

Die Entwicklung der Arbeitslosenquote

Ein langfristiger Vergleich zwischen Deutschland und den USA

14

Gebhard Flaig

Es ist äußerst interessant, die Entwicklung der deutschen Arbeitslosenquote seit Beginn der fünfziger Jahre des letzten Jahrhunderts zu analysieren. Die Ergebnisse von Schätzungen mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells zeigen, dass die Trendkomponente der gesamtdeutschen Arbeitslosenquote inzwischen höher ist als im Jahre 1950 und dass ein weiterer Anstieg droht.

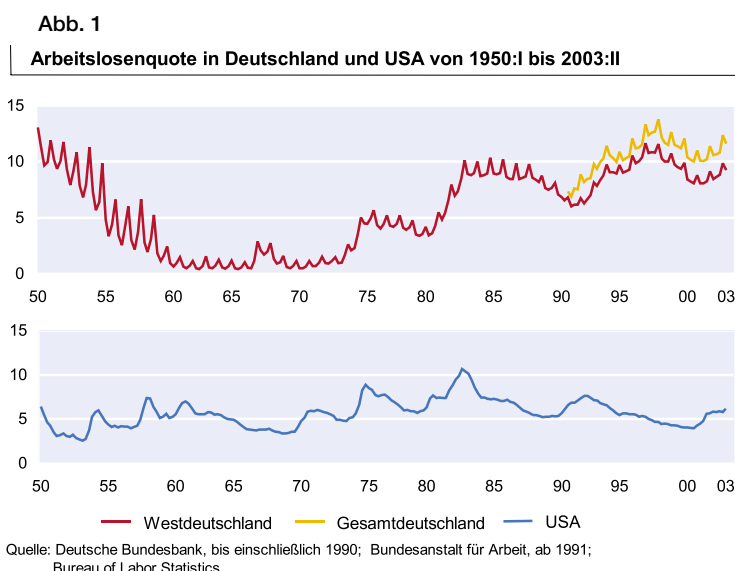
Die Arbeitslosenquote ist ein wichtiger Indikator für die konjunkturelle Entwicklung, aber auch für die Fähigkeit einer Volkswirtschaft, den strukturellen und technologischen Wandel zu bewältigen und die institutionellen Regelungen so zu gestalten, dass ein »angemessener« Beschäftigungsstand erreicht werden kann. Um die aktuelle Situation in Deutschland in eine längerfristige Perspektive zu setzen, wird in diesem Beitrag mit modernen Methoden der Zeitreihenanalyse die Entwicklung der Arbeitslosenquote seit 1950 in die langfristige Trendkomponente und in die konjunkturelle Komponente zerlegt. Dieselbe Analyse wird auch für die amerikanische Arbeitslosenquote durchgeführt. Sowohl der historische als auch der internationale Vergleich zeigen, vor welcher Herausforderung Gesellschaft und Politik stehen, um den trendmäßigen Anstieg der Arbeitslosigkeit zu stoppen oder gar umzukehren.

Die Daten

In der Abbildung 1 ist die Entwicklung der deutschen und amerikanischen Arbeits-

losenquote von 1950 bis zum zweiten Quartal 2003 dargestellt. Um das Saisonbereinigungsproblem zu vereinfachen, werden die ursprünglichen Monatswerte zu Quartalsdurchschnitten zusammengefasst. Die nicht saisonbereinigte deutsche Arbeitslosenquote bezieht sich auf die abhängigen Erwerbspersonen (Quelle: bis einschließlich 1990: 50 Jahre Deutsche Mark, CD herausgegeben von der Deutschen Bundesbank; ab 1991: Bundesanstalt für Arbeit), die saisonbereinigte amerikanische auf alle zivilen Erwerbspersonen (Quelle: Bureau of Labor Statistics). Allein schon aus diesem Grund sind die beiden Variablen nicht unmittelbar vergleichbar. Dazu kommen weitere konzeptionelle Unterschiede, da die deutschen Daten auf der Registrierung bei den Arbeitsämtern beruhen, die amerikanischen auf Haushaltsbefragungen. Standardisierte Arbeitslosenquoten sind leider für den gesamten Zeitraum nicht verfügbar. Das Hauptinteresse liegt in dieser Arbeit aber nicht auf dem direkten Vergleich des absoluten Niveaus der Arbeitslosenquoten, sondern auf der Analyse ihrer zeitlichen Entwicklung über mehr als fünf Jahrzehnte.

Schon ein visueller Vergleich zeigt die völlig gegensätzliche trendmäßige Entwicklung in den beiden Ländern. In Deutschland sinkt die Arbeitslosigkeit von ungefähr 11% im Jahre 1950 auf unter 1% Mitte der sechziger Jahre des letzten Jahrhunderts und steigt dann treppenförmig an, um schließlich in den Jahren 1996 bis 1999 sowie in den ersten beiden Quartalen 2003 sogar den Wert von Anfang der fünfziger Jahre zu übertreffen. Deutlich zeigt sich auch die trostlose Lage in Ostdeutschland, welche die gesamtdeutsche Arbeitslosenquote im Vergleich zu Westdeutschland ungefähr um weitere 2 Prozentpunkte in die Höhe treibt. Im Gegensatz zu Deutschland ist die amerikanische



Arbeitslosenquote im Trend von den fünfziger bis Anfang der achtziger Jahre gestiegen, zeigt aber seitdem einen deutlichen negativen Trendverlauf. Deutlich zu sehen sind in beiden Ländern auch ausgeprägte zyklische Schwankungen.

Die Zerlegung in Trend und Zyklus

Im Folgenden wird mit Hilfe eines Strukturellen Zeitreihenmodells die beobachtete Arbeitslosenquote in eine Trendkomponente und eine zyklische Komponente zerlegt. Im Falle der deutschen Daten wird gleichzeitig eine Saisonbereinigung durchgeführt. Das Modell wird im Anhang im Detail dargestellt.

Die Trendkomponente P repräsentiert die um die konjunkturellen Elemente bereinigte langfristige Entwicklung der Arbeitslosenquote. Sie steht in einer engen Beziehung zur so genannten NAIRU (non-acceleration inflation rate of unemployment), ist aber mit diesem Konzept nicht völlig identisch. Die NAIRU ist die gleichgewichtige Arbeitslosenquote, bei der vom Arbeitsmarkt kein Impuls für eine Veränderung der Inflationsrate ausgeht (für eine Darstellung des NAIRU-Konzepts vgl. beispielsweise Franz, 2001). Staiger, Stock und Watson (2001) zeigen allerdings für die USA, dass die mit Hilfe eines strukturellen Phillips-Kurven-Modells geschätzten NAIRU-Werte sich nur unwesentlich von den Werten unterscheiden, die mit einer einfachen univariaten Zeitreihenzerlegung gewonnen wurden. Franz (2003) berichtet ebenfalls, dass auch komplexe Phillips-Kurven-Schätzungen für die NAIRU im Prinzip nichts anderes liefern als die Trend-Arbeitslosenquote. Umgekehrt bedeutet dies aber auch, dass die im Folgenden mit einem reinen Zeitreihenmodell extrahierten Trendwerte eine gute Approximation der NAIRU darstellen.

Von der saisonalen und irregulären Komponente abgesehen, ist die zyklische Komponente die Abweichung der tatsächlichen Arbeitslosenquote von ihrem Trendwert. Wie im Anhang näher beschrieben, modellieren wir diese Abweichung als die Summe von zwei stochastischen sinusförmigen Schwingungen mit unterschiedlicher Frequenz. Das Modell lässt zu, dass sich aufgrund zufälliger Schocks sowohl die Amplitude als auch die Phase der Zyklen ändern können.

Mit dieser Spezifikation zerlegen wir in einer statistisch-ökonomisch optimalen Weise die Arbeitslosenquote in den Trendwert (NAIRU), in einen langen und einen kurzen Zyklus sowie in die saisonale Komponente. Dies liefert interessante Erkenntnisse für die Vergangenheit, erlaubt aber gleichzeitig auch die Abschätzung der weiteren Entwicklung zumindest für die unmittelbare Zukunft.

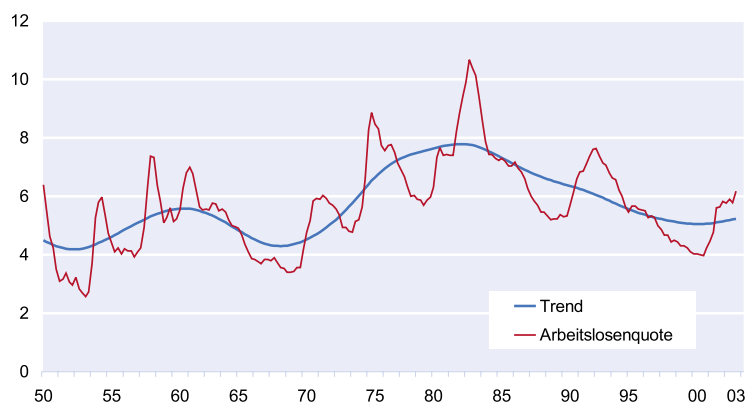
Die geschätzten Komponenten der amerikanischen und deutschen Arbeitslosenquoten

USA

Im Folgenden wird zunächst das Ergebnis der beschriebenen Zerlegung für die amerikanische Arbeitslosenquote vorgestellt. Abbildung 2 zeigt die tatsächlich Entwicklung sowie die generierte Trendkomponente. Die Trendkomponente steigt von ungefähr 4,5% Anfang der fünfziger Jahre auf 5,6% im Jahre 1960 und fällt dann wieder auf 4,3% im Jahre 1968. Danach steigt die Trendkomponente bis zum Jahr 1982 stetig auf den Höchststand von 7,8% im Jahr 1982 an und fällt danach über 18 Jahre auf den Stand von 5,0% im Jahr 2000. Der Rückgang der NAIRU ist also im Gegensatz zur landläufigen Meinung keinesfalls nur ein Phänomen der neunziger Jahre, sondern hat bereits viel früher eingesetzt. Dieses Ergebnis ist weitgehend kompatibel mit den Trendverläufen, die beispielsweise von Staiger, Stock und Watson (1997) oder Ball und Mankiw (2002) geschätzt wurden. Die Schätzung für den aktuellen Stand der Trendkomponente der amerikanischen Arbeitslosenquote im ersten Halbjahr 2003 beträgt 5,2%. Wir beobachten in den letzten zwei Jahren einen leichten Anstieg der Trendkomponente in Höhe von 0,1% pro Jahr. Statistisch gesehen ist dieser Wert des so genannten drift-Parameters allerdings nicht signifikant von null verschieden. Die Schätzung für die amerikanische NAIRU der nächsten Jahre liegt also im Bereich von 5,2 bis 5,5%. Eine interessante Frage ist natürlich, ob die NAIRU tatsächlich wieder weiter steigen oder ob sie bei ungefähr 5% verharren wird. Die Zeit einer trendmäßig fallenden Arbeitslosenquote scheint aber vorläufig beendet zu sein.

Der obere Teil der Abbildung 3 zeigt den kurzen und den langen Zyklus, der untere Teil den Gesamtzyklus. Der kur-

Abb. 2
Arbeitslosenquote in den USA und ihre Trendkomponente



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 3

Zyklen der Arbeitslosenquote in den USA

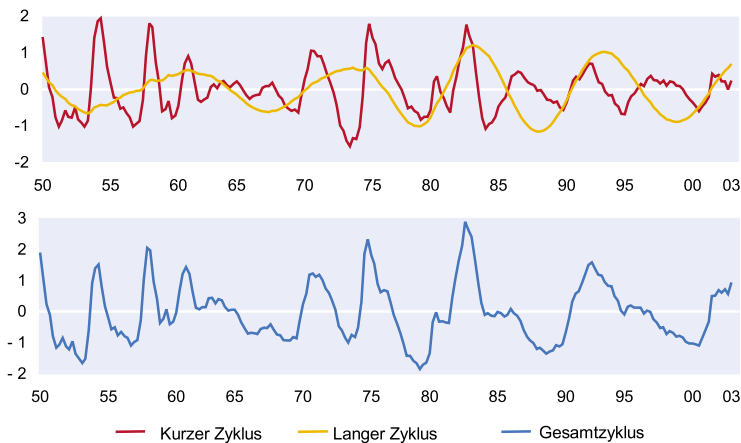


Abb. 4

Arbeitslosenquote in Westdeutschland und ihre Trendkomponente

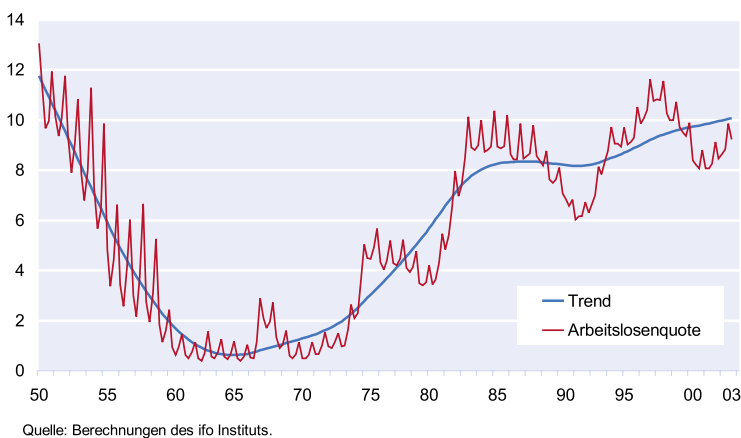
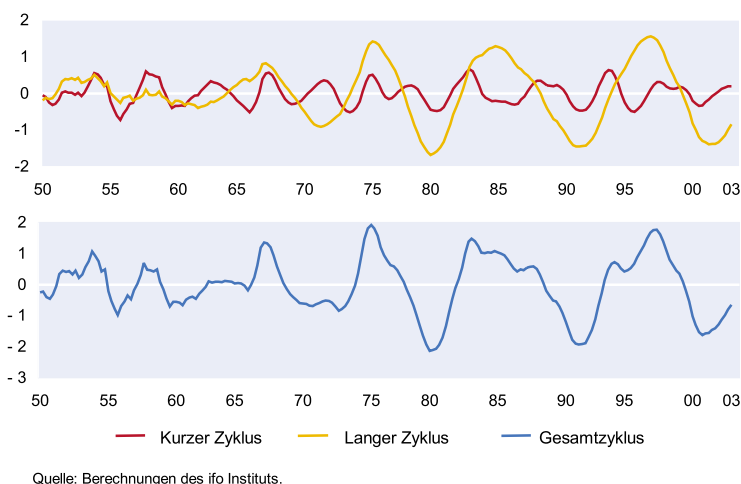


Abb. 5

Zyklen der Arbeitslosenquote in Westdeutschland



ze Zyklus hat eine durchschnittliche Länge von 4,2 Jahren, der lange Zyklus eine von 10,6 Jahren. Die größten Ausschläge der zyklischen Komponente sind von Mitte der siebziger bis Mitte der achtziger Jahre zu beobachten. Danach scheint die Amplitude der Zyklen etwas kleiner geworden zu sein. Diese Beobachtung deckt sich mit vielen Analysen für die Entwicklung der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts, deren Volatilität seit Anfang bis Mitte der achtziger Jahre offenbar ebenfalls kleiner geworden ist.

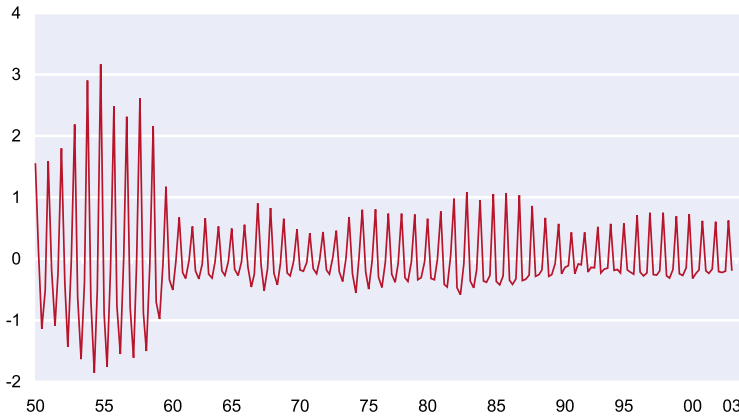
Strukturelle Zeitreihenmodelle erlauben auch eine Prognose der zukünftigen Entwicklung. Viele Studien haben gezeigt, dass kurzfristige Prognosen mit univariaten Zeitreihenmodellen ein gute Qualität aufweisen, obwohl sie nur die eigene vergangene Entwicklung berücksichtigen. Die aktuelle Prognose für die USA bis Ende 2004 lautet, dass die Arbeitslosenquote bis Ende dieses Jahres nochmals leicht um 0,1 Prozentpunkte ansteigt und dann im Verlauf des nächsten Jahres langsam bis auf 6% fällt.

Westdeutschland

Im nächsten Schritt führen wir dieselbe Analyse für die deutschen Arbeitslosenzahlen durch. Zunächst untersuchen wir die Entwicklung für Westdeutschland. Die Trendkomponente startet 1950 mit einem Wert von 11,8% und fällt dann stetig auf das Minimum von 0,6% im Jahre 1965. Danach beobachten wir einen zunächst flachen und ab Mitte der siebziger Jahre steileren Anstieg, der sich dann in den achtziger Jahren abflacht. In den Jahren 1988 bis 1991 fällt der Trendwert leicht von 8,4 auf 8,2%, steigt dann aber nach der Wiedervereinigung ständig an, bis er im ersten Halbjahr 2003 einen Wert von 10,1% erreicht. Die drift-Rate ist zurzeit mit 0,15% zwar nur leicht höher als die der USA. Zu beachten ist aber, dass Deutschland – abgesehen vom leichten Rückgang Ende der achtziger Jahre – über fast vier Jahrzehnte einen Anstieg der Trendkomponente der Arbeitslosigkeit zu verzeichnen hat, während die USA in den letzten beiden Jahrzehnten einen deutlichen Rückgang aufweisen. Am aktuellen Rand ist die Schätzung der Kom-

Abb. 6

Saisonale Komponente der Arbeitslosenquote in Westdeutschland



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

ponenten unvermeidlich mit einer gewissen Schätzgenauigkeit verbunden. Festzuhalten bleibt aber, dass bis jetzt keinerlei Anzeichen zu beobachten sind, dass der jahrzehntelange Trendanstieg gebrochen ist.

Der obere Teil der Abbildung 5 zeigt den kurzen und den langen Zyklus, der untere Teil den Gesamtzyklus. Der kurze Zyklus hat eine durchschnittliche Länge von 4,7 Jahren, der lange Zyklus eine von 10,3 Jahren. Die Länge der Zyklen ist fast identisch mit denen in den USA. Auffallend ist, dass seit Mitte der sechziger Jahre die Amplitude des kurzen Zyklus deutlich kleiner ist als die des langen Zyklus, während in den USA beide Subzyklen ungefähr dieselbe Amplitude aufweisen. Die Amplituden des Gesamtzyklus hat in beiden Ländern eine ähnliche Größenordnung. Es ist eine interessante Aufgabe für die empirische Wirtschaftsforschung, diese Regelmäßigkeiten inhaltlich zu erklären.

Schließlich zeigt die Abbildung 6 die saisonale Komponente der westdeutschen Arbeitslosenquote. Bemerkenswert sind die starken Ausschläge in den fünfziger Jahren, die unter anderem auf ein damals noch hohes Gewicht von saisonabhängigen Wirtschaftszweigen (Land- und Forstwirtschaft, Bau) zurückzuführen sind. Danach sind nur noch leichte Änderungen des saisonalen Musters zu beobachten.

Da die Trendkomponente weiter ansteigt und wir uns noch für einige Zeit im ansteigenden Ast der zyklischen Komponente befinden, prognostiziert das Modell einen Anstieg der saisonbereinigten westdeutschen Arbeitslosenquote von 9,4% im zweiten Quartal 2003 um 1 Prozentpunkt auf 10,4% im letzten Quartal 2004.

Gesamtdeutschland

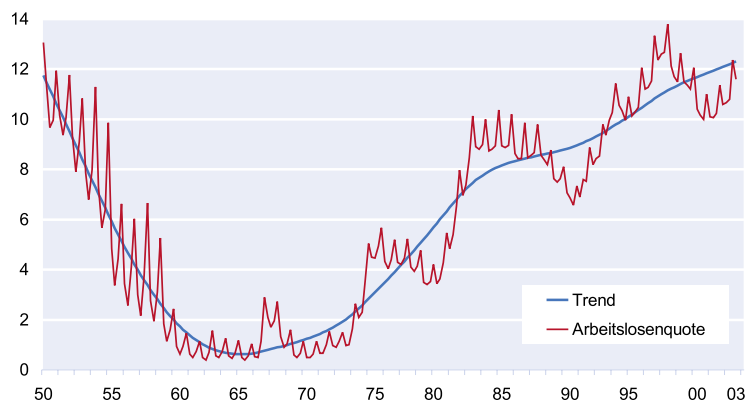
Zum Abschluss wird eine Zeitreihe analysiert, die bis zum letzten Quartal 1991 aus den westdeutschen, seit dem ersten Quartal 1992 aus den gesamtdeutschen Werten besteht (für eine ähnliche Vorgehensweise vgl. bspw. Franz, 2003). Wie Abbildung 1 zeigt, tritt beim Übergang selbst nur ein relativ kleiner Sprung auf. Das Auseinanderdriften der west- und der gesamtdeutschen Daten beginnt erst im Verlauf des Jahres 1991. Die Spezifikation des Modells ist aber so flexibel, dass es mit diesem »Bruch« ohne Probleme zurecht kommt.

Da sich die saisonale und die zyklische Komponenten für die gesamtdeutschen Daten nur relativ wenig von den westdeutschen unterscheiden, wird in Abbildung 7 nur der geschätzte Trendwert dargestellt. Im Vergleich zu den westdeutschen Daten entfällt hier der leichte Rückgang der Trendkomponente um das Jahr 1990. Wir schätzen jetzt einen ungebremsen Anstieg des Trends seit Mitte der sechziger Jahre auf 12,3% im zweiten Quartal 2003. Der aktuelle Wert der geschätzten drift-Rate beträgt etwas mehr als 0,25% pro Jahr und ist damit fast doppelt so hoch wie die Anstiegsrate für Westdeutschland.

Im Rahmen einer Phillips-Kurven-Schätzung mit einer zeitvariablen NAIRU findet Franz (2003) für den Zeitraum von 1980 bis ungefähr 1998 einen ähnlichen Verlauf der Trendkomponente (bzw. der NAIRU). Von 1998 bis zum zweiten Quartal 2002 zeigt sie jedoch eine konstante oder sogar leicht fallende Entwicklung und kommt damit zu einer etwas optimistischeren Einschätzung des Niveaus und der Entwicklung der Trendkomponente. Allerdings enthält sein Beobachtungszeitraum nicht die aktuellen letzten vier Quartale mit einem relativ starken Anstieg der Arbeitslosigkeit, die

Abb. 7

Arbeitslosenquote Gesamtdeutschland und ihre Trendkomponente



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

möglicherweise zu einer Aufwärtsrevision der Trendschätzung führen würden.

Die Modellprognose für die Entwicklung der saisonbereinigten gesamtdeutschen Arbeitslosenquote in den nächsten sechs Quartalen ist ein Anstieg um 1,2 Prozentpunkte von 11,7% im zweiten Quartal 2003 auf 12,9% im vierten Quartal 2004. Der Grund liegt sowohl in einem trendmäßigen Anstieg von 0,3 Prozentpunkten als auch einem zyklischen Anstieg von 0,9 Prozentpunkten.

Fazit

Die empirische Schätzung der Trend- und Zykluskomponente der deutschen Arbeitslosenquote zeigt deutlich die tiefe Krise auf dem Arbeitsmarkt. Die Trendkomponente ist inzwischen auf einen höheren Wert gestiegen als im Jahre 1950. Noch besorgniserregender ist allerdings, dass die tatsächliche Entwicklung der Arbeitslosenquote keinerlei Hinweis dafür gibt, dass der Anstieg des Trends zum Stillstand gekommen oder dass gar eine Trendwende eingetreten ist. Schätzungen am aktuellen Rand einer Zeitreihe sind immer besonders ungenau und sollten nicht allzu weit in die Zukunft fortgeschrieben werden. Wenn sich allerdings nichts Gravierendes ändert, impliziert das hier geschätzte Modell, dass in den nächsten vier Jahren der Trend der gesamtdeutschen Arbeitslosenquote um einen weiteren Prozentpunkt ansteigen wird. Da die Trendkomponente strukturelle Ursachen der Arbeitslosigkeit widerspiegelt, muss an diesen angesetzt werden. Die Zielsetzung dieses Aufsatzes ist aber rein deskriptiver Natur, deshalb soll hier nicht auf mögliche Reformmaßnahmen eingegangen werden. Das Beispiel der USA zeigt aber deutlich, dass ein lange anhaltender Anstieg der Trendkomponente der Arbeitslosigkeit kein unabänderliches Schicksal ist. Ball und Mankiw (2002) diskutieren mögliche Gründe für den trendmäßigen Rückgang der amerikanischen Arbeitslosenquote.

Kurzfristig betrachtet, d.h. konkret bis zum Ende des nächsten Jahres, wird auch die konjunkturelle Entwicklung zu einer weiteren Verschärfung der Arbeitslosigkeit beitragen. Wir müssen befürchten, dass wir im Winter 2004/05 die höchste Arbeitslosigkeit seit dem Ende des zweiten Weltkriegs erleben werden.

Anhang: Die Spezifikation des Strukturellen Zeitreihenmodells

Für die statistische Analyse der Entwicklung der Arbeitslosenquote verwenden wir in diesem Beitrag ein sog. Strukturelles Zeitreihenmodell (für eine ausführliche Darstellung vgl. Harvey 1989; für eine eher elementare Einführung vgl. Flaig 2003).

Wir zerlegen die Arbeitslosenquote U_t additiv in die Komponenten Trend P_t , Zyklus C_t , Saison S_t und Irreguläre I_t :

$$(1) \quad U_t = P_t + C_t + S_t + I_t$$

Viele Autoren (vgl. beispielsweise Franz 2001, Gordon 1997) modellieren die Trendkomponente der Arbeitslosenquote als einen random walk ohne drift:

$$(2) \quad P_t = P_{t-1} + \eta_t$$

wobei η_t eine zeitlich unkorrelierte Zufallsvariable mit konstanter Varianz ist. Der Wert der Trendkomponente »heute« ist gleich dem Wert in der Vorperiode plus einem Zufallsschock, der das Niveau des Trends permanent ändert.

Diese Spezifikation hat allerdings zwei gravierende Nachteile. Zum ersten kann ein random walk ohne drift nur schwer beispielsweise die Entwicklung der deutschen Arbeitslosenquote beschreiben, die offensichtlich seit Beginn der siebziger Jahre des letzten Jahrhunderts einen permanenten Trendanstieg zeigt. Zum anderen produziert ein random walk einen relativ unruhigen Verlauf der geschätzten Trendkomponente, was gewissen A-priori-Vorstellungen widerspricht. Deshalb setzen die Autoren die Varianz von η_t mehr oder weniger willkürlich auf einen relativ kleinen Wert, der eine Zeitreihe der Trendkomponente erzeugt, die »plausibel« erscheint. Eine viel elegantere und effizientere Spezifikation erhält man, wenn man in das einfache Random-walk-Modell einen drift-Term einführt, der eine systematische Auf- oder Abwärtsbewegung der Zeitreihe zulässt. Der drift-Parameter darf aber nicht konstant sein, da die NAIRU über längere Zeiträume keinen monotonen Anstieg oder Rückgang zeigt, sondern beide Zustände aufweisen kann. Im Folgenden modellieren wir die drift-Rate selbst als einen random walk. Das Modell lautet dann:

$$(3a) \quad P_t = P_{t-1} + \mu_{t-1} + \eta_t$$

$$(3b) \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \xi_t$$

Gleichung (3a) beschreibt die Entwicklung des Niveaus der Trendkomponente bei gegebener drift-Rate μ , Gleichung (3b) die zeitliche Entwicklung der drift-Rate gemäß dem Modell eines random walk. Dieses sog. lokal-lineare Trendmodell generiert im Allgemeinen einen relativ ruhigen und glatten Trendverlauf, ist aber gleichzeitig auch in der Lage, flexibel auf Trendumschwünge zu reagieren. Dieser Modelltyp wurde unter anderem von Laubach (2001) und Fabiani und Mestre (2001) zur Modellierung der NAIRU verwendet. Auch die Spezifikation als kubische Spline-Funktion (Staiger, Stock und Watson, 1997) oder die Schätzung mittels des Hodrick-Prescott-Filters (Ball und Mankiw 2002) sind eher mit dem lokal-linearen Trendmodell als mit dem einfachen Random-walk-Modell vergleichbar.

Der Ausgangspunkt für die Spezifikation der zyklischen Komponente ist eine stochastische Sinus-Kosinus-Schwingung, deren Phase und Amplitude durch Zufallsschocks verändert werden können. Konkret wird die zyklische Komponente durch das folgende bivariate Gleichungssystem beschrieben (für eine Herleitung vgl. beispielsweise Flaig, 2003):

$$(4) \begin{pmatrix} C_t \\ C_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_C & \sin \lambda_C \\ -\sin \lambda_C & \cos \lambda_C \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix}$$

λ_C bezeichnet die Frequenz der Schwingung, ρ ist ein Dämpfungsfaktor, der die Stationarität von C garantiert und κ und κ^* sind Zufallsschocks, die Phase und Amplitude der zyklischen Komponente beeinflussen. Die Variable C^* erscheint nur aus Konstruktionsgründen und hat keine inhaltliche Bedeutung.

Der Ansatz gewinnt zusätzliche Flexibilität, wenn man zulässt, dass der Gesamtzyklus durch die additive Überlagerung von Subzyklen mit unterschiedlicher Frequenz entsteht. In dieser Arbeit wurden nach entsprechenden Tests sowohl für die deutsche als auch für die amerikanische Arbeitslosenquote jeweils zwei Subzyklen verwandt.

Die Saison wird als Summe zweier sinusförmiger Schwingungen mit den Periodizitäten von zwei und vier Quartalen dargestellt:

$$(5) S_t = S_{t,1} + S_{t,2}$$

Analog zur zyklischen Komponente entwickelt sich jede saisonale Schwingung gemäß der folgenden Rekursionsfunktion:

$$(6) \begin{pmatrix} S_{t,j} \\ S_{t,j}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_{t-1,j} \\ S_{t-1,j}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{t,j} \\ \omega_{t,j}^* \end{pmatrix}$$

Die saisonalen Frequenzen $\lambda_j, j = 1, 2$, sind gegeben durch $\lambda_j = 2\pi_j / 4$. Die Zufallsschocks ω und ω^* können die Phase und Amplitude der jeweiligen saisonalen Schwingungen verändern und so ein variables Saisonmuster erzeugen.

Die Irreguläre wird als reine Zufallsvariable spezifiziert. Bei der Schätzung war die Varianz dieses Schocks aber praktisch immer null und wird deshalb vernachlässigt.

Das Modell wird mit Hilfe des Kalman-Filters und der Maximum-Likelihood-Methode empirisch geschätzt. Die geschätzten Werte der Komponenten Trend, Zyklus und Saison werden über den sog. Kalman-Glätter erzeugt.

Die geschätzten Parameter sind auf Anfrage vom Autor erhältlich. Die wichtigsten Ergebnisse werden im Text beschrieben.

Literatur

Ball, L. und N.G. Mankiw (2002), »The NAIRU in Theory and Practice«, *Journal of Economic Perspectives* 16, 115–136.
 Fabiani, S. und R. Mestre (2001), »A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU«, European Central Bank, *Working Paper* No. 65.
 Flaig, G. (2003), »Strukturelle Zeitreihenmodelle. Spezifikation, Schätzung und Anwendungen«, *WIST* 32, 258–263.
 Franz, W. (2001), »Neues von der NAIRU?«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 221, 256–284.
 Franz, W. (2003), »Will the (German) NAIRU Please Stand up?«, mimeo.
 Gordon, R.J. (1997), »The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy«, *Journal of Economic Perspectives* 11, 11–32.
 Harvey, A. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press.
 Laubach, T. (2001), »Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies«, *Review of Economics and Statistics* 83, 218–231.
 Staiger, D., J.H. Stock und M.W. Watson (1997), »The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy«, *Journal of Economic Perspectives* 11, 33–50.
 Staiger, S., J.H. Stock und M.W. Watson (2001), »Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s«, *NBER Working Paper* No. 8320.