

Flaig, Gebhard

**Article**

## Gibt es einen »New-Economy-Effekt« auf das amerikanische Produktionspotential?

ifo Schnelldienst

**Provided in Cooperation with:**

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

*Suggested Citation:* Flaig, Gebhard (2001) : Gibt es einen »New-Economy-Effekt« auf das amerikanische Produktionspotential?, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 54, Iss. 05, pp. 16-21

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/163603>

**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.*

# Gibt es einen »New-Economy«-Effekt auf das amerikanische Produktionspotential?

16

Gebhard Flaig

Die hohen Wachstumsraten des amerikanischen BIP während der letzten Jahre haben die Frage aufgeworfen, ob sie »nur« einem starken konjunkturellen Boom zu verdanken sind oder ob nicht auch die langfristige Wachstumsrate des Produktionspotentials angestiegen ist. Zahlreiche Kommentatoren vertreten die These, dass »New Economy«-Effekte einen dauerhaften Wachstumsschub induziert haben. Im folgenden Beitrag wird dieses Problem mit Hilfe von ökonometrischen Zeitreihenmodellen analysiert.

Der lang anhaltende Konjunkturaufschwung der letzten zehn Jahre in den USA, der mit einer relativ niedrigen Inflationsrate und einem beeindruckenden Rückgang der Arbeitslosenquote verbunden war, hat eine Vielzahl von Deutungsversuchen und Analysen angeregt. Einen prominenten Platz nehmen dabei Erklärungsansätze ein, die diese Phänomene auf die so genannte New Economy zurückführen. Es bleibt zwar oft ungeklärt, was »New Economy« im Einzelfall konkret bedeutet, wichtige Elemente sind dabei aber immer der zunehmende Einsatz von neuen Informations- und Kommunikationstechnologien und die wachsende Vernetzung durch das Internet, aber auch die Deregulierung und Globalisierung der Märkte sowie institutionelle Reformen, etwa auf den Gebieten der Sozial-, Arbeitsmarkt- und Steuerpolitik (Felderer 2001).

Die Verfechter der These einer »New Economy« ziehen aus den amerikanischen Erfahrungen der letzten Jahre vielerlei Konsequenzen. Eine davon soll im Folgenden näher analysiert werden, nämlich die Behauptung, dass die Wachstumsrate des Produktionspotentials dauerhaft gestiegen sei (vgl. als Beispiel für viele andere Burckhardt 2000). Besonders klar verdeutlicht diese Position die folgende Aussage: »First, let us look at the facts. The current consensus is that sustainable annual real growth in the US has risen to at least 4 per cent, from 2<sup>1</sup>/<sub>2</sub> per cent five years ago« (Checcetti 2001). Dieser »Konsens« zeigt sich beispielsweise in den Projektionen der OECD, die zwischen 1998 und 2000 die geschätzte Wachstumsrate des Produktionspotentials von 2,75% auf 4% erhöht hat (Visco 2001).

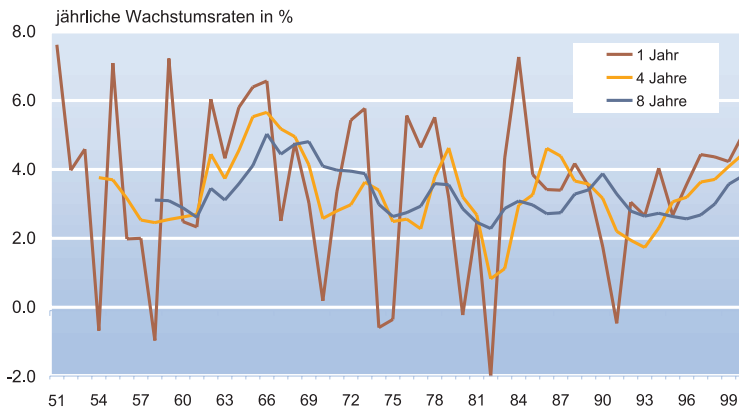
Man kann dies einfach als den üblichen Überschwang abtun, der nach langen konjunkturellen Aufschwungphasen immer wieder um sich greift, so zum Beispiel in den zwanziger und den sechziger Jahren (De Long 1989). Im Folgenden soll die These eines höheren Wachstums des Produktionspotentials anhand einiger statistisch-ökonomischer Verfahren auf ihre Plausibilität überprüft werden.

## Ein erster Blick auf die Daten

Um die Entwicklung des amerikanischen realen Bruttoinlandsprodukts in eine längerfristige historische Perspektive zu stellen, analysieren wir im Folgenden die Jahreswerte dieser Variablen über fünf Jahrzehnte von 1950 bis 2000 (Datenquelle: Bureau of Economic Analysis). Aus vielerlei methodischen Gründen sind diese Daten etwa mit den Berechnungen des Statistischen Bundesamtes für das deutsche Bruttoinlandsprodukt nur bedingt kompatibel (vgl. etwa Nierhaus 2001).

Abbildung 1 zeigt die jährliche Wachstumsrate des realen BIP sowie vier- und achtjährige (einseitige) gleitende Durchschnitte dieser Variablen. Bereits hier ergibt sich ein viel differenzierterer Eindruck, als es der von manchen gepflegte Mythos eines in der Geschichte noch nicht erlebten über zehnjährigen Booms suggeriert. Nach der Rezession im Jahre 1991 mit einem Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Produktion um fast 0,5% beobachten wir die höchste Wachstumsrate in diesem Aufschwung im Jahr 2000 mit 5%. In den ersten 24 Jahren des Untersuchungszeitraums von 1950 bis einschließlich 1973 gibt es neun Jahre, im 17-jährigen Zeitraum

**Abb. 1**  
**Wachstumsraten des realen BIP, gleitende Durchschnitte**



Quelle: Bureau of Economic Analysis, eigene Berechnungen.

1974 bis 1990 immerhin noch drei Jahre mit höheren Wachstumsraten. Vor allem die ersten Jahre nach der Rezession 1991 weisen eine relativ schwache Wachstumsdynamik auf. Auch die vier- und achtjährigen gleitenden Durchschnitte zeigen kein außergewöhnliches Bild. Die Maximalwerte des neunziger Aufschwungs aus dem Jahre 2000 wurden in den jeweiligen Boomphasen der sechziger, siebziger und achtziger Jahre ebenfalls erreicht oder gar übertroffen (vgl. für eine ähnliche Argumentation Zarnowitz 2000).

Außergewöhnlich sind nur die lange Dauer des letzten Aufschwungs und die relativ hohen Wachstumsraten in den Jahren 1998 bis 2000, der (vermutlichen) Spätphase dieses Zyklus. Vielleicht ist dies ja ein »New-Economy«-Effekt, vielleicht aber auch nur eine gewisse Kompensation der schwachen Performance in der Frühphase des Aufschwungs. Wie auch immer, dem unbefangenen Beobachter erscheint es merkwürdig, wie aufgrund der Erfahrungen von wenigen Jahren so weitreichende Schlussfolgerungen gezogen werden können wie die, dass die Trendwachstumsrate jetzt um 1½ Prozentpunkte höher sei als vor fünf Jahren.

Ohne dass offengelegt wird, was man unter einem Trend konkret versteht und wie man ihn schätzt, ist eine solche Aussage inhaltsleer. Wenn man beispielsweise den Trend durch einen achtjährigen gleitenden Durchschnitt operationalisieren würde, wäre das Trendwachstum im Jahre 2000 um mehr als einen Prozentpunkt höher als vor fünf Jahren. Warum vertrauen wir nicht ohne weiteres einer solchen Zahl? Eine Antwort gibt die Abbildung 1, aus der wir ersehen können, dass ähnliche Anstiege der Wachstumsrate bereits in früheren Jahrzehnten stattgefunden haben, die in den folgenden Konjunkturabschwüngen aber immer wieder durch entsprechende Rückgänge kompensiert wurden. Aus dem Anstieg der Wachstumsraten in den letz-

ten Jahren auf eine höhere Trendwachstumsrate zu schließen, wäre also nur dann möglich, wenn man davon ausgeht, dass sich die Wachstumsdynamik in der Zukunft ganz anders verhält als in der Vergangenheit. Wie bereits in der Einleitung erwähnt, sind solche Proklamationen schon früher gemacht worden. Aber sie haben sich immer als voreilig erwiesen.

Deshalb soll im Folgenden auch nicht Prophetie im Mittelpunkt stehen, sondern vielmehr die sorgfältige Analyse der Frage, ob es tatsächlich einen Hinweis darauf gibt, dass sich die Trendwachstumsrate des amerikanischen BIP in den letzten Jahren erhöht hat. Generell handelt es sich um das Problem, die beobachtete Zeitreihe in eine

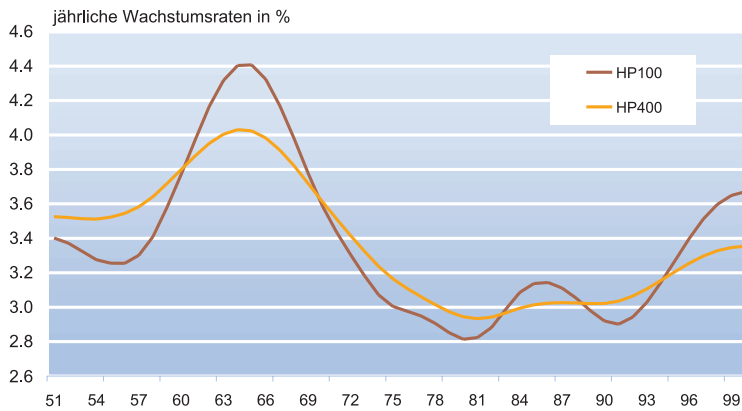
Trend- und eine Zykluskomponente zu zerlegen. Dafür gibt es eine Vielzahl von Methoden (Canova 1998). Eine besondere Popularität hat seit einiger Zeit der Hodrick-Prescott-Filter gewonnen (Hodrick-Prescott 1997). Er wird unter anderem auch von der EU-Kommission zur Schätzung der so genannten Output gaps herangezogen. Beim HP-Filter wird die beobachtete Zeitreihe  $y$  (zum Beispiel die logarithmierten Werte des realen BIP) über ein bestimmtes Glättungsverfahren additiv in die Trendkomponente  $y^P$  und in die Konjunkturkomponente  $y^C$  zerlegt. Formal wird  $y^P$  geschätzt, indem die Zielfunktion

$$(1) \quad \sum_{t=1}^T \left\{ (y_t - y_t^P)^2 + \lambda \left[ (y_t^P - y_{t-1}^P) - (y_{t-1}^P - y_{t-2}^P) \right]^2 \right\}$$

bei vorgegebenem  $\lambda$  hinsichtlich  $y^P$  minimiert wird. Der erste Term »bestraft« eine Abweichung des Trendwerts vom beobachteten Wert, der zweite Term eine zeitliche Variation der Veränderungsrate des Trends.  $\lambda$  ist ein Glättungsparameter, der das relative Gewicht dieser beiden sich im Allgemeinen widersprechenden Zielsetzungen bestimmt. Für große  $\lambda$  wird ein glatter Trendverlauf erzwungen, für kleine  $\lambda$  passt sich der geschätzte Trend stark der tatsächlichen Entwicklung der Zeitreihe an. Im Allgemeinen wird der Parameter  $\lambda$  mehr oder weniger willkürlich gewählt. Für Jahreswerte hat sich als Standard der Wert  $\lambda = 100$  durchgesetzt.

In der Abbildung 2 sind für  $\lambda = 100$  und für  $\lambda = 400$  (ein Wert, der oft für Halbjahresdaten verwandt wird) die Wachstumsraten der Trendkomponente des amerikanischen realen BIP dargestellt. Der HP100 zeigt seit Beginn der neunziger Jahre einen Anstieg der Trendwachstumsreihe von 2,9% auf 3,6%, der HP400 einen Anstieg von 3,0% auf 3,4%. Das könnte für die Zukunft optimistisch stimmen, wenn auch die Veränderung weit unter derjenigen liegt, die Checcetti

**Abb. 2**  
**Wachstumsraten der Trendkomponente des HP-Filters**



Quelle: Bureau of Economic Analysis, eigene Berechnungen.

(2001) behauptet. Was jedoch zur Vorsicht mahnt, sind die zyklischen Verläufe in der Vergangenheit. So hat vor allem der Boom in den sechziger Jahren zu einem starken Anstieg geführt, der nicht permanent war. In abgeschwächter Form ist dies auch in den achtziger Jahren zu beobachten.

Am aktuellen Rand ist zu beachten, dass der HP-Filter ein einseitiger gleitender Durchschnitt wird, der die Trendkomponente in starkem Maße der aktuellen Entwicklung nachführt. Kommen im Zeitablauf neue Daten hinzu, erfolgt oft über mehrere Jahre eine deutliche Revision des geschätzten Trend- und Konjunkturverlaufs. Sollte das Wachstum des BIP in den USA in den Jahren 2001 und 2002 auf 2% oder gar darunter fallen, würden die für das Jahr 2000 ausgewiesenen Wachstumsraten für die Trendkomponente deutlich nach unten revidiert werden, so dass ein ähnlicher Verlauf wie in den achtziger Jahren entsteht. Die einzige wirklich permanente Änderung der Trendwachstumsrate hat zu Beginn der siebziger Jahre stattgefunden. Nach 1975 war die durchschnittliche Trendwachstumsrate in der Größenordnung von gut einem halben Prozentpunkt kleiner als in den fünfziger Jahren.

Ein Problem mit den bisher präsentierten Ergebnissen ist, dass sie in starkem Maße auf ad-hoc-Annahmen beruhen. Sowohl die Länge der gleitenden Mittel als auch der Glättungsparameter  $\lambda$  beim HP-Filter sind mehr oder weniger willkürlich vorgegeben worden. Im folgenden Abschnitt soll die Analyse mit einem stärker strukturell orientierten Modellansatz durchgeführt werden.

### Ein strukturelles Zeitreihenmodell

Im Folgenden wird ein Zeitreihenmodell spezifiziert, in dem die beobachteten Werte  $y_t$  des logarithmierten realen Bruttoinlandsprodukts zerlegt werden in eine Trend- oder Po-

tentialkomponente  $T_t$ , eine zyklische Konjunkturkomponente  $C_t$  und eine irreguläre Komponente  $I_t$ :

$$(2) \quad y_t = T_t + C_t + I_t$$

Jede dieser Komponenten wird durch ein stochastisches Zeitreihenmodell beschrieben, das gewisse a-priori-Vorstellungen über seine dynamischen Eigenschaften repräsentiert (für eine allgemeine Darstellung dieses Modelltyps vgl. Harvey 1989, für eine Anwendung auf saisonale Daten vgl. Flaig 2000).

Die Trendkomponente beschreibt das langfristige Wachstumsverhalten der Volkswirtschaft. Sie ist wie folgt spezifiziert:

$$(3) \quad T_t = T_{t-1} + \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2.$$

Das Produktionspotential in der Periode  $t$  ist gleich dem Produktionspotential in der Vorperiode plus der Wachstumsrate  $\mu$  des Potentials plus einem stochastischen Niveaueffekt  $\varepsilon_t$ , der durch permanent wirkende Produktivitätsschocks erzeugt werden kann.

Die Wachstumsrate des Potentials ist ebenfalls zeitvariabel und wird durch einen Random walk rekursiv definiert:

$$(4) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \gamma_1 DD_t + \xi_t \quad , \quad \text{var}(\xi_t) = \sigma_\xi^2.$$

Die Wachstumsrate der Trendkomponente »heute« ist gleich der Wachstumsrate dieser Komponente »gestern« plus einer Veränderung, die sich additiv zusammensetzt aus dem deterministisch modellierten Teil  $\gamma_1 DD_t$  und dem stochastisch spezifizierten Teil  $\xi_t$ .

$DD_t$  ist eine Dummy-Variable mit den möglichen Ausprägungen 0 und 1. Ist  $DD_t$  in einer bestimmten Periode gleich 1, ändert sich die Wachstumsrate des Potentials ab dieser Periode permanent um den Wert  $\gamma_1$ , und die Trendkomponente hat an dieser Stelle einen Knick. Dieser Ansatz wird hier dazu benutzt, um eine mögliche permanente Reduktion der Potentialwachstumsrate durch Ölpreisschocks und dergleichen aufzufangen. Die Zufallsvariable  $\xi_t$  misst weitere un beobachtete Effekte auf die langfristige Wachstumsrate  $\mu$ .

Die Konjunktur- oder Zykluskomponente  $C_t$  beschreibt die mehrjährigen Schwankungen der Produktion um den lang-

fristigen Trend. Diese Komponente wird hier als ein stationärer autoregressiver Prozess der Ordnung  $p$  modelliert:

$$(5) \quad C_t = \varphi_1 C_{t-1} + \varphi_2 C_{t-2} + \dots + \varphi_p C_{t-p} + \omega_t, \quad \text{Var}(\omega_t) = \sigma_\omega^2.$$

Dabei ist  $\omega_t$  ein konjunktureller Schock. Die stochastische Differenzgleichung (5) beschreibt den Transmissionsmechanismus, gemäß dem sich ein solcher Schock in den Folgeperioden über verschiedene Multiplikator- und Akzeleleratoreffekte auf die konjunkturelle Entwicklung auswirkt.

Die irreguläre Komponente  $I_t$  enthält schließlich alle Effekte, von denen angenommen wird, dass sie sich nur in der laufenden Periode auswirken. Wir modellieren die Irreguläre als eine Zufallsvariable  $u_t$ :

$$(6) \quad I_t = u_t, \quad \text{var}(u_t) = \sigma_u^2.$$

Das Modell wird vervollständigt durch die Spezifikation der Anfangsbedingungen. Da alle Komponenten rekursiv definiert sind, müssen über die Verteilung in den Vor-Sample-Perioden bestimmte Annahmen getroffen werden. Da die Trendkomponente  $T$  und die Driftkomponente  $\mu$  jeweils als Random walk modelliert wurden, wird eine so genannte diffuse a-priori-Verteilung verwandt, bei der die Anfangswerte auf Null und die Varianzen auf einen sehr hohen Wert gesetzt werden. Die Anfangswerte der Konjunkturkomponente werden durch die unbedingte Verteilung von  $C_t$  spezifiziert.

Gegeben die Anfangswerte für die unbeobachteten Komponenten und die Modellparameter, liefert der Kalman-Filter für jede Periode sequentiell eine Schätzung für die Komponenten und eine Prognose für die beobachtete Variable  $y_t$ . Die Parameter werden mit der Maximum-Likelihood-Methode so geschätzt, dass – grob gesprochen – die Varianz der Prognosefehler minimiert wird.

Die für eine bestimmte Periode  $t$  geschätzten Werte der Komponenten benutzen nur die Beobachtungen vom Beginn des Samples bis einschließlich dieser Periode. Dies sind die so genannten »gefilterten« Werte. Nun ist es aber intuitiv einsichtig, dass der Potentialwert einer bestimmten Periode mit größerer Präzision geschätzt werden kann, wenn man zusätzlich die Entwicklung der beobachteten Variablen nach dieser Periode berücksichtigt. Der Kalman-Filter bietet die Möglichkeit, unter Ausnutzung aller Daten des Samples so genannte »geglättete« Wer-

te zu berechnen. Gegeben das Modell, sind dies die optimalen Schätzungen für die unbeobachteten Komponenten. Diese geglätteten Schätzungen verwenden wir für die spätere Interpretation der Ergebnisse.

### Empirische Ergebnisse des strukturellen Zeitreihenmodells

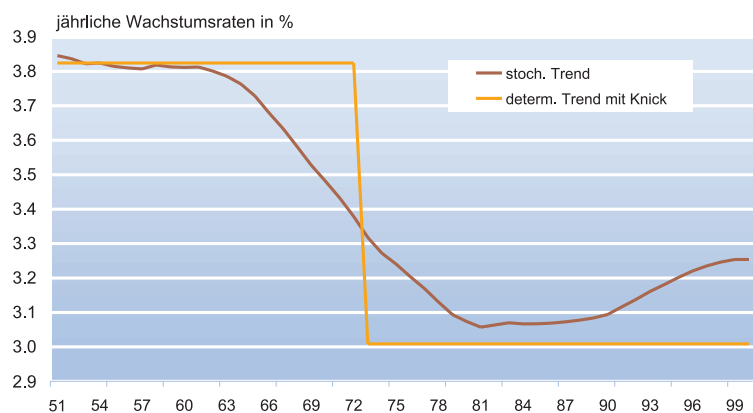
Als Basismodell wurde zunächst eine Variante geschätzt, bei der auf eine mögliche deterministische Modellierung von Trendbrüchen (vgl. Gleichung (4)) verzichtet wurde. Da die Varianz des Störterms  $\epsilon$  in der Niveaugleichung (3) immer völlig insignifikant war, ist der Parameter  $\sigma_\epsilon^2$  in den im Folgenden präsentierten Ergebnissen auf den Wert Null restringiert worden. Die geschätzten Parameter sind in der Version 1 im Anhang angegeben.

Abbildung 3 zeigt die geschätzte Trendwachstumsrate (»stochastischer Trend«). Bis ungefähr 1963 schwankt diese um 3,8%, fällt dann bis zum Jahr 1981 auf das Minimum von 3,05% zurück und steigt dann wieder stetig an auf 3,25% in den Jahren 1999 und 2000. In den neunziger Jahren ist damit ein bescheidener Anstieg von weniger als 0,2 Prozentpunkten zu konstatieren.

Möglicherweise ist sogar dieser kleine Effekt überschätzt. Die (wenn auch nur schwach signifikante) positive Varianz der Störterms  $\xi$  in der Gleichung (4) bewirkt, dass anhaltende Veränderungen der Wachstumsrate des BIP gemäß dem Kalman-Algorithmus teilweise der Trendwachstumsrate »zuge-schlagen« werden. Wie bereits beim HP-Filter beobachtet, ist die dominierende Veränderung der starke Rückgang der Trendwachstumsrate während der siebziger Jahre.

Deshalb stellt sich die Frage, welche Konsequenzen auftreten, wenn man diese Verlangsamung des Wachstumspro-

**Abb. 3**  
Wachstumsraten der Trendkomponente des strukturellen Zeitreihenmodells



Quelle: Bureau of Economic Analysis, eigene Berechnungen.

zesses nicht über die unbeobachtete Störvariable  $\xi$  modelliert, sondern über eine deterministische Dummy-Variablen  $DD$  (vgl. Gleichung (4)). Diese Version 2 erzeugt einen plötzlichen Sprung in der Trendwachstumsrate und damit einen Knick im Trendverlauf selbst. Mehrere Tests haben ergeben, dass die besten Resultate erzielt werden, wenn ein solcher Trendbruch im Jahre 1973 angenommen wird. Lässt man einen solchen Bruch zu, wird die Varianz von  $\xi$  völlig insignifikant.

Die Schätzergebnisse dieser Version 2, bei der  $\sigma_\xi$  gleich Null gesetzt wurde, sind im Anhang angegeben. Die Implikationen für die Trendwachstumsrate zeigt die Abbildung 3 (»deterministischer Trend mit Knick«). Nach dieser Version wird die Trendwachstumsrate bis 1973 auf 3,8% geschätzt, ab diesem Jahr fällt sie auf einen Wert von 3,0%.

Die unterschiedlichen Trendverläufe implizieren auch unterschiedliche Schätzungen für die zyklische Komponente, die als Output gap interpretiert werden kann. Abbildung 4 zeigt, dass über die gesamten 50 Jahre die Einschätzung der konjunkturellen Lage im Allgemeinen nicht sehr stark differiert. Ausnahmen sind die Periode um 1973 und die letzten paar Jahre. Beispielsweise weist für das Jahr 2000 die Version 1 mit einem stochastischen Trend eine Abweichung der gesamtwirtschaftlichen Produktion von 2,2% zum Trend auf, die Version 2 eine Abweichung von 3,7%. Diese unterschiedliche Einschätzung der konjunkturellen Lage hat auch Auswirkungen auf die vom Modell generierten Prognosen für das Jahr 2001. Da Modell 1 eine relativ geringe Produktionslücke schätzt, prognostiziert es für dieses Jahr eine weitere konjunkturelle Expansion und eine Wachstumsrate von 3%. Modell 2 »sieht« die amerikanische Wirtschaft im Jahr 2000 bereits auf einem konjunkturellen Hochpunkt und prognostiziert für 2001 eine Wachstumsrate von nur 1,9%.

Welches Modell liefert nun eine bessere Beschreibung der zeitlichen Entwicklung des amerikanischen BIP? Wie der

Standardfehler für die Ein-Schnitt-Prognosen zeigt, schneidet die Version 2 besser ab als die Version 1. Auch bei anderen Tests (Autokorrelation der Residuen, CUSUM-Tests auf Strukturbruch, Akaike- und Schwartz-Informationskriterium) ist die Version 2 der Version 1 vorzuziehen.

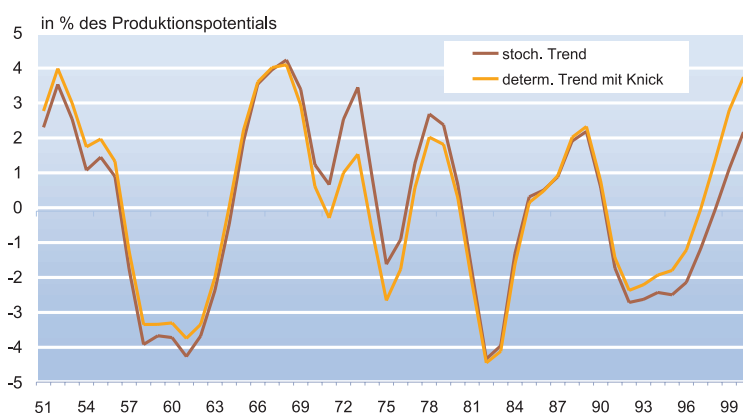
Neben den hier präsentierten Modellen wurde eine Reihe von weiteren Varianten geschätzt, die aber keine wesentlichen neuen Ergebnisse brachten. Als Schlussfolgerung kann festgehalten werden, dass ein relativ einfaches Modell, bei dem die Wachstumsrate des Produktionspotentials von 1950 bis 1973 3,8% und für die gesamte Periode danach 3,0% beträgt und bei dem die konjunkturelle Komponente durch einen stationären autoregressiven Prozess vierter Ordnung abgebildet wird, die zeitliche Entwicklung des amerikanischen realen Bruttoinlandsprodukts über fünf Jahrzehnte hinweg beschreiben kann, ohne dass ein Strukturbruch zu diagnostizieren wäre. Ist dieses Modell in seinen Grundannahmen korrekt, haben die USA in den neunziger Jahren keine Erhöhung der langfristigen Wachstumsrate erfahren, sondern »nur« einen langanhaltenden konjunkturellen Aufschwung, der sich wieder zurückbilden wird. Dieser Boom kann durchaus seine treibende Kraft »New-Economy«-Effekten verdanken, die auch für den bemerkenswerten Anstieg der Arbeitsproduktivität gesorgt haben (vgl. etwa Gordon 2000, der auch für diese Variable eine starke zyklische Komponente behauptet).

### Schlussfolgerung

Nach einigen Jahren eines Booms stellt sich immer die Frage, ob die relativ hohen Wachstumsraten ein »neues Zeitalter« anzeigen, in dem das Produktionspotential langfristig stärker wächst, oder ob sie lediglich ein zyklisches Phänomen widerspiegeln, das nur von temporärer Natur ist und durch eine nachfolgende Rezession wieder neutralisiert wird.

Abb. 4

#### Konjunkturkomponente des strukturellen Zeitreihenmodells



Quelle: Bureau of Economic Analysis, eigene Berechnungen.

Es liegt in der Natur der Sache, dass diese Frage letztlich immer erst im Nachhinein definitiv zu beantworten ist. Eine statistische Analyse der Wachstumsraten der amerikanischen Wirtschaft während der letzten fünf Jahrzehnte zeigt aber, dass bis jetzt die empirische Evidenz nicht so überwältigend ist, dass eine permanente Änderung des Wachstums des Produktionspotentials als die beste Interpretation der Dynamik der letzten Jahre zu akzeptieren ist. Die plausibelste These ist, dass Amerika in den neunziger Jahren einen konjunkturellen Boom erlebt hat, der jetzt zu Ende geht. Das Urteil über den »wahren« Charakter der Wachstumsdynamik der neunziger Jahre kann erst in ein paar Jahren gesprochen werden. Sollte die

Abkühlung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität nur kurz sein und bald wieder Wachstumsraten von deutlich über 3% erreicht werden, könnte möglicherweise eine permanente Erhöhung der Potentialwachstumsrate konstatiert werden. Nach dem hier präsentierten Modell ist dies aber eher ein unwahrscheinliches Szenario. Viel eher sind ein bis zwei Jahre lang Wachstumsraten von 2% oder niedriger zu erwarten.

**Literatur**

Burckhardt, Chr. (2000), »New Economy beschert der Geldpolitik noch mehr Unsicherheit«, *Börsen-Zeitung* vom 30. Dezember.  
 Bureau of Economic Analysis (2000), *Survey of Current Business*, Internet: [www.bea.doc.gov/bea/pubs.htm](http://www.bea.doc.gov/bea/pubs.htm).  
 Canova, F. (1998), »Detrending and Business Cycle Facts«, *Journal of Monetary Economics* 41, 475–512.  
 Cecchetti, St. (2001), »Contagion and the new economy«, *Financial Times* vom January 2.  
 De Long, J.B. (1999), »Introduction to the Symposium on Business Cycles«, *Journal of Economic Perspectives* 13, 19–22.  
 Felderer, B. (2001), »Warum unterscheiden sich die langfristigen Wachstums- und Produktivitätstrends Europas und der USA?«, *ifo Schnelldienst* 54 (1), 15–23.  
 Flaig, G. (2000), »Arbeitstageeffekt und Bruttoinlandsprodukt. Eine empirische Analyse mit einem strukturellen Komponentenmodell«, *ifo Schnelldienst* 53 (22-23), 12–17.  
 Gordon, R.J. (2000), »Does the »New Economy« Measure up to the Great Inventions of the Past?«, *Journal of Economic Perspectives* 14, 49–74.  
 Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge: University Press.  
 Hodrick, R. und E. Prescott (1997), »Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1–16.  
 Nierhaus, W. (2001), »Wirtschaftswachstum in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen: Ein Vergleich Deutschland – USA«, *ifo Schnelldienst* 54 (3), 41–51.  
 Visco, I. (2001), *Challenges and Risks for the World Economy*, Vortrag auf der CESifo-Konferenz »Outlook on the World Economy and the European Economy«.  
 Zarnowitz, V. (2000), »The Old and the New in U.S. Economic Expansion of the 1990s«, *NBER Working Paper* 7721.

**Anhang: Schätzergebnisse**

In der nachfolgenden Übersicht sind die geschätzten Parameterwerte für die beiden im Text erläuterten Modellversionen angegeben (in Klammern der t-Wert):

	Version 1	Version 2
<b>Trend</b>		
$\sigma_\varepsilon$	---	---
$\sigma_\xi$	0,0013 (1,2)	---
$\gamma_1$	---	-0,0079 (4,0)
<b>Zyklus</b>		
$\varphi_1$	1,6290 (3,0)	1,7193 (4,5)
$\varphi_2$	-1,3721 (1,4)	-1,6391 (2,4)
$\varphi_3$	0,8583 (1,1)	1,0835 (2,0)
$\varphi_4$	-0,3363 (1,0)	-0,4822 (1,9)
$\sigma_\omega$	0,0116 (2,0)	0,0095 (2,8)
<b>Irreguläre</b>		
$\sigma_u$	0,0104 (3,6)	0,0108 (4,1)
<b>Standardfehler</b>	0,0226	0,0199
<b>Prognose</b>		