre gibt). Bei einer Fortschreibung der aktuellen langfristigen Wachstumsraten in den Vereinigten Staaten und Deutschland würde das Wachstumsdifferential von 2 Prozentpunkten die seit den fünfziger Jahren klaffende Lücke im Trend zwischen Deutschland und den Vereinigten Staaten innerhalb der nächsten sechs Jahre vollständig schließen.

Im völligen Gegensatz zu den Vereinigten Staaten verlaufen langfristiger Trend und Potentialrate in Japan, wo sich letz-

tere zwischen 1950 und 1997 in zwei Schritten erheblich von stattlichen 10,3% (1966) auf 0,0% (1997) reduziert hat. Die erste Phase der Wachstumsverlangsamung erfolgte zwischen 1966 und 1974. Hier verringerte sich der Trendanstieg von 10,3 auf 3,4%. Nach einer – für japanische Verhältnisse – Periode relativer Konstanz, in der sich die Potentialraten wieder bis auf 4,4% erhöhen konnten, erfolgte zwischen 1989 und 1997 die zweite Phase der Verlangsamung, die gegen Ende der Asienkrise in einer absoluten Stagnation des langfristigen Wachstums endete. Seitdem hat sich aber das Potentialwachstum in Japan deutlich erholt; es schwankt seit 2002 um einen Wert von 2,7 bis 2,8% und liegt damit deutlich höher als bei den hier betrachteten Staaten der Eurozone und auch leicht höher als in Großbritannien. An dieser Stelle sei noch einmal darauf hingewiesen, dass sich die angegebenen Potentialraten auf das Bruttoinlandsprodukt beziehen, das nach der alten Systematik, d.h. zu Festpreisbasis, bereinigt wurde. Nach der seit Dezember 2004 geltenden Preisbereinigungsmethode anhand eines Kettenpreisindizes fallen die Wachstumsraten um etwa einen Prozentpunkt niedriger aus. Darüber hinaus hat das Statistische Amt Japans in der Vergangenheit die VGR-Daten am aktuellen Rand wiederholt und zum Teil drastisch revidiert. Derartige Revisionen könnten ex post dazu führen, dass die hier getroffenen Aussagen über die positive Entwicklungstendenz relativiert werden müssten. Bei aller Unsicherheit am aktuellen Rand deuten aber unsere Schätzergebnisse darauf hin, dass sich in Japan die Trendwachstumsrate in den letzten Jahren erhöht hat und inzwischen höher sein dürfte als in Deutschland.

**Zyklische Komponenten**

Die zyklische Komponente C beschreibt die mehr oder weniger regelmäßigen Schwankungen des Bruttoinlandsprodukts um seinen langfristigen Trend. Unterschiedliche Spezifikationstests haben ergeben, dass eine aus zwei Zyklen bestehende Spezifikation das zyklische Verhalten des Bruttoinlandsprodukts in den betrachteten Ländern gut erfasst. Tabelle 2 gibt die geschätzten Zykluslängen für die sechs betrachteten Länder sowie die Eurozone (ohne Deutschland) wieder. Beide identifizierten Zyklen lassen sich im Sinne der klassischen Konjunkturtheorie (vgl. Schumpeter 1939) interpretieren. Der kürzere Zyklus hat in sämtlichen Volkswirtschaften eine Länge von jeweils drei bis fünf Jahren und entspricht somit dem Kitchin-Zyklus. Der längere Zyklus korrespondiert mit dem Juglar-Zyklus, dessen Schwingungsdauer zwischen sieben und zwölf Jahren liegt. Eine Ausnahme bildet der zweite Zyklus in den Vereinigten Staaten, dessen Länge auf 17 Jahre geschätzt wird. Dieses Problem trat auch schon bei anderen Studien auf (vgl. bspw. Harvey, Trimbur und

**Tab. 2**  
**Länge konjunktureller Zyklen in OECD-Ländern**  
**(Angaben in Jahren)**

	Zyklus 1	Zyklus 2	Ausreißer
Deutschland	4,4	8,8	–
Frankreich	3,1	9,6	–
Italien	5,4	8,4	1975
Eurozone (ohne Deutschland)	5,5	8,9	–
Großbritannien	5,2	12,4	1974
Vereinigte Staaten	4,1	17,6	–
Japan	4,6	9,1	1974

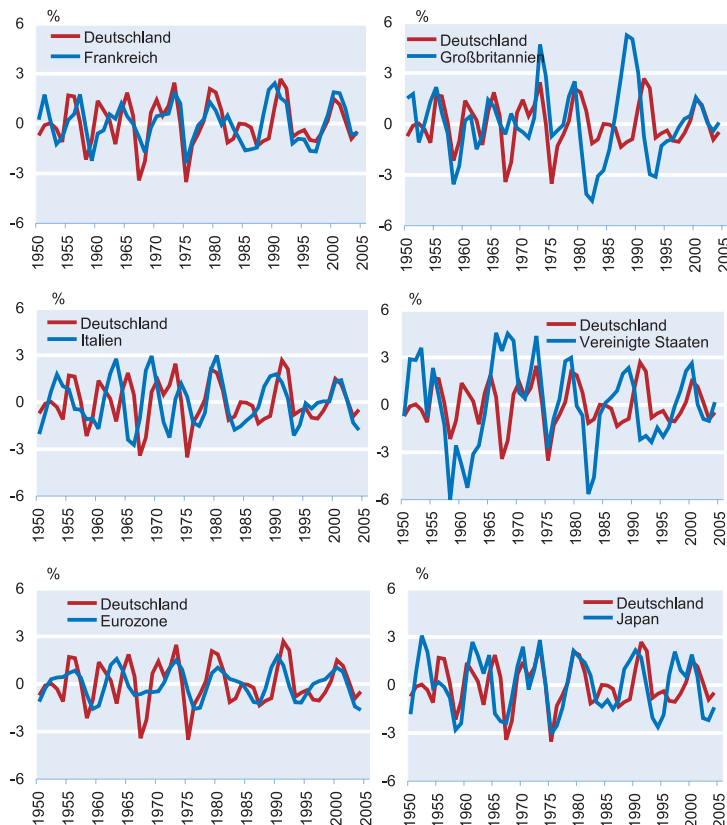
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

van Dijk 2002 oder Harvey und Trimbur 2003). Die Ursache dafür scheint vor allem in der BIP-Entwicklung Ende der fünfziger Jahre zu liegen. Schätzt man das Modell nämlich nur für die Jahre ab 1960, erhält man einen deutlich ausgeprägten zehnjährigen Zyklus. Die mit Hilfe des Kalman-Filters generierten Zyklen erscheinen aber auch mit dem Modell für das gesamte Sample plausibel, zumal die empirische Autokorrelationsfunktion der extrahierten Zykluskomponente ein Maximum im Bereich von etwa zwölf Jahren aufzeigt.

Neben der geschätzten Zyklusdauer finden sich in Tabelle 2 die in der Spezifikation verwendeten Interventionsdummies. Deren Inklusion war bei Italien, Großbritannien und Japan erforderlich, da andernfalls die für eine unverzerrte Schätzung notwendige Verteilungsannahme über die Normalität der Residuen (der Ein-Schritt-Prognosefehler) durch Ausreißer in den Jahren 1974 bzw. 1975 verletzt würde.

Abbildung 2 zeigt die geschätzten zyklischen Komponenten für die sieben betrachteten Volkswirtschaften. Wie im vorigen Abschnitt dient die deutsche Reihe als Referenzgröße, mit denen die Konjunkturzyklen der anderen Länder sowie der Eurozone (ohne Deutschland) verglichen werden. Die Kurven beschreiben die Outputlücken, also die prozentualen Abweichungen des BIP vom Potentialwachstum. Ohne hier auf sämtliche Schwingungen und Wendepunkte der identifizierten Konjunkturzyklen einzugehen, legt die Abbildung 2 nahe, dass die hier verwendete Methode verlässliche und gut interpretierbare Zyklen liefert. Für Deutschland erkennt man die ausgeprägten Rezessionen der Jahre 1967 und 1975; letztere als Folge der ersten Ölkrise. Nach einer konjunkturellen Erholung gab es auch als Folge der zweiten Ölkrise Anfang der achtziger Jahre eine neuerliche Konjunkturverlangsamung. Allerdings fiel die Reaktion auf den zweiten Ölpreisschock deutlich moderater aus als die auf den ersten. Anfang der neunziger Jahre erkennt man den »Wiedervereinigungsboom«. Durch den Schub der Deutschen Einheit erreichte die Outputlücke im Jahr 1991 mit 2,7% ihren absolut höchsten Wert.

Abb. 2  
Konjunkturzyklen in OECD-Ländern



Quelle: GGDC (2004); eigene Berechnungen.

Abgesehen von diesem Sondereffekt scheint sich aber die Volatilität des deutschen Konjunkturzyklus in den vergangenen 20 Jahren verringert zu haben. Besonders die zyklischen Abschwünge nach 1981 und auch nach 1991 erfolgten nicht mehr mit der Schärfe wie zuvor; aber auch der jüngste »Boom« erreichte mit einer maximalen Outputlücke von 1,5% (2000) nicht mehr die Stärke vorheriger Aufschwünge. Schließlich ist zu erkennen, dass die konjunkturelle Entwicklung der jüngsten Vergangenheit in Deutschland nicht so schlecht gewesen ist wie vielerorts argumentiert. Auch unter dem Vorbehalt, dass die Schätzungen der unbeobachteten Komponenten am aktuellen Rand relativ unsicher sind, zeigt Abbildung 2 ganz deutlich, dass die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland seit 2000 zum Teil deutlich besser war als die in Italien, der Eurozone und Japan und in etwa genauso gut verlief wie die Konjunktur in Frankreich, Großbritannien und auch den Vereinigten Staaten. Deutschland leidet während der letzten Jahre also nicht an einer im internationalen Maßstab besonders schlechten konjunkturellen Entwicklung, sondern an seiner außergewöhnlich niedrigen Trendwachstumsrate.

## Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag haben wir mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells die langfristigen Trend- und die kurz- und mittelfristigen zyklischen Eigenschaften des realen Bruttoinlandsprodukts der Länder Deutschland, Großbritannien, Frankreich, Italien, USA und Japan sowie der Eurozone analysiert.

Für alle Länder finden wir einen kurzen (Kitchin-)Zyklus mit einer Periodizität zwischen drei und fünf Jahren sowie einen langen (Juglar-)Zyklus mit einer Zykluslänge von im Allgemeinen sieben bis zwölf Jahren (USA als einzige Ausnahme mit einer geschätzten Periodizität von 17 Jahren). Bemerkenswert ist der weitgehende Gleichlauf der Konjunktur in den letzten Jahren. In allen Ländern war im Jahre 2000 ein relatives Maximum des Zyklus zu beobachten. In den darauf folgenden drei Jahren wurde die zyklische Komponente negativ. Im Jahre 2004 trat in den meisten Ländern eine Verbesserung der konjunkturellen Lage ein, am stärksten in den USA. Nur in Italien und der Eurozone (ohne Deutschland) hat sich die Konjunktur noch etwas abgeschwächt. Der internationale Vergleich zeigt, dass sich Deutschland in den letzten Jahren in rein konjunktureller Hinsicht in keiner wesentlich anderen Lage befunden hat als die anderen Länder. Stattdessen sind die im internationalen Vergleich außergewöhnlich niedrigen Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts in Deutschland seit dem Jahr 2000, aber auch schon davor, allein auf die niedrige Trendwachstumsrate zurückzuführen. Unsere Schätzungen zeigen seit Beginn der neunziger Jahre einen langsamen, aber stetigen Rückgang der Trendwachstumsrate auf den aktuellen Wert von 1,1%, der auch mit Schätzungen in anderen Studien kompatibel ist (vgl. SVR 2003).

Diese Ergebnisse haben einige Implikationen für die Wirtschaftspolitik, zumal es eher unwahrscheinlich ist, dass sich die Trendwachstumsrate in den nächsten Jahren spürbar erhöhen wird (vgl. dazu bspw. Kamps, Meier und Oskamp 2004). Die erste Implikation betrifft die Annahmen über das Wirtschaftswachstum, die von der Regierung ihren mittelfristigen Planungen zugrunde gelegt werden. Beispielsweise impliziert bereits ein unterstelltes Wirtschaftswachstum von mehr als 1% die Annahme eines konjunkturellen Aufschwungs. In konjunkturellen Abschwungsphasen muss man sich wegen der niedrigen Trendwachstumsrate auch auf längere Stagnationsperioden einstellen.



Die zweite Implikation betrifft die richtige Bewertung der in den letzten Jahren besonders ausgeprägten Wachstumsschwäche Deutschlands. Es wird manchmal argumentiert, mit der Überwindung der konjunkturellen Schwächephase würde die Wachstumsdynamik wieder verstärkt und die geschätzten Trendwachstumsraten müssten dann wieder nach oben revidiert werden. Unsere Ergebnisse zeigen aber, dass abgesehen von einer kurzen Phase Ende der achtziger/Anfang der neunziger Jahre – nicht zuletzt verursacht durch den Wiedervereinigungsboom – das Trendwachstum in Deutschland spätestens seit dem Ende der siebziger Jahre niedriger ist als beispielsweise in Frankreich, Italien, Großbritannien und den USA. Dies deutet auf bereits seit langem bestehende Strukturprobleme in Deutschland hin. Während die Kosten der Wiedervereinigung und die durch die Einführung des Euro und die Beschleunigung der Globalisierung induzierten Schocks sicherlich zur schlechten Wachstumsperformance in den letzten zehn Jahren maßgeblich beigetragen haben, zeichnete sich die Wachstumsschwäche aber bereits lange vorher ab. Die Herausforderungen an die Wirtschafts- und Sozialpolitik sind damit noch viel größer, als es der Blick auf die negativen Entwicklungen in den letzten Jahren allein suggeriert.

**Anhang:**

**Die Spezifikation des Strukturellen Zeitreihenmodells**

Im Rahmen eines Strukturellen Zeitreihenmodells wird die beobachtete Zeitreihe  $y$  des logarithmierten realen BIP additiv in die Komponenten Trend, Zyklus und Irreguläre zerlegt:

$$(A1) \quad y_t = T_t + C_t + I_t$$

Der Trend  $T$  folgt annahmegemäß einem random walk mit zeitvariabler drift-Rate, die selbst wieder als random walk modelliert wird:

$$(A2) \quad T_t = T_{t-1} + \mu_{t-1} \\ \mu_t = \mu_{t-1} + \xi_t$$

Tritt ein drift-Impuls  $\xi_t$  auf, ändert dies permanent die Wachstumsrate des Trends. Diese Modellspezifikation ist äquivalent mit einer kubischen Spline-Funktion (vgl. Harvey und Trimbur 2003).

Der Zyklus  $C$  wird als Summe von zwei Unterzyklen spezifiziert:

$$(A3) \quad C_t = C_{t,1} + C_{t,2}$$

Jeder Unterzyklus folgt einem stationären ARMA(2,1)-Modell mit komplexen Wurzeln im autoregressiven Teil. Die Re-

kursionsformel ist gegeben durch das folgende bivariate Gleichungssystem:

$$(A4) \quad \begin{pmatrix} C_{t,i} \\ C_{t,i}^* \end{pmatrix} = \rho_i \begin{pmatrix} \cos \lambda_i^c & \sin \lambda_i^c \\ -\sin \lambda_i^c & \cos \lambda_i^c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1,i} \\ C_{t-1,i}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_{t,i} \\ \kappa_{t,i}^* \end{pmatrix}$$

$C^*$  erscheint nur aus Konstruktionsgründen und hat keine inhaltliche Bedeutung. Die Periodizität des Unterzyklus  $i$  ist  $2\pi / \lambda_i^c$ . Der Dämpfungsfaktor  $\rho_i$  mit  $0 < \rho_i \leq 1$  garantiert, dass  $C_i$  ein stationärer ARMA(2,1)-Prozess mit komplexen Wurzeln im autoregressiven Teil ist. Die konjunkturellen Schocks  $\kappa$  und  $\kappa^T$  sind unkorrelierte white noise Variablen mit einer Varianz  $\sigma_{\kappa_i}^2$ . Sie induzieren stochastisch variierende Phasen und Amplituden der konjunkturellen Komponente.

Die irreguläre Komponente wird als Summe einer stochastischen white noise Variablen  $u$  und einem deterministischen Term spezifiziert, der mögliche Ausreißer auffängt:

$$(A5) \quad I_t = \gamma_0 DI_t + u_t$$

$DI$  ist eine Dummy-Variable, die in einer bestimmten Periode den Wert 1 hat und in allen anderen Perioden den Wert 0.

Für die Identifikation des Gesamtmodells nehmen wir an, dass alle Schocks voneinander unabhängig und nicht autokorreliert sind.

Das resultierende Unobserved-Components-Modell für die beobachtete Variable wird mit Hilfe des Kalman-Filters geschätzt, der über ein Glättungsverfahren auch die »optimalen« geschätzten Werte für die unbeobachteten Komponenten erzeugt (für technische Details der Modellspezifikation und der Schätzung vgl. Harvey 1989). Die Schätzungen wurden mit dem Programm STAMP (Version 6) durchgeführt (vgl. Koopman et al. 2000).

**Literatur**

Baxter, M. und R.G. King (1999), »Measuring Business Cycles: Approximate Band – Pass Filters for Economic Time Series«, *Review of Economics and Statistics* 81, 575–593.  
 Canova, F. (1998), »Detrending and Business Cycle Facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.  
 Cogley, T. und J.M. Nason (1995), »Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series. Implications for Business Cycle Research«, *Journal of Economic Dynamics and Control* 19, 253–278.  
 Flaig, G. (2001a), »Gibt es einen »New Economy«-Effekt auf das amerikanische Produktionspotential?«, *ifo Schnelldienst* 54(5), 16–21.  
 Flaig, G. (2001b), »Trend and Cycles in U.S. Real GDP«, *CESifo Working Paper*, No.607.  
 Flaig, G. (2003), »Strukturelle Zeitreihenmodelle. Spezifikation, Schätzung und Anwendungen«, *WIST* 32, 258–263.  
 Groningen Growth and Development Centre and The Conference Board, GGDC (2004), Total Economy Database, <http://www.ggdc.net>.  
 Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.

- Harvey, A. (2000), *Trend Analysis*, mimeo.
- Harvey, A. und A. Jaeger (1993), »Detrending, Stylized Facts, and the Business Cycle«, *Journal of Applied Econometrics* 8, 231–247.
- Harvey, A., T. Trimbur und H van Dijk (2002), *Cyclical Components in Economic Time Series: A Bayesian approach*, mimeo.
- Harvey, A. und T. Trimbur (2003), »General Model-based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series«, *Review of Economics and Statistics* 85, 244–255.
- Hodrick, R. und E. Prescott (1997), »Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1–16.
- Kamps, C., C.-P. Meier und F. Oskamp (2004), »Wachstum des Produktionspotentials in Deutschland bleibt schwach«, *Kieler Diskussionsbeiträge* 414.
- Koopman, S., A. Harvey, J. Doornik und N. Shephard (2000), *State Space Time Series Analysis: Modelling and Prediction*, Timberlake, London.
- Rothemberg, J. (1999), »A Heuristic Method for Extracting Smooth Trends from Economic Time Series«, *NBER Working Paper* 7439.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (2003), *Jahresgutachten* 2003/04.
- Schumpeter, J. (1939), *Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, McGraw Hill, New York, London.