

## KONJUNKTURZYKLEN DER ÖSTERREICHISCHEN WIRTSCHAFT

*Nach einer Phase der wirtschaftlichen Prosperität im Jahr 2000 ließ das Wirtschaftswachstum in Österreich immer mehr nach, im III. und IV. Quartal 2001 schrumpfte das reale BIP sogar. Im ökonomischen Sprachgebrauch wird ein Rückgang der um Saisonschwankungen und Arbeitstageffekte bereinigten gesamtwirtschaftlichen Produktion in zwei aufeinanderfolgenden Quartalen gelegentlich als Rezession bezeichnet. Nach wie vor fehlt jedoch eine einheitliche Konjunkturdefinition; dies schlägt sich auch in der Problematik der Messung nieder. Mechanistische Definitionen sind aus wirtschaftspolitischer Perspektive meist wertlos.*

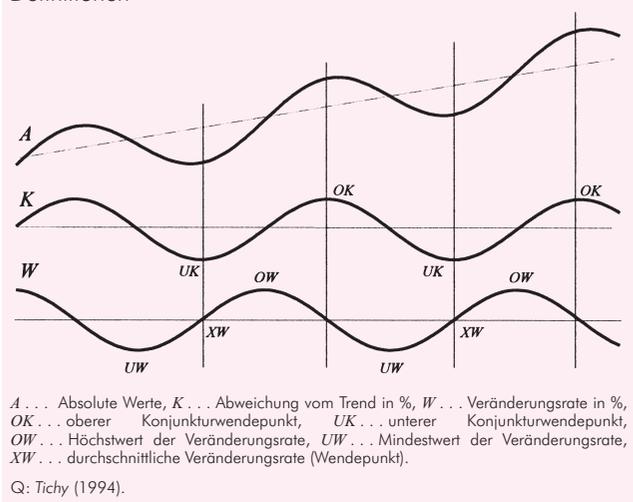
Wesentliche Bestandteile der Konjunkturbeobachtung sind die rückblickende Diagnose der zyklischen Schwankungen des Wirtschaftswachstums und deren Erklärung. Das WIFO untersuchte in der Vergangenheit bereits mehrmals in unregelmäßigen Abständen die Dynamik der Wirtschaftsaktivitäten über längere Zeiträume. Angesichts der gegenwärtigen Schwäche der heimischen gesamtwirtschaftlichen Produktion stellt sich erneut die Frage nach Dauer, Häufigkeit und Intensität von Konjunkturschwankungen im Allgemeinen. Grundlegend ist hier das Problem der Definition und Messung der Konjunktur.

### WAS IST KONJUNKTUR?

Bereits lange vor dem Ersten Weltkrieg wurden in volkswirtschaftlichen Zeitreihen zyklische Schwankungen von mehrjähriger Dauer festgestellt. Diese Bewegungen bezeichnet man als Konjunktur. Allein die Zeitreihe des Bruttoinlandsproduktes bzw. von dessen Veränderungsraten gibt strenggenommen nicht die Konjunktur wieder, wie sie im klassischen Modell definiert ist: Diese ist nicht durch das Wirtschaftswachstum selbst charakterisiert, sondern durch dessen Relation zum üblichen oder theoretisch möglichen Entwicklungspfad. Konjunkturschwankungen sollten sich also entweder in einer schwankenden Kapazitätsauslastung oder in Abweichungen vom potentiellen Wachstum ausdrücken. So kann nicht von einer Rezession gesprochen werden, wenn das BIP anlässlich eines Krieges, einer Überschwemmungskatastrophe oder aufgrund einer demo-

Begutachtung: Fritz Breuss, Ewald  
Walterskirchen • Wissenschaftliche  
Assistenz: Martha Steiner •  
E-Mail Adressen:  
Marcus.Scheiblecker@wifo.ac.at,  
stein@wifo.ac.at

Abbildung 1: Konjunkturwendepunkte nach unterschiedlichen Definitionen



graphisch bedingten Verringerung der Erwerbstätigenzahl rückläufig ist (Tichy, 1994).

Das potentielle Wachstum wird meist aufgrund von Umfragen zur Kapazitätsauslastung ermittelt oder mit einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion geschätzt (siehe etwa Breuss, 1982). Die Differenz zwischen dem potentiellen und dem tatsächlichen Wirtschaftswachstum – der „Output Gap“ – gibt dann Aufschluss über die Konjunktur. Die Trennung der Potentialkomponente von der Konjunktur als Abweichung der aktuellen BIP-Veränderungsrate vom langjährigen Durchschnitt dient ebenfalls zur Quantifizierung der Kapazitätsauslastung, ohne dass explizit das Potentialwachstum ermittelt würde. Dabei wird unterstellt, dass das Wirtschaftswachstum nicht langfristig unter seinem Trend liegen kann.

*Das Konjunkturmuster spiegelt nicht das Wirtschaftswachstum, sondern die Kapazitätsauslastung der Produktionsfaktoren wider.*

Aufgrund der Unsicherheiten bezüglich der empirischen Ermittlung des Potentialwachstums hat sich jedoch in der Praxis mehr und mehr die Konjunkturbeobachtung anhand des Wirtschaftswachstums durchgesetzt; dabei müssen aber ständig die theoretische und praktische Ungenauigkeit dieses Indikators und mögliche Sonderfaktoren im Auge behalten werden, die das Wachstumspotential beeinflussen. Die Veränderungsrate der gesamtwirtschaftlichen Aktivität erreichen zudem ihren Höhepunkt früher als das Niveau des BIP. Stellt man sich die Konjunktur vereinfacht als eine Sinusschwingung ohne Trendwachstum vor, so sind die Veränderungsrate sowohl im Konjunkturmehrpunkt als auch im Tiefpunkt genau null. In Abbildung 1 wird schematisch die Entwicklung des BIP durch die mit A bezeichnete Kurve als eine Summe aus linearem Trend und einer konjunkturbedingten Schwingung dargestellt. Nach Abzug des li-

nearen Trends ergibt sich die Konjunktur als darunter liegende Wellenlinie K. Die entsprechenden Konjunkturmehrpunkte sind mit OK, die Tiefpunkte mit UK eingezeichnet.

Die Veränderungsrate der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (W) weisen einen Vorlauf gegenüber den Extremwerten von K auf: Sie erreichen bereits vor dem Konjunkturmehrpunkt OK ihr Maximum, und die als „Rezession“ bezeichneten negativen Veränderungsrate zeigen das Bestehen des Konjunkturtiefpunktes (UK) an. Dieser tritt erst auf, wenn die Veränderungsrate wieder auf ihr durchschnittliches Niveau (XW) gestiegen ist, das damit den Konjunkturwendepunkt markiert. In dieser Abbildung weist das Wirtschaftswachstum bereits um eine Viertelschwingung vor Erreichen des Konjunkturmehrpunktes sein Maximum auf (Tichy, 1994). Im Falle eines vierjährigen Konjunkturzyklus würde das Wachstum bereits ein Jahr vor der gesamtwirtschaftlichen Produktion sein Maximum erreichen (Tichy, 1994).

Wenn man die Trend- und die Konjunkturkomponente nicht voneinander trennt, wird die Interpretation der Veränderungsrate zusätzlich erschwert. So bedeutet die aus den USA stammende und in Europa mehr und mehr verbreitete Definition einer Rezession als Schrumpfen des BIP in zwei aufeinanderfolgenden Quartalen, dass eine relativ kleine Zahl von Rezessionen ausgewiesen wird. Tatsächlich müsste man für eine korrekte Interpretation das Trendwachstum von den saisonbereinigten Veränderungsrate des BIP abziehen; die Zahl der Perioden mit negativen Raten wäre dann deutlich höher.

## ALS KONJUNKTURINDIKATOREN GEEIGNETE ZEITREIHEN

Abgesehen von den theoretischen und praktischen Fehlerquellen der Konjunkturschätzung spielt die Verfügbarkeit von Daten eine bedeutende Rolle bei der Wahl von Konjunkturindikatoren. In den USA wurde bereits Ende der zwanziger Jahre eine Methode der Konjunkturbeobachtung entwickelt. Damals stand noch kein ausgebautes System zur Erfassung der gesamtwirtschaftlichen Produktion (des Bruttoinlandsproduktes) mit der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zur Verfügung.

Die moderne Konjunkturanalyse basiert im Wesentlichen auf den Arbeiten von Burns – Mitchell (1946) am National Bureau of Economic Research in den USA. Diese untersuchten eine große Zahl wirtschaftlicher Zeitreihen wie Industrieproduktion, Beschäftigung usw., die damals statistisch erfasst wurden, auf ihre Schwankungen im Zeitablauf und teilten sie in Gruppen von vorlaufenden, gleichlaufenden und nachlaufenden Indikatoren ein (zur Methode siehe z. B. auch Zarnowitz – Boschan, 1975). Aus den gleichlaufenden Zeitreihen wurde dann ein virtueller Referenzzyklus bestimmt, um Wendepunkte, Dauer und Intensität der Konjunktur abzubilden. Auch

aus Österreich kamen bereits sehr früh wesentliche Beiträge zur Konjunkturforschung: *Hayek* (1929) und *Morgenstern* (1959) definierten am Österreichischen Institut für Konjunkturforschung – aus dem später das WIFO hervorging – eine Reihe von „Spannungsindikatoren“, welche bestehende Ungleichgewichte im Sinne einer Unter- oder Überauslastung der Wirtschaft anzeigen sollten. *Schumpeter* (1939) entwickelte bereits in den dreißiger Jahren eine theoretische Basis für die Erklärung von wirtschaftlichen Schwächephasen und eines nachfolgenden Aufschwungs.

Abgesehen von diesen Pionierarbeiten setzte in Europa die systematische Konjunkturbeobachtung deutlich später ein als in den USA und konnte bereits auf ein entwickeltes System der Messung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität, die von *Richard Stone* maßgeblich entwickelte Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, aufbauen. Die Verwendung des aus diesem Kontensystem abgeleiteten realen Bruttoinlandsproduktes zur Konjunkturanalyse bietet gegenüber einem Referenzzyklus wesentliche Vorteile. So repräsentiert dieses Aggregat bereits eine korrekte Gewichtung vieler wirtschaftlicher Zeitreihen gemäß ihrer ökonomischen Bedeutung. Weiters lässt diese Reihe eine eindeutige Quantifizierung der Schwankungsintensität zu – ein bedeutender Fortschritt gegenüber der ausschließlichen Datierung der Konjunkturwendepunkte. Auch kann der Wendepunkt aufgrund einer guten Prognose vorhergesagt werden, während im Referenzzyklussystem abgewartet werden muss, bis alle wesentlichen (vorlaufenden) Indikatoren ihren Wendepunkt überschritten haben (*Tichy*, 1994).

Diesen Vorteilen stehen allerdings auch Nachteile gegenüber. So gehen relevante ökonomische Zeitreihen, wie Arbeitsmarktdaten, Entwicklung der Finanzmärkte, Auftragseingänge und Produktionserwartungen in Modelle, welche ausschließlich das Bruttoinlandsprodukt als Maßstab heranziehen, nicht explizit ein. Nach Meinung einiger Autoren schlägt sich die Entwicklung dieser Indikatoren jedoch ohnedies in der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung nieder, sodass die Aussagekraft des BIP für die Konjunkturdiagnose nicht beeinträchtigt werde. Aufgrund ihres teilweise vorlaufenden Charakters sollten diese Kennzahlen aber in einer guten Prognose berücksichtigt werden (*Tichy*, 1994). Ebenso ist der Umstand, dass das BIP nur auf Quartalsbasis errechnet wird, kein wirkliches Manko gegenüber der auf Monatsindikatoren beruhenden Methode des NBER, da eine Datierung des Konjunkturverlaufs auf Monatsbasis ohnehin eine Genauigkeit darzustellen versucht, welche aufgrund des allen Datierungsmethoden inhärenten Wahrscheinlichkeitscharakters nicht gegeben ist.

Wesentlich schwerer wiegt der Umstand, dass das BIP nicht nur quantitativ häufig revidiert wird, sondern auch seine Definition von Zeit zu Zeit neu interpretiert wird. So kann die rückwirkende Umstellung der Berechnungsme-

thode eine Veränderung der Konjunkturdynamik in der Vergangenheit bewirken. Mit der Einbeziehung der rasch expandierenden Produktion von Software und urheberrechtlich geschützten Waren durch das von der UNO empfohlene System of National Accounts 1993 und das darauf basierende, auf EU-Ebene verbindliche ESGV 1995 entstand ein deutlicher Bruch in der Zeitreihe, der nicht nur deren Niveau, sondern auch deren Dynamik beeinflusste (*Scheiblecker*, 1999).

Die Aussagekraft des realen BIP für die Konjunkturbeurteilung wird darüber hinaus durch die Einbeziehung nicht konjunkturrelevanter Zeitreihen beeinträchtigt. Die landwirtschaftliche Produktion und die öffentliche Verwaltung schwanken z. B. schon aus theoretischen Überlegungen nicht konjunkturbedingt. Dies behindert zwar nicht die Konjunkturanalyse anhand des BIP, jedoch erschweren deutliche Veränderungen dieser Größen die Abgrenzung der einzelnen Komponenten der Zeitreihe. Aus diesem Grund bereinigen manche Autoren die BIP-Zeitreihe um eine oder mehrere dieser Komponenten.

## ANSÄTZE ZUR MESSUNG DER KONJUNKTUR

Nach der Auswahl der als konjunkturrelevant erachteten Zeitreihen stellt sich das Problem der Extraktion der Konjunkturkomponente. Darüber, wie dies geschehen soll, besteht wohl der größte Dissens unter den Konjunkturforschern.

### DAS „KLASSISCHE“ KONJUNKTURMODELL

Der einfachste Ansatz zur Aufspaltung der einzelnen Komponenten ist das „klassische“ Konjunkturmodell, das alle Bestandteile als deterministische Zeitreihen darstellt. Für den Trend  $T_t$  wird meist entweder eine logarithmisch lineare Funktion der Zeit angenommen oder eine flexiblere Form, wie etwa ein quadratisch-logarithmischer oder exponentieller Trend:

$$\ln Y_t = T_t + C_t + S_t + e_t,$$

$Y_t$  . . . BIP (zumeist logarithmiert),  $C_t$  und  $S_t$  . . . deterministische Komponenten der Konjunktur und Saison,  $e_t$  . . . Residualgröße.

Die Modellstruktur wird solange verändert, bis die Residualgröße  $e_t$  nur mehr Zufallsrauschen enthält. Die so ermittelte Konjunkturkomponente kann dann hinsichtlich ihrer Wendepunkte und Amplitude untersucht werden.

Der Nachteil dieses Ansatzes liegt in der A-priori-Annahme, dass die einzelnen Komponenten deterministischer Natur wären; dies hat eine hohe Inflexibilität in der Wiedergabe der zeitlichen Entwicklung zur Folge. Trend- und andere Strukturbrüche der Komponenten müssen subjektiv bestimmt und modelliert werden. In der Folge lieferte dieser Ansatz oftmals unbefriedigende Ergeb-

nisse und wird deshalb in der rückblickenden Konjunkturforschung kaum mehr verwendet.

Während die Frequenz der Saisonkomponente mit genau einem Jahr unumstritten ist und auch die Eigenschaften der irregulären Komponente definiert sind, ist die Grenze zwischen Trend- und Konjunkturkomponente theoretisch unklar. Für die Trendkomponente wird lediglich eine gewisse Glätte gefordert, wobei Strukturbrüche durchaus zugelassen werden. Hingegen schwankt die Konjunkturkomponente mit einer Frequenz von „einigen Jahren“. Zwischen Trend- und Konjunkturkomponente besteht eine Konkurrenzsituation: Je glatter der Trend, desto flexibler ist die Konjunkturkomponente<sup>1)</sup>.

---

*Das größte Problem liegt für die rückblickende Konjunkturanalyse in der Trennung von Trendwachstum und Konjunkturkomponente, welche nur subjektiv getroffen werden kann.*

---

## STRUKTURELLE ZEITREIHENMODELLE

Wesentlich bessere Ergebnisse liefern oftmals Modellansätze, die alle Komponenten der Zeitreihe als Zufallsprozesse auffassen. Diese „strukturellen Zeitreihenmodelle“ sind viel flexibler gegenüber dem zeitlichen Verlauf der Einzelreihen und erleichtern auch den Umgang mit Brüchen. Geschätzt werden solche Ansätze ebenfalls unter der Nebenbedingung einer gewissen Glätte der Trendkomponente, wobei jedoch zufällige Störungen zugelassen werden. Sie basieren im Wesentlichen auf der Arbeit von Harvey (1985). Für einen Vergleich der Konjunkturschwankungen in Österreich mit den USA und Deutschland schätzten Hahn – Walterskirchen (1992) strukturelle Zeitreihenmodelle.

## GLÄTTUNG DER ZEITREIHE DURCH FILTER

Eine weitere Gruppe von Ansätzen trennt die Konjunkturkomponente von den anderen Bestandteilen, indem die Zeitreihe durch Filterung geglättet wird. Am weitesten verbreitet sind der Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) und der Band-Pass-Filter<sup>2)</sup>. Der HP-Filter liefert einen Trend, für den die Summe der quadratischen Abweichungen von der logarithmierten Zeitreihe minimiert wird. Dabei gilt die Nebenbedingung, dass das Trendwachstum eine im Vorhinein festzulegende Grenze nicht

<sup>1)</sup> Strenggenommen gilt dies auch für die Saison- und die irreguläre Komponente: Sie können ebenfalls nur mit einer statistischen Unschärfe geschätzt werden, die jeweils die anderen Komponenten beeinflusst.

<sup>2)</sup> Daneben gibt es andere Filtertechniken, welche jedoch weniger üblich sind (z. B. Rotemberg, 1999, oder Breuss, 1984), oder die Zerlegung eines angepassten ARIMA-Modells, wie sie Beveridge – Nelson (1981) vornahmen.

überschreitet. Wird diese Trendkomponente von der ursprünglichen Zeitreihe abgezogen, so verbleibt eine Mischung aus Konjunktur- und irregulärer Komponente (falls die Zeitreihe bereits saisonbereinigt war). Für Österreich ermittelten Brandner – Neusser (1992) mit dieser Methode die Konjunkturschwankungen mehrerer Zeitreihen.

Der Nachteil dieser Methode liegt neben der Ad-hoc-Festlegung der Glätte des Trendwachstums einerseits darin, dass die verbleibende irreguläre Komponente eine Interpretation der Konjunkturkomponente erschweren kann. Andererseits zeigt eine Spektralanalyse, dass dieser Filter recht „unsauber“ arbeitet: So wird zwar der Großteil der trendrelevanten Schwankungen von niedriger Frequenz herausgefiltert, aber gleichzeitig auch konjunktur- und saisonbedingte sowie irreguläre Schwingungen (wenngleich in geringerem Ausmaß). Dieses Manko vermeiden die Band-Pass-Filter; sie werden gelegentlich auch Baxter-King-Filter genannt nach den Autoren, die dieses Verfahren für die Ökonomie nutzbar machten (Baxter – King, 1995).

Vor dem Einsatz von Band-Pass-Filtern muss spezifiziert werden, welche Zykluslänge (Frequenz) als Konjunktur angesehen wird. Anschließend wird nur dieses Frequenzband mit einem stochastischen spektralanalytischen Ansatz aus der Zeitreihe gefiltert. Sämtliche Komponenten mit niedrigerer Frequenz (wie z. B. das Trendwachstum) oder höherer Frequenz (Saison- und irreguläre Komponente) verbleiben in der Zeitreihe. Baxter – King (1995) definieren die Konjunktur als Schwankungen mit einer Zykluslänge zwischen zwei und acht Jahren. Zwar hat dieses Verfahren ebenfalls den Nachteil, dass ad hoc eine Zykluslänge spezifiziert werden muss, allerdings liegt darin wiederum der Vorteil der Offenlegung, was unter „Konjunktur“ verstanden wird. Die Zeitreihe wird jedoch nicht nur in die herkömmlichen Komponenten zerlegt; neben Trend-, Saison- und irregulärem Bestandteil verbleibt eine nicht definierte Restkomponente mit einer Zykluslänge zwischen einem und zwei Jahren, wenn die Konjunktur als Zyklus von zwei bis acht Jahren definiert wird.

## VOR- UND NACHTEILE DER VERSCHIEDENEN ANSÄTZE

Generell sind strukturelle Ansätze flexibler als Filterungstechniken zur Extraktion der Konjunkturkomponente. So kann das Wissen des Konjunkturforschers über Trendbrüche durch deren explizite Berücksichtigung in das Modell einfließen. Auch die Saisonkomponente lässt sich eigens modellieren, ebenso spezielle, den Konjunkturverlauf potentiell störende Sondereffekte wie Arbeitstags- und Wettereffekte. Der Nachteil dieser Ansätze liegt sicher darin, dass nicht klar hervorgeht, wie die Periodizität der Schwankungen von Konjunktur- und Trend-

komponente unterschieden wird, da die Konjunktur nach vorherrschender Meinung eine Periodenlänge von zwei bis acht Jahren aufweist und diese Charakteristik nicht explizit in den Modellansatz eingeht.

Vor dem Einsatz von Filtertechniken müssen die Zeitreihen im Allgemeinen um besondere Effekte (Zahl der Arbeitstage, Schaltjahre, Wetterbedingungen usw.) bereinigt werden. Dieses zweistufige Verfahren – Bereinigungsprozess und Filterung – kann jedoch zur Folge haben, dass Wechselwirkungen zwischen den hoch- und niedrigfrequenten Bestandteilen ignoriert werden. Der Baxter-King-Filter hat dagegen als einziges Verfahren den Vorteil der exakten Definition der Konjunkturfrequenz, bevor diese vom Trend abgespalten wird.

Somit unterliegen sämtliche Methoden – mit Ausnahme der reinen Datierung der Konjunkturwendepunkte nach der NBER-Methode – dem nach wie vor ungelösten Problem der Trennung von Konjunktur- und Trendkomponente, unabhängig davon, ob diese implizit oder explizit vorgesehen ist.

## SAISONBEREINIGUNG UND KONJUNKTURMESSUNG

Völlig unwidersprochen ist jedoch die Verwendung von saisonbereinigten Werten der gesamtwirtschaftlichen Produktion zur sinnvollen Messung der Konjunktur. Auch weitere Sondereffekte, etwa aus der unterschiedlichen Zahl von Arbeitstagen oder Wettereffekte<sup>3)</sup>, sollten sorgfältig aus der Zeitreihe herausgerechnet werden. Die so bereinigten Reihen ermöglichen einen Vergleich mit der jeweiligen Vorperiode; dies ermöglicht erst eine aussagekräftige Konjunkturinterpretation. Ob diese Veränderungsdaten gegenüber der Vorperiode annualisiert, d. h. auf Jahresbasis hochgerechnet werden, ist dabei unerheblich.

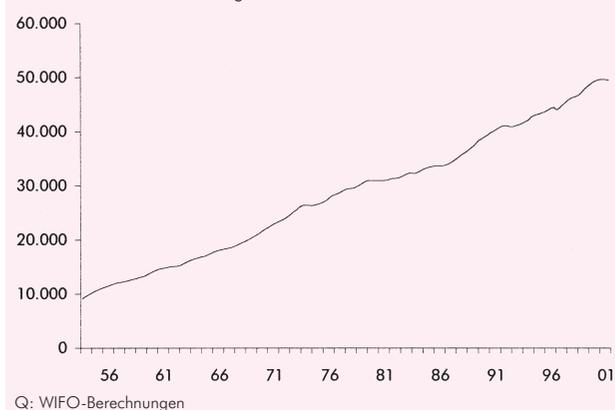
*Die Qualität der Aufspaltung in Trend- und Konjunkturkomponente hängt entscheidend von der Güte einer vorangegangenen Saisonbereinigung ab.*

Die Hochrechnung auf Jahresbasis hat allerdings den Vorteil, dass sie dem verbreiteten Denken in Vorjahresvergleichen – das insbesondere auch für das Potentialwachstum gilt – entgegenkommt. Die Messung des Wirtschaftswachstums mit Veränderungsdaten gegenüber der gleichen Periode des Vorjahres schaltet zwar ebenfalls Saisoneinflüsse grob aus, ermöglicht aber nicht die für

<sup>3)</sup> Meist wird der Wettereffekt der Saisonkomponente zugerechnet. Bei hoher Witterungsabhängigkeit einer Zeitreihe (z. B. Bauproduktion) und zugleich beträchtlichen Schwankungen innerhalb der jeweiligen Saison empfiehlt sich jedoch, die Wetterkomponente gesondert zu errechnen, sodass in der Saisonkomponente nur noch ein Kalendereffekt verbleibt.

Abbildung 2: Bruttoinlandsprodukt, real

Mio. Euro, saisonbereinigt



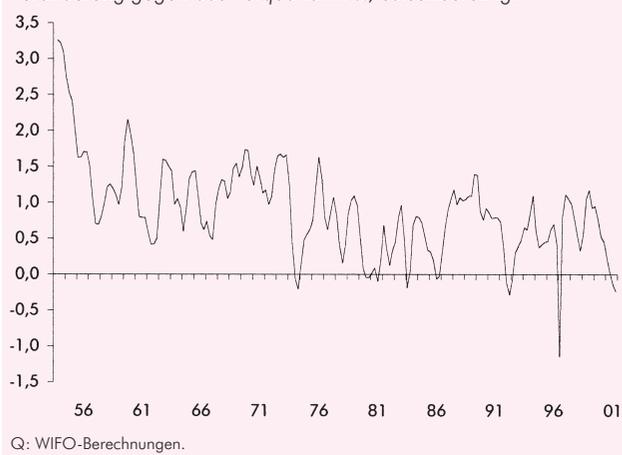
die Konjunkturbeobachtung immens wichtige Feststellung von Veränderungen in der jüngsten Vergangenheit.

## SCHWANKUNGEN DES ÖSTERREICHISCHEN WIRTSCHAFTSWACHSTUMS IM RÜCKBLICK

Im Folgenden wird die Entwicklung des österreichischen realen BIP seit 1954 untersucht. Dabei werden aus dieser Reihe sämtliche Komponenten, welche weder der Konjunktur noch dem Trend zuzurechnen sind, mit Hilfe eines Zeitreihenmodellansatzes herausgefiltert. Da wie erwähnt die Aufspaltung der verbleibenden Reihe subjektiv erfolgt, wird hier darauf verzichtet. Somit können nur Phasen höheren und geringeren Wachstums festgestellt werden, wobei unerheblich sein soll, ob diese Bewegung dem Trend oder der Konjunktur zuzurechnen ist. Zwar leidet die Aussagekraft etwas dadurch, jedoch bezeichnet auch das NBER die Trennung von zyklischen und Trendkomponenten als bedeutungslos, weil sowohl zyklische Komponenten den säkularen Trend als auch säkulare Kräfte den Konjunkturzyklus beeinflussen können (Breuss, 1984).

Die Abbildungen 2 und 3 zeigen den Verlauf und die Veränderung des saisonbereinigten realen BIP für den Zeitraum vom I. Quartal 1954 bis zum IV. Quartal 2001. Dafür standen drei Zeitreihen zur Verfügung: von 1954 bis 1978 zu Preisen von 1964, von 1964 bis 1988 auf Preisbasis 1976 und von 1988 bis 2001 mit 1995 als Basisjahr der Realrechnung. Damit ergibt sich nicht nur das Problem der unterschiedlichen Basisjahre, den einzelnen Zeitreihen liegen überdies unterschiedliche Konzepte zugrunde. Während die ersten zwei Reihen nach einer an das System of National Accounts 1968 der UNO angelehnten spezifisch österreichischen Methode berechnet wurden, basiert die im Jahr 1988 beginnende Reihe auf dem Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen 1995 (ESVG'95), das durch eine EU-Verordnung für alle Mitgliedstaaten

Abbildung 3: Bruttoinlandsprodukt, real  
Veränderung gegen das Vorquartal in %, saisonbereinigt



verbindlich vorgeschrieben wird. Wie erwähnt erfasst dieses neue Konzept nun z. B. auch die Softwareherstellung als Produktion. Da dieser Sektor aber in der Vergangenheit sicher geringere Bedeutung hatte als heute, dürfte dieser Umstand nicht sehr ins Gewicht fallen<sup>4)</sup>.

Alle drei Reihen wurden mit einem auf einer Zerlegung von ARIMA-Zeitreihenmodellen basierenden Ansatz um Saison- und irreguläre Einflüsse bereinigt<sup>5)</sup>. Die ersten zwei Zeitreihen wurden auf direktem Weg um die Zahl der Arbeitstage, Saison- und irreguläre Komponente bereinigt, die dritte Reihe mit dem genaueren indirekten Verfahren. Im indirekten Verfahren wird nicht die Zeitreihe des realen BIP um die genannten Faktoren bereinigt, sondern deren einzelne Unteraggregate der Entstehungsrechnung. Der Vorteil dieser Methode liegt in der exakteren Identifizierung der einzelnen Komponenten. So lässt die Modellierung der Zeitreihe im Aggregat die Saison nur eingeschränkt erkennen, da einander etwa im I. Quartal die saisongemäß niedrige Produktion im Baugewerbe und die hohe Produktion im Tourismus ausgleichen. Ähnliche Effekte können hinsichtlich der Zahl der Arbeitstage auftreten: Eine erhöhte Zahl der Sonn- und Feiertage wirkt sich in den meisten Branchen negativ auf deren Beitrag zum BIP aus, während das Hotel- und Gaststättenwesen davon profitiert.

Die durch die Verknüpfung der Einzelreihen entstandene Zeitreihe zeigt Abbildung 2. Die Veränderungsrate gegenüber der Vorperiode (Abbildung 3) schwanken trotz der Beseitigung der Saison- und irregulären Einflüsse nach wie vor deutlich. Eine Konjunkturinterpretation anhand dieser Zeitreihe ist deshalb schwierig. Das Trend-

<sup>4)</sup> Weitere Unterschiede zwischen den beiden Systemen behandelt Scheiblecker (1999).

<sup>5)</sup> Dafür wurde das von Eurostat entwickelte Softwarepaket DEMETRA verwendet, in welchem die von Eurostat zur Saisonbereinigung empfohlene TRAMO-SEATS-Methode implementiert ist. Dabei wird versucht, die Zeitreihe als saisonales ARIMA-Modell darzustellen, und darauf aufbauend eine Komponentenzerlegung durchgeführt.

wachstum, hier als durchschnittliches Wachstum über mehrere Perioden definiert, hat offenbar abgenommen. Hatte es bis Anfang der siebziger Jahre rund 1% betragen – auf Jahresbasis hochgerechnet mehr als +4% –, so schwächte es sich seit Anfang der achtziger Jahre auf rund 0,5% ab.

*Nach der Definition einer Rezession als Rückgang der Wirtschaftsaktivität über zwei aufeinanderfolgende Quartale durchlief Österreich seit 1954 fünf Rezessionen: 1974, 1980, 1986, 1992/93 und 2001.*

Wesentlich komplizierter ist es, aus dieser Zeitreihe einzelne Konjunkturmuster herauszulesen. Wendet man trotz der oben beschriebenen Nachteile die heute gebräuchliche Interpretation der zwei aufeinanderfolgenden negativen Veränderungsrate zur Bestimmung von Rezessionsphasen an, so sind in den letzten fünfzig Jahren in Österreich nur fünf solche Perioden zu isolieren (Übersicht 1); 1992/93 schrumpfte das BIP sogar drei Quartale hindurch. Gelegentlich liegen die Veränderungsrate sehr nahe bei null, sodass die Rundung bei unterschiedlichen Nachkommastellen bereits über das Vorhandensein einer Rezession entscheiden könnte. Da das zugrundeliegende Saisonbereinigungsverfahren auf der Wahrscheinlichkeitsrechnung beruht, könnten diese Werte auch tatsächlich positiv sein. Über den korrekten Umgang mit dieser Problematik gibt die hier angewandte Datierungsregel keine Auskunft.

Der Rückgang des realen BIP fiel in den letzten zwei Schwächeperioden 1992 und 2001 stärker aus als in den Rezessionen zuvor; das ist jedoch weniger auf einen stärkeren Konjunkturunbruch als vielmehr auf das geringere Trendwachstum zurückzuführen. Würde man dieses schwer zu definierende Trendwachstum von der Reihe der Veränderungsrate abziehen, so würden sicher auch einige Perioden vor 1974 als Rezessionen ausgewiesen – etwa das Jahr 1967, als die Wachstumsrate im II. und III. Quartal mit rund +0,5% deutlich unter das Trendwachstum sanken. Hahn – Walterskirchen (1992) datieren den unteren Wendepunkt des Wirtschaftswachstums mit dem II. Quartal 1967. Breuss (1984) setzt den Tiefpunkt im März 1968 (nach NBER-Konzept) bzw. im Dezember 1968 (Sammelindex gleichlaufender Indikatoren) an; aufgrund des vorlaufenden Charakters der Wachstumsratendefinition stimmt dies mit dem vorliegenden Ergebnis überein. Ebenso würde für die zweite Jahreshälfte 1957 und für das ganze Jahr 1962 nach Abzug eines Durchschnittswachstums ein Rückgang des realen BIP ausgewiesen.

Das höchste Wachstum gegenüber der Vorperiode wurde mit 3,3% im II. Quartal 1954 erzielt – Wachstumsrate dieser Höhe werden heute kaum mehr auf Jahresbasis erreicht. Die niedrigste Veränderungsrate er-

Übersicht 1: Phasen mit mindestens zwei aufeinanderfolgenden negativen Veränderungsdaten des BIP in Österreich seit 1954

	Bruttoinlandsprodukt, real	
	Bereinigt um Saison, Arbeitstage und irreguläre Komponente	Bereinigt um Saison und Arbeitstage
	Veränderung gegen das Vorquartal in %	
III. Quartal 1974	-0,07	
IV. Quartal 1974	-0,21	
III. Quartal 1980	-0,04	
IV. Quartal 1980	-0,05	
III. Quartal 1981		-0,12
IV. Quartal 1981		-0,41
I. Quartal 1984		-0,83
II. Quartal 1984		-0,13
III. Quartal 1986	-0,07	
IV. Quartal 1986	-0,03	
III. Quartal 1992	-0,12	
IV. Quartal 1992	-0,29	
I. Quartal 1993	-0,07	
III. Quartal 2001	-0,14	-0,45
IV. Quartal 2001	-0,24	-0,18

gab sich im IV. Quartal 1992, wenn man von dem durch eine statistische Umstellung verursachten Rückgang im I. Quartal 1997 (-1,2%) absieht<sup>6)</sup>.

Wie erwähnt wurde die BIP-Zeitreihe nicht nur um ihre Saisonkomponente und allfällige Arbeitstage- oder Witterungseinflüsse bereinigt, sondern auch um die irreguläre Komponente. So soll eine ausschließliche Darstellung der Trend-Zyklus-Komponente ermöglicht werden. Wie die anderen Komponenten ist jedoch auch die irreguläre Komponente nicht direkt beobachtbar, sondern bildet nur eine Restgröße, die nicht durch das Trend-Zyklusmodell, das Saisonmodell oder allfällige Sondereffekte erklärt werden kann. Allerdings muss diese als unerklärliche Restgröße verbleibende Zeitreihe gewissen Kriterien genügen: Nur wenn diese Werte statistisch vollkommen unabhängig von den anderen Komponenten sind und auch in ihrem Verlauf über die Zeit keine Systematik zu erkennen ist (wenn sie also in der Fachsprache als Zufallsrauschen bezeichnet werden können), können sie die adäquate Modellierung der einzelnen Komponenten belegen. Allerdings werden keine Anforderungen hinsichtlich der Höhe der Varianz dieser Restgröße gestellt, sodass die irreguläre Komponente zuweilen durchaus einen beträchtlichen Anteil an der Varianz des BIP haben kann<sup>7)</sup>. Die zweite Spalte in Übersicht 1 zeigt die

<sup>6)</sup> Mit dem Jahr 1997 wurde per Gesetz die Krankenhausfinanzierung auf eine leistungsorientierte Basis gestellt. Damit wechselten die betroffenen wirtschaftlichen Einheiten des Gesundheitswesens vom Nichtmarktbereich in den Marktbereich; die Wertschöpfung verringerte sich im Ausmaß des negativen Betriebsergebnisses (Dannerbauer – Pfeiler – Stübler, 1999).

<sup>7)</sup> Da die Summe der Komponenten jedoch das gesamte Aggregat ergeben muss, besteht eine Austauschbeziehung zwischen der irregulären Größe und den anderen Komponenten. Die meisten Saisonbereinigungsmodelle (wie z. B. die X-11- und X-12-Verfahren und auch TRAMO-SEATS) bieten die Möglichkeit der Entscheidung zwischen unterschiedlichen Glättegraden zulasten einer stärkeren irregulären Restkomponente.

Veränderungsraten des saisonbereinigten realen BIP gegenüber dem Vorquartal ohne Abzug der Restkomponente. Dadurch ergibt sich zwar kein anderes Konjunkturmuster als in der Darstellung ohne irreguläre Komponente, die Interpretation der zyklischen Entwicklung wird aber wesentlich schwieriger. Vor allem die grobe Definition von Rezession als zwei aufeinanderfolgende negative Veränderungsdaten greift wesentlich seltener. Belässt man die irreguläre Komponente in der saison- und arbeitstagebereinigten BIP-Zeitreihe, so wäre seit 1954 nur dreimal ein Rückgang der gesamtwirtschaftlichen Produktion in zwei aufeinanderfolgenden Quartalen zu verzeichnen, und zwar 1981, 1984 und 2001.

*Die Zahl der Rezessionen nach der Regel der mindestens zwei aufeinanderfolgenden negativen Veränderungsdaten des saisonbereinigten BIP hängt sehr stark von der Berücksichtigung der irregulären Komponente ab.*

Ein weiterer Nachteil der Konjunkturbestimmung mittels der Wachstumsratenmethode ist, dass zwar Rezessionen definiert werden, eine Hochkonjunktur aber nicht erkannt wird. Für die Wirtschaftspolitik ist jedoch weniger die exakte Definition beider Phasen erheblich als vielmehr die der Wendepunkte, Ursache, Dauer und Intensität dieser Schwankungen. Bis zu einem gewissen Grad geben die saisonbereinigten Wachstumsraten darüber sehr wohl Aufschluss.

Als Zeiträume besonders starken Wachstums sind die Perioden Anfang 1954, Anfang 1960, Mitte 1963 und 1965 zu bezeichnen. Nach einem Tiefpunkt Mitte 1967 setzte gegen Jahresende ein deutlicher Aufschwung ein, welcher rund 5 Jahre bis Ende 1973 anhielt. Auf eine deutliche Abkühlung und einen Rückgang des BIP über zwei Quartale Ende 1974 folgte eine Periode erraticen Wirtschaftswachstums, ohne dass sich ein klarer Konjunkturzyklus herausgebildet hätte. Erst Anfang 1987 beschleunigte sich das Wachstum wieder nachhaltig. Mitte 1992 riss der Anstieg ab. Nach einer Erholung Mitte 1993 ist wieder eine Periode erraticen Wachstumsschwankungen zu beobachten – der Einbruch im I. Quartal 1997 darf hier nicht mitgezählt werden, da er wie erwähnt statistisch bedingt war. Ab dem II. Quartal 2000 sanken die Wachstumsraten wieder und erreichten Ende 2001 ihren vorläufigen Tiefpunkt.

*Das BIP dämpfende Sondereffekte wie die verstärkten Pensionierungen in der öffentlichen Verwaltung dürfen genaugenommen nicht in die Konjunkturmessung einbezogen werden.*

Wie bereits weiter oben dargestellt, hat die Konjunkturdefinition anhand der saisonbereinigten Veränderungs-

raten des BIP neben deren vorlaufendem Charakter und der Vernachlässigung der Kapazitätsauslastung auch den Nachteil, dass das BIP oft nicht der geeignete Maßstab ist. So hängen die Schwankungen der landwirtschaftlichen Produktion eher vom Wetter als von der Konjunktur ab. Auch diskretionäre Änderungen in der öffentlichen Verwaltung – etwa in Form von Frühpensionierungen – dämpfen das BIP, ohne dass hier von einem Konjunkturreffekt gesprochen werden kann. Das BIP kann nun um die entsprechenden Faktoren bereinigt werden; daneben werden manchmal zusätzliche makroökonomische Variable zur Konjunkturbestimmung herangezogen, oder diese erfolgt gänzlich ohne die BIP-Zeitreihe.

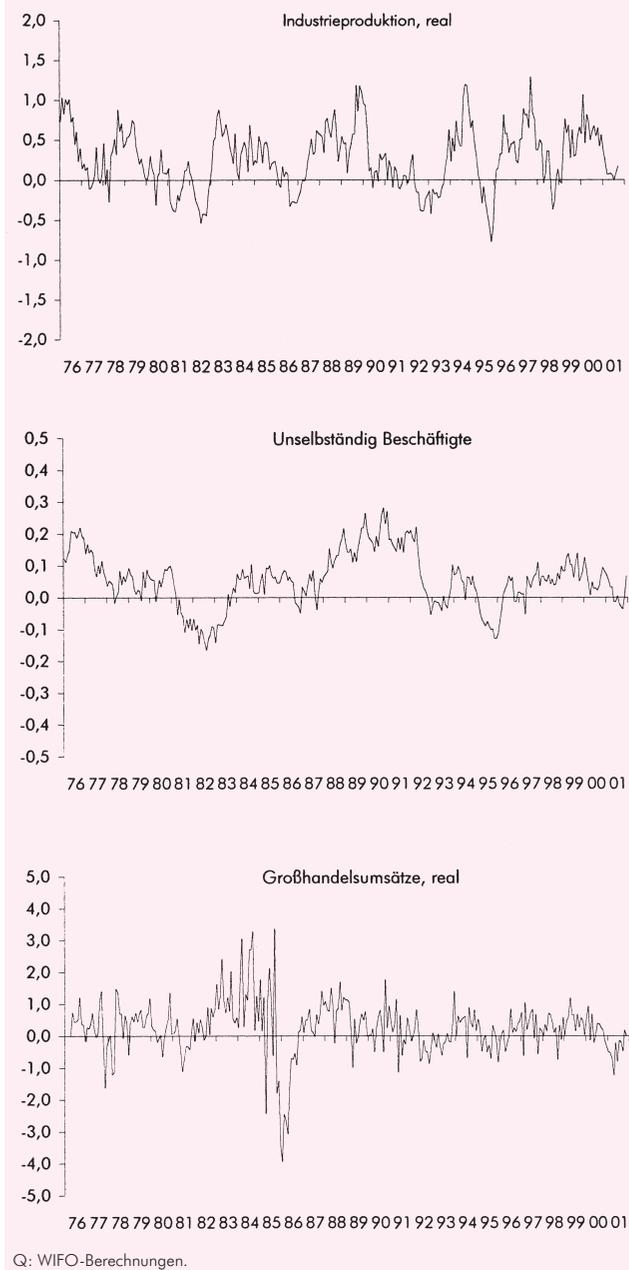
### DIE SUBJEKTIVE KONJUNKTURBESTIMMUNG DURCH DIE NBER-METHODE

Prominentestes Beispiel für die Konjunkturbestimmung ohne eine BIP-Zeitreihe ist die vom renommierten National Bureau of Economic Research (NBER) durchgeführte Konjunkturbestimmung für die USA. Der zuständige Ausschuss schenkt der Entwicklung des BIP für die Ermittlung von Konjunkturwendepunkten kaum Beachtung, weil die Quartalsfrequenz für eine genaue Datierung nicht ausreicht und häufige Revisionen die Vergleichbarkeit beeinträchtigen (NBER, 2002). Das NBER bezeichnet vielmehr die Industrieproduktion, die Beschäftigung, die Realeinkommen (ohne Transfers) und die Großhandelsumsätze auf Monatsbasis als die wichtigsten Indikatoren, lehnt aber eine fixe Regelung hinsichtlich der Verwendung zusätzlicher Indikatoren ab. Es definiert eine Rezession als eine signifikante Abschwächung der Wirtschaftsaktivität der gesamten Volkswirtschaft, welche länger als nur ein paar Monate dauert und sich in den genannten Indikatoren spiegelt. Zwar ist dieser Ansatz der Konjunkturdatierung von der subjektiven Einschätzung der sechs Ausschussmitglieder geprägt, doch liegt darin auch ein gewisser Vorteil: Eine rein mechanische Konjunkturbestimmung birgt die Gefahr einer falschen Signalsetzung für die Wirtschaftspolitik, während die Bestimmung durch mehrere Wirtschaftsexperten auch mögliche aktuelle Veränderungen des Produktionspotentials implizit berücksichtigen können.

Im Folgenden wird für Österreich eine ähnliche Konjunkturdatierung anhand der genannten Zeitreihen versucht<sup>8)</sup>. Im Gegensatz zur NBER-Methode werden die Indikatoren jedoch nicht zusammengefasst, sondern einzeln interpretiert, ohne dass daraus eine exakte Wendepunkt-datierung abgeleitet würde. Die verwendeten Indi-

<sup>8)</sup> Die wesentlich umfangreichere Analyse der Konjunkturindikatoren von Breuss (1984) deckte den Zeitraum 1950 bis 1984 ab. Dabei wurden die Ergebnisse des NBER-Konzepts jenen aufgrund eines Sammelindex und der Industrieproduktion gegenübergestellt.

Abbildung 4: Monatliche Konjunkturindikatoren für Österreich  
Veränderung gegen die Vorperiode in %, saisonbereinigt, gleitender  
Siebenmonatsdurchschnitt



katoren sind im Wesentlichen dieselben wie für die USA, eine vergleichbare Monatsreihe der Realeinkommen ist jedoch für Österreich nicht verfügbar. Die Industrieproduktion, die Beschäftigung und die Großhandelsumsätze wurden jeweils um Saison- und Arbeitstageeffekte (soweit vorhanden) korrigiert, um Veränderungsrate gegenüber dem Vormonat bilden zu können. Da keine Bereinigung der Daten um die irreguläre Komponente erfolgte, wurden zur Glättung der erraticen Veränderungen gegenüber einem gleitenden Siebenmonatsdurchschnitt errechnet. Dies hat allerdings den Nachteil, dass die Datenreihen sowohl am Anfang als auch am Ende verkürzt werden, womit die besonders für die jüngste

Vergangenheit wichtige Konjunkturbeobachtung unterbleiben muss. Da hier der Vergleich mit der auf BIP-Wachstumsraten basierenden Methode im Vordergrund steht, kann dieser Nachteil toleriert werden. Der gemeinsame Zeithorizont dieser drei Reihen reicht von 1976 bis 2001.

Abbildung 4 zeigt, dass nur sehr selten sämtliche Zeitreihen eine Änderung der Dynamik in dieselbe Richtung anzeigen. Die Veränderungsraten der realen saison- und verkaufstagsbereinigten Reihen sind trotz der Verwendung eines gleitenden Durchschnitts über sieben Monate zu erratisch, um in der kurzfristigen Betrachtung eine wertvolle Konjunkturinformation gewinnen zu können.

Zieht man nur die beiden Reihen Industrieproduktion und Beschäftigung für die Konjunkturdatierung heran, so zeigt sich teilweise ein anderes Muster als anhand des Wirtschaftswachstums. So ist die Schwäche von 1980 kaum in den Veränderungsraten von Beschäftigung und Industrieproduktion erkennbar. Der untere Wendepunkt scheint nach dieser Methode Ende 1982 erreicht worden zu sein. Die Wachstumsschwäche im 2. Halbjahr 1986 kommt in den beiden Reihen ebenfalls nur sehr eingeschränkt zum Ausdruck. Der lange Aufschwung im Anschluss daran schlägt sich in beiden Indikatorreihen nieder, wenngleich die reale Industrieproduktion bereits ab 1990 an Dynamik verliert. Hingegen verlangsamt sich das Wachstum von BIP und Beschäftigung erst im Jahr 1992. Der folgende Abschwung ist nach allen Definitionen als Rezession zu bezeichnen: BIP, Beschäftigung, Industrieproduktion und reale Großhandelsumsätze waren über einen längeren Zeitraum rückläufig. Auch der Aufschwung ab Mitte 1993 spiegelt sich in allen Zeitreihen. Der Rückgang des BIP ab dem 2. Halbjahr 2001 zeigt sich in einer deutlichen Verlangsamung des Wachstums der Indikatorreihen. Im Gegensatz zu 1993 stagnierten diese Zeitreihen, was eine geringere Tiefe des Konjunkturrückgangs als im Jahr 1993 vermuten lässt.

## KONJUNKTURBESTIMMUNG MITTELS INDIKATORREIHEN ODER BIP- WACHSTUM

Rein methodisch ist die Konjunkturbestimmung mittels Indikatorreihen, wie sie das NBER vornimmt, weitaus schwieriger zu handhaben als die Methode aufgrund des BIP-Wachstums, da nur in den seltensten Fällen alle Indikatoren über mehrere Perioden in dieselbe Richtung weisen. Die gelegentliche Verwendung zusätzlicher Indikatoren durch das NBER weist auf den subjektiven Gehalt dieser Art der Konjunkturbestimmung hin<sup>9)</sup>. Aller-

<sup>9)</sup> Deshalb wird diese Art der Konjunkturdatierung auch „cycle as a consensus“ genannt (Tichy, 1994).

dings liegt hierin auch ein Vorteil: Die oftmals rein mechanistischen Methoden (etwa ausschließliche Zeitreihenverfahren) können nicht zwischen einem Rückgang des BIP wegen einer Abnahme des Produktionspotentials und einer Phase der Konjunkturschwäche unterscheiden.

Wie erwähnt dämpft etwa ein Personalabbau im Zuge einer Restrukturierung der dem Nichtmarktbereich zugeordneten öffentlichen Verwaltung die gesamtwirtschaftliche Wertschöpfung und die Beschäftigung. Eine rein mechanistische Methode könnte diese Abschwächung fälschlich als Konjunkturschwäche interpretieren.

Aufgrund dieser Überlegungen fällt es schwer, der einen oder anderen Methode den Vorzug zu geben. Generell ist es schwierig, die einzelnen Komponenten der Wirtschaftsentwicklung zu isolieren. Bereits die – wichtige – Bereinigung um Saisoneffekte und den Einfluss der Zahl der Arbeitstage ist immer mit einer gewissen Unsicherheit behaftet. Die weitere Aufspaltung der verbleibenden Zeitreihen in Trend und Zyklus ist nur mit einem bestimmten Grad an Subjektivität möglich. Deshalb sind Verfahren, die sich einer transparenten Methode bedienen, generell zu bevorzugen. Die sinnvolle Trennung der einzelnen Komponenten ist immer auch im Lichte der geplanten Verwendung der Ergebnisse zu sehen. Soll die Konjunkturanalyse der wirtschaftspolitischen Entscheidungsfindung dienen, so ist es weniger wichtig, ob einzelne Phasen als Rezession oder gar Depression bezeichnet werden. Vielmehr sollte die Information im Vordergrund stehen, ob und in welchem Ausmaß die Wirtschaftsentwicklung durch den Einsatz wirtschaftspolitischer Instrumente beeinflusst werden soll. Von Bedeutung ist dabei weniger die Höhe der Wachstumsrate als die Ursache einer festgestellten Konjunkturschwäche.

## LITERATURHINWEISE

- Baxter, M., King, R., „Measuring Business Cycles. Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series“, NBER Working Paper, 1995, (5022).
- Beveridge, S., Nelson, C. R., „A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’“, *Journal of Monetary Economics*, 1981, 7(2), S. 154-174.
- Brandner, P., Neusser, K., „Business Cycles in Open Economies: Stylized Facts for Austria and Germany“, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1992, (1).
- Breuss, F., „Potential Output und gesamtwirtschaftliche Kapazitätsauslastung“, *WIFO-Monatsberichte*, 1982, 55(2).
- Breuss, F., „Konjunkturindikatoren für die österreichische Wirtschaft“, *WIFO-Monatsberichte*, 1984, 57(8), S. 464-492.
- Burns, A. F., Mitchell, W. C., *Measuring Business Cycles*, McGraw-Hill, New York, 1946.
- Dannerbauer, H., Pfeiler, E., Stübler, W., „Volkswirtschaftliche Daten über den Staat – Erste Berechnungen gemäß ESVG'95“, *Statistische Nachrichten*, 1999, (11), S. 1018-1032.
- Hahn, F., Walterskirchen, E., „‘Stylized Facts’ der Konjunkturschwankungen in Österreich, Deutschland und den USA“, *WIFO Working Papers*, 1992, (58).

- Harvey, A.C., „Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series“, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1985, 3(3), S. 216-230.
- Hayek, F. A., „Geldtheorie und Konjunkturtheorie“, *Österreichisches Institut für Konjunkturforschung, Beiträge zur Konjunkturforschung*, 1929, (1).
- Morgenstern, O., *International Financial Transactions and Business Cycles*, NBER, Princeton University Press, Princeton, 1959.
- NBER, *The NBER's Business-Cycle Dating Procedure*, 2002 (<http://www.nber.org/cycles/recessions.pdf>).
- Rotemberg, J., „A Heuristic Method for Extracting Smooth Trends from Economic Time Series“, *NBER Working Paper*, 1999, (7439).
- Schebeck, F., Tichy, G., „Die 'Stylized Facts' der modernen Konjunkturdiskussion“, *WIFO Working Papers*, 1984, (2).
- Scheiblecker, M., „Die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung nach dem ESGV 1995“, *WIFO-Monatsberichte*, 1999, 72(10), S. 683-692.
- Schumpeter, J. A., *Business Cycles*, McGraw-Hill, New York, 1939.
- Tichy, G., *Konjunktur – Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose*, 2. Auflage, Springer, Berlin, 1994.
- Zarnowitz, V., Boschan, Ch., „Cyclical Indicators: An Evaluation and New Leading Indexes“, *U.S. Department of Commerce – Bureau of Economic Analysis, Business Conditions Digest*, 1975, (May), S. 5-12.

### *Business Cycles in the Austrian Economy – Summary*

Following the boom in 2000, economic growth in Austria slowed down steadily and even turned negative in the third and fourth quarter of 2001. A fall in the seasonally adjusted real GDP over two successive quarters is the conventional definition of a recession in the economic debate. More accurately, however, the business cycle is defined by the variations in the utilisation of productive capacities or by the deviation from potential output (output gap). For practical purposes, this is often done by subtracting trend growth from the actual growth figure. The growth rates obtained in this way, nevertheless, exhibit a certain lead vis-à-vis the business cycle. The fact that the phenomenon of the cycle is reflected differently in the various economic time series is giving rise to different approaches in business cycle research.

Disagreement among academics also extends to the issue of adequate adjustment for the trend component. Generally recognised and largely uncontroversial, on the other hand, is the importance of a high-quality adjustment procedure for seasonal and calendar effects, which has an important influence on the results of different cyclical measurement procedures. When applying the rule of two successive quarters of negative growth to Austrian GDP data corrected for seasonal effects and variations in the number of working days, only 5 recessions have occurred since 1954. In this

case, no correction has been made for a trend growth component. Since trend growth was significantly higher between 1954 and the mid-1970s than in the following years, growth in that period remained positive even in periods of marked slowdown that may well be regarded as recessions in a cyclical sense. Thus, a procedure focussing exclusively on growth rates will give only an unprecise picture of the business cycle pattern.

A further source of differences in dating turning points are the several possibilities to treat the irregular residual component resulting from the statistical analysis. In this way, still applying the two-negative-quarters rule, the number of recessions in Austria since 1954 is reduced to three, when adjustment is made only for seasonal and calendar effects, leaving the irregular component in the time series. A method of dating business cycles similar to the one developed by the NBER in the USA delivers no clear-cut results when applied to the Austrian data. The monthly series for employment, industrial production and wholesale turnover adjusted, for that purpose, for seasonal and calendar effects exhibited considerable variations in the high-frequency area, even after the irregular component had been eliminated. No firm conclusions on the dating of turning points could be drawn either, after the time series had been considerably smoothed using moving averages.