

Marcus Scheiblecker

Datierung von Konjunkturwendepunkten in Österreich

Die Information über Konjunkturwendepunkte ist eine wichtige Basis für wirtschaftspolitische Entscheidungen. Die Datierung der Hoch- und Tiefpunkte im Zeitraum 1976 bis 2005 für Österreich, Deutschland und den Euro-Raum liefert trotz der Anwendung unterschiedlicher Verfahren relativ ähnliche Ergebnisse. Demnach reagiert die heimische Wirtschaft auf internationale Konjunkturlinien im Wesentlichen zeitgleich.

Begutachtung: Fritz Breuss • Wissenschaftliche Assistenz: Christine Kaufmann, Waltraud Popp • E-Mail-Adresse: Marcus.Scheiblecker@wifo.ac.at

Ein Konjunkturwendepunkt zeigt den Zeitpunkt an, zu dem eine Boomphase endet oder eine Rezession überwunden wird. Er bietet damit einen wichtigen Anhaltspunkt dafür, wann die Wirtschaftspolitik stabilisierungspolitische Maßnahmen setzen oder beenden soll. Die Analyse vergangener Zyklen liefert weitere Informationen über die Dynamik und Übertragung von Konjunkturimpulsen in der heimischen Wirtschaft wie auch aus dem Ausland, sodass künftig aktuelle Wendepunkte leichter erkannt werden können.

Aufgrund dieser wirtschaftspolitischen Bedeutung hat das WIFO in der Vergangenheit mehrmals eine Datierung der Konjunkturwendepunkte unternommen. So untersuchten *Hahn – Walterskirchen* (1992) die Konjunkturzyklen von Österreich, Deutschland und den USA für den Zeitraum 1960 bis 1992, und *Breuss* (1984) lieferte eine Datierung der Wendepunkte in Österreich für den Zeitraum 1955 bis 1984¹⁾.

Das Vorgehen bei der Analyse von Konjunkturschwankungen kann sich sowohl hinsichtlich der Definition der Konjunktur selbst als auch in Bezug auf die Datengrundlagen und Methoden zur Extraktion von Schwankungen und Datierung unterscheiden. Abbildung 1 zeigt schematisch den Ablauf von Konjunkturanalysen, dem auch die vorliegende Studie folgt.

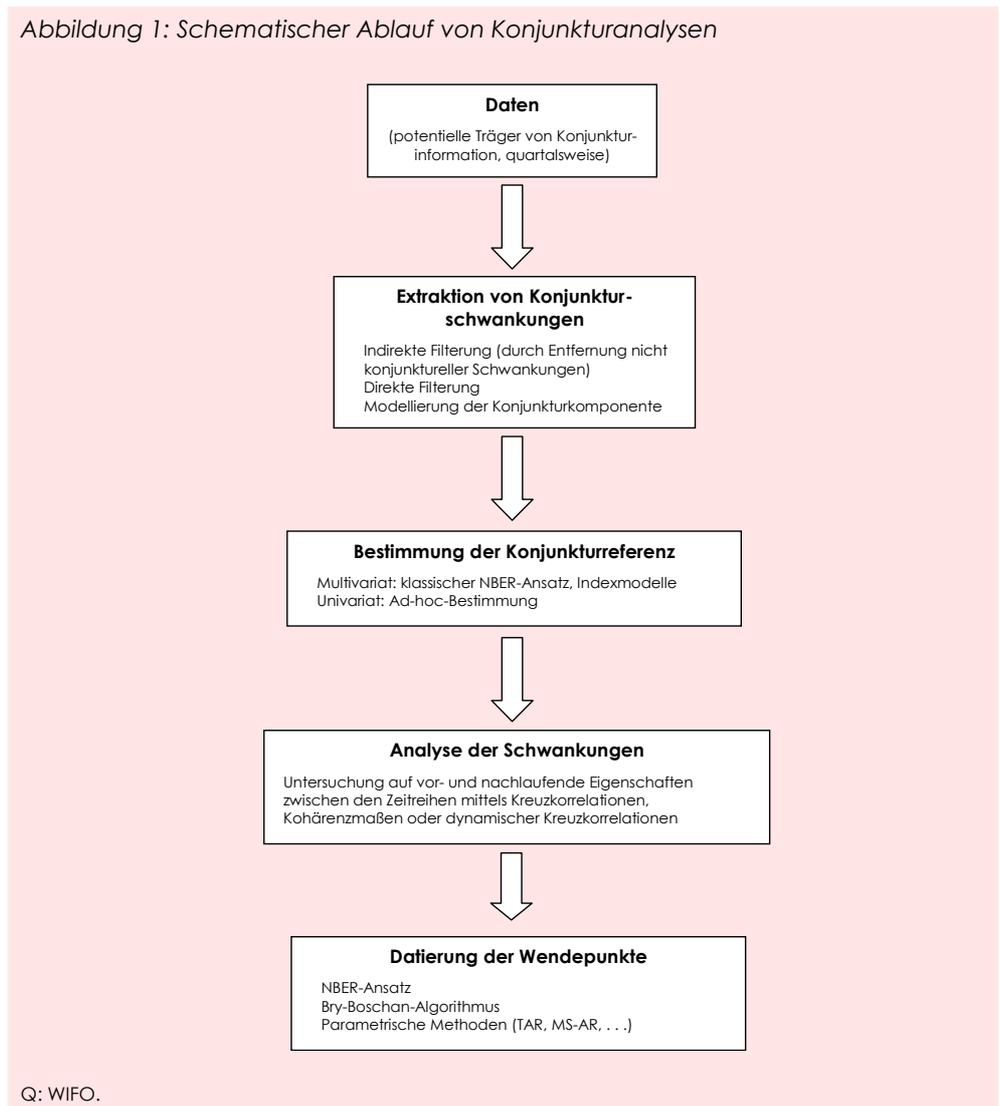
In einem ersten Schritt werden jene ökonomischen Zeitreihen ausgewählt, welche geeignet scheinen, Konjunkturinformation zu liefern. Um die Wendepunkte möglichst genau datieren zu können, sollten diese Daten eine höhere Frequenz als Jahresreihen aufweisen.

Anschließend wird versucht, diese Konjunkturinformation aus den Datenreihen herauszulösen. Diese Extraktion kann auf direktem oder auf indirektem Weg erfolgen. Wurden alle Zeitreihen auf ihre konjunkturbedingten Schwankungen reduziert, dann muss aufgrund der vorliegenden Daten die gesamtwirtschaftliche Konjunktur als "Konjunkturreferenzreihe" bestimmt werden; dafür können uni- oder multivariate Verfahren verwendet werden.

Die Konjunkturreihe selbst wird dann hinsichtlich der Dauer der Phasen und Zyklen untersucht; für die einzelnen ökonomischen Zeitreihen wird auf dieser Grundlage der Vor- oder Nachlauf festgestellt. Sowohl für die Referenzreihe als auch für die in den anderen Reihen enthaltenen Konjunkturinformationen können dann die Wendepunkte mit unterschiedlichen Verfahren datiert werden.

¹⁾ Bereits in den siebziger Jahren befassten sich *Tichy* (1972) und *Deistler – Schleicher* (1974) mit der Analyse der Konjunktur in Österreich.

Abbildung 1: Schematischer Ablauf von Konjunkturanalysen



In der ökonomischen Literatur besteht bislang kein wissenschaftlicher Konsens über die Definition von Konjunkturschwankungen. Ebenso existiert bis heute kein einheitlicher theoretischer Rahmen zur Erklärung dieser Zyklen, der auch eine gesicherte empirische Bestätigung aufweisen könnte.

Anfang des 20. Jahrhunderts herrschte die Meinung vor, dass Konjunkturzyklen ausschließlich durch nachfragebedingte Ungleichgewichte hervorgerufen würden. Die Wirtschaftspolitik sei berufen, durch Interventionen wieder ein Gleichgewicht herzustellen.

Diese Sichtweise verlor im weiteren Verlauf an Popularität, und an ihre Stelle trat die Real Business Cycle Theory, welche die Schwankungen der Wirtschaft als primär angebotsseitiges Phänomen auffasste. Vor allem technologische Neuerungen würden den langfristigen Wachstumspfad selbst verschieben und nicht Abweichungen vom Gleichgewichtspfad bewirken. Modernere Varianten dieser Schule fassen Zyklen als optimale Anpassungsreaktionen rational handelnder Agenten auf unerwartete Schocks auf²⁾. Dies können Angebots-, Nachfrage- oder Präferenzschocks sein. Die jüngsten "Neu-Keynesianischen" Modelle versuchen den Real-Business-Cycle-Ansatz mit Keynesianischen Elementen, wie Preisrigiditäten oder variabler Kapazitätsauslastung, zu verbinden. Oftmals gelingt es diesen Ansätzen recht gut, die gesamtwirtschaftlichen Zeitreihen in statistischer Hinsicht zu replizieren. Trotz ihrer guten statistischen Eigenschaften herrscht bislang noch Uneinigkeit über die Realitätsnähe der dabei unterstellten Modellwelten.

²⁾ Einen guten Überblick über diese Theorie bietet Stadler (1994).

Da somit ein theoretischer Konsens fehlt, wurden aufgrund der konjunkturpolitischen Bedeutung zyklischer Schwankungen Arbeitshypothesen zur Definition des Konjunkturzyklus aufgestellt. Nach wie vor bildet die Definition von *Burns – Mitchell (1946)* einen wichtigen Ansatzpunkt vieler konjunkturanalytischer Arbeiten:

"Business cycles are a type of fluctuations found in aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar characters with amplitudes approximating their own."

Dass dieser auch als "klassische Konjunkturdefinition" bezeichnete Ansatz nach wie vor – allerdings mit einigen Anpassungen – die Grundlage von zahlreichen Analysen liefert, ist wohl auf seine Ungenauigkeit zurückzuführen, die großen Spielraum lässt. Er bietet zudem keinerlei Anhaltspunkte darüber, was nun als "economic activity" verstanden werden soll und wie die Muster dieser Zyklen auszusehen haben. Wegen des Fehlens einer theoretischen Fundierung kritisiert *Koopmans (1947)* dieses Vorgehen als "measurement without theory". Nach wie vor stellt jedoch das NBER in seiner Konjunkturdatierung für die USA auf den klassischen Konjunkturzyklus ab. Die Faustregel der Definition einer Rezession als Rückgang des um Saison- und Arbeitstageffekte bereinigten BIP in zwei aufeinanderfolgenden Quartalen kann ebenfalls der klassischen Konjunkturinterpretation zugerechnet werden.

Mintz (1969) und *Lucas (1977)* schlugen im Gegensatz dazu die Aufspaltung der zu untersuchenden Zeitreihe in Trend- und Zykluskomponente vor. Dieses Vorgehen entspricht dem von *Solow (1970)* vorgeschlagenen Wachstumsmodell. Hier folgt die Produktion einem von technologischen Schüben beeinflussten Trend; aufgrund nachfrageseitiger Ungleichgewichte (die Konjunktur) ergeben sich dabei temporäre Abweichungen.

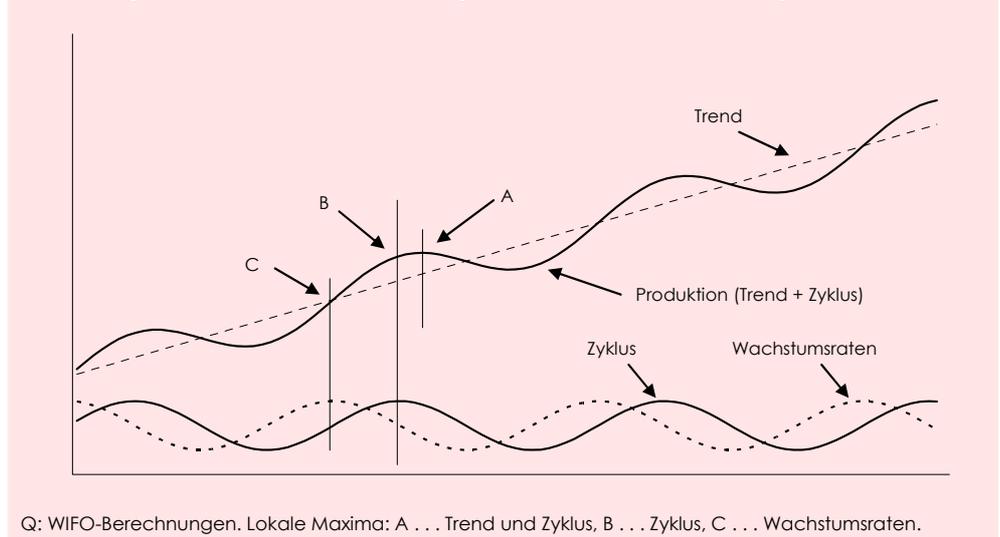
Diese Definition anhand der Abweichungen von einem Trendwachstum wird in der Literatur "Abweichungszyklus" oder "Wachstumszyklus"³⁾ genannt. Ein weiterer Unterschied zwischen den beiden Konzepten ergibt sich in der empirischen Anwendung: Der klassische Ansatz weist eine geringere Zahl von Zyklen auf als jener nach dem Abweichungskonzept, und die Kontraktionsphasen sind kürzer, da sie vom Trendwachstum überlagert werden.

Die vorliegende Studie befasst sich ausschließlich mit dem Konzept des Abweichungszyklus. Dies macht eine Aufspaltung der untersuchten Zeitreihen in eine Trend- und eine Konjunkturkomponente nötig. Zur schematischen Abbildung der Charakteristik der Konjunkturphase wird in Abbildung 2 von einem linearen Trend und einer stationären, sinusförmigen Konjunkturkomponente ausgegangen. Das Wachstum der Gesamtwirtschaft ergibt sich als deren Summe. Die Kurve im oberen Teil der Abbildung zeigt Perioden einer schrumpfenden Wirtschaftsleistung, nachdem in Punkt A ein lokales Maximum erreicht wurde. Würde man allerdings das Trendwachstum höher ansetzen, so wäre das Gesamtwachstum zu keinem Zeitpunkt negativ. Gemäß der Interpretation als "klassischer Konjunkturzyklus" wäre keine Rezession zu beobachten, da das Wirtschaftswachstum immer positiv ist. Für die Bestimmung von Konjunkturzyklen nach dem Abweichungskonzept spielt die Stärke des Trendwachstums allerdings keine Rolle, da dieses stets herausgerechnet wird. Dies veranschaulicht der untere Teil von Abbildung 2. Die durchgehende Linie zeigt den reinen Konjunkturverlauf. Eines der lokalen Maxima liegt in Punkt B, es geht dem Maximum in Punkt A zeitlich voran. Die punktierte Linie im unteren Teil der Abbildung gibt das Wirtschaftswachstum wieder. Dieses erreicht sein Maximum (Punkt C) bereits vor dem der Konjunktur.

³⁾ Davon ist strikt der "Wachstumsratenzyklus" zu unterscheiden, welcher zu dessen Analyse lediglich auf Veränderungsraten der beobachteten Zeitreihen abstellt. Diese Analyse impliziert ein gänzlich anderes Verständnis der Natur volkswirtschaftlicher Schwankungen und ist eher der klassischen Sichtweise zuzuordnen.

Wenn auch der Ansatz des Abweichungszyklus aus theoretischen Überlegungen besser für die Konjunkturanalyse geeignet erscheint als das klassische Konzept, schafft die Aufspaltung der ökonomischen Zeitreihen in Trend- und Zykluskomponente neue Probleme. Wie für die Konjunktur gilt auch für das Trendwachstum, dass die Theorie kein schlüssiges Konzept bietet, aus dem mögliche Charakteristika abgeleitet werden können. Unsicherheit besteht einerseits über die statistischen Eigenschaften des Trends (stochastisch oder deterministisch), dessen Glattheit im Verlauf und auch in Bezug auf die Unabhängigkeit der Entwicklung von Trend und Konjunktur (Orthogonalität).

Abbildung 2: Schematische Abbildung der Charakteristik von Konjunkturphasen



Im Abweichungskonzept lässt sich die Konjunktur auf unterschiedliche Arten bestimmen:

- direkt oder indirekt,
- uni- oder multivariat,
- modellbasiert oder mittels heuristischer Filtertechniken.

Für die indirekte Methode werden alle Komponenten einer Zeitreihe entfernt, die nicht der Konjunktur zuzurechnen sind: also Trend, Saison- und Arbeitstageffekte sowie sonstige Sondereffekte. Im Gegensatz dazu versucht der direkte Ansatz die Konjunktur mittels expliziter Modellierung oder Filterung zu extrahieren. Dabei wird von der folgenden schematischen Zusammensetzung einer Zeitreihe ausgegangen:

$$Y_t = X_t + C_t + S_t + e_t,$$

X_t . . . Trendkomponente, C_t . . . Konjunkturkomponente, S_t . . . Saison- und Arbeitstageffekte, e_t . . . allfällige Sondereffekte.

Die univariate Bestimmung der Konjunkturkomponente ermittelt die Zyklen allein durch die Beobachtung einer einzelnen Zeitreihe. Im Gegensatz dazu berücksichtigt der multivariate Ansatz auch die gemeinsamen Schwankungen mehrere Zeitreihen zur Herleitung der Konjunktur.

Da sich Konjunkturkomponente, Trendkomponente, Saison- und Arbeitstageffekte einer direkten Beobachtung entziehen, beruhen die modellgestützten Verfahren auf dem Unobserved-Components-Modellansatz von Hamilton (1989). Bei der Modellierung der einzelnen Komponenten wird allerdings weniger Bezug auf die Theorie genommen als vielmehr auf vermutete Zeitreiheigenschaften wie Stationarität oder Autoregressionsgrad. Aus diesem Grund merkt Canova (1998) zur möglichen Überlegenheit der modellgestützten Ansätze gegenüber den Filtertechniken an, dass diese "at best, attempts to approximate unknown features of a series and therefore subject to specification errors" seien.

Obwohl Konjunkturschwankungen primär als nachfrageseitiges Phänomen verstanden werden können, schlagen sie sich auch auf der Entstehungsseite der VGR nieder. Die einzelnen Wirtschaftsbereiche sind davon unterschiedlich betroffen. Sehr konjunkturreegibel ist etwa die Sachgüterproduktion, während z. B. die Land- und Forstwirtschaft primär vom Wetter beeinflusst wird.

Um den Einfluss der Konjunktur auf die Entwicklung der Wirtschaftsbereiche und deren Interdependenzen darzustellen, konzentriert sich die vorliegende Analyse ausschließlich auf die Produktion der in Übersicht 1 angeführten Bereiche. Eine sehr detaillierte Darstellung der Wirtschaftsleistung nach Sektoren bietet nur die Jahresrechnung der VGR, sie ist aber für eine aussagekräftige Datierung zu wenig detailliert. Aus diesem Grund wurde die Quartalsrechnung trotz ihrer geringeren Detailtreue gewählt. Da die österreichische Wirtschaft eine kleine offene Volkswirtschaft ist und somit Einflüsse aus dem Ausland eine große Rolle spielen, wurden auch Daten der deutschen Wirtschaft und des gesamten Euro-Raums verwendet. Während der Datensatz für Deutschland wie der für Österreich auf Branchenebene vorliegt, stand für den Euro-Raum nur das reale BIP als Ganzes zur Verfügung (Übersicht 1).

Verwendete Daten

Die vorliegende Untersuchung stützt sich ausschließlich auf Daten der vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für Österreich, Deutschland und den Euro-Raum. Im Mittelpunkt des Interesses steht der Mechanismus der Transmission zwischen den Wirtschaftszweigen und den Wirtschaftsräumen.

Übersicht 1: Verwendete Branchenstruktur für Österreich, Deutschland und den Euro-Raum

Reale Wertschöpfung

	NACE	Österreich	Deutschland	Euro-Raum
Sachgüterproduktion einschließlich Bergbau, Wasser- und Energieversorgung	C + D + E	CDE	CDE	
Bauwesen	F	F	F	
Handel, Beherbergungs- und Gaststättenwesen, Transport und Telekommunikation	G + H + I	GHI	GHI	
Finanz- und Realitätenwesen	J + K	JK	JK	
BIP		GDP	GDP	GDP
Ohne Österreich und Deutschland				GDP _{ex}
Bruttowertschöpfung der Gesamtwirtschaft		GVA	GVA	
Ohne Land- und Forstwirtschaft		GVA _{ex}	GVA _{ex}	

Q: Eurostat, Nomenclature générale des activités économiques.

Nicht getrennt berücksichtigt wurden Daten der Land- und Forstwirtschaft, da deren Entwicklung eher vom Wetter als von der Konjunktur beeinflusst wird. Ebenso wurde die Wertschöpfung im Bereich der öffentlichen Dienstleistungen aus der Analyse ausgenommen, da diese aus theoretischen Überlegungen keinen Konjunkteinflüssen unterliegt.

Diese vorliegende Studie bedient sich sowohl direkter als auch indirekter Techniken zur Darstellung von Schwankungen der Zeitreihen, die für eine Interpretation als Konjunkturkomponente in Frage kommen. Die verwendeten Filtermethoden entfernen entweder sämtliche nicht zur Konjunktur gehörende Schwankungen aus den Zeitreihen (indirekte Methode) oder filtern die Konjunkturkomponente direkt heraus.

Eine recht einfache Methode zur Extraktion des Trendwachstums ist der Differenzenfilter erster Ordnung. Er ermittelt lediglich die Unterschiede gegenüber der Vorperiode. Seine Anwendung auf logarithmierte Werte entspricht im Wesentlichen einer Wachstumsratenbeobachtung. Dieser Filter ist eine angemessene Methode, wenn davon ausgegangen werden kann, dass der Trend einem stochastischen zufallsgetriebenen Prozess vom Integrationsgrad ¹⁴⁾ unterliegt. Diese Annahme liegt auch der Real-Business-Cycle-Theorie zugrunde, nach der Trend- und Konjunkturkomponente untrennbar miteinander verbunden sind. Auftretende Schocks betreffen beide Komponenten gleichermaßen und verebben (zumindest in den anfänglichen Modellen) niemals. Somit ist dieser Differenzenfilter eher zur Analyse von Konjunkturschwankungen nach dem klassischen Ansatz geeignet, da auch hier technologische Neuerungen zu Angebotschocks führen, deren Auswirkungen niemals verebben.

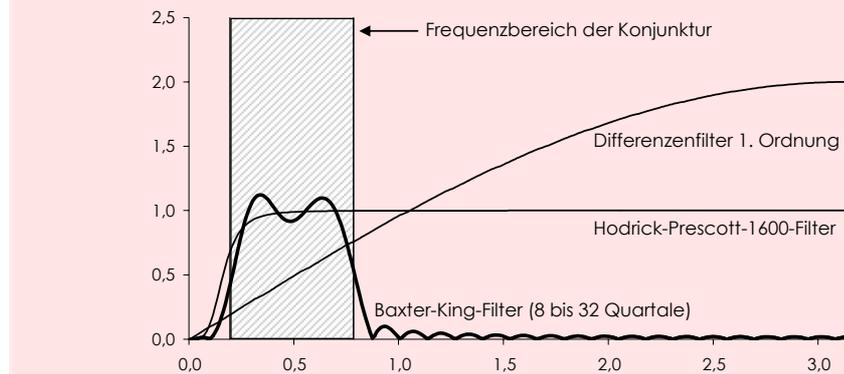
Extraktion der zyklischen Schwankungen

Damit der Konjunkturzyklus ermittelt werden kann, müssen die dafür in Frage kommenden Schwankungen der Zeitreihen isoliert werden. Die vorliegende Studie verwendet zwei unterschiedliche Filtertechniken, um die Robustheit der Ergebnisse zu schätzen.

⁴⁾ Das bedeutet, dass durch einmalige Differenzenbildung der Trend der Zeitreihe entfernt werden kann.

Wie aus Abbildung 2 hervorgeht, weisen solche klassisch definierten Wachstumsratenzyklen einen zeitlichen Vorlauf gegenüber der Konjunkturkomponente auf: Das Wirtschaftswachstum (gemessen als Veränderung gegenüber der Vorperiode in Prozent) erreicht vor dem eigentlichen Konjunkturföhepunkt (Punkt B) sein Maximum. Die Vermutung, dieser Indikator wäre deshalb besonders gut geeignet, um Konjunkturwendepunkte rechtzeitig vorherzusagen, wird dadurch zerstört, dass diese Technik höherfrequente Störungen nicht bloß ungefiltert lässt, sondern sogar noch deutlich verstärkt, wie Abbildung 3 zeigt: Während der Differenzenfilter erster Ordnung im Bereich der niedrigeren Frequenzen, zu denen typischerweise Konjunkturschwankungen gehören, den Verlauf dämpft, werden sehr hohe Frequenzen bis aufs Doppelte verstärkt. Dieser Diffenzenfilter ist deshalb für die Bestimmung von Konjunkturwendepunkten denkbar ungeeignet und wird hier in weiterer Folge nicht mehr berücksichtigt⁵⁾.

Abbildung 3: Vergleich der Eigenschaften unterschiedlicher Filter



Q: WIFO-Berechnungen.

Eine sehr populäre Filtertechnik ist der Hodrick-Prescott-Filter. Mit dieser erstmals von Hodrick – Prescott (1980) vorgeschlagenen Methode lassen sich Trendkomponenten bis zum 4. Integrationsgrad entfernen. Der Filter ist als Kurvenanpassung zu verstehen, wobei die Glätte des Trends über einen Parameter λ gewählt werden kann. Zur Filterung von Quartalsreihen hat sich ein Wert für λ von 1.600 bewährt – Schwankungen mit einer Frequenz von unter $\frac{\pi}{16}$ ⁶⁾ (das entspricht einer Periodenlänge von 32 Quartalen bzw. 8 Jahren) werden gut herausgefiltert (Prescott, 1986, Baxter – King, 1995), während alle höherfrequenten Bestandteile in der Reihe verbleiben. Zwar werden auch Schwankungen mit höherer Frequenz als die Konjunkturzyklen – $\frac{\pi}{4}$, d. h. 2 Jahre – beibehalten, doch werden diese im Gegensatz zum Differenzenfilter erster Ordnung zumindest nicht verstärkt.

Die zweite hier verwendete Technik ist der von Baxter – King (1995) beschriebene Filter. Dieser Band-Pass-Filter lässt lediglich Frequenzen innerhalb eines vordefinierten Spektrums passieren. Schwankungen, welche potentiell der Konjunkturzyklus zuzurechnen sind, können so direkt herausgefiltert werden, während Schwankungen einer längeren (Trend) oder kürzeren Periodizität (z. B. Saisonalität) unberücksichtigt bleiben. Das gewünschte Schwankungsspektrum muss jedoch vorab explizit definiert werden. Angesichts der Unsicherheit über die Natur von Konjunkturschwankungen ist diese Eigenschaft eher als Vorteil zu werten, da zumindest die Annahmen bei der Bearbeitung dieses strittigen Themas offengelegt werden.

⁵⁾ Diesbezügliche Ergebnisse sind auf Anfrage erhältlich.

⁶⁾ Da der gesamte Winkelumfang eines Kreises 2π beträgt, entspricht dies einer vollständigen Schwingung innerhalb von zwei Perioden. Schwingungen mit niedrigerer Frequenz werden als Bruchteile von 2π dargestellt. So weisen Saisonschwankungen, die sich alle vier Quartale wiederholen, eine Frequenz von $\frac{2\pi}{4}$ (also $\frac{\pi}{2}$) auf.

In der vorliegenden Studie werden alle Schwankungen der Zeitreihen mit einer Periodenlänge zwischen 2 und 8 Jahren als potentielle Konjunkturschwankungen gewertet. Der Baxter-King-Filter ist ein symmetrischer Filter, der sowohl vergangene als auch künftige Werte berücksichtigt. Je exakter er das gewünschte Frequenzband herausfiltern soll, umso höher ist allerdings der Verlust an Beobachtungen an beiden Enden der Zeitreihe. Da das Ziel dieser Untersuchung eine möglichst genaue Datierung der Konjunkturwendepunkte für die Vergangenheit ist, wurde ein möglichst langer Filter (12 Beobachtungen) verwendet.

Nach der Filterung aller verwendeten Zeitreihen muss eine Referenzreihe gebildet werden, die den Konjunkturverlauf darstellt. Andere Zeitreihen können dann hinsichtlich ihrer vor- oder nachlaufenden Eigenschaften eingeordnet werden.

Mit univariaten Verfahren wird die Konjunkturreferenzreihe ad hoc festgelegt. Bei der Auswahl der richtigen ökonomischen Reihe spielen theoretische Überlegungen eine wichtige Rolle. So wird in einer Vielzahl von Untersuchungen die Industrieproduktion als relevante Reihe bezeichnet. Ihr Gehalt an Konjunkturinformation ist zwar tatsächlich hoch, doch sprechen auch praktische Überlegungen für ihre Wahl. So liegt die Industrieproduktion als Monatsreihe vor, während VGR-Daten in der Vergangenheit für manche Länder nur auf Jahresbasis verfügbar waren. Außerdem ist diese Messgröße in vielen Ländern eine durchgängige Zeitreihe über einen großen Zeitbereich, während VGR-Daten aufgrund von Revisionen, Änderungen des Basisjahres oder methodischen Erfordernissen oftmals nur einen begrenzten Zeitraum konsistent abdecken.

Gegen die Wahl der Industrieproduktion als Referenzreihe spricht allerdings die von Burns – Mitchell (1946) erstellte Definition des Konjunkturzyklus als Schwankungen der aggregierten Wirtschaftsaktivität. Auch Lucas (1977) zielt auf die aggregierte Wirtschaftsleistung als geeignete Reihe zur Bestimmung der Konjunktur ab.

Die vorliegende Untersuchung verwendet zur univariaten Konjunkturbestimmung daher ebenfalls die aggregierte österreichische Wirtschaftsleistung. Allerdings dient als Maßstab nicht das reale Bruttoinlandsprodukt, sondern die reale Bruttowertschöpfung ohne Land- und Forstwirtschaft⁷⁾. Übersicht 2 zeigt im oberen Teil die statistischen Eigenschaften der HP-gefilterten Reihen im Vergleich zur ad hoc gewählten Referenzreihe der realen Bruttowertschöpfung ohne Land- und Forstwirtschaft. Dazu wird einerseits das Maß der Kreuzkorrelation verwendet, wofür in Spalte r_0 der Wert für eine gleichlaufende Reihe angegeben wird und in Spalte r_{\max} die höchste festgestellte Kreuzkorrelation für einen Vor- oder Nachlauf gegenüber der Referenzreihe innerhalb eines Zeitfensters von 1 bis 8 Quartalen⁸⁾.

Die Spalte "Kohärenz" gibt das im Frequenzbereich zu beobachtende Pendant zur zeitreihenbasierten Kreuzkorrelation als Maß des linearen Zusammenhangs wieder. Da dieses statistische Maß nicht auf die Verwendung von Periodennummern aus der Menge der natürlichen Zahlen angewiesen ist, kann eine potentielle Zeitverschiebung in Relation zu einer anderen Reihe exakter festgelegt werden. Diese wird als mittlere Verzögerung (mean delay) bezeichnet. Die Ergebnisse entsprechen weitgehend ihrem zeitreihenbasierten Pendant, allerdings weist die Kreuzkorrelationsstatistik für den deutschen Handel (*GHI*) und das deutsche Finanzwesen (*JK*) eine wesentlich größere Verzögerung ihrer Konjunkturreakibilität aus, als dies die Kohärenz nahelegen würde⁹⁾.

⁷⁾ Die Einbeziehung der Land- und Forstwirtschaft würde die Konjunkturinformation lediglich verwässern, da dieser Wirtschaftsbereich eher von Witterungsbedingungen beeinflusst wird als von Konjunkturschwankungen. Gleichzeitig wird die Position "Gütersteuern abzüglich Gütersubventionen" ausgeblendet, weil ihre Entwicklung nur lose mit der Wirtschaftsentwicklung zusammenhängt und eher verzögert reagiert, sodass Schwankungen in die Zukunft der aggregierten Reihe verschoben würden.

⁸⁾ In Spalte t_{\max} wird dann ausgewiesen, zu welcher Zeitverschiebung die höchste Kreuzkorrelation festgestellt wurde.

⁹⁾ Da die als Konjunkturreferenz verwendete Reihe der gefilterten österreichischen Bruttowertschöpfung ohne Land- und Forstwirtschaft (*GVAex*) einen hohen Gleichlauf mit dem deutschen Pendant (*GVAex*) aufweist,

Identifikation des Konjunkturzyklus

Konjunkturschwankungen spiegeln sich in vielen ökonomischen Zeitreihen. Um sie genau zu identifizieren, können sowohl univariate als auch multivariate Methoden angewandt werden.

Univariate Ansätze

Übersicht 2: Statistischer Vergleich mit der Referenzkonjunkturreihe "reale Bruttowertschöpfung ohne Land- und Forstwirtschaft, Österreich"

	Kohärenz	Mittlere Verzögerung bzw. Vorlauf	Kreuzkorrelation		
	6 bis 32 Beobachtungen		r_0	Y_{\max}	t_{\max}
HP-gefilterte Reihen					
Österreich					
<i>F</i>	0,21	+ 0,02	0,47	0,47	0
<i>CDE</i>	0,72	+ 0,09	0,79	0,79	0
<i>GDP</i>	0,79	+ 0,11	0,86	0,86	0
<i>GHI</i>	0,54	+ 0,13	0,70	0,70	0
<i>GVA</i>	0,99	+ 0,02	0,98	0,98	0
<i>JK</i>	0,04	- 0,11	0,19	0,19	0
Euro-Raum					
<i>GDP</i>	0,51	+ 0,09	0,67	0,67	0
<i>GDPex</i>	0,38	+ 0,24	0,57	0,57	0
Deutschland					
<i>CDE</i>	0,48	+ 0,12	0,65	0,65	0
<i>F</i>	0,21	+ 0,13	0,42	0,42	0
<i>GDP</i>	0,44	- 0,16	0,60	0,60	0
<i>GHI</i>	0,22	- 0,40	0,39	0,48	-3
<i>GVA</i>	0,51	- 0,08	0,65	0,65	0
<i>GVAex</i>	0,50	- 0,06	0,65	0,65	0
<i>JK</i>	0,21	- 0,31	0,39	0,53	-4
BK-gefilterte Reihen					
Österreich					
<i>F</i>	0,21	0,00	0,46	0,46	0
<i>CDE</i>	0,74	+ 0,06	0,85	0,85	0
<i>GDP</i>	0,79	+ 0,15	0,87	0,87	0
<i>GHI</i>	0,52	+ 0,19	0,71	0,71	0
<i>GVA</i>	0,99	+ 0,03	0,99	0,99	0
<i>JK</i>	0,02	- 0,38	0,13	0,16	-1
Euro-Raum					
<i>GDP</i>	0,56	+ 0,12	0,73	0,73	0
<i>GDPex</i>	0,42	+ 0,29	0,63	0,65	+1
Deutschland					
<i>CDE</i>	0,48	+ 0,11	0,68	0,68	0
<i>F</i>	0,26	+ 0,26	0,49	0,51	+1
<i>GDP</i>	0,45	- 0,16	0,66	0,67	-1
<i>GHI</i>	0,22	- 0,43	0,44	0,55	-2
<i>GVA</i>	0,54	- 0,08	0,72	0,72	0
<i>GVAex</i>	0,53	- 0,05	0,72	0,72	0
<i>JK</i>	0,20	- 0,29	0,42	0,54	-4

Q: WIFO-Berechnungen. r_0 ... Wert für eine gleichlaufende Reihe, Y_{\max} ... höchste festgestellte Kreuzkorrelation für einen Vor- oder Nachlauf gegenüber der Referenzreihe innerhalb eines Zeitfensters von 1 bis 8 Quartalen, t_{\max} ... Zeitverschiebung mit der höchsten festgestellten Kreuzkorrelation (+ ... Vorlauf, - ... Verzögerung gegenüber der Referenzreihe).

Im unteren Teil von Übersicht 2 werden die gleichen Maßzahlen für die BK-gefilterten Reihen dargestellt. Die Ergebnisse entsprechen weitgehend jenen für die HP-gefilterten Reihen, die zeitverschobenen Reaktionen der einzelnen Wirtschaftsbereiche sind demnach hauptsächlich auf Konjunkturschwankungen zurückzuführen und weniger auf die in den HP-gefilterten Reihen enthaltenen hochfrequenten Bestandteile. Allerdings verlaufen nun das deutsche BIP (nicht jedoch die deutsche Bruttowertschöpfung) und das österreichische Finanzwesen mit einer leichten Verzögerung gegenüber der heimischen Bruttowertschöpfung. Das deutsche Bauwesen weist jedoch einen Lead von einer Periode auf. Die Mean-Delay-Statistik bestätigt diese Richtung der festgestellten Verschiebung, nicht jedoch deren Ausmaß.

Im Gegensatz zu den univariaten Ansätzen ermitteln die multivariaten die Konjunkturdynamik aus mehreren Zeitreihen gleichzeitig. Die daraus abgeleitete Indexreihe soll die Konjunktur widerspiegeln. So kann etwa der empirische NBER-Ansatz als heuristisches multivariates Verfahren zur Bildung einer Konjunkturindexreihe angesehen

kann diese verzögerte Reaktion direkt auf die deutsche Konjunktur bezogen werden. Aus konjunkturtheoretischer Sicht erscheinen beide Verzögerungsreaktionen plausibel.

werden. Eine Vielzahl unterschiedlicher ökonomischer Zeitreihen wird dabei aufgrund subjektiver Einschätzung drei Gruppen zugeordnet: vorlaufende, gleichlaufende und nachlaufende Zeitreihen¹⁰⁾. Für jede Gruppe wird eine Referenzchronologie durch Zusammengewichtung der enthaltenen Zeitreihen erstellt. Die Gewichte werden aus der Beurteilung der einzelnen Reihen hinsichtlich ihrer ökonomischen und statistischen Eignung hergeleitet.

Einen ähnlichen Zugang verfolgen die ebenfalls den multivariaten Verfahren zurechenbaren Indexmodelle. Allerdings erfolgt hier die Gewichtung nicht aufgrund eines heuristischen Verfahrens, sondern ist das Ergebnis eines Optimierungsprozesses. Zu dieser Klasse gehören auch die in der Vergangenheit mehr und mehr für ökonomische Anwendungsbereiche genutzten Faktormodelle¹¹⁾. Faktormodelle versuchen die gemeinsame Varianz des Datenkörpers abzubilden und spalten dabei die einzelnen Zeitreihen in Bestandteile auf, die zu dieser gemeinsamen Varianz beitragen, und solche Schwankungen, die nur dieser Zeitreihe zu eigen sind (idiosynkratische Schwankungen). Dies erfordert auch keine A-priori-Annahme bezüglich Struktur und Dynamik der gemeinsamen und der idiosynkratischen Schwankungen. Ein kritischer Punkt ist die Bestimmung der Zahl der zu extrahierenden Faktoren. Jeder Faktor trägt zur Erklärung der gemeinsamen Schwankungen des Datenkörpers bei. Mit der Zahl der berechneten Faktoren steigt zwar die erklärte Gesamtvarianz, allerdings schrumpft deren zusätzlicher Erklärungsbeitrag. Zudem wird die Grenze zwischen gemeinsamen und idiosynkratischen Schwankungen immer unschärfer.

Für die vorliegende Untersuchung wurde ein dynamisches Faktormodell nach dem Ansatz von *Forni et al.* (2000) geschätzt. Die Bezeichnung "dynamisch" weist darauf hin, dass die einzelnen Zeitreihen die gemeinsame Komponente auch in zeitversetzter Form widerspiegeln können. Somit werden die gemeinsamen Komponenten unter Berücksichtigung möglicher vor- oder nachlaufender Eigenschaften der einzelnen Reihen ermittelt. Formal lässt sich dieses Problem wie folgt darstellen:

$$z_t = \gamma_t^q + \zeta_t^q = C_q(L)x_t + \zeta_t^q.$$

z_t gibt den Vektor ($N \times 1$) der beobachteten stationären Zeitreihe (wie sie etwa mit dem oben beschriebenen Baxter-King-Filter gebildet wurde) zum Zeitpunkt t wieder. Dieser lässt sich als Summe einer gemeinsamen Komponente γ_t^q und einer idiosynkratischen Komponente ζ_t^q darstellen. Die gemeinsame Komponente γ_t^q setzt sich ihrerseits aus einem Vektor von q orthogonalen gemeinsamen Faktoren x_t zusammen, welche mit zeitverschobenen Gewichten $C_q(L)$ – den "Faktorladungen" – zusammengewichtet werden; der Lag-Operator L zeigt die Zeitverschiebung an.

Wie in Faktoranalysen üblich, werden auch nach der von *Forni et al.* (2000) vorgeschlagenen und hier verwendeten Methode die ermittelten gemeinsamen Faktoren nach der Größe ihres Beitrags zur Erklärung der Gesamtvarianz absteigend geordnet¹²⁾. Im vorliegenden Fall wurden zwei gemeinsame Faktoren isoliert, welche für HP-gefilterte Reihen rund 66% der gemeinsamen Varianz erklären und für BK-gefilterte 68%. Dass eine so geringe Zahl von Faktoren einen so großen Teil der ge-

¹⁰⁾ Eine gute Darstellung dieser Methode findet sich in *Zarnowitz* (1992).

¹¹⁾ Diese haben den großen Vorteil, die gemeinsame Dynamik eines großen Datensets wiederzugeben, ohne den Nachteil einer zu geringen Zahl von Freiheitsgraden. Sogar wenn die Querschnittsdimension jene des Längsschnittes deutlich übersteigt, ist dies kein Problem, ja verbessert sogar das Schätzergebnis.

¹²⁾ Im Gegensatz zu dem von *Stock – Watson* (1989, 1991) verwendeten Ansatz beruht der von *Forni et al.* (2000) vorgeschlagene auf einer Analyse im Bereich der Frequenzbeobachtung. Da von einer Orthogonalität zwischen den gemeinsamen und den idiosynkratischen Komponenten der einzelnen Reihen ausgegangen werden kann, lässt sich die Spektraldichtefunktion einer Zeitreihe $\sum (\omega)$ als Summe der Spektraldichtefunktionen der gemeinsamen $\sum_\gamma (\omega)$ und der idiosynkratischen Komponente $\sum_\zeta (\omega)$ darstellen:

$$\sum (\omega) = \sum_\gamma (\omega) + \sum_\zeta (\omega),$$

ω ... Frequenz im Intervall $[-\pi, +\pi]$. Dies erlaubt die Identifikation der gemeinsamen Faktoren durch Beobachtung der Eigenwerte der Spektralmatrix $\sum (\omega)$.

meinsamen Schwankungen erklären kann, lässt vermuten, dass es sich hier um Konjunkturschwankungen handelt¹³⁾.

Werden in diese Analyse zu viele Zeitreihen einbezogen, die bereits definitorisch Ähnliches beschreiben, so wäre die Identifikation gemeinsamer Schwankungen nicht verwunderlich, und deren Interpretierbarkeit als Konjunkturschwankungen würde darunter leiden. So wurde für Deutschland und Österreich nur jeweils die Reihe der Bruttowertschöpfung ohne Land- und Forstwirtschaft einbezogen, während jene einschließlich dieses Wirtschaftsbereichs und das BIP unberücksichtigt blieben. Aus demselben Grund wurde das BIP des Euro-Raums um die gesondert betrachteten Länder Deutschland und Österreich bereinigt.

Übersicht 3: Kreuzkorrelationen in Bezug auf die Referenzreihe

	Verzögerung bzw. Vorlauf ¹⁾									
	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	
HP-Filter										
Österreich										
<i>GVAex</i>	0,005	0,037	0,204	0,507	1,000	0,507	0,204	0,037	0,005	
<i>F</i>	-0,033	-0,117	-0,092	0,130	0,661	0,221	-0,005	-0,031	0,006	
<i>CDE</i>	0,003	0,039	0,228	0,527	0,965	0,593	0,274	0,058	0,006	
<i>GHI</i>	-0,001	0,038	0,177	0,503	0,962	0,619	0,311	0,081	-0,008	
<i>JK</i>	0,056	0,080	0,108	0,102	0,134	-0,004	0,021	0,062	0,041	
Euro-Raum										
<i>GDPex</i>	0,011	0,075	0,271	0,564	0,887	0,574	0,312	0,140	0,005	
Deutschland										
<i>CDE</i>	0,013	0,099	0,276	0,548	0,868	0,581	0,313	0,106	-0,005	
<i>F</i>	-0,071	0,007	0,202	0,450	0,840	0,508	0,235	0,078	-0,018	
<i>GHI</i>	-0,011	0,183	0,399	0,594	0,721	0,471	0,278	0,107	0,004	
<i>GVAex</i>	0,003	0,132	0,334	0,582	0,845	0,560	0,292	0,089	-0,011	
<i>JK</i>	0,007	0,198	0,367	0,537	0,671	0,508	0,293	0,072	-0,034	
BK-Filter										
Österreich										
<i>GVAex</i>	-0,028	0,108	0,388	0,738	1,000	0,738	0,388	0,108	-0,028	
<i>F</i>	-0,124	-0,097	0,079	0,365	0,589	0,425	0,164	-0,028	-0,080	
<i>CDE</i>	-0,025	0,112	0,378	0,706	0,965	0,743	0,431	0,162	0,011	
<i>GHI</i>	-0,031	0,067	0,299	0,619	0,928	0,778	0,517	0,264	0,086	
<i>JK</i>	0,016	0,061	0,099	0,075	-0,039	-0,124	-0,103	0,011	0,130	
Euro-Raum										
<i>GDPex</i>	0,018	0,141	0,363	0,634	0,868	0,711	0,478	0,258	0,105	
Deutschland										
<i>CDE</i>	0,045	0,181	0,408	0,676	0,890	0,706	0,449	0,214	0,060	
<i>F</i>	-0,037	0,055	0,256	0,539	0,836	0,711	0,474	0,214	0,027	
<i>GHI</i>	0,200	0,387	0,576	0,717	0,778	0,562	0,367	0,213	0,105	
<i>GVAex</i>	0,119	0,276	0,494	0,728	0,907	0,698	0,437	0,201	0,044	
<i>JK</i>	0,251	0,375	0,477	0,567	0,661	0,534	0,379	0,209	0,059	

Q: WIFO-Berechnungen. – ¹⁾ Bei hoher Kreuzkorrelation mit positiver Zeitverschiebung (Vorlauf) eilt die Variable der Referenzreihe voraus.

Durch diese Verringerung der Zahl der Zeitreihen stehen dann möglicherweise zu wenige idiosynkratische Komponenten zur Verfügung, um die gemeinsame Komponente verlässlich bestimmen zu können. Grundsätzlich sind Faktormodelle eher für eine sehr große Zahl von Zeitreihen geeignet als – wie hier – für einen begrenzten Bereich. Jüngste Forschungsergebnisse¹⁴⁾ deuten allerdings darauf hin, dass unter bestimmten Umständen die Zahl der Zeitreihen deutlich eingeschränkt werden kann, ohne dass die Ergebnisse an Erklärungskraft verlieren. Dem wurde in der vorliegenden Arbeit insofern Rechnung getragen, als zum einen eine sorgfältige Vorselektion der Zeitreihen aufgrund ihres theoretischen Konjunkturgehalts erfolgt (keine Berücksichtigung von öffentlichen Dienstleistungen, Land- und Forstwirtschaft sowie Steuern und Subventionen); zum anderen erleichtern die Vorabbereinigung der Zeitreihen um Saison- und Arbeitstageeffekte und die Filterung der hochfrequenten irregulären Bestandteile durch den BK-Filter ebenfalls die Identifikation der gemeinsamen Komponente.

Für die vorliegende Arbeit wurde die durch zwei gemeinsame dynamische Faktoren repräsentierte Konjunkturkomponente ermittelt. Für die BK-gefilterten Reihen erklären

¹³⁾ Wie erwähnt wurden Saisonschwankungen bereits vorab aus den Zeitreihen entfernt.

¹⁴⁾ Vgl. z. B. Boivin – Ng (2006) oder Inklaar – Jacobs – Romp (2003).

diese beiden Faktoren einen höheren Teil der Gesamtvarianz als für die HP-gefilterten. Die identifizierten Schwankungen sind demnach eher Konjunkturschocks (mit einer Periodizität zwischen 2 und 8 Jahren), die sich über die Wirtschaftsbereiche und Länder fortpflanzen, als Schwankungen höherer Frequenz. In beiden Fällen spiegelt die Bruttowertschöpfung (ohne Land- und Forstwirtschaft) die gemeinsame Komponente knapp vor der Sachgüterproduktion am stärksten wider. Dies gilt sowohl für Deutschland und Österreich als auch für das BIP des Euro-Raums. Relativ gering ist in beiden Ländern die Konjunkturereagibilität des Bauwesens. Auch dies entspricht der üblichen Beobachtung – die öffentliche Hand scheint hier eine größere Rolle zu spielen als die Konjunktur.

Um die Ergebnisse des dynamischen Faktormodells mit jenen aus der ad hoc bestimmten univariaten Konjunkturkomponente vergleichen zu können, wird im Folgenden die dynamische Komponente so wiedergegeben, wie sie in der Zeitreihe der österreichischen Bruttowertschöpfung ohne Land- und Forstwirtschaft widergespiegelt wird. Übersicht 3 zeigt die Kreuzkorrelationen der in den Zeitreihen enthaltenen gemeinsamen Konjunkturkomponente in Bezug auf diese Referenzreihe. Für die HP-gefilterten Reihen im oberen Teil von Übersicht 3 ergibt sich demnach durchwegs ein Gleichlauf zur Konjunktur. Da dies für die zur Ad-hoc-Konjunkturbestimmung ausschließlich HP-gefilterten Reihen nicht zutrifft, sind offenbar lediglich idiosynkratische Zyklen (im konjunkturrelevanten Frequenzspektrum) für einen Vor- bzw. Nachlauf maßgebend. Ein ähnliches Bild ergibt sich anhand der BK-gefilterten Reihen: Nur das österreichische Finanzwesen weist einen deutlichen Lead gegenüber der Konjunktur auf. Allerdings ist hier die höchste Kreuzkorrelation mit 0,13 äußerst niedrig und nicht signifikant.

Konjunkturwendepunkte sind für das Setzen und die Beendigung wirtschaftspolitischer Maßnahmen wichtige Zeitpunkte. Somit kommt ihrer Bestimmung und rechtzeitigen Erkennung eine bedeutende Rolle zu. Die hier verwendeten Filtertechniken erlauben allerdings nur eine sehr verlässliche Datierung historischer Wendepunkte, sie sind aber nicht geeignet, diese am aktuellen Zeitrand anzuzeigen. Die historische Bestimmung von Wendepunkten kann aber als Referenzsystem und Qualitätskriterium für andere Verfahren dienen, welche die kontemporäre Erkennung zum Ziel haben.

Weitere Ansätze zur Datierung von Konjunkturwendepunkten

Erwähnt seien an dieser Stelle zwei weitere gebräuchliche parametrische Methoden, welche aber hier nicht angewandt werden sollen. Die erste versucht die Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Regimen "Kontraktion" und "Expansion" als latenten Markov-Switching-Prozess zu modellieren. Für jedes dieser beiden Regime werden lokal-lineare autoregressive Prozesse angepasst. Als Resultat kann für jeden Zeitpunkt die Wahrscheinlichkeit angegeben werden, mit der sich die Wirtschaft entweder in Expansion oder in Kontraktion befindet. Nur in Ausnahmefällen ist aufgrund der errechneten Wahrscheinlichkeit keine eindeutige Aussage möglich – dies sind aber meist gerade jene Zeitpunkte, für welche eine exakte Information benötigt würde, etwa um die richtigen wirtschaftspolitischen Entscheidungen zu treffen.

Ein recht ähnliches Verfahren modelliert die Zeitreihe als schwellenabhängigen autoregressiven Prozess (threshold autoregressive models). Hier werden ebenfalls die unterschiedlichen Regime als autoregressive Prozesse modelliert (lokal-linear); allerdings werden im Gegensatz zum ersten Ansatz die Wahrscheinlichkeiten nicht als Markov-Kette dargestellt. Damit die Wirtschaft in das jeweils andere Regime gelangt, muss eine zu definierende Schwelle überschritten werden. Auch hier ist die Modellierung nicht einfach, und es müssen einige A-priori-Annahmen hinsichtlich des Zeitreihenverhaltens innerhalb der beiden Regime und in Bezug auf die zu überschreitende Schwelle getroffen werden.

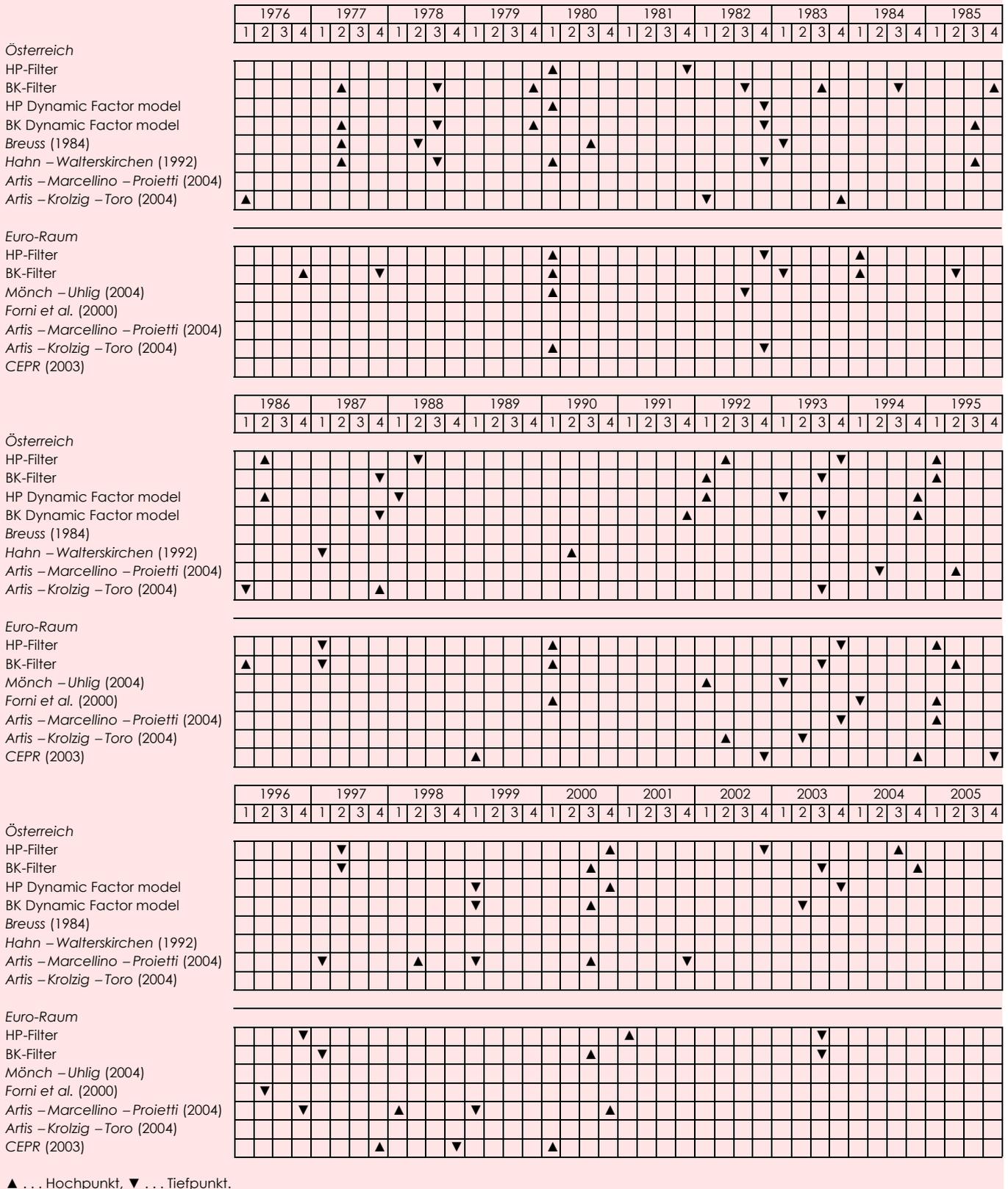
Unter den Expertenverfahren ist die Methode des NBER das prominenteste Beispiel. Auf dieser Basis liefert ein Expertenkomitee unter Berücksichtigung einer subjektiven Komponente die offizielle Konjunkturdatierung für die USA. In die Analyse fließt eine

Die Datierung der Konjunkturwendepunkte

Die Datierung der Konjunkturwendepunkte versucht lokale Extremwerte in den Zeitreihen zu finden oder festzustellen, wann eine Expansion in eine Kontraktion übergeht und umgekehrt.

Fülle von unterschiedlichen Daten und Methoden zur Lokalisierung der Wendepunkte ein. Den letzten Ausschlag für die genaue Datierung geben aber die im Komitee vertretenen Personen¹⁵⁾.

Übersicht 4: Datierung von Konjunkturwendepunkten für Österreich und den Euro-Raum im Vergleich



¹⁵⁾ Dieser Ansatz wird hier nicht weiter verfolgt; zum genauen Ablauf siehe "The Business Cycle Dating Committee" (CEPR, 2003).

Zu den formalen Ansätzen gehört das Bry-Boschan-Verfahren zur Konjunkturdatierung. Dieser von den NBER-Experten Bry – Boschan (1971) entwickelte Algorithmus ist ein nicht-parametrisches, heuristisches, iteratives Verfahren zur Bestimmung von Wendepunkten. Filter mit unterschiedlichen Glättungseigenschaften werden nacheinander angewandt, beginnend mit jenem, der die stärkste Glättung herbeiführt¹⁶). Danach werden jeweils die lokalen Maxima und Minima bestimmt, wobei deren alternierende zeitliche Abfolge ein notwendiges Kriterium ist. Lediglich jene Wendepunkte gehen in die endgültige Datierung ein, die über den gesamten Prozess nicht ausgefiltert wurden. Die Stärke der Konjunkturausschläge wird dabei allerdings nicht berücksichtigt. Außerdem muss vorab die Mindestdauer von Zyklen und Phasen festgelegt werden, was ein Wissen über die Charakteristik von Konjunkturschwanken erforderlich macht.

Dieses Verfahren verdankt seine Popularität der Tatsache, dass es die durch das NBER-Komitee festgelegten Wendepunkte der Konjunktur in den USA wiedergeben kann.

Übersicht 5: Durchschnittliche Dauer der Konjunkturzyklen und Konjunkturschwankungen in den Einzelreihen

	Hochpunkt zu Tiefpunkt	Hochpunkt zu Hochpunkt	Tiefpunkt zu Hochpunkt	Tiefpunkt zu Tiefpunkt
	Quartale			
<i>BK-Filter, univariat</i>				
Referenzreihe (GVAex)	7,9	14,9	7,9	15,8
Österreich				
F	7,1	14,1	7,4	14,0
CDE	7,9	14,7	8,3	15,8
GDP	7,0	15,7	9,5	16,0
GHI	5,1	14,5	10,0	13,8
GVA	7,7	14,9	8,0	16,0
JK	10,0	17,4	8,3	17,5
Euro-Raum				
GDP	7,7	18,2	12,2	19,8
GDPex	8,1	15,0	8,3	16,3
Deutschland				
CDE	8,0	15,0	8,2	15,8
F	8,3	12,8	5,4	13,4
GDP	8,2	15,5	8,2	15,6
GHI	9,7	17,8	8,2	17,0
GVA	7,0	15,2	9,5	16,0
GVAex	7,7	15,2	8,7	16,0
JK	10,2	16,8	7,7	16,5
Durchschnitt	8,0	15,5	8,5	16,0
<i>BK-Filter, multivariat</i>				
Referenzreihe (GVAex)	10,2	17,6	8,6	19,2
Österreich				
F	6,7	14,3	8,2	14,3
CDE	7,6	14,7	8,5	15,8
GHI	7,6	14,9	8,1	16,2
JK	9,7	17,6	7,7	16,5
Euro-Raum				
GDPex	11,0	17,5	7,8	19,2
Deutschland				
CDE	8,0	15,0	8,2	16,0
F	5,9	11,2	6,2	10,9
GHI	8,7	15,8	8,4	15,6
GVAex	7,6	15,0	8,8	16,2
JK	7,3	16,0	9,3	16,3

Q: WIFO-Berechnungen.

Übersicht 4 zeigt die mit dem Bry-Boschan-Verfahren ermittelten Konjunkturwendepunkte für Österreich von 1976 bis 2005 sowie für den Euro-Raum (ohne Österreich und Deutschland). Für Österreich wird die Datierung sowohl für die ausschließlich HP- und BK-gefilterten Reihen als auch für jene wiedergegeben, die mit dem dynami-

¹⁶) Die in der vorliegenden Studie verwendete Software (BUSY) beginnt mit einer 2-x-7-moving-average Spencer curve. Danach erfolgt eine Glättung mit einem 2-x-4-moving-average-Filter und schließlich mit einem noch kürzeren Filter.

schen Faktormodell transformiert wurden. Zusätzlich werden die Ergebnisse mit anderen Datierungsversuchen in der Literatur verglichen (Breuss, 1984, Hahn – Walterskirchen, 1992, Artis – Marcellino – Proietti, 2004, Artis – Krolzig – Toro, 2004). Die Datierung für den Euro-Raum beruht nur auf den HP- und BK-gefilterten Reihen, da wie erwähnt im dynamischen Faktormodell der Euro-Raum ohne Deutschland und Österreich definiert wurde. Auch hier werden andere Datierungskalender zum Vergleich angegeben (Mönch – Uhlig, 2004, Forni et al., 2000, Artis – Marcellino – Proietti, 2004, Artis – Krolzig – Toro, 2004, CEPR, 2003).

Sowohl für Österreich als auch den Euro-Raum kann gesagt werden, dass die Anzahl der erkannten Wendepunkte der vorliegenden Studie im Wesentlichen mit denen der übrigen Literatur übereinstimmt. Lediglich bei deren exakten Datierung kommt es gelegentlich zu Abweichungen.

Konjunkturwende- punkte in Österreich im internationalen Vergleich

Alle Verfahren weisen auf eine durchschnittliche Dauer des Konjunkturzyklus in Österreich von rund 4 Jahren hin. Dies entspricht etwa den Werten für Deutschland und dem übrigen Euro-Raum. Über die zeitliche Verschiebung des Konjunkturzyklus gegenüber dem Ausland lassen die Berechnungen keine verlässliche Aussage zu. Ein Gleichlauf mit Deutschland und dem übrigen Euro-Raum erscheint plausibel.

Anhand der BK-gefilterten Reihen ergeben die vorliegenden Berechnungen im Falle der Verwendung der österreichischen Bruttowertschöpfung (ohne Land- und Forstwirtschaft) als Referenzreihe für die Periode 1976/2005 6½ Konjunkturzyklen (Übersicht 5). Im Durchschnitt dauern die Zyklen 15 Quartale (3¾ Jahre) von Konjunkturmehrpunkt zu Konjunkturmehrpunkt bzw. 16 Quartalen (4 Jahre) von Konjunkturtiefpunkt zu Konjunkturtiefpunkt.

Übersicht 6: Analyse der mit HP- bzw. BK-Filtern ermittelten Wendepunkte

	Durchschnittlicher Vorlauf bzw. Verzögerung			Medianwert des Vorlaufs bzw. der Verzögerung		
	Hochpunkte	Tiefpunkte	Alle Wendepunkte	Hochpunkte	Tiefpunkte	Alle Wendepunkte
	Quartale					
<i>HP-Filter, multivariat</i>						
Österreich						
<i>F</i>	- 1,0	- 2,0	- 1,5	- 2,0	- 4,0	- 2,0
<i>CDE</i>	- 1,6	+ 2,4	+ 0,4	- 1,0	+ 1,0	0,0
<i>GDP</i>	- 0,6	- 0,8	- 0,7	- 0,5	0,0	0,0
<i>GHI</i>	+ 1,0	- 0,8	+ 0,1	0,0	- 0,5	0,0
<i>GVA</i>	- 0,6	0	- 0,3	0,0	0,0	0,0
<i>JK</i>	- 3,5	- 1,4	- 2,3	- 4,5	- 3,0	- 3,0
Euro-Raum						
<i>GDP</i>	+ 0,3	+ 1,3	+ 0,8	+ 0,5	+ 1,0	+ 0,5
<i>GDPex</i>	- 3,4	+ 0,2	- 1,6	- 4,5	- 1,0	0,0
Deutschland						
<i>CDE</i>	+ 0,8	+ 2,2	+ 1,5	- 1,5	+ 0,5	0,0
<i>F</i>	- 1,8	- 0,2	- 1,1	- 1,0	0,0	- 0,5
<i>GDP</i>	- 2,5	+ 2,4	+ 0,2	- 2,5	+ 1,0	- 1,0
<i>GHI</i>	- 1,3	+ 0,2	- 0,4	- 2,0	- 1,5	- 2,0
<i>GVA</i>	- 1,8	0,0	- 0,9	- 2,0	- 0,5	- 1,0
<i>GVAex</i>	- 2,0	+ 2,6	+ 0,6	- 2,0	+ 1,0	- 0,5
<i>JK</i>	- 0,25	+ 5,8	+ 2,8	0,0	+ 4,5	+ 3,0
<i>BK-Filter, multivariat</i>						
Österreich						
<i>F</i>	- 0,9	- 0,2	- 0,5	- 1,0	+ 0,5	- 1,0
<i>CDE</i>	- 0,4	- 0,4	- 0,4	0,0	- 1,0	- 0,5
<i>GDP</i>	+ 0,6	- 0,5	+ 0,1	0,0	- 0,5	0,0
<i>GHI</i>	0,0	- 1,7	- 0,8	- 0,5	0,0	0,0
<i>GVA</i>	0,0	- 0,1	- 0,1	0,0	0,0	0,0
<i>JK</i>	+ 0,4	+ 1,6	+ 1,0	+ 0,5	+ 1,0	+ 1,0
Euro-Raum						
<i>GDP</i>	0,0	- 0,8	- 0,4	0,0	- 0,5	0,0
<i>GDPex</i>	- 0,7	- 0,4	- 0,6	+ 0,5	- 0,5	0,0
Deutschland						
<i>CDE</i>	- 0,8	- 0,8	- 0,8	- 0,5	- 0,5	- 0,5
<i>F</i>	- 0,4	+ 1,0	+ 0,3	- 1,5	- 0,5	- 1,0
<i>GDP</i>	- 0,7	- 0,8	- 0,7	- 0,5	- 0,5	- 0,5
<i>GHI</i>	+ 2,0	- 1,3	+ 0,2	+ 2,0	0,0	0,0
<i>GVA</i>	- 0,2	- 1,2	- 0,7	0,0	- 0,5	0,0
<i>GVAex</i>	- 1,0	- 1,2	- 1,1	- 0,5	- 0,5	- 0,5
<i>JK</i>	+ 0,6	+ 1,5	+ 1,1	- 1,5	+ 1,0	0,0

Q: WIFO-Berechnungen. + . . . Verzögerung gegenüber der Referenzreihe, - . . . Vorlauf gegenüber der Referenzreihe.

Aufgrund des dynamischen Faktormodells werden nur 6 vollständige Zyklen ermittelt. Sie weisen eine durchschnittliche Dauer von 4½ Jahren (Peak to Peak) bzw. 5 Jahren (Trough to Trough) auf (unterer Teil der Übersicht 5). Damit entspricht ihre Dauer weitgehend jener im Euro-Raum, ist aber etwas länger als in Deutschland. Generell ist der Zyklus der gemeinsamen Konjunkturkomponente, wie er sich in der Bruttowertschöpfung widerspiegelt, länger als jener der Einzelkomponenten, weil üblicherweise die Dynamik der Wirtschaftsbereiche, welche die Binnennachfrage wiedergeben, etwas später einsetzt und so den Konjunkturzyklus verlängern kann.

Der aussagekräftigere Medianwert für die verzögerten Reaktionen (Übersicht 6) zeigt für die univariaten Verfahren einen kleinen Nachlauf des österreichischen Konjunkturzyklus gegenüber Deutschland. Gegenüber dem übrigen Euro-Raum gilt dies nur für die HP-gefilterten Reihen.

Der multivariate Ansatz (Übersicht 7) weist für die BK-gefilterten Reihen auf einen Gleichlauf gegenüber beiden Wirtschaftsräumen hin. Für HP-gefilterte Reihen zeigt sich der Gleichlauf nur gegenüber Deutschland. Im Vergleich zum übrigen Euro-Raum reagiert die Konjunktur in Österreich mit einer leichten Verzögerung von einem Quartal.

Übersicht 7: Analyse der mit dem dynamischen Faktormodell ermittelten Wendepunkte

	Durchschnittlicher Vorlauf bzw. Verzögerung			Medianwert des Vorlaufs bzw. der Verzögerung		
	Hochpunkte	Tiefpunkte	Alle Wendepunkte	Hochpunkte	Tiefpunkte	Alle Wendepunkte
Quartale						
<i>HP-Filter, multivariat</i>						
Österreich						
<i>F</i>	- 5,3	+ 3,0	- 1,2	- 10,0	0,0	0,0
<i>CDE</i>	0,0	- 1,8	- 0,9	0,0	- 1,0	0,0
<i>GHI</i>	- 1,4	0,0	- 0,7	- 2,0	0,0	0,0
<i>JK</i>	- 2,3	- 2,8	- 2,6	- 2,5	- 3,0	- 3,0
Euro-Raum						
<i>GDPex</i>	- 1,8	- 1,8	- 1,8	- 1,0	- 1,0	- 1,0
Deutschland						
<i>CDE</i>	- 0,2	- 1,4	- 0,8	0,0	- 1,0	0,0
<i>F</i>	- 0,6	+ 1,0	+ 0,1	0,0	0,0	0,0
<i>GHI</i>	- 0,2	0,0	- 0,1	0,0	- 1,0	0,0
<i>GV Aex</i>	- 0,2	- 1,4	- 0,8	0,0	- 1,0	0,0
<i>JK</i>	+ 1,2	+ 1,4	+ 1,3	0,0	0,0	0,0
<i>BK-Filter, multivariat</i>						
Österreich						
<i>F</i>	+ 1,0	- 2,8	- 0,5	0,0	- 2,0	0,0
<i>CDE</i>	+ 0,5	- 0,2	+ 0,2	+ 0,5	0,0	0,0
<i>GHI</i>	- 0,5	- 0,2	- 0,4	- 0,5	- 1,0	- 1,0
<i>JK</i>	+ 0,4	- 0,5	- 0,1	- 0,5	0,0	0,0
Euro-Raum						
<i>GDPex</i>	- 1,8	- 1,5	- 1,7	- 0,5	0,0	0,0
Deutschland						
<i>CDE</i>	0,0	- 0,2	- 0,1	0,0	0,0	0,0
<i>F</i>	+ 0,2	- 1,8	- 0,8	0,0	- 1,0	- 1,0
<i>GHI</i>	+ 0,8	+ 0,6	+ 0,7	+ 1,5	+ 0,5	+ 1,0
<i>GV Aex</i>	+ 0,7	0,0	+ 0,3	+ 1,0	0,0	0,0
<i>JK</i>	- 1,4	+ 1,5	+ 0,2	- 1,5	+ 2,0	- 0,5

Q: WIFO-Berechnungen. + . . . Verzögerung gegenüber der Referenzreihe, - . . . Vorlauf gegenüber der Referenzreihe.

Die österreichische Wirtschaft ist demnach auch im Hinblick auf die Länge der Konjunkturzyklen und die Konjunkturwendepunkte stark mit der europäischen Wirtschaft verbunden. Auch scheint der heimische Zyklus synchron zum Durchschnitt des Euro-Raums und zu Deutschland zu sein. Die Datenreihen sind zu kurz, um zu überprüfen, ob sich dieser zeitliche Zusammenhang gegenüber der Vergangenheit verstärkt hat.

Artis, M., Krolzig, H. M., Toro, J., "The European Business Cycle", Oxford Economic Papers, 2004, (56).

Artis, M., Marcellino, M., Proietti, T., "Characterizing the Business Cycle for Accession Countries", CEPR Discussion Paper, 2004, (4457).

- Baxter, M., King, R. G., "Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", NBER Working Paper Series, 1995, (5022).
- Boivin, J., Ng, S., "Are More Data Always Better for Factor Analysis?", *Journal of Econometrics*, 2006, 127(1), S. 169-194.
- Bruss, F., "Konjunkturindikatoren für die österreichische Wirtschaft", *WIFO-Monatsberichte*, 1984, 57(8), S. 464-492.
- Bry, G., Boschan, C., "Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs", NBER, Technical Paper, 1971, (20).
- Burns, A. F., Mitchell, W. C., "Measuring Business Cycles", NBER, *Studies in Business Cycles*, 1946, (2).
- Canova, F., "Detrending and Business Cycle Facts", *Journal of Monetary Economics*, 1998, 41.
- CEPR (Center for Economic Policy Research), Business Cycle Dating Committee of the Center for Economic Policy Research, London, 2003, <http://www.cepr.org/press/dating.pdf>.
- Deistler, M., Schleicher, St., "Struktur der österreichischen Industrieproduktion. Eine spektralanalytische Untersuchung", *Empirica*, 1974, 1(1), S. 72-97.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, F., Reichlin, L., "Reference Cycles: The NBER Methodology Revisited", CEPR Discussion Paper, 2000, (2400).
- Inklaar, R., Jacobs, J., Romp, W., "Business Cycle Indicators: Does a Heap of Indicators Help?", University of Groningen CCSO, Working Paper, 2003, (200312).
- Hahn, F. R., Walterskirchen, E., "Stylized Facts der Konjunkturschwankungen in Österreich, Deutschland und den USA", *WIFO Working Papers*, 1992, (58).
- Hamilton, J. D., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 1989, 57.
- Hodrick, R. J., Prescott, E., "Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", Carnegie Mellon University, Working Paper, 1980.
- Koopmans, T. C., "Measurement without Theory", *Review of Economics and Statistics*, 1947, 29(3), S. 161-172.
- Lucas, R. E., Jr., "Understanding Business Cycles", in Brunner, K., Meltzer, A. H. (Hrsg.), "Stabilization of the Domestic and International Economy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1977, (5), S. 7-29.
- Mintz, I., "Dating Post War Business Cycles: Methods and their Application to Western Germany, 1965-67", NBER Occasional Paper, 1969, (107).
- Mönch, E., Uhlig, H., "Towards a Monthly Business Cycle Chronology for the Euro Area", CEPR Discussion Paper, 2004, (4377).
- Prescott, E., "Theory Ahead of Business Cycle Measurement", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1986, (25).
- Solow, R. M., *Growth Theory*, Oxford University Press, New York, 1970.
- Stadler, G., "Real Business Cycles", *Journal of Economic Literature*, 1994, (323).
- Stock, J. H., Watson, M. W., "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators", *Macroeconomics Annual*, 1989, 4.
- Stock, J. H., Watson, M. W., "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators", in Lahiri, K., Moore, G. (Hrsg.), *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, 1991.
- The Business Cycle Dating Committee, *The NBERs Business-Cycle Dating Procedure*, NBER, Washington, DC, 2003.
- Tichy, G., "Indikatoren der österreichischen Konjunktur 1950 bis 1970", *WIFO, Studien und Analysen*, 1972, (4).
- Zarnowitz, V., *Business Cycles – Theory, History, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago, NBER, 1992.

Dating of Business Cycles in Austria – Summary

Dating of business cycle turning points is an important task for economic policy decisions. The underlying study pinpoints these dates for the Austrian economy for the period between 1976 und 2005, using only quarterly national accounts data for Austria, Germany and the euro area. Three different filtering methods are applied: first-order differences, the Hodrick-Prescott filter and the Baxter-King filter. To all three, two different methods of determining the business cycle are applied: an ad-hoc determination of the business cycle and a dynamic factor model, taking into account the common variations of business cycle movements for Austria, the euro area and Germany. The results of both methods are dated by the Bry-Boschan algorithm in order to locate peaks and troughs of the cycle. The results are interpreted and compared to existing studies covering the euro area and the Austrian business cycle.