

FRANZ R. HAHN
GERHARD RÜNSTLER

■ POTENTIAL-OUTPUT-MESSUNG FÜR ÖSTERREICH

Das Konzept des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials ist für viele Bereiche der Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsforschung von analytischer Bedeutung. Auf gesamtwirtschaftlicher Ebene ist das Produktionspotential ein Indikator für das langfristige Wachstum; die Abweichung des tatsächlichen Outputs vom Potential Output – der „Output Gap“ – gibt hingegen Aufschluß über die Dynamik des Konjunkturverlaufs. Sowohl Potential Output als auch Output Gap werden häufig von internationalen Organisationen (z. B. OECD, IMF) als analytische Kriterien zur Beurteilung von Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsentwicklung eines Landes verwendet.

Die Entwicklung des gesamtwirtschaftlichen Potential Output (PO) bzw. des Output Gap (OG) eröffnet für die kurzfristig ausgerichtete Wirtschaftspolitik (Stabilitätspolitik) im wesentlichen zwei Möglichkeiten: 1. Die Regelmäßigkeit der zeitlichen Dynamik des Output Gap und der damit korrespondierenden Beschäftigungs- und Inflationsentwicklung ermöglicht der Wirtschaftspolitik, durch entsprechende Maßnahmen die aktuelle Konjunkturentwicklung wohlfahrtsfördernd zu beeinflussen. 2. Der Grad der Abweichung des tatsächlichen vom potentiellen Output gibt darüber hinaus Aufschluß über Ausmaß und Stärke des inflationären Druckes, der durch Ungleichgewichte auf den Gütermärkten erzeugt wird. Der Output Gap dient daher insbesondere den Geld- und Währungsbehörden in vielen Industrieländern als Richtschnur für die Steuerung und Effektuierung ihrer inflationspolitischen Maßnahmen.

Für die langfristig ausgerichtete Wirtschaftspolitik eröffnet die Entwicklung des gesamtwirtschaftlichen Potential Output die Möglichkeit, künftige Grenzen des Wachstums rechtzeitig zu erkennen und durch entsprechende Maßnahmen die Kosten von Anpassung und Neuorientierung des gesamtwirtschaftlichen Wachstumspotentials in Grenzen zu halten. Dies ist insbesondere in Hinblick auf die langfristige finanzpolitische Gestion der öffentlichen Haushalte von Bedeutung. Gesamtwirtschaftlicher Potential Output und Output Gap schaffen Transparenz hinsichtlich der unterschiedlichen Wirkung von Konjunktur- und Struktureinflüssen auf die Entwicklung wichtiger Haushaltspositionen des Staates, vor allem in bezug auf die Dynamik der öffentlichen Nettoverschuldung. Für die Beurteilung des mittel- bis langfristigen finanz- und budgetpolitischen

Gerhard Rünstler ist Mitarbeiter am Institut für Höhere Studien. Die Autoren danken Robert Kunst, Karl Pichelmann, Gerhard Thury und Michael Wüger für wertvolle Anregungen und Hinweise. Aufbereitung und Analyse der Daten erfolgten mit Unterstützung von Dagmar Guttman. Der Artikel basiert auf einer Studie von WIFO und IHS im Auftrag des Bundesministeriums für Finanzen.

Spielraums und der Wirkungen von Maßnahmen zur nachhaltigen Verringerung des Budgetdefizits ist die Orientierung an strukturellen Bestimmungsgrößen unverzichtbar. Langfristige Strukturelemente der Budgetentwicklung werden in der Regel von kurzfristigen Konjunkturfaktoren überlagert und können damit das Zustandsbild der Budgetlage verzerren. Konjunkturbereinigte, „strukturelle“ Budgetdefizite – berechnet auf der Grundlage des gesamtwirtschaftlichen Potential Output – vermitteln hingegen der Regierung einen wesentlich authentischeren Gesamteindruck von der tatsächlichen Budgetsituation und von dem langfristig erforderlichen Konsolidierungsbedarf. Die zeitliche Dynamik von strukturellen Budgetdefiziten läßt insbesondere auch Rückschlüsse auf die Wirksamkeit der automatischen Stabilisatoren und auf die Zweckmäßigkeit bzw. Notwendigkeit von komplementären diskretionären Maßnahmen zu.

Hinsichtlich der theoretisch und empirisch geeignetsten PO-Konzeption und -Meßtechnik gibt es insbesondere in der angewandten Literatur keine einheitliche Auffassung. Empirische Evaluierungsversuche des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials unterscheiden sich häufig sowohl in methodischer als auch in konzeptioneller Hinsicht.

An den beiden einfachsten (und meist verwendeten) „Meßmethoden“ (*Trend-through-actual-output-Methode*, *Trend-through-peak-Methode*) lassen sich die wichtigsten grundsätzlichen Unterschiede der theoretischen „Fundierung“ des PO-Konzeptes und der sich daraus ergebenden wirtschaftspolitischen Konsequenzen ersehen.

Der *Trend-through-actual-output-Methode* liegt ein langfristiges „Natural-rate“-Gleichgewichtskonzept zugrunde bzw. ein Gleichgewichtskonzept, das normale System- und Marktfraktionen berücksichtigt (Stichwort: langfristiges Wachstumspotential bei stabiler Inflation und Gleichgewichtsarbeitslosigkeit). Positive und negative Abweichungen des tatsächlichen vom potentiellen Output (Trend) gleichen einander über den Gesamtverlauf des Konjunkturzyklus aus, der Output Gap ist also über den Gesamtverlauf des Konjunkturzyklus – im Idealfall – Null. Aufgabe der Wirtschaftspolitik ist in diesem Kontext die Minimierung der Variabilität des tatsächlichen Output (Stichwort: stabilitätsorientierte Geld- und Fiskalpolitik).

Der *Trend-through-peak-Methode* (oder *Peak-to-peak-Methode*) liegt ein langfristiges Gleichgewichtskonzept zugrunde („unnatural rate“), das keine System- und Marktfraktionen berücksichtigt (Stichwort: Produktion bei technischer Vollausslastung aller Produktionsfaktoren). Das Produktionspotential (Peak-Trend) entspricht somit jenem Outputniveau, das bei *anormaler* Vollausslastung der Produktionsfaktoren erzielt werden kann. Der Output Gap ist über den Gesamtverlauf des Konjunkturzyklus nicht-positiv (d. h. Null oder negativ). Aufgabe der Wirtschaftspolitik ist hier u. a. die Anhebung des Mittelwertes des tatsächlichen Outputs.

In jüngerer Vergangenheit wurden vor allem in den internationalen Organisationen (OECD, IMF) PO-Konzepte als Maß des gesamtwirtschaftlichen Wachstumspotentials eines Landes bevorzugt, die langfristig mit Natural-rate-Gleichgewichten auf Güter- und Arbeitsmarkt kompatibel sind. Dabei wird dem Zusammenhang zwischen Wachstumspotential und mittelfristig stabiler Inflationsrate (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment – NAIRU) besondere Bedeutung zugemessen. Dieses PO-Konzept entspricht am ehesten der klassischen dichotomischen Auffassung von Wachstum (Trend) und Konjunktur (Zyklus). Diese ist statistisch durch eine Zerlegung des Outputs in eine permanente Wachstums- bzw. Trendkomponente (*PO*) und in eine transitorische zyklische Komponente (*OG*) gekennzeichnet. Obgleich OECD und IMF eine einheitliche Linie hinsichtlich des geeigneten theoretischen PO-Konzeptes verfolgen, gibt es (noch) keinen Konsens über das geeignete statistische Meßkonzept. (Zur Zeit werden z. B. von der OECD zur statistischen Evaluierung des PO zwei – ein mechanistisches und ein strukturelles – Verfahren eingesetzt.)

Den analytischen Schwerpunkt der vorliegenden Studie bildet die Neuberechnung des gesamtwirtschaftlichen Potential Outputs für die österreichische Wirtschaft. Als geeignetes PO-Maß für Österreich wird eine Kombination aus astrukturellen (mechanistischen) und strukturellen Elementen auf der Grundlage des Natural-rate-Gleichgewichtskonzeptes vorgeschlagen. Einfachheit der Berechnungsmethode bei gleichzeitig effizienter Nutzung der verfügbaren unterjährigen Daten- und Informationsbasis zählen u. a. zu den Vorteilen dieses Verfahrens. Dieser Schätzansatz folgt einem Vorschlag von *Cote – Hostland* (1994).

KONZEPTION EINES GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN PO-MASSES FÜR ÖSTERREICH

Die meisten empirischen Ansätze zur Messung des PO beruhen in der einen oder anderen Form auf Trendbereinigung. Dies gilt insbesondere auch für Schätzungen auf der Grundlage von Produktionsfunktionen. Die Wahl des Trendbereinigungsverfahrens ist somit von zentraler Bedeutung für die PO-Messung unabhängig davon, ob ein struktureller oder astruktureller Ansatz verwendet wird.

Die vorliegende Arbeit folgt im wesentlichen der Idee von *Cote – Hostland* (1994) und extrahiert den Potential Output und die natürliche Arbeitslosenquote (U^{NAT}) direkt durch Trendbereinigungsverfahren. Sie verwendet dazu strukturelle Zeitreihenmodelle (STSM) und entwickelt schrittweise ein bivariates STS-Modell für das BIP und die Arbeitslosenquote (UR), welches zwei wesentliche zyklische Zusammenhänge abbildet:

Abbildung 1: Brutto-Inlandsprodukt und Potential Output

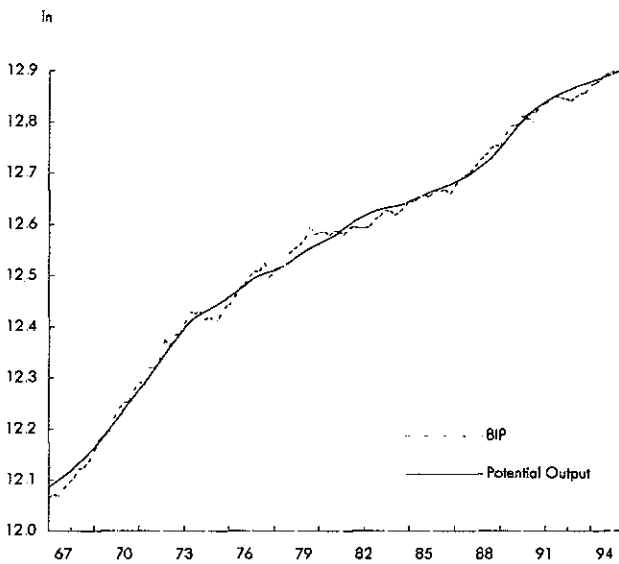
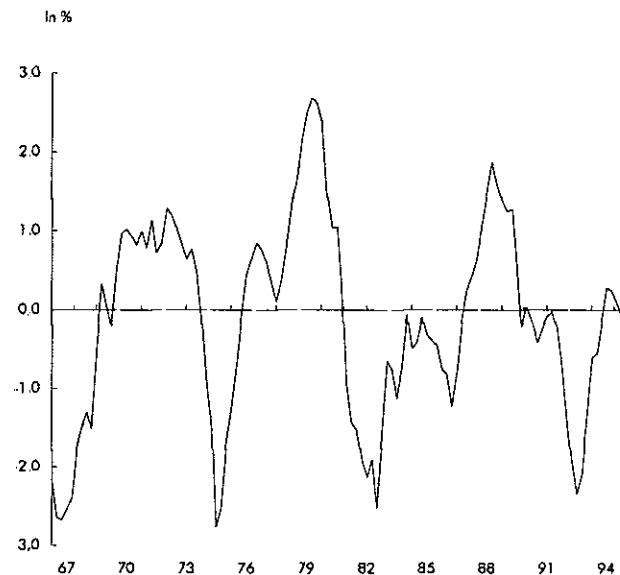


Abbildung 2: Zyklische Komponente des BIP



- den engen Zusammenhang zwischen den zyklischen Komponenten des BIP (*BC*) und der Arbeitslosenquote (*UC*), bekannt als das Okun-Gesetz;
- den Einfluß der beiden Zyklen *UC* und *BC* auf die Lohn- und Preisentwicklung.

Wie bei *Cote – Hostland (1994)* verwendet der Ansatz aber keinerlei Strukturinformation zur Bestimmung des *PO* und der *U^{NAT}*. Beide werden ausschließlich dadurch festgelegt, daß sie einem „glatten Trend“ folgen. Diese Entscheidung wurde u. a. auch durch die mangelnde Qualität der österreichischen Kapitalstockdaten bestimmt. Eine Evaluierung des Potential Output auf der Grundlage eines Produktionsfunktionsansatzes erwies sich damit als nicht zweckmäßig. Die zyklischen Zusammenhänge werden aber weitaus detaillierter abgebildet als bei *Cote – Hostland (1994)*: Nicht nur findet das Okun Gesetz in das Modell Eingang; wie noch deutlich werden wird, werden die Preis-Lohngleichungen auch in engerer Form mit den Zyklen in Verbindung gebracht.

Besondere Aufmerksamkeit wird im folgenden dem Endpunktproblem gewidmet. Wie oben ausgeführt, ist die zuverlässige Schätzung der aktuellen zyklischen Position wohl das entscheidende Kriterium für die Qualität eines Modells. Beim Einsatz von Glättungstechniken ist aber die Schätzung der aktuellen Position grundsätzlich verzerrt, weil diese Techniken „zweiseitig“, also auch zukünftige Datenpunkte zur Glättung einer Reihe verwenden. Zukünftige Datenpunkte sind aber eben zum aktuellen Zeitpunkt nicht verfügbar, womit die Glättung unvollständig ist. Hier werden zwei statistische Kennzahlen vorgeschlagen, welche als Indikatoren für das Ausmaß dieses Problems dienen.

In den folgenden Abschnitten wird ein bivariates strukturelles Zeitreihenmodell (STSM) entwickelt, in dem die

beiden zyklischen Komponenten des BIP und der Arbeitslosenquote miteinander verbunden werden. Dieses „Generalized-Common-Cycles“-Modell (*GenCCyc*) erlaubt zwar temporäre Abweichungen zwischen den beiden Zyklen, langfristig aber verlaufen die Zyklen parallel, wobei der *UC* dem *BC* mit einer konstanten Verzögerung folgt. Danach werden geeignete Lohn- und Preisgleichungen entwickelt, welche schließlich in das *GenCCyc*-Modell eingebunden werden.

Die Schätzungen erfolgen auf der Grundlage von Quartalsdaten, die Zeitreihen wurden der WIFO-Datenbank entnommen. Die Schätzperiode umfaßt den Zeitraum von 1966(1) bis 1994(4). BIP (in Logarithmen) und Arbeitslosenquote *UR* nach WIFO-Definition wurden anhand des CENSUS-X11-Verfahrens im Programm RATS4 saisonbereinigt¹⁾.

BIVARIATE STRUKTURELLE ZEITREIHEN-MODELLE – SIMILAR CYCLES UND GENERALIZED COMMON CYCLES

Man kann davon ausgehen, daß durch ein bivariates Modell für *BIP* und *UR*, welches den engen Zusammenhang zwischen den beiden zyklischen Komponenten

¹⁾ Alternative Saisonbereinigungsverfahren brachten, vor allem für die Arbeitslosenquote, ungünstigere Ergebnisse. Strukturelle Zeitreihenmodelle erlauben auch die simultane Modellierung der Saisonkomponente anhand von Dummy-Variablen oder trigonometrischen Zyklen. Auf diese Weise mit dem Programm STAMP geschätzte Modelle wiesen jedoch signifikante Autokorrelationen in den Prognosefehlern auf, sodaß auf diese Möglichkeit verzichtet wurde. Dasselbe gilt für das zuletzt vom WIFO verwendete Airline-Verfahren. Bei Verwendung dieses Verfahrens ergibt sich auch ein konzeptuelles Problem: Das Airline-Verfahren unterlegt der Saisonbereinigung nämlich ein Modell, welches einem STSM ähnlich ist, aber keinen isolierten Zyklus aufweist, sondern eine Trendzykluskomponente.

ten abbildet, die Effizienz der Zerlegung verbessert werden kann. Vor allem dürfte dadurch, daß der *BIP*-Zyklus an den *UR*-Zyklus „gehängt“ wird, das Endpunktproblem für den *BIP*-Zyklus maßgeblich verringert werden. Schließlich ist dieses Problem für den *UR*-Zyklus empirisch wesentlich schwächer ausgeprägt. In diesem Abschnitt werden daher zwei Alternativen zur Verkettung der beiden Zyklen untersucht.

Der enge Zusammenhang zwischen den beiden Zyklen ist in der Literatur als Okun-Gesetz bekannt. Dabei gilt als Faustregel, daß die zyklischen Abweichungen des *BIP* etwa dreimal so groß sind wie jene der Arbeitslosenquote (Okun-Koeffizient); eine zyklische Abweichung des *BIP* von 3% geht also mit einer Änderung der Arbeitslosenquote um 1 Prozentpunkt einher:

$$(1) \quad BC = -3 \cdot UC.$$

Diese Faustregel ist allerdings insofern unvollständig, als auch in der Literatur gut dokumentiert ist, daß der Arbeitsmarkt mit einiger Verzögerung auf Konjunkturschwankungen reagiert: Der *UC* folgt daher dem *BC* mit einer Verzögerung von zumeist zwei bis vier Quartalen (vgl. *Blanchard – Fischer*, 1989).

Bislang wurden zwei Alternativen im Rahmen multivariater STS-Modelle vorgeschlagen. Im *SimCyc*-Modell (Similar Cycles) werden die Zyklen im Prinzip unabhängig voneinander modelliert, mit der einzigen Restriktion, daß ihre Länge identisch ist. Im wesentlichen besteht das *SimCyc*-Modell also aus zwei univariaten STSM mit einer gemeinsamen Zykluslänge:

$$(2) \quad \begin{bmatrix} BC_t \\ BC_t^* \end{bmatrix} = \rho^v \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_{t-1} \\ BC_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t^v \\ k_t^{v*} \end{bmatrix},$$

$$(3) \quad \begin{bmatrix} UC_t \\ UC_t^* \end{bmatrix} = \rho^u \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} UC_{t-1} \\ UC_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t^u \\ k_t^{u*} \end{bmatrix}$$

mit $0 \leq \rho^v, \rho^u < 1, 0 < \lambda < \pi$

Dabei wird auch angenommen, daß die zyklischen Schocks k_t^v und k_t^u bzw. k_t^{v*} und k_t^{u*} jeweils miteinander korreliert sind.

Im *CC*-Modell (Common Cycles) folgen *BC* und *UC* einem gemeinsamen Zyklus:

$$(4) \quad \begin{bmatrix} BC_t \\ BC_t^* \end{bmatrix} = \rho^* \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_{t-1} \\ BC_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t^* \\ k_t^{*} \end{bmatrix}$$

mit $0 \leq \rho^* < 1, 0 < \lambda < \pi$.

$$(5) \quad UC_t = \Phi BC_t.$$

Diese beiden Alternativen geben gewissermaßen Extremfälle wieder, was die Verkettung der Zyklen betrifft: Im *SC*-Modell werden die Zusammenhänge für die Zwecke dieser Arbeit eher unzureichend abgebildet. Die Zyklen haben zwar dieselbe Länge, könnten sich sonst aber völlig unabhängig voneinander entwickeln. Es wird z. B. durch das Modell und die univariate

Schätzung nicht ausgeschlossen, daß sich die Zyklen durch den Einfluß der Schocks relativ zueinander verschieben. Ein Konjunkturohoch im *BC* könnte mit einer hohen Arbeitslosenquote einhergehen. Auch wenn das in der empirischen Schätzung nicht der Fall ist, bildet das *SimCyc*-Modell das Okun-Gesetz nicht ausreichend ab.

Das *CC*-Modell unterstellt, daß die Zyklen, abgesehen von einem Skalierungsfaktor, identisch sind. Diese Annahme ist zu restriktiv: Vor allem kann die Tatsache, daß der *UR*-Zyklus dem *BIP*-Zyklus verzögert folgt, nicht abgebildet werden. Hier wird daher auch eine Verallgemeinerung des *CC*-Modells untersucht, welches eine solche Phasenverschiebung zwischen den beiden Zyklen erlaubt (Generalized Common Cycles – *GenCCyc*). Dieses Modell wurde in der Literatur bisher nicht untersucht. Die Erweiterung besteht darin, daß der *UR*-Zyklus auch auf den *BIP*-„Schattenzyklus“ BC_t^* bezogen wird:

$$(6) \quad UC_t = \Phi BC_t + \Phi^* BC_t^*.$$

Diese Form erlaubt einen flexibleren Zusammenhang zwischen *BC* und *UC*. Die beiden Zyklen verlaufen in enger Parallelität mit kurzfristigen Abweichungen der Amplitude und der Wendepunkte. Dabei folgt der *UR*-Zyklus dem *BIP*-Zyklus mit einer festen Phasenverschiebung $\varphi = \lambda^{-1} \arctan(\Phi^*/\Phi)$. Die Größe des *UR*-Zyklus relativ zum *BC* – der Okun-Koeffizient – ergibt sich durch $(\Phi^2 + \Phi^{*2})^{1/2}$. Wieweit die Restriktionen, die vom *GenCCyc*-Modell auferlegt werden, tatsächlich den Daten entsprechen, kann durch die Diagnostik der Prognosefehler „*SPE*“ überprüft werden. Weisen die *SPE* keine Autokorrelation auf, so ist davon auszugehen, daß das Modell die Daten zufriedenstellend beschreibt.

PREIS- UND LOHNGLEICHUNGEN

Das *GenCCyc*-Modell wird in einem weiteren Schritt durch Lohn- und Preisgleichungen erweitert. Die Motivation dafür liegt zum einen in dem Versuch, dadurch die Inflationsneutralität des Potential Output auch in diesem Modell zu etablieren. Ähnlich wie die Glättungsverfahren legen die STSM den Mittelwert des Zyklus *UC* von vornherein mit Null fest. Letztlich ist diese Wahl arbiträr. Durch die Verwendung einer Lohngleichung, welche die Homogenitätsrestriktion aufweist, könnte der Mittelwert des Zyklus empirisch bestimmt werden (vgl. *Adams – Coe*, 1990). Zum anderen legen verschiedene Arbeiten die Vermutung nahe, daß durch Verwendung der in den Preisen und Löhnen enthaltenen Information die Extraktion von *BC* und *UC* deutlich verbessert werden kann: Die Zyklen werden im Kalman-Filter so angepaßt, daß sie die Lohn- und Preisentwicklung optimal erklären.

Strukturelle Zeitreihenmodelle

Strukturelle Zeitreihenmodelle sind zwischen Glättungsverfahren und ökonometrischen Modellen angesiedelt. Zwar werden parametrisierte Gleichungen verwendet; diese beziehen sich aber nicht auf beobachtbare Größen. Vielmehr wird angenommen, daß PO und BC einfachen, flexiblen stochastischen Prozessen folgen, deren Parameter nach üblichen ökonometrischen Methoden geschätzt werden. Die abschließende Schätzung des Potential Output erfolgt anhand einer zweiseitigen Glättung. Die Gewichte dieser Glättung ergeben sich aus den zuvor geschätzten Parametern.

Das folgende PO-Modell auf der Grundlage eines saisonbereinigten BIP basiert u. a. auf Harvey (1989):

$$(1^*) \quad BIP_t = PO_t + BC_t + i_t,$$

$$(2^*) \quad PO_t - PO_{t-1} = a_{t-1} + e_t,$$

$$(3^*) \quad a_t = a_{t-1} + u_t,$$

$$(4^*) \quad \begin{bmatrix} BC_t \\ BC_t^* \end{bmatrix} = \rho \cdot \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_{t-1} \\ BC_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}$$

mit $0 \leq \rho < 1$, $0 < \lambda < \pi$.

Das BIP setzt sich aus PO und BC sowie – als Spezifikum unter allen betrachteten Verfahren – einer irregulären Komponente i_t zusammen.

PO folgt einem Random Walk mit stochastischer Drift $RWSD$, die zyklische Komponente einem „stochastischen Zyklus“. Dies ist eine Sinusschwingung mit fester Länge, die aber durch die Schocks k_t und k_t^* laufend verschoben bzw. verstärkt oder gedämpft wird. Der Parameter λ bestimmt dabei die Länge des Zyklus, während ρ den Grad der Dämpfung angibt. Dieser Prozeß kann auch als ein spezieller stationärer $ARMA(2, 1)$ -Prozeß verstanden werden, wobei die Parameter so restringiert sind, daß gedämpfte zyklische Schwankungen generiert werden (technisch gesprochen hat das Lag-Polynom zwei konjugiert komplexe Wurzeln). Der „Schattenzyklus“ BC_t^* ist eine reine Hilfsvariable ohne intrinsische Bedeutung.

Diese stochastischen Prozesse sind flexibel genug, um eine Vielzahl von Verläufen abzubilden. Die „Hyperparameter“ werden durch Maximum-Likelihood geschätzt. Das Verfahren ermöglicht weiters eine Reihe von Spezifikations-tests, etwa einen Vergleich des RWD (Random Walk mit deterministischer Drift) mit dem $RWSD$ (Random Walk mit stochastischer Drift). Es ist daher den mechanistischen Trendbereinungsverfahren (z. B. dem Hodrick-Prescott- oder „HP-Filter“) vom methodischen Standpunkt eindeutig vorzuziehen.

Die Schätzung der Hyperparameter (ρ , λ , $\text{var}(i_t)$, $\text{var}(e_t)$, $\text{var}(u_t)$, $\text{var}(k_t) = \text{var}(k_t^*)$) erfolgt anhand des Kalman-Filters, eines aus der Kontrolltheorie entlehnten Verfahrens, das generell die Schätzung von Modellen mit unbeobachtbaren Komponenten ermöglicht. Daraus folgt eine erste Schätzung für die unbeobachtbaren Komponenten. In einem zweiten Schritt werden durch einen – wiederum zweiseitigen – Glättungsalgorithmus die effizienten Schätzungen dieser Komponenten bestimmt.

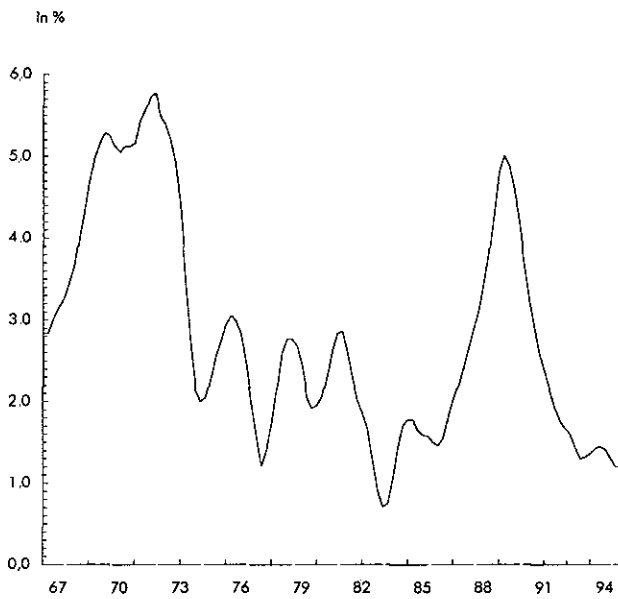
Der Kalman-Filter erlaubt auch die Schätzung multivariater Modelle oder die Verwendung von Strukturgleichungen.

Schließlich sind die Beziehungen zwischen Löhnen, Preisen und den Zyklen auch für sich genommen von Interesse. Seit der Erkenntnis der frühen achtziger Jahre, daß das BIP – und auch die Arbeitslosenquote (zumindest in einigen europäischen Staaten) – besser als nichtstationäre Prozesse zu betrachten sind, ist die Schätzung von Phillips-Kurven problematisch geworden: In konventionellen Regressionsgleichungen muß das BIP in ersten Differenzen spezifiziert werden, und daher kann BC nicht mehr direkt extrahiert werden. Damit können BC und die Inflationsrate nicht mehr direkt in einer Regressionsgleichung verrechnet werden. Das vorliegende Verfahren allerdings – und das ist eine der wesentlichsten Neuerungen – ermöglicht es, diese Beziehung in einem Maxi-

mum-Likelihood-Ansatz unter Berücksichtigung der Nichtstationarität des BIP zu schätzen.

Im folgenden werden in einem ersten Schritt geeignete Spezifikationen für die Lohn- und Preisgleichung gesucht. Dabei werden die durch die *GenCCyc*- und *SimCyc*-Modelle (mit der konventionellen Arbeitslosenquote) extrahierten Zyklen BC und UC als fixe erklärende Variable verwendet. Die Spezifikationstests für die Gleichungen können so mit OLS durchgeführt werden. Erst im zweiten Schritt wird das gesamte System der bivariaten zyklischen Modelle mit dem Lohn-Preis-Block simultan geschätzt. Angemerkt sei, daß die OLS-Schätzer, obwohl nicht optimal, bereits konsistent sind (vgl. Pagan, 1984).

Abbildung 3: Wachstumsrate des Potential Output



SPEZIFIKATION DER PREIS- UND LOHNGLEICHUNGEN FÜR ÖSTERREICH

Die folgenden Gleichungen verwenden den BIP-Deflator p , die Pro-Kopf-Löhne in der Gesamtwirtschaft w (berechnet aus der Brutto-Lohnsumme dividiert durch die Beschäftigung) und den Konsumdeflator pc . Die Arbeitsproduktivität q wurde aus dem realen BIP y und der Beschäftigung e berechnet ($q = y - e$).

Die Lohn- und Preisquartalsdaten der sechziger und frühen siebziger Jahre dürften von eher mangelhafter Qualität sein (Brüche in den Saisonmustern). Dies wurde durch eine Dummy-Variable soweit wie möglich ausgeglichen. Zur Saisonbereinigung wurden die saisonalen Differenzen $\Delta_4 x = x - x_{-4}$ gebildet. Die Lohnquote $S = w - p - q$ wurde durch einen gleitenden Durchschnitt über die letzten vier Quartale saisonbereinigt (also $S_4 = (1 + L + L^2 + L^3)S$). Die Zyklen *BC* und *UC* werden zunächst durch die vom Modell *GenCCyc* bestimmten Werte approximiert, ebenso der Potential Output *PO*.

Übersicht 1 zeigt die Ergebnisse der Unit-Root-Tests auf die Stationarität der Lohn- und Preisinflation (1966(1) bis 1994(4)). Dazu wurden ADF-Tests (Augmented Dickey Fuller Tests; ohne Konstante) verwendet:

$$\Delta_4 x = a \Delta_4 x_{-1} + a(L) \Delta_4 \Delta x_{-1} + e$$

Die Hypothese, daß $\Delta_4 x$ nichtstationär ist, wird vom ADF-Test abgelehnt, wenn der Parameter a signifikant kleiner als 1 ist. In diesem Fall ist es adäquat, die Gleichungen in ersten Differenzen $\Delta_4 x$ zu spezifizieren, ansonsten sollten zweite Differenzen $\Delta_4 \Delta x$ verwendet werden.

Übersicht 1: Unit Root (Augmented Dickey Fuller) Tests

	a	t -Wert	Lags
$\Delta_4 p$	-0,0238	1,03	4
$\Delta_4 w$	-0,0277	1,62	4

Tatsächlich kann auch für Österreich die Hypothese, daß die Inflationsrate nichtstationär ist, nicht abgelehnt werden. Dies ist zwar ein Hinweis, daß die Gleichungen besser in zweiten Differenzen spezifiziert werden sollten. Es ist aber auch eine Frage der Prioritäten, welche Spezifikation man bevorzugt. Schließlich werden in verschiedensten Arbeiten (und auch von den internationalen Institutionen) nach wie vor Gleichungen in ersten Differenzen verwendet, und zwar für Länder, die in den letzten zwei Jahrzehnten eine viel höhere und volatilere Inflationsrate aufwiesen als Österreich. Im folgenden werden daher Lohn- und Preisgleichungen sowohl in ersten (Inflation) als auch in zweiten Differenzen (Veränderungsraten der Inflation) entwickelt und die erweiterten Modelle mit beiden Spezifikationen gerechnet.

Ausgehend von den obigen Gleichungen werden geeignete Lag-Strukturen für Löhne und Preise gesucht. Darüber hinaus werden eine Reihe weiterer exogener Variabler, wie Erdölpreise, verschiedene Importpreise bzw. die Terms of Trade und Steuervariable auf ihre Signifikanz überprüft. Bei der Suche nach einer geeigneten Spezifikation wird besonderer Wert auf die Strukturkonstanz der Gleichungen, also die Stabilität der Parameter gelegt. Diese wird anhand der kumulierten Residuen (CUSUM) überprüft.

Die Tests wurden ohne Konstante gerechnet. Die kritischen Werte für den t -Wert betragen daher -1,65 (Signifikanzniveau: 5%) und -1,95 (10%). Die Verwendung einer Konstante ändert nichts an den Schlußfolgerungen.

MODELL *WPI*: GLEICHUNG IN ERSTEN DIFFERENZEN

Einer der Gründe zur Verwendung der Lohn-Preisgleichungen ist der Versuch, die Inflationsneutralität des Potential Output im Modell sicherzustellen. Adams - Coe (1990) verwenden dazu Homogenitätsrestriktionen²⁾. Pichelmann (1993B) schätzt ein Lohn-Preissystem mit Jahresdaten, wobei er die Homogenitätsrestriktionen tatsächlich erfolgreich etabliert. Es kann vorweggenommen werden, daß die Homogenitätsrestriktionen für die österreichischen Quartalsdaten nicht etabliert werden können.

Alternativ kann die langfristige Gleichgewichtsbeziehung $S = w - p - q$ aber durch die Verwendung der Lohnquote S in beiden Gleichungen (als „Fehlerkorrek-

²⁾ Siehe dazu auch die diesem Artikel zugrundeliegende Studie (Hahn - Rünstler, 1996).

turterm“) auch ohne Restriktionen die Koeffizienten für Δp_{-i} und Δw_{-i} sichergestellt werden (vgl. Franz – Gordon, 1993). Es reicht dabei aus, daß S in einer der beiden Gleichungen aufscheint. Die Lohn- und Preisgleichungen können z. B. in der Form

$$(8) \Delta w = m_1 + \sum_{i=1}^8 a_i \Delta w_{-i} + \sum_{i=1}^8 b_i \Delta p_{-i} + \sum_{i=1}^8 c_i \Delta \pi_{-i} + \alpha UC_{-1} + \delta w S_{-8} + \gamma_w Z^w + e^w,$$

$$(9) \Delta p = m_2 + \sum_{i=1}^8 d_i \Delta p_{-i} + \sum_{i=1}^8 e_i \Delta w_{-i} + \sum_{i=1}^8 f_i \Delta \pi_{-i} + \beta BC_{-1} + \delta_p S_{-8} + \gamma_p Z^p + e^p$$

angeschrieben werden (vgl. Franz – Gordon, 1993). Der einzige Nachteil besteht darin, daß die Restriktion $m_1 = m_2 = 0$ nicht mehr anwendbar ist, da die Gleichgewichtsbeziehung $S = (w - p - q)$ nicht den Mittelwert Null hat und daher indirekt eine Konstante in die Gleichungen eingeht.

Die erklärenden Variablen für beide Gleichungen sind somit

- vergangene Werte der Löhne, Preise und Arbeitsproduktivität ($\Delta \pi$),
- die Zyklen BC und UC ,
- die Lohnquote S (um 4 oder 8 Quartale verzögert),
- weitere erklärende Variable Z , insbesondere Erdölpreise, die Terms of Trade und Steuervariable

Zur Bestimmung der Lag-Struktur wurden $\Delta_4 p$ und $\Delta_4 w$ zunächst auf jeweils 8 Lags der erklärenden Variablen regressiert. In dieser allgemeinen Spezifikation wird bereits am besten die Gültigkeit der Homogenitätsrestriktionen getestet. Die Tests lehnen diese Restriktionen für beide Gleichungen deutlich ab. Hier wird daher die Lohnquote verwendet und auf die Implementation der Restriktionen verzichtet. Erdölpreise, Terms of Trade und Steuervariable hatten in keiner der beiden Gleichungen einen signifikanten Einfluß.

In der Gleichung für den BIP-Deflator p sind die ersten 5 Lags von p signifikant und haben – abgesehen von der Schätzung für Lag 4, in der der Koeffizient negativ wird – etwa dieselbe Größenordnung. Diese Lags können ohne größere Verluste zusammengefaßt werden. Tatsächlich ist dies der beste Weg, um die Autokorrelation in den Residuen in den Griff zu bekommen. Die Koeffizienten für die verzögerten Löhne (Δw_{-i}) sind nicht signifikant. Erst der gleitende Durchschnitt der Löhne über die letzten vier Quartale hat einen (hoch) signifikanten Koeffizienten. Die Preise $\Delta_4 p$ reagieren somit auf einen gleitenden Durchschnitt der Preise über die letzten 6 Quartale ($\Delta_4 p_{1-6} = \sum_{i=1}^6 \Delta p_{-i}$) und der Löhne über die letzten vier Quartale ($\Delta_4 w_{1-4} = \sum_{i=1}^4 \Delta w_{-i}$). Etwas irritierend ist ein negativer Koeffizient der Preise auf Lag

4, welcher wohl dadurch zustande kommt, daß die Bildung der saisonalen Differenzen die Saison nicht vollständig eliminiert hat. Auch die Verwendung gleitender Durchschnitte ist letztlich unbefriedigend.

In der Lohngleichung haben interessanterweise die Konsumentenpreise eine deutlich höhere Erklärungskraft als der BIP-Deflator. Weiters ist die Arbeitsproduktivität mit Lag 4 signifikant, ebenso die Lohnquote.

Die schließlich ausgewählte Gleichung hat ein R^2 von 0,88 und enthält folgende Terme:

- die um ein und zwei Quartale verzögerten Löhne Δw_{-1} und Δw_{-2} ,
- die Verbraucherpreise $\Delta \Delta pc_{-1}$ in zweiten Differenzen; dies kann als Näherung für die unerwartete Inflation $\Delta (pc - pc^e)_{-1}$ verstanden werden;
- die Verbraucherpreise Δpc_{-4} und die Arbeitsproduktivität $\Delta \pi_{-4}$ mit Lag 4,
- UC um 1 Quartal verzögert; alternativ kann auch BC verwendet werden;
- die Lohnquote $(w - p - q)$ als Fehlerkorrekturterm auf Lag 8.

Die Gleichung ist so zu interpretieren, daß die Arbeitnehmer an der Entwicklung der Konsumenten-Reallohne $\Delta (w - p_{cl})$, die Unternehmer dagegen am Verhältnis zwischen der Entwicklung von Reallohn und Arbeitsproduktivität, und zwar gemessen an den Produzentenpreisen interessiert sind. Während kurzfristig der Konsumdeflator die Entwicklung der Löhne besser prognostiziert als der BIP-Deflator, sichert der Fehlerkorrekturterm die langfristige Konstanz der Lohnquote (gemessen an den Produzentenpreisen).

Die beiden Preisvariablen hängen kurzfristig nur schwach zusammen und divergieren auch langfristig erheblich. Dies dürfte darauf zurückgehen, daß die Verbraucherpreise auf Änderungen der Terms of Trade und der indirekten Steuern erheblich stärker reagieren als der BIP-Deflator. Tatsächlich reagiert die Lohnpolitik in Österreich im allgemeinen recht flexibel auf exogene Schocks, sodaß der Einfluß der Terms of Trade auf den BIP-Deflator gering ist.

Übersicht 2 weist die Ergebnisse der simultanen Schätzung beider Gleichungen aus, welche die Korrelation zwischen den Residuen der beiden Gleichungen berücksichtigt. Der Zyklus der Arbeitslosenquote ist in der Lohngleichung deutlich signifikant, und zwar mit einer Verzögerung von einem Quartal. Alternativ könnte auch der BIP -Zyklus mit ähnlichem Ergebnis verwendet werden. Die optimale Verzögerung ist nicht ganz eindeutig: Die Zyklen UC und BC sind auch mit Lag 2 signifikant, haben aber eine etwas geringere Erklärungskraft. BC ist in der Preisgleichung hingegen nicht signifikant. Auch die Verwendung der Zyklen aus dem *SimCyc*-Modell (anstelle des *GenCCyc*) ändert nichts an diesem Ergebnis.

Übersicht 2: Lohn- und Preisgleichung in ersten Differenzen

	Koeffizient	t-Wert	p-Wert
$\Delta_4 w$			
Konstante	1,2069	5,40	0,000
$\Delta_4 w_1$	0,3025	4,28	0,000
$\Delta_4 w_2$	0,2679	4,36	0,000
$\Delta\Delta_4 pC_1$	0,4313	3,17	0,001
$\Delta_4 pC_4$	0,4660	5,47	0,000
$\Delta_4 q_4$	0,3017	5,72	0,000
S_8	-0,1652	5,41	0,000
UC_1	-0,0093	2,37	0,017
Dummy	-0,0419	8,04	0,000
R^2	0,885		
$\Delta_4 p$			
Konstante	0,0031	0,93	0,348
$\Delta_4 p_{1 \dots 6}$	1,1535	7,45	0,000
$\Delta_4 p_4$	-0,5954	5,91	0,000
$\Delta_4 w_{1 \dots 4}$	0,2538	4,05	0,000
BC_1	0,1468	1,27	0,203
Dummy	0,0227	3,97	0,000
R^2	0,675		

Zahl der Beobachtungen: 112,
Zeitbereich: 1967(1) bis 1994(4).

Die Dummy-Variable zur Ausreißerbereinigung umfaßt die Zeitpunkte 1968(3), 1969(4), 1971(1) und 1972(1)

$$\Delta_4 p_{1 \dots 6} = \sum_{i=1}^6 \Delta p_{-i}$$

$$\Delta_4 w_{1 \dots 4} = \sum_{i=1}^4 \Delta w_{-i}$$

Beide Gleichungen weisen ein hohes R^2 und keine störenden Autokorrelationen auf; sie dürften, nach den CUSUM-Tests zu urteilen, auch recht stabil sein. Daraus geht somit nicht hervor, daß zweite Differenzen verwendet werden sollten. Die Struktur der Preisgleichung ist aber nur mäßig zufriedenstellend.

MODELL WP II: GLEICHUNG IN ZWEITEN DIFFERENZEN (VERÄNDERUNG DER INFLATIONSRATE)

Die folgenden Gleichungen verwenden Preise und Löhne in zweiten Differenzen, also die Veränderungsraten der Preis- und Lohninflation. Die Saisonbereinigung erfolgte wieder durch Bildung der saisonalen Differenzen.

Die Gleichungen wurden ebenfalls zunächst jeweils mit 8 Lags spezifiziert. Daraus ergibt sich recht eindeutig, daß $\Delta\Delta_4 p$ und $\Delta\Delta_4 w$ jeweils von den ersten vier eigenen Lags abhängen. In diesen Gleichungen besteht also kein direkter Zusammenhang zwischen Löhnen und Preisen. Dieser kann aber wieder durch die Lohnquote S etabliert werden. In der Gleichung in zweiten Differenzen ist es auch sinnvoll, die differenzierte Lohnquote $\Delta_4 S$ zu verwenden. Tatsächlich sind S und $\Delta_4 S$ in der Lohngleichung auf Lag 4 hoch signifikant. Die Löhne $\Delta\Delta_4 w$ reagieren somit mit einer Verzögerung von vier Quartalen sowohl auf Veränderungen der Lohnquote

Übersicht 3: Lohn- und Preisgleichung in zweiten Differenzen

	Koeffizient	t-Wert	p-Wert
$\Delta\Delta w$			
Konstante	0,4506	2,56	0,010
$\Delta\Delta w_1$	-0,6266	8,66	0,000
$\Delta\Delta w_2$	-0,4340	5,55	0,000
$\Delta\Delta w_3$	-0,2644	3,44	0,000
ΔS_4	-0,2480	5,54	0,000
S_4	-0,0618	2,55	0,010
UC_1	-0,0063	2,28	0,022
Dummy	-0,0388	7,15	0,000
R^2	0,588		
$\Delta\Delta p$			
Konstante	0,0001	0,88	0,375
$\Delta\Delta p_1$	-0,5705	6,98	0,000
$\Delta\Delta p_2$	-0,2895	3,04	0,002
$\Delta\Delta p_3$	-0,0526	0,56	0,575
$\Delta\Delta p_4$	-0,2747	3,42	0,000
BC_1	0,3359	2,37	0,017
Dummy	-0,0169	2,79	0,005
R^2	0,4155		

Zahl der Beobachtungen: 116,
Zeitbereich: 1966(4) bis 1994(4).

Die Dummy-Variable zur Ausreißerbereinigung umfaßt die Zeitpunkte 1971(1) und 1972(1)

als auch auf die Abweichung vom langfristigen Trend, damit sind sie indirekt von Δp und p abhängig. Die langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Real-löhnen und Arbeitsproduktivität ist in der Gleichung abgebildet. Die Preise $\Delta\Delta_4 p$ reagieren dagegen nicht auf die Löhne. Die Konstante in der Preisgleichung ist insignifikant und wird in den folgenden Schätzungen eliminiert, während die Konstante in der Lohngleichung aufgrund der Verwendung der Lohnquote hoch signifikant ist.

Die genaue Spezifikation der Gleichungen zeigt Übersicht 3. Die Diagnostik gibt keine Hinweise auf Fehlspezifikationen. In beiden Gleichungen sind die autoregressiven Koeffizienten durchwegs negativ und addieren sich auf einen Wert von weniger als -1. Das könnte als Hinweis darauf gewertet werden, daß eine Gleichung in ersten Differenzen adäquater wäre. Die Übersicht enthält die Ergebnisse für die Zyklen BC und UC aus dem *SimCyc*-Modell. Die zugehörigen Koeffizienten sind deutlich signifikant. Die beiden Zyklen aus dem *GenCCyc*-Modell liefern hingegen nur auf dem 10%-Niveau signifikante Koeffizienten. Hier ist aber zu bedenken, daß sich die Signifikanzwerte durch Schätzung des gesamten Systems verbessern (Pagan, 1984).

ERWEITERTE MODELLE MIT LOHN- UND PREISGLEICHUNGEN

Als letzter Schritt sollen die Lohn-Preisgleichungen mit den bivariaten *STSM SimCyc* und *GenCCyc* kombiniert werden. Die Zyklen gehen zwar nur als exogene Vari-

able ein. Die Gleichungen können aber insofern zur Verbesserung der Schätzung für die Zyklen beitragen, als letztere (durch die Maximum-Likelihood-Methode) so bestimmt werden, daß sie auch optimal zur Erklärung der Lohn-Preisentwicklung beitragen. Die Zyklen werden also in gewisser Weise indirekt an den Lohn- und Preisgleichungen festgemacht.

Im Fall eines *GenCCyc* mit den Lohn-Preisgleichungen II etwa (Modell *GenCCyc WP II*) hat das Modell für die beiden Zyklen die folgende Form:

$$(10) \begin{bmatrix} BC_t \\ BC_t^* \end{bmatrix} = \rho \cdot \begin{bmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} BC_{t-1} \\ BC_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}$$

mit $0 \leq \rho < 1, 0 < \lambda < \pi$

$$(11) UC_t = \Phi BC_t + \Phi^* BC_t^*,$$

$$(12) \Delta \Delta w = a_0 + a_1 \Delta \Delta w_1 + a_2 \Delta \Delta w_2 + a_3 \Delta \Delta w_3 + a_4 \Delta S_4 + a_5 S_4 + a_6 UC_1 + e^w,$$

$$(13) \Delta \Delta p = b_1 \Delta \Delta p_1 + b_2 \Delta \Delta p_2 + b_3 \Delta \Delta p_3 + b_4 \Delta \Delta p_4 + b_5 BC_1 + e^p$$

Die Schätzung sieht eine Korrelation zwischen e^w und e^p vor

Die oben dargestellten bivariaten STS-Modelle wurden nun mit den beiden Typen von Preis- und Lohngleichungen kombiniert. Da die Preisgleichung in ersten Differenzen unbefriedigend scheint, wurde hier nur die Lohngleichung in das Modell aufgenommen und *BC* anstelle von *UC* verwendet.

Insgesamt wurde eine Reihe von Modellvarianten gerechnet. Hier sollen nur die grundlegenden Modelle beschrieben werden:

- das *GenCCyc*-Modell mit der Lohngleichung I (*GenCCyc WI*) und
- das *GenCCyc*-Modell mit den Lohn- und Preisgleichungen II (*GenCCyc WP II*)

Im allgemeinen haben die Lohn-Preisgleichungen nur geringe Auswirkungen auf die Schätzung der Zyklen

- Die Anpassung (RD^2) und die Prognosefähigkeit verbessern sich bei keinem der Modelle nennenswert
- Auch die Charakteristika der Modelle bleiben erhalten: Die *GenCCyc*-Modelle ergeben BIP-Zyklen, die fast vollständig mit den Zyklen der Arbeitslosenquote übereinstimmen. Abgesehen von einem (naturgemäß) etwas höheren RD^2 ist die Diagnostik keineswegs verbessert. Ebenso übertragen sich die Unterschiede zwischen den *SimCyc*- und *GenCCyc*-Modellen auf die erweiterten Modelle. Während das RD^2 in den *SimCyc*-Modellen höher ist, sind alle SE-Kennzahlen für die Übereinstimmung zwischen den „Smoothed“- und „Estimated“-Komponenten deutlich schlechter³⁾.

Übersicht 4: *GenCCyc*-Modelle mit Lohn- und Preisgleichungen

	<i>GenCCyc UR</i>	<i>WI BIP</i>	<i>GenCCyc UR</i>	<i>WP II BIP</i>
Zykluslänge	27,876		28,108	
Dämpfung ρ	0,947		0,9451	
Φ	-25,338		-28,874	
Φ^*	20,082		17,413	
φ	2,97			
α		0,3788		0,2555
β			-0,00739	
<i>Standardabweichung</i>				
Irreguläre Komponente des BIP σ_i		0,00577		0,00593
Trend des BIP σ_e		0,00176		0,00172
Trend der UR σ_t	0,0147		0,0131	
Zyklische Komponente des BIP σ_k		0,00417		0,00401
RD^2	0,1719	0,1224	0,1924	0,1125
<i>SPE</i>				
$Q(4)$	8,58	7,38	9,16	7,05
$Q(8)$	21,86	12,81	17,12	12,85
$Q(12)$	28,16	14,64	24,18	16,05
<i>Zyklische Komponente</i>				
<i>std (smo)</i>	0,4227	0,01272	0,3959	0,01155
<i>std (est)</i>	0,3427	0,01143	0,3321	0,01036
<i>std (smo-est)</i>	0,1842	0,00506	0,2483	0,00617
<i>std (est)/std (smo)</i>	0,81	0,90	0,83	0,90
<i>std (smo-est)/std (smo)</i>	0,44	0,43	0,62	0,53
<i>corr (smo, est)</i>	0,90	0,91	0,78	0,85

Zeitraum: 1966(4) bis 1994(4).

Modell *GenCCyc WI*: α ... Koeffizient für den Zyklus *BC* in der Lohngleichung, Modell *GenCCyc WP II*: α, β ... Koeffizienten für die Zyklen *BC* und *UC* in der Preis- bzw. Lohngleichung, φ ... durchschnittliche Verzögerung des *UC* gegenüber dem *BC* in Quartalen (Phasenverschiebung), Q ... Ljung-Box-Statistik, Φ, Φ^* ... Okun-Koeffizient (siehe Gleichung 11), *std (smo)*, *std (est)* und *std (smo-est)* ... Standardabweichungen der beiden Schätzungen und deren Differenz, *corr (smo, est)* ... Korrelation zwischen den beiden Schätzungen.

Die SE-Kennzahlen verbessern sich in den Modellen *GenCCyc WI* und *GenCCyc WP II* gegenüber dem *GenCCyc*-Modell deutlich: Das von den Smoothed-Schätzern gefundene Konjunkturhoch im Jahr 1979 wird von den Estimated-Schätzern nunmehr etwas besser abgebildet, ebenso die Rezession im Jahr 1987. Etwas besser schneidet diesbezüglich das *GenCCyc-W-I*-Modell ab; auch hier ist der Gewinn in bezug auf das RD^2 zwar eher mäßig, die SE-Kennzahlen verbessern sich aber beträchtlich. Dieses Modell verändert auch die Form der Smoothed-Zyklen stärker als das *GenCCyc-WP-II*-Modell: So wird die letzte Rezession als etwas schwerer eingestuft als in den *GenCCyc*- und *GenCCyc-WP-II*-Modellen.

ZUSAMMENFASSUNG UND BEWERTUNG DER ERGEBNISSE

Die meisten empirischen Ansätze zur Messung des Potential Outputs (PO) beruhen in der einen oder anderen

³⁾ Detaillierte Modellvergleiche bieten Hahn - Rünstler (1996)

Abbildung 4: Arbeitslosenquote

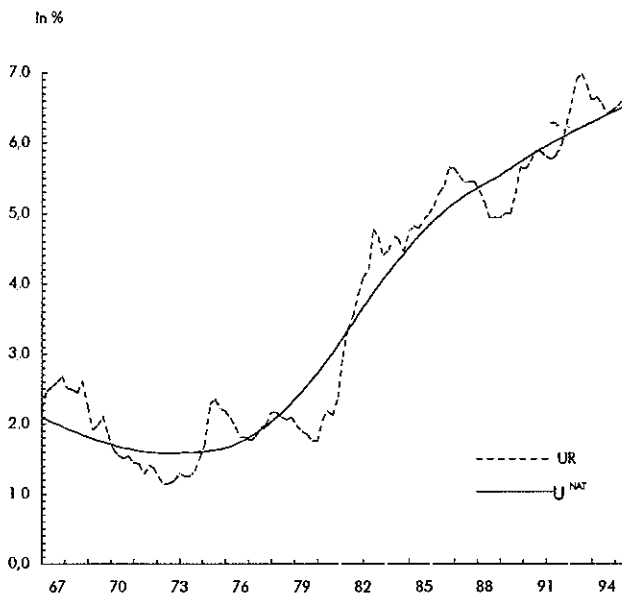
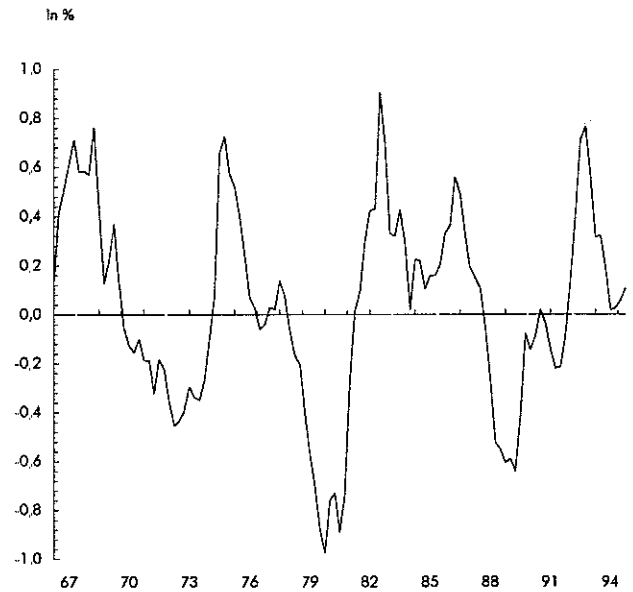


Abbildung 5: Zyklische Komponente der Arbeitslosenquote



Form auf Methoden der Trendextraktion. Dies gilt u a für Schätzungen des PO auf der Grundlage von Produktionsfunktionen. Trendextraktionsverfahren werden in strukturellen Ansätzen etwa im Zusammenhang mit der Bestimmung der Potentialbeschäftigung oder der langfristigen Produktivitätsentwicklung angewandt. Trendbereinigungsverfahren sind somit generell von zentraler Bedeutung für die empirische PO-Messung, unabhängig davon, ob der PO auf strukturellem oder astrukturellem Wege geschätzt wird. Aus diesen Überlegungen wurde versucht, astrukturelle Verfahren (z. B. mechanistische Trendverfahren) mit strukturellen Ansätzen der PO-Schätzung so zu verbinden, daß die Nachteile beider Verfahren minimiert werden.

Eine interessante Kombination von strukturellen und astrukturellen Elementen der makroökonomischen PO-Messung wurde von Cote – Hostland (1994) vorgeschlagen. Dieses Verfahren berechnet den gesamtwirtschaftlichen PO mit einem HP-Filter unter Berücksichtigung von spezifischen „Strukturinformationen“ in Form von Preis-Lohngleichungen. Im vorliegenden Artikel wurde dieses Verfahren methodisch verfeinert. Die Erweiterung des Modells betrifft vor allem die Methodik der optimalen Extraktion der zyklischen Komponenten von BIP und Arbeitslosenquote durch Verwendung von bivariaten strukturellen Zeitreihenmodellen (STSM). Zur Bestimmung des Potential Output PO und der natürlichen Arbeitslosenquote U^{NAT} werden demnach keine unmittelbaren Strukturinformationen verwendet. PO und U^{NAT} werden als „unobserved variables“ definiert und folgen einem glatten stochastischen Trend. Durch die Verwendung von Preis- und Lohngleichungen für die „optimale“ Extraktion der zyklischen Komponenten von BIP und Arbeitslosenquote fließen jedoch indirekt System- bzw. Strukturinforma-

tionen in die Berechnung von PO und U^{NAT} ein. Dies wird im Modell vor allem durch die explizite Berücksichtigung des engen Zusammenhangs zwischen den zyklischen Komponenten des BIP (BC) und der Arbeitslosenquote (UC), bekannt als Okun-Gesetz, und des Einflusses der beiden Zyklen auf die Lohn- und Preisdynamik erreicht. Damit ist auch die Inflationsneutralität des Potential Output im Rahmen dieses Modellansatzes gewährleistet.

Als wichtiges Kriterium zur Beurteilung der Modellqualität diente die Güte der Schätzung der jeweils aktuellen zyklischen Position (Stichwort: Endpunktproblem). Dabei erwiesen sich die multivariaten STS-Modelle als den mechanistischen Filtermethoden (z. B. HP-Filter) deutlich überlegen. Gemessen an Standard-Diagnosekriterien und am Endpunktproblem-Kriterium war innerhalb der STSM jener Modelltyp besonders erfolgreich, in dem eine flexible Verbundenheit von BC und UC modellendogen berücksichtigt wurde. Das „Generalized-Common-Cycles“-Modell (*GenCCyc*) erlaubt zwar temporäre Abweichungen zwischen den beiden zyklischen Komponenten, langfristig werden die beiden Zyklen jedoch parallel modelliert, wobei der UC dem BC mit einer konstanten Verzögerung folgt.

Die Berechnung des PO erfolgte schließlich auf der Grundlage der Version *GenCCyc WI* (Übersicht 4). Dieser Modellansatz kombiniert ein bivariates *GenCCyc*-Modell für BIP und Arbeitslosenquote mit einer dynamischen Lohngleichung. Er erfüllt Standard-Diagnostics, Endpunktproblem-Kriterium und Plausibilitätsprüfungen am überzeugendsten. Die Schätzung berücksichtigte die VGR-Revision 1995. Damit liegen den endgültigen Berechnungen des PO der Schätzzeitraum 1967(3) bis 1995(3) zugrunde.

Übersicht 5: Ergebnisse der Schätzung

		BIP	PO	ΔPO	BC	UR	U^{MAT}	UC
1990	I. Quartal	359.188	352.674	+4,87	1,28	4,98	5,63	-0,64
	II. Quartal	359.152	357.003	+4,59	0,56	5,27	5,68	-0,41
	III. Quartal	361.096	361.096	+4,17	-0,21	5,65	5,72	-0,08
	IV. Quartal	366.224	364.908	+3,69	0,04	5,63	5,77	-0,14
1991	I. Quartal	368.612	368.280	+3,24	-0,13	5,73	5,82	-0,09
	II. Quartal	368.760	371.276	+2,90	-0,42	5,88	5,86	0,02
	III. Quartal	373.921	373.958	+2,58	-0,24	5,87	5,90	-0,03
	IV. Quartal	375.082	376.359	+2,35	-0,08	5,80	5,94	-0,14
1992	I. Quartal	378.435	378.587	+2,13	-0,02	5,76	5,98	-0,22
	II. Quartal	380.636	380.636	+1,92	-0,22	5,81	6,02	-0,21
	III. Quartal	379.382	382.468	+1,77	-0,73	5,97	6,06	-0,09
	IV. Quartal	378.587	384.154	+1,68	-1,40	6,24	6,10	0,14
1993	I. Quartal	385.771	385.771	+1,61	-1,95	6,54	6,14	0,40
	II. Quartal	387.317	387.317	+1,44	-2,34	6,89	6,18	0,71
	III. Quartal	388.714	388.714	+1,30	-2,09	6,98	6,22	0,76
	IV. Quartal	389.999	389.999	+1,32	-1,37	6,82	6,25	0,57
1994	I. Quartal	391.288	391.288	+1,36	-0,60	6,60	6,28	0,31
	II. Quartal	392.621	392.621	+1,42	-0,55	6,64	6,32	0,32
	III. Quartal	393.998	393.998	+1,45	-0,17	6,55	6,35	0,20
	IV. Quartal	395.419	395.419	+1,41	0,28	6,40	6,38	0,02
1995	I. Quartal	396.845	396.845	+1,30	0,24	6,45	6,42	0,03
	II. Quartal	398.117	398.117	+1,20	0,09	6,51	6,46	0,06
	III. Quartal	399.313	399.313	+1,20	-0,09	6,60	6,49	0,10

BIP . . . Brutto-Inlandsprodukt, real, zu Preisen von 1983, Mill. S, **PO** . . . Potential Output, real, zu Preisen von 1983, Mill. S, ΔPO . . . Veränderungsrate des Potential Outputs in %, hochgerechnet auf Jahresbasis, **BC** . . . zyklische Komponente des BIP, **UR** . . . Arbeitslosenquote in %, U^{MAT} . . . Gleichgewichtsarbeitslosenquote in %, **UC** . . . zyklische Komponente der Arbeitslosenquote

Am stärksten wuchs der Potential Output auf Jahresbasis mit über 5% in den frühen siebziger Jahren (1970 bis 1973) und im Jahr 1989. Der schwächste Anstieg wurde für die Jahre 1983 und 1984 mit knapp 1% gemessen. Seit dem Spitzenjahr 1989 hat das PO-Wachstum deutlich fallende Tendenz. In den letzten drei Quartalen der Schätzperiode (1995(1) bis 1995(3)) lag es mit knapp über 1% nur marginal über den Tiefstwerten der Schätzperiode. Seit Anfang der neunziger Jahre blieb das tatsächliche BIP nahezu immer unter seinem geschätzten Potential-Wert. Die Schätzungen implizieren eine durchschnittliche Zykluslänge von **BC** und **UC** von 28 Quartalen. Die zyklische Komponente der Arbeitslosenquote hinkt jener des BIP durchschnittlich um knapp 3 Quartale nach.

LITERATURHINWEISE

- Adams, Ch., Coe, D. T., „A Systems Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States“, IMF Staff Papers, 1990, 37(4), S. 232
- Blanchard, O. J., Fischer, S., Lectures on Macroeconomics, MIT Press, Cambridge, MA, 1989.
- Blanchard, O. J., Quah, D., „The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances“, American Economic Review, 1989, 79, S. 655
- Breuss, F., „Potential Output und gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung“, WIFO-Monatsberichte, 1982, 55(2), S. 104.
- Canova, F., „Detrending and Business Cycle Facts“, CEPR Discussion Paper, 1991, (782)
- Christiano, L. J., „A Survey of Measure of Capacity Utilization“, IMF Staff Papers, 1981, 28(1), S. 144-198
- Cote, D., Hostland, D., „Measuring Potential Output and the NAIRU as Unobserved Variables in a Systems Framework“, in Bank of Canada, Economic Behaviour and Policy Choice Under Price Stability, 1994, S. 357-411
- Evans, G., Reichlin, L., Information, Forecasts and Measurement of the Business Cycle, EEC Konferenz, Uppsala, 1993
- Franz, W., Gordon, R. J., „German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes“, European Economic Review, 1993, (37), S. 719.
- Hahn, F. R., Rüstler, G., Potential-Output-Messung für Österreich, Studie des WIFO und des IHS im Auftrag des Bundesministeriums für Finanzen, Wien, 1996
- Hahn, F. R., Walterskirchen, E., „Konjunkturschwankungen in Österreich, Westdeutschland und den USA“, WIFO-Monatsberichte, 1992, 65(12), S. 655
- Harvey, A., Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge University Press, Cambridge, 1989
- Harvey, A., Jäger, A., „Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle“, Journal of Applied Econometrics, 1993, 8(3), S. 231
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C., Post-War U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA, 1980 (mimeo)
- Giorno, R., et al., „Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances“, OECD, Economic Studies, 1994, 24, S. 167.

Okun, A. M., *Potential GNP: Its Measurement and Significance*, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of The American Statistical Association, 1962

Pagan, A., „Econometric Issues on the Analysis of Generated Regressors“, *International Economic Review*, 1984, 25(1), S. 221.

Pichelmann, K. (1993A), *Die Bekämpfung der Arbeitslosigkeit in den*

OECD-Staaten aus österreichischer Sicht, Studie des IHS im Auftrag des Bundesministeriums für Finanzen, Wien, 1993

Pichelmann, K. (1993B), *Arbeitskosten, Nettoverdienste und das Gewicht der Arbeitslosigkeit im österreichischen Lohnbildungsprozeß*, Studie des IHS im Auftrag der Wirtschaftskammer Österreich, Wien, 1993.

The Measurement of Potential Output for Austria – Summary

Most empirical approaches to measuring potential output (PO) are based on variants of the method of trend extraction. This is also true for estimating PO on the basis of production functions. Structural approaches rely on trend extraction methods, in connection with determining potential employment or the long-term path of productivity for example. Thus, trend adjustment methods are of central importance for the measurement of PO, regardless of whether PO is estimated through a structural or astructural approach. These considerations have led some economists to attempt to combine astructural methods (e.g., mechanistic trend extrapolation) with structural approaches in such a way that the disadvantages of both methods are diminished. One such method of combining structural and astructural elements computes aggregate PO on the basis of a trend adjustment method (e.g., the HP filter) and on the basis of specific „structural information“ deduced from price-wage equations. This article has refined this technique. The extension concerns above all the method of optimal extraction of cyclical components from GDP and the unemployment rate through the use of bivariate structural time series models. Thus, PO and the „natural unemployment rate“ U^{NAT} are determined without the aid of direct structural information. PO and U^{NAT} are defined as „unobservable variables“ and follow a „smooth stochastic trend“. Through the

use of price and wage equations for the „optimal“ extraction of cyclical components of GDP and of the unemployment rate, information on the system and structure of the economy enters in an indirect way into the computation of PO and U^{NAT} . This link is established by explicitly taking into account the close connection between the cyclical components of GDP (BC) and the unemployment rate (UC), known as Okun's Law, and the influence of these two cyclical variables on wage and price inflation. This ensures the neutrality of PO with regard to inflation in this approach.

Potential output exhibited the highest annual growth rates (over 5 percent) in the early seventies (1970-1973) and in 1989. The lowest growth rate for PO (less than 1 percent) was computed for 1983 and 1984. In the period after 1989, a year of record growth, PO growth shows a marked downwards tendency. PO growth during the last three quarters of the sample period (1995:(1) to 1995:(3)) is estimated to be just slightly above 1 percent, marginally higher than during the troughs of the sample period. Since the beginning of the 1990s, actual GDP was almost always below PO. The PO estimates imply that the average length of the cycle in the variables BC and UC is 28 quarters. The cyclical component of the unemployment rate lags behind that of GDP by close to 3 quarters on average.