

WIFO

A-1103 WIEN, POSTFACH 91
TEL. 798 26 01 • FAX 798 93 86

 **ÖSTERREICHISCHES INSTITUT FÜR
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG**

**VORAUSEILENDE INDIKATOREN
ZUR ANALYSE DER ÖSTER-
REICHISCHEN PREISDYNAMIK**

**ENDBERICHT ZUM JUBILÄUMSFONDS-
PROJEKT 6626**

JOSEF BAUMGARTNER

September 1998

**VORAUSEILENDE INDIKATOREN
ZUR ANALYSE DER ÖSTER-
REICHISCHEN PREISDYNAMIK
ENDBERICHT ZUM JUBILÄUMSFONDS-
PROJEKT 6626**

JOSEF BAUMGARTNER

Studie des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung, gefördert aus dem Jubiläumsfonds der Österreichischen Nationalbank

Projektleiter: Helmut Kramer

Begutachtung: Wolfgang Pollan, Thomas Url
Wissenschaftliche Assistenz: Christa Magerl,
Sonja Wirgler

September 1998

INHALTSVERZEICHNIS

1. Einleitung	1
2. Referenzzyklen und "stylized facts" der österreichischen Preis- und Inflationsdynamik	8
2.1 <i>Referenzreihe und Referenzzyklen</i>	8
2.1.1 Preiszyklus	9
2.1.2 Inflationszyklus	10
2.2 <i>"Stylized facts" der österreichischen Preis- und Inflationsdynamik</i>	11
2.2.1 Preiszyklen	12
2.2.2 Inflationszyklus	12
3. Auswahl der Basisreihen	18
4. Granger-Kausalitätstests und Kreuzkorrelationen	22
4.1 <i>Darstellung der Methoden</i>	22
4.1.1 Granger-Kausalitätstests	22
4.1.2 Kreuzkorrelationen	27
4.2 <i>Ergebnisse</i>	28
4.2.1 Preiszyklus	29
4.2.2 Inflationszyklus	29
5. Übereinstimmung der Wendepunkte der Referenz- und Basisreihen	34
5.1 <i>Darstellung der Methode</i>	34
5.2 <i>Ergebnisse</i>	36
5.2.1 Preiszyklus	36
5.2.2 Inflationszyklus	37
6. Zusammengesetzte vorausseilende Indikatoren	42
7. Zusammenfassung	53
8. Literaturhinweise	57
Methodenanhang	61
Tabellenanhang	64

1. Einleitung

Preisstabilität bzw. eine niedrige Inflationsrate ist das Hauptargument in der Zielfunktion der meisten Zentralbanken. Im Vertrag von Maastricht ist dieses (als Haupt-)Ziel ausdrücklich für die zukünftige Europäische Zentralbank (EZB) vorgegeben¹⁾. Einige Zentralbanken haben (in Europa beispielsweise die Bank of England und die Sveriges Riksbank) zur instrumentalen Implementierung ihres geldpolitischen Ziels explizit ein Inflationsziel bekanntgegeben und richten ihre Geldpolitik danach aus. Für die geldpolitische Strategie der europäischen Zentralbank wird neben einem Geldmengenziel ein direktes Inflationsziel bzw. eine Kombination der beiden diskutiert²⁾.

Svensson (1996) weist darauf hin, daß Implementierung, Monitoring und Evaluierung eines Inflationsziels aufgrund der unvollständigen Kontrolle der Zentralbank über die Inflationsentwicklung schwer zu bewerkstelligen sind, und damit die potentiellen Vorteile – Pre-Commitment, Credibility und Accountability, Stabilisierung der Inflationserwartungen – abgeschwächt werden. Diese Schwierigkeiten lassen sich aber durch einen einfachen Mechanismus aus der Welt schaffen: "Inflation targeting implies inflation forecast targeting: The central banks' inflation forecast becomes an intermediate target" (Svensson, 1996, S. 2). Auch bei der Anwendung eines direkten Geldmengenziels (z. B. bei der Deutschen Bundesbank), ist die Verwendung zusätzlicher Informationen über den künftigen Inflationsdruck sinnvoll.

Für die österreichische Situation waren aufgrund der gewählten geldpolitischen Strategie eines Wechselkursziels Inflationsprognosen für die Durchführung der Geldpolitik bisher von nachrangiger Bedeutung. Durch die geänderten Rahmenbedingungen im Kontext der

Für hilfreiche Kommentare und anregende Diskussionen danke ich Peter Huber, Wolfgang Pollan, Michael Wüger und vor allem Thomas Url (alle WIFO), sowie Alberto Cabrero (Banco de España), Juan Carlos Delrieu (Valenciana de Cementos), Eduard Hochreiter, Peter Mooslechner, Gerhard Rünstler und Gert Wehinger (alle OeNB). Christa Magerl und Sonja Wirgler (beide WIFO) danke ich für die statistische Assistenz und die redaktionelle Betreuung.

¹⁾ Siehe dazu 3. Protokoll zum EU-Vertrag, Art. 2 und EU-Vertrag Art. 2, 3a und 105.

²⁾ Siehe *EMI* (1997).

künftig gemeinsamen Geldpolitik in der Europäischen Währungsunion kommt der Abschätzung der nationalen wie der EWU-weiten zukünftigen Inflationsentwicklung nunmehr eine bedeutende Stellung zu.

Zur Erstellung von Prognosen makroökonomischer Variabler haben sich sehr unterschiedliche Methoden herausgebildet, wobei kein Ansatz einem anderen eindeutig überlegen ist. So werden für die Analyse und Prognose der zeitlichen Entwicklung (z. B. die Prognose von Wendepunkten im Konjunktur- oder Inflationszyklus) andere Methoden und Prognosestrategien verwendet als für die Prognose der Größe einer bestimmten Variable (z. B. der Wachstumsrate des BIP oder der Inflationsrate im nächsten Jahr). Für letztere Fragestellung werden neben makroökonomischen Strukturmodellen Zeitreihenmodelle – univariate SARIMAX-Modelle und multivariate, hauptsächlich unrestringierte, restringierte und bayesianische vektorautoregressive (VAR) Modelle – verwendet. In diesem Projekt bildet jedoch nicht die Prognose der Höhe der Inflationsrate, sondern die Erkennung und Vorhersage von Wendepunkten im Inflationszyklus unter Zuhilfenahme von vorausseilenden Indikatoren - Leading indicators (LI) - den Schwerpunkt der Analyse³⁾. Durch den unterschiedlichen Fokus der Betrachtung ist der gewählte Ansatz somit komplementär zu den oben genannten zu betrachten.

Die "Leading-indicator"-Methode geht auf *Burns – Mitchell* (1946) vom National Bureau of Economic Research (NBER) zurück. Diese Autoren haben (zusammengesetzte) vorausseilende Indikatoren zur Identifikation und Prognose von Konjunkturzyklen entwickelt und in erster Linie auf US-Daten angewendet. Die Eigenschaften der vorgeschlagenen Konjunkturindikatoren wurden – wieder hauptsächlich für die USA – einer genauen Prüfung unterzogen und verbessert⁴⁾.

³⁾ In der Literatur zu zyklischen (Konjunktur-)Schwankungen hat es sich eingebürgert, als Wendepunkte lokale Minima oder lokale Maxima von Zeitreihen zu verstehen, d. h. in der mathematischen Terminologie, wo die erste Ableitung nach der Zeit gleich Null und nicht wie in der mathematischen Definition, wo die zweite Ableitung gleich Null ist. Den Konventionen in der ökonomischen Literatur folgend werden auch in dieser Arbeit die Begriffe Wendepunkte und lokale Extrema synonym verwendet, obwohl dies mathematisch nicht korrekt ist.

⁴⁾ Siehe u. a. die Beiträge in *Moore* (1961), *Zarnovitz* (1992) und *Stock - Watson* (1993).

Vorauselende Indikatoren für die Abschätzung der zukünftigen Inflationsentwicklung waren bis vor kurzem eher rar und bezogen sich wieder größtenteils auf die USA⁵⁾. Erst seit Anfang der neunziger Jahre – zumeist aufgrund der im Zuge einer Neuausrichtung der geldpolitischen Strategie auf ein direktes Inflationsziel intensiveren Beschäftigung mit Prognosen der künftigen Inflationsentwicklung⁶⁾ – stehen in einigen europäischen Ländern auch vorauselende Indikatoren für die Analyse der Inflationsentwicklung zur Verfügung (siehe Übersicht 1)⁷⁾.

Die Leading-Indicator-Methodologie versucht sich das Phänomen zunutze zu machen, daß zyklische Bewegungen mancher ökonomischer Zeitreihen – diese werden als Indikatoren oder Informationsvariable bezeichnet den sogenannten Referenzreihen - ihnen gilt das eigentliche ökonomische Interesse – systematisch vorauslaufen.⁸⁾

Als Referenzzeitreihe wird in dieser Studie der Verbraucherpreisindex (VPI) verwendet. Für die Erstellung des (nicht beobachtbaren) Referenzzyklus werden zwei unterschiedliche Definitionen näher untersucht. Die Abweichung des VPI von dessen (durch den Hodrick-Prescott Filter) ermittelten Trend definiert den Preiszyklus. Unter Inflationszyklus wird die prozentuelle Veränderung des VPI gegenüber dem Vorjahr verstanden. Zur Berechnung beider Zyklen werden Monatsdaten verwendet. Die hohe Frequenz der Daten steigert nicht nur die Zahl der verfügbaren Beobachtungen, sondern erlaubt auch eine aktuelle Beurteilung der zyklischen Entwicklung. Dadurch fallen aber auch einige interessante

⁵⁾ Siehe Klein (1986), Roth (1991), Boughton - Branson (1991), Dasgupta - Lahiri (1991), Garner (1995), Webb - Rowe (1995).

⁶⁾ Siehe dazu die Inflation Reports der Bank of England, der Sveriges Riksbank, der Suomen Pankki und der Banco de España.

⁷⁾ Siehe dazu Bikker (1993) für die Niederlande, Artis et al. (1995) für Großbritannien, Ripatti (1995) für Finnland, Cabrero - Delrieu (1996) für Spanien, und Quinn - Mawdsley (1996) für Irland. Bikker - Kennedy (1997) haben für sieben EU-Länder (Belgien, Deutschland, Frankreich, Italien, Niederlande, Schweden und Großbritannien) je fünf CLI entwickelt.

⁸⁾ Die Begriffe Kandidatenvariable (bzw. -zeitreihe) und Basisvariable (bzw. -zeitreihe) werden synonym verwendet. Daneben stellen die Bezeichnungen Indikator (bzw. -variable oder -zeitreihe) und Informationsvariable (bzw. -zeitreihe) auch Synonyme dar. Eine Basisvariable wird dann zum Indikator, wenn sie gewisse regelmäßige Eigenschaften in bezug auf die Referenzvariable erfüllt. Ein Indikator ist somit eine spezielle Eigenschaft erfüllende Submenge der Basisvariablen.

Basisvariablen, die nur auf Quartalsbasis zur Verfügung stehen wie z. B. der Output-gap aus der Menge der analysierten Variablen hinaus. In Abschnitt 2 werden beide Zyklen und die verwendeten Glättungsverfahren definiert und einige "stylized facts" dargestellt.

Die Basisvariablen, die möglicherweise als Indikatoren in Betracht werden aus vier Variablengruppen, die potentiell eine vorausseilende Eigenschaft aufweisen, ausgewählt:

- (i) direkte Preis- oder Kostenvariable (Weltmarktpreise, Importpreise, Löhne);
- (ii) Angebots- und Nachfragevariable (Industrieproduktion, Exporte, Beschäftigung, Einzelhandelsumsätze, Importe), um die allgemeine Konjunktorentwicklung darzustellen;
- (iii) monetäre Aggregate und
- (iv) Finanzmarktvariable.

Die theoretischen Argumente und empirischen Ergebnisse in anderen Ländern, die für die Auswahl als Basiszeitreihen als maßgeblich erachtet werden, werden in Abschnitt 3 diskutiert.

Die Indikatoreigenschaften der Basis(zeit)reihen werden nach zwei Auswahlkriterien getestet: Basierend auf den in Abschnitt 2 abgeleiteten Referenzzyklen werden die "overall leading indicator properties" mit Hilfe von Granger-Kausalitätstests und Kreuzkorrelationen festgestellt (Abschnitt 4). Da das Ziel dieser Arbeit in der Erkennung und Vorhersage von Wendepunkten in der Preisdynamik liegt, werden in Abschnitt 5 für jeden der zwei Zyklen mit Hilfe eines nichtparametrischen Verfahrens – der von *Abad - Quilis* (1996, 1997) etwas abgewandelten traditionellen NBER-Methode – die vorausseilenden Eigenschaften der Basisreihen an den Wendepunkten des jeweiligen Referenzzyklus untersucht.

Aus den "besten" Basiszeitreihen – den Indikatorvariablen – werden nach deren Standardisierung und Synchronisation

- (i) durch einfache Durchschnittsbildung und
- (ii) durch gewichtete Durchschnittsbildung, wobei die Gewichte faktoranalytisch ermittelt werden,

für jeden der beiden Referenzzyklen mehrere zusammengesetzte vorausseilende Indikatoren gebildet, wobei auf die Fristigkeit (d. h. den maximalen "lead") und die Datenverfügbarkeit nach Beginn der europäischen Währungsunion Rücksicht genommen wird (Abschnitt 6). Eine Zusammenfassung mit Schlußfolgerungen und möglichen Erweiterungen beschließt diese Arbeit.

Übersicht 1: Literatúrauswahl zu voraussetzenden (zusammengesetzten) Inflationsindikatoren für EU-Länder

Studie	Länder	Referenzreihe Referenzzeitraum	Referenzzyklus	Zahl und Frequenz der Basiszeitreihen	Auswahlmethode und Zahl der Indikator- zeitreihen	Konstruktion und Zahl der erstellten CLI ^(a) ("Lead" in Monaten in Klammer)
Bikker (1993), De Nederlandsche Bank, Economisch Statistische Berichten	Niederlande	VPI, saisonbereinigt, 1964 bis 1992	<u>Preiszyklus</u> : geglättete (CMA 12) ^{b)} Abweichung vom Trend (CMA 43) <u>Inflationszyklus</u> : geglättete Inflationsrate (CMA 12)	35 Zeitreihen (auch Deutschland), Monatsdaten	Übereinstimmung der Wendepunkte (NBER- Methode) Kreuzkorrelationen 4 Indikatoren für Preiszyklus 6 Indikatoren für Inflationszyklus	Faktorladungen als Gewichte 1 für Preiszyklus (11 Monate) 1 für Inflationszyklus (nicht angegeben)
Artis et al. (1995), Economic Journal	Großbritannien	RPI ^(c) 1958 bis 1992	<u>Inflationszyklus</u>	18 Zeitreihen, Monatsdaten	Übereinstimmung der Wendepunkte (NBER- Methode) 7 Indikatoren	Durchschnitt der standardisierten Indikatoren 1 kurzfristiger CLI (9 Monate) 1 langfristiger CLI (16 Monate)
Cabrero - Delrieu, (1996), Bank of Spain Working Paper	Spanien	VPI ^(d) Inflationsrate bereinigt um deterministische Effekte, 1977 bis 1995	<u>1. Differenz der Inflationsrate</u>	37 Zeitreihen, Monats- und Quartalsdaten	Übereinstimmung der Wendepunkte (NBER- Methode) Granger- Kausalitätstests (10 Indikatoren)	Faktorladungen als Gewichte 1 CLI (9 Monate)
Quinn - Mawdsley, (1996), Bank of Ireland Working Paper	Irland	VPI 1960 bis 1995	<u>Inflationszyklus</u>	12 Zeitreihen, (auch Deutschland und Großbritannien), Quartalsdaten	Kreuzkorrelationen 6 Indikatoren für Preiszyklus	Faktorladungen als Gewichte 1 CLI (3 Quartale)

Fortsetzung Übersicht 1

Studie	Länder	Referenzreihe Referenzzeitraum	Referenzzyklus	Zahl und Frequenz der Basiszeitreihen	Auswahlmethode und Zahl der Indikator- zeitreihen	Konstruktion und Zahl der erstellten CLI ^{a)} ("Lead" in Monaten in Klammer)
Bikker - Kennedy (1997), EMI	7 EU-Länder (Belgien, Däne- mark, Frank- reich, Italien, Niederlande, Schweden, Großbritannien)	VPI core inflation nicht angegeben	<u>Preiszyklus</u> : geglättete (CMA 12) Abweichung vom Trend (HP-Filter ^{e)} $\lambda = 100.000$	13 Zeitreihen je Land, Monatsdaten	Übereinstimmung der Wendepunkte (NBER- Methode) Kreuzkorrelationen	Kreuzkorrelationen (Maximum) Faktorladungen als Gewichte 3 kurzfristige CLI 2 langfristige CLI
Ripatti (1995), Bank of Finland Working Paper	Finnland	VPI 1960 bis 1995	<u>Inflationszyklus</u>	36 Zeitreihen, Monats-, Quartals- und Halbjahresdaten	Granger- Kausalitätstests	Nicht erstellt
Baumgartner – Ramaswamy (1996), IMF Working Paper	Großbritannien	RPI, RPIX ^{f)} , BIP- Deflator 1973 bis 1994	<u>Inflationszyklus</u>	14 Zeitreihen, Quartalsdaten	Granger- Kausalitätstests, FEVD ^{g)} , IR ^{h)}	Nicht erstellt
Baumgartner et al. (1997), IMF Working Paper	Schweden	VPI, VPI adjusted, BIP-Deflator 1972 bis 1995	<u>Inflationszyklus</u>	20 Zeitreihen, Quartalsdaten	Granger- Kausalitätstests, FEVD, IR	Nicht erstellt

^{a)} CMA centered moving average. - ^{b)} CLI composite leading indicator. - ^{c)} RPI retail price index. - ^{d)} VPI Verbraucherpreisindex. - ^{e)} HP-Filter Hodrick - Prescott (1980) Filter.

^{f)} RPIX retail price index excluding mortgage interest payments. - ^{g)} FEVD forecast error variance decomposition. - ^{h)} IR impulse response function.

2. Referenzzyklen und "stylized facts" der österreichischen Preis- und Inflationsdynamik

2.1 Referenzreihe und Referenzzyklen

Um die potentiellen vorseilenden zyklischen Eigenschaften der Basisreihen untersuchen zu können, muß zuerst eine Referenzreihe gewählt und ein Zyklus definiert werden. Die Wahl des Verbraucherpreisindex (VPI) als Referenzreihe wird durch den Untersuchungsgegenstand – Preisentwicklung –, durch die Wahl von Monatsdaten, die rasche Verfügbarkeit (meist am Beginn des übernächsten Monats) und durch hohe Akkuranz (der VPI wird praktisch nicht revidiert) bestimmt. Der BIP-Deflator als ebenfalls bekannte Preiszeitreihe ist dagegen nur vierteljährlich mit einer Verzögerung von mehreren Monaten verfügbar und wird zudem mehrmals revidiert. Der harmonisierte Verbraucherpreisindex (HVPI) ist erst seit 1996 verfügbar, womit zu wenige Beobachtungen zur Analyse zur Verfügung stehen, um als Referenzreihe geeignet zu sein⁹⁾.

Obwohl der VPI durch eine Verkettung mit dem Index für die Lebenshaltungskosten bis ins Jahr 1947 zurückreicht, wurde der Beginn der Untersuchungsperiode mit 1966 gewählt, da sich das zyklische Verhalten seit Mitte der 60er Jahre grundlegend anders darstellt, und viele der Basiszeitreihen erst seit dieser Zeit verfügbar sind. Für die genauere Untersuchung der vorseilenden Indikatoreigenschaften wurde den Ergebnissen basierend auf der Teilstichprobe ab 1975 ein höheres Gewicht beigemessen.

Zyklische Muster sind ein an sich abstraktes Konzept. Sie sind nicht unmittelbar beobachtbar und müssen daher zuerst definiert werden. In der Literatur sind zwei Gruppen von Zyklusdefinitionen anzutreffen, sogenannte

- (i) Abweichungszyklen, in diese Gruppe ist der hier verwendete Preiszyklus einzuordnen und
- (ii) Wachstumsratenzyklen, die hier mit dem Inflationszyklus abgedeckt werden.

Im folgenden werden diese beiden Konzepte eingehender erläutert.

⁹⁾ Zum HVPI siehe *Fluch* (1997, 1998).

2.1.1 Preiszyklus

Bei der Verwendung des Preiszykluskonzepts - definiert als (geglättete) Abweichung des aktuellen Preisniveaus von dessen Trendentwicklung - wird die Analyse durch die Schätzung der Trendkomponente erschwert¹⁰⁾. Die für europäische Länder verwendeten Methoden zur Bestimmung des Preiszyklus werden nachfolgend kurz erläutert. *Bikker* (1993) schätzt den Trend als gleitenden Durchschnitt des VPI über 43 Monate und glättet den abgeleiteten Zyklus abermals mit einem zentrierten gleitenden Durchschnitt über 12 Monate. *Bikker – Kennedy* (1997) verwenden das von *Hodrick - Prescott* (1980) (HP-Filter) entwickelte Verfahren, um den Preiszyklus zu ermitteln¹¹⁾. Dabei wird die aktuelle logarithmierte Niveaugröße ($\ln Y_t$) in eine stationäre Komponente und eine geglättete Trendkomponente (y_t^*) zerlegt, wobei (y_t^*) durch die Lösung des Minimierungsproblems

$$(1) \quad \text{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2 \right\}$$

ermittelt wird. In Gleichung (1) wird der erste Term - die Restgröße ($\ln Y_t - y_t^*$) - als zyklische Abweichung des aktuellen Preisniveaus von dessen Trend interpretiert. Der zweite Term bestimmt die Glattheit des Trends. Der Parameter λ gibt den Glättungsparameter an und muß a priori vorgegeben werden. Je niedriger λ gewählt wird, desto näher liegt der Trend beim tatsächlichen Preisniveau und desto kürzer wird die Dauer eines durchschnittlichen Preiszyklus sein. Um die Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen in *Bikker - Kennedy* (1997) zu gewährleisten, wurde auch für die österreichischen Daten ein $\lambda = 100.000$ verwendet. Um die saisonale Variation zu reduzieren und irreguläre Komponenten zu eliminieren, wurde der Preiszyklus unter Verwendung zentrierter gleitender Durchschnitte über 13 Monate (CMA 13) geglättet.¹²⁾ Der Zyklus wird damit wie folgt berechnet

¹⁰⁾ Zur Schätzung von Trend und Zyklus und den je nach Berechnungskonzept mitunter sehr unterschiedlichen Eigenschaften dieser Komponenten siehe unter anderem *Canova* (1998A), *Burnside* (1998), *Canova* (1998B).

¹¹⁾ Für eine genauere Darstellung dieses Filters siehe *Hodrick - Prescott* (1980).

¹²⁾ Der Preiszyklus wie auch der weiter unten beschriebene Inflationszyklus werden für die Ermittlung der Wendepunkte der Referenzzyklen einem Glättungsverfahren unterzogen. Für die Bestimmung der vorseilenden Eigenschaften an den Wendepunkten (siehe Abschnitt 4) werden die Basiszeitreihen

$$(2) \quad y_t = \frac{1}{13} \sum_{i=-6}^6 (\ln Y_{t-i} - y_{t-i}^*) * 100 .$$

Gegen die Verwendung des HP-Filters lassen sich eine Reihe von Argumenten anführen¹³⁾. Um die Ergebnisse dieser Arbeit mit den Schätzungen des *EMI* (1997) vergleichen zu können, wird dennoch mit diesem Verfahren gearbeitet.

2.1.2 Inflationszyklus

Der Inflations- oder Wachstumsratenzyklus, definiert als (geglättete) prozentuelle Veränderung des Verbraucherpreisindex gegenüber dem Monat des Vorjahres, entspricht der gebräuchlichen Definition der Inflationsrate und wurde in den meisten verfügbaren Studien herangezogen (siehe Übersicht 1). Auch in dieser Arbeit wird dieses Konzept, angenähert durch die 12. Differenz des logarithmierten Preisniveaus verwendet¹⁴⁾.

jeweils derselben Glättungsprozedur unterzogen wie die Referenzreihen. Für die Ermittlung der 'overall predictive power' mittels Granger-Kausalitätstest und Kreuzkorrelationen werden sowohl die Referenz- als auch die Basisreihen in ihrer ungeglätteten Form verwendet.

¹³⁾ Siehe dazu *Harvey - Jäger* (1993), *King - Rebelo* (1993), *Cogley - Nason* (1995) und *Boone - Hall* (1996).

¹⁴⁾ Eine Variante des Inflationszyklus stellt die Veränderung der Inflationsrate gegenüber dem Vormonat (erste Differenz der Inflationsrate) dar und kann als Maß der Inflationsbeschleunigung interpretiert werden. In den für europäische Länder verfügbaren Studien wurde dieser Ansatz ausschließlich von *Cabrero - Delrieu* (1996) für die Analyse der spanischen Inflationsentwicklung verwendet. Innerhalb des Untersuchungszeitraums ihrer Arbeit (Jänner 1977 bis Dezember 1995) folgte die Inflationsrate bis Ende 1987 einem deutlichen Abwärtstrend und ging nach einem vorübergehenden Anstieg 1988 bis zum Ende der Beobachtungsperiode weiter zurück. Dadurch war kein vollständiger Zyklus (von einem lokalen Tiefpunkt zum nächsten) zu beobachten, d. h. für diesen Zeitraum war die Inflationsrate nicht stationär. Als Folge wählten *Cabrero - Delrieu* die 1. Differenz der Inflationsrate als Referenzzyklus.

Zieht man für die Analyse der Inflationsentwicklung in Österreich ebenfalls die Periode nach 1975 heran, liegen nur zwei vollständige Inflationszyklen vor (siehe Abbildung 2, Übersicht 3) und man hat für die Anwendung des traditionellen NBER-Ansatzes sehr wenige Beobachtungen zur Verfügung. Es wurde daher auch für die österreichische Inflationsentwicklung das zyklische Verhalten der Veränderung der Inflationsrate untersucht. Aus den verwendeten Basiszeitreihen konnte jedoch kein sinnvoller zusammengesetzter Indikator abgeleitet werden, und die Darstellung der Ergebnisse unterbleibt aus diesem Grund. Die Ergebnistabellen werden auf Anfrage zur Verfügung gestellt.

Zur Glättung des Inflationszyklus wird das im Programm von *Abad - Quilis* (1996) implementierte Verfahren verwendet. Dieses wendet den Band-pass-Filter $(1-L^{12})$ zur Elimination des Trends und der Saisonalität auf die ursprüngliche, logarithmierte Zeitreihe in Niveaus ($\ln Y_t = \ln VPI$) an und kombiniert diesen Schritt mit einem Low-pass-Filter, einem AR(5)-Prozeß ($\phi_5(L)$), um irreguläre Schwankungen zu eliminieren. Da $(1-L^{12})$ und $\phi_5(L)$ asymmetrische Filter sind, erzeugen sie eine Phasenverschiebung von acht Monaten (siehe *Abad - Quilis*, 1996, S. 8). Die vollständige Filterprozedur für den geglätteten Inflationszyklus wird durch

$$(3) \quad y_t = \phi_5(L)(1-L^{12})L^{-8}(\ln Y_t)$$

beschrieben.

2.2 "Stylized facts" der österreichischen Preis- und Inflationsdynamik

Anhand der Wendepunkte im Preis- bzw. Inflationszyklus werden stilisierte Fakten in bezug auf Dauer und Amplitude – definiert als absolute Differenz zwischen zwei aufeinanderfolgenden Wendepunkten – der Zyklen berechnet. Als Wendepunkte werden die lokalen Minima (untere Wendepunkte bzw. "troughs") und Maxima (obere Wendepunkte bzw. "peaks") der geglätteten Referenzzyklen verstanden. Um kleinere Schwankungen auszuschließen, muß zwischen einem "trough" und dem darauffolgenden "peak" (und umgekehrt) ein Abstand von mindestens 9 Monaten bestehen¹⁵⁾.

¹⁵⁾ Der Autor dankt A. Abad und E. Quilis für die freundliche Überlassung ihrer insgesamt 4 Programme zur Datierung und Analyse von Wendepunkten.

Die Datierung der Wendepunkte für die beiden Varianten des Referenzzyklus erfolgt mit Hilfe der von *Abad - Quilis* (1996, 1997) erstellten - und vom Autor leicht adaptierten - Prozeduren. In *Abad - Quilis* wird ein Mindestabstand von 'trough' zu 'peak' von 5 Monaten und von 'peak' zu 'peak' von 15 Monaten vorgegeben. Der erste Abstand wurde *Artis et al.* (1995) folgend auf 9 Monate in beide Richtungen gesetzt, der zweite Abstand wurde daher nicht explizit beschränkt, ergibt sich aber implizit und beträgt 18 Monate.

2.2.1 Preiszyklen

Die geglättete prozentuelle Abweichung vom Trend zeigt fünf einigermaßen symmetrische Zyklen mit einer durchschnittlichen Amplitude von 1,6 Prozentpunkten in der Aufschwung- und 1,9 Prozentpunkten in der Abschwungphase. Die Dauer betrug im Aufschwung durchschnittlich 27 Monate und im Abschwung 33 Monate. In Abbildung 1 und Übersicht 2 werden diese Ergebnisse ausführlich dargestellt.

Die Chronologie der "peaks" und "troughs" des österreichischen Preiszyklus stimmt sehr gut mit der in *Bikker - Kennedy* (1997) für andere europäische Staaten beschriebenen Abfolge zusammen: Ein "trough" Anfang 1973, ein "peak" Mitte 1976 in Folge des 1. Ölschocks, ein "trough" 1979, ein "peak" 1985 in Zusammenhang mit dem 2. Ölschock und nach einem starken Abfall der Ölpreise ein "trough" 1989. Darüber hinaus zeigen sich in Österreich wie auch in Deutschland, ein kleiner zusätzlicher Zyklus vor dem "peak" 1985 und in Folge des Booms im Zuge der deutschen Wiedervereinigung ein "peak" 1994.

2.2.2 Inflationszyklus

Die Chronologie der österreichischen Inflationszyklen wird in Abbildung 2 und Übersicht 3 wiedergegeben. Von 1967 bis 1997 lassen sich vier vollständige Inflationszyklen identifizieren.

Die Amplituden der identifizierten Zyklen zeigen dabei mit einer Standardabweichung von 3,7 Prozentpunkten einiges an Variabilität. In den Aufschwungsphasen (markiert durch schattierte Flächen) variieren die Änderungen der Inflationsrate zwischen 2,7 (T_3/H_3) und 7,1 Prozentpunkten (T_1/H_1). Während der Abschwungsphasen ging die Inflationsrate absolut zwischen 1,4 (H_0/T_1) und 6,3 Prozentpunkten (H_1/T_2) zurück. In bezug auf die Amplitude sind die identifizierten Zyklen in den Auf- und Abschwungsphasen sehr ähnlich. Im Gegensatz dazu zeigt die Dauer eine Asymmetrie in der Art, daß Abschwünge in der Regel länger ausfallen: Im Durchschnitt dauerten die Aufschwünge 31 und die Abschwünge 46 Monate.

Die identifizierten lokalen Minima und Maxima im Inflationszyklus zeigen einen starken Gleichklang mit der internationalen Entwicklung - durch die Hartwährungspolitik vor allem mit Deutschland. Die "peaks" Mitte der 70er und Anfang der 80er Jahre sind auf die beiden Rohstoffpreisschocks zurückzuführen, wobei festzuhalten ist, daß es vom Ende der 60er Jahre bis 1972 eine starke Zunahme der Inflation gab, die nicht durch Erdölpreissteigerungen erklärt werden kann. Die Erhöhung der Mehrwertsteuer ist für den Anstieg 1983/84 verantwortlich, die ungewöhnlich rasch auf die Preisentwicklung durchschlug¹⁶⁾. Der Anstieg der Inflation bis zum Höhepunkt Anfang der 90er Jahre dürfte großteils konjunkturbedingt gewesen sein. Durch die deutsche Wiedervereinigung ausgelöste Wachstumsimpulse koppelten Deutschland und seine Nachbarländer etwas von der internationalen Preisentwicklung ab¹⁷⁾.

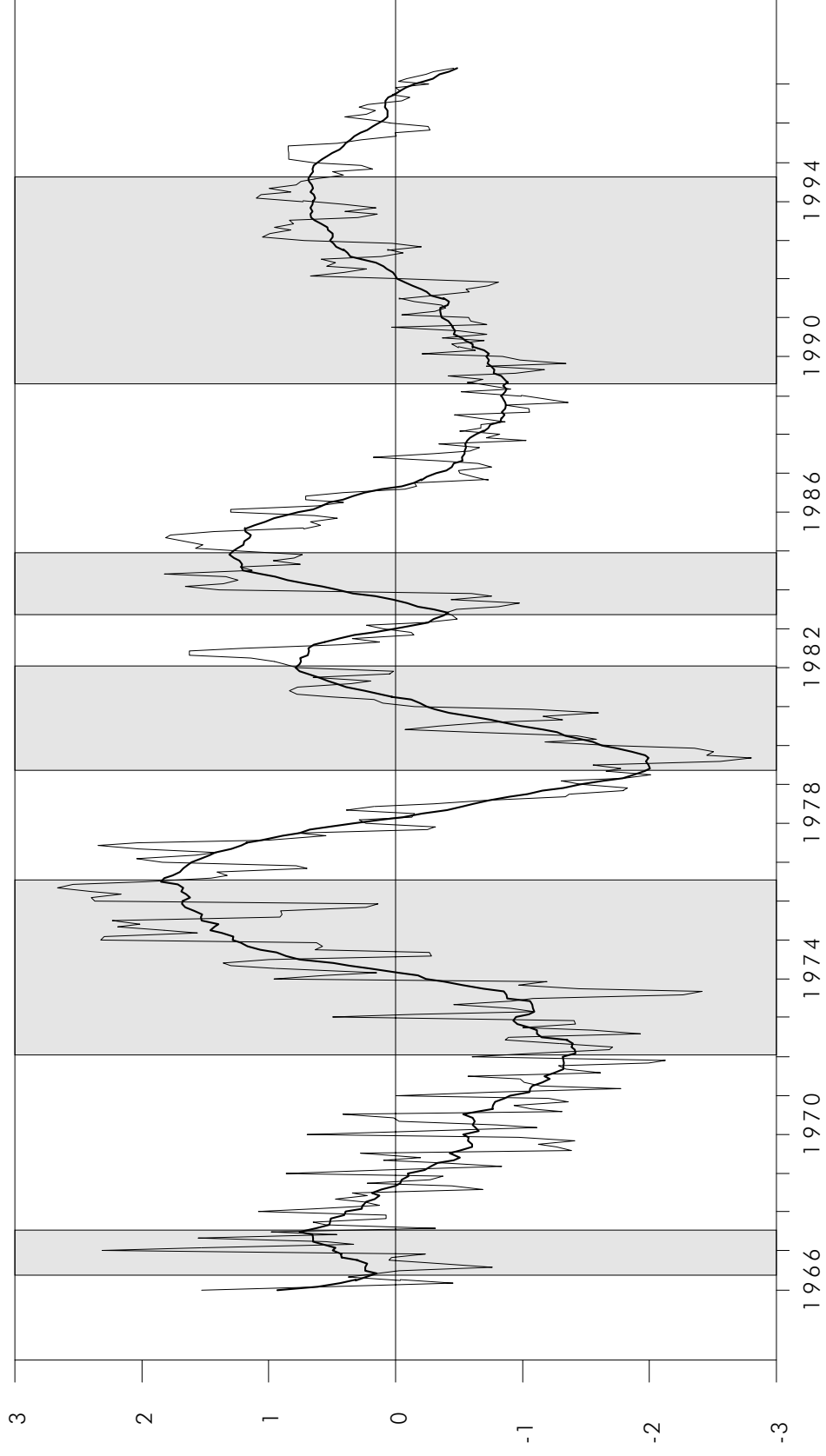
Die oben dargestellten "stylized facts" beschreiben Referenzzyklen, die die ausgewählten vorausseilenden Indikatoren einzeln oder zusammengesetzt (composite leading indicator) mit der größtmöglichen, aber stabilen "lead time" nachbilden sollen¹⁸⁾.

¹⁶⁾ Siehe *Guger* (1985).

¹⁷⁾ Siehe *Pollan* (1994).

¹⁸⁾ Siehe *Neftci* (1991).

Abbildung 1: Preiszyklen 1966 bis 1997 (aktuell und geglättet)
Schattierte Fläche: Aufschwungphase im Preiszyklus

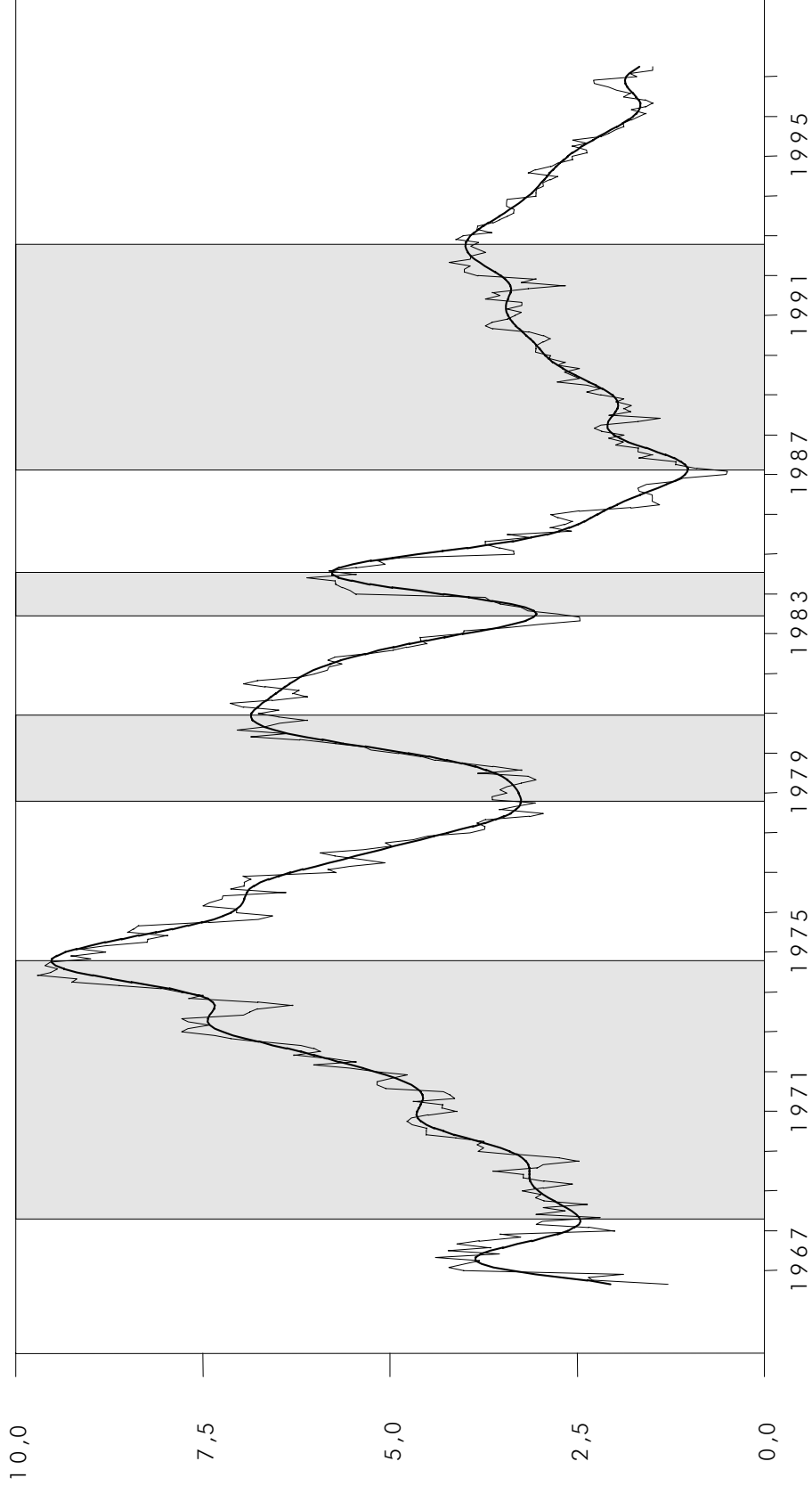


Übersicht 2: Chronologie der Preiszyklen von 1966 bis 1997, CMA13 geglättet

Tief-/Höhepunkt	Datierung	Dauer des Auf-/ Abschwungs in Monaten	Differenz zwischen Tief-/ Höhepunkt in Prozentpunkten
T ₁ / H ₁	September 1966 / Juli 1967	- / 10	- / 0,5
T ₂ / H ₂	Februar 1972 / Juli 1976	55 / 53	2,2 / 3,3
T ₃ / H ₃	Juni 1979 / Jänner 1982	35 / 31	3,9 / 2,8
T ₄ / H ₄	Juni 1983 / Dezember 1984	17 / 18	1,2 / 1,7
T ₅ / H ₅	Juni 1985 / Juni 1987	6 / 24	0,2 / 1,7
T ₆ / H ₆	Mai 1989 / August 1994	23 / 63	0,4 / 1,6
Median		23 / 28 24	1,2 / 1,7 1,7
Durchschnitt		27 / 33 30	1,6 / 1,9 1,8
Standardabweichung		17 / 19 18	1,4 / 0,9 1,1

Q: WIFO-Datenbank, eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Inflationszyklen 1967 bis 1997 (aktuell und geglättet)
Schattierte Fläche: Phase mit steigender Inflationsrate



Übersicht 3: Chronologie der Inflationszyklen von 1967 bis 1997, AR(5) geglättet

Tief-/Höhepunkt	Datierung	Dauer des Auf-/ Abschwungs in Monaten	Differenz zwischen Tief-/ Höhepunkt in Prozentpunkten
/ H ₀	/ Mai 1967	- / -	- / -
T ₁ / H ₁	April 1968 / Oktober 1974	11 / 78	1,4 / 7,1
T ₂ / H ₂	November 1978 / Dezember 1980	49 / 25	6,3 / 3,6
T ₃ / H ₃	Juli 1983 / Juli 1984	31 / 12	3,8 / 2,7
T ₄ / H ₄	März 1987 / Oktober 1992	32 / 67	4,8 / 3,0
Median		32 / 46 31	4,3 / 3,3 3,7
Durchschnitt		31 / 46 38	4,1 / 4,1 4,1
Standardabweichung		13 / 28 23	1,8 / 1,7 1,8

Q: WIFO-Datenbank, eigene Berechnungen.

3. Auswahl der Basisreihen

Die Auswahl der in die Analyse einbezogenen Basisvariablen wurde aufgrund von a priori Überlegungen aus der ökonomischen Theorie der Inflation und den in vergleichbaren ausländischen Studien verwendeten Zeitreihen¹⁹⁾ getroffen. Inflation ist ein multikausales Phänomen, das von verschiedenen Seiten entstehen kann. *Okun* (1981) unterscheidet dabei zwischen typischen - mit dem Konjunkturzyklus verbundenen, fundamentalen - und atypischen - psychologischen, nicht fundamentale Erwartungen widerspiegelnde - Charakteristika. Die ökonomische Theorie bietet grob vereinfacht zwei Ansatzpunkte zur kausalen Erklärung des (fundamentalen) Inflationsprozesses an (siehe *Frisch*, 1980; *Niemira - Klein*, 1994).

Die erste Erklärungsschiene bezieht sich auf den Konjunkturstand (economic slack concept): Die Kapazitätsauslastung, der Produktivitätsfortschritt und die Kosten (Löhne, Weltmarktpreise, Importpreise) bestimmen über Preissetzungsmacht (variabler, konjunkturabhängiger Preisaufschlagsfaktor) die Preisentwicklung. Zu diesem Erklärungskonzept gehören unter anderem die ("expectation augmented") Phillipskurvenmodelle und die post- und neukeynesianische "mark-up price" Modelle. Grob vereinfacht beziehen sich diese Erklärungsansätze auf direkte Preis-Kosten-Zusammenhänge und damit auf das aggregierte Angebot.

Nicht für alle oben angeführten Variablen sind Daten auf Monatsbasis verfügbar, sodaß versucht wurde, sie durch geeignete Approximationen zu ersetzen. In die Analyse werden folgende Zeitreihen einbezogen: der Groß- (GPI) und Einzelhandelspreisindex (PEIN) sowie die Preiserwartungen aus dem WIFO-Konjunkturtest (PER). Für eine kleine offene Volkswirtschaft ohne nennenswerte Rohstoffvorkommen spielen die Außenhandelspreise auch für den VPI eine wichtige Rolle. Die Weltmarktpreise (insgesamt WPIE, für Industrierohstoffe WPIR, für Energierohstoffe WPIE) und der Ölpreis (POIL) sollen die Kosten für Rohstoffe und Vorleistungen des produzierenden Sektors abdecken²⁰⁾. Importpreise enthalten daneben auch Endprodukte (vor allem Konsumgüter) und haben damit einen direkten Einfluß auf das inländische Preisniveau. Importpreise sind für

¹⁹⁾ Siehe dazu insbesondere *Bikker* (1993), *Rapatti* (1995) und *Cabrero - Delrieu* (1996).

²⁰⁾ Siehe dazu *Boughton - Branson* (1991) und *Herrero - Thornton* (1997).

Österreich auf Monatsbasis nicht verfügbar, weshalb die Importpreise für Deutschland (PM_D) herangezogen wurden. Die implizite Annahme ist dabei, daß Österreich über eine ähnliche Importstruktur wie Deutschland verfügt. Eine alternative Vorgehensweise ist die Exportpreise des wichtigsten Handelspartners Deutschland zu verwenden, da die deutschen Exporte nach Österreich hier Importe darstellen. Durch den fixen Wechselkurs zur Deutschen Mark können die Importpreise durch die deutschen Exportpreise (PX_D) angenähert werden. Die Lohnkosten werden durch folgende insgesamt sieben Lohnvariable versucht abzubilden: Tariflöhne (gesamt LOGE, für Angestellte LOAN, für Arbeiter LOAR), Löhne und Gehälter in der Industrie (gesamt LGSI, Monatsverdienste LOMI, Stundenverdienste LOSI) und Lohnstückkosten (LSTK). Als weitere Kostenvariable wird noch der Baukostenindex (PBAU) berücksichtigt. Um die Produktionsbedingungen abzubilden wurden neben der Industrieproduktion (IP) auch Erwartungsvariablen in bezug auf den Output aus dem WIFO-Konjunkturtest (erwartete Produktion IPE, Auftragsbestand AUF, Fertigwarenlager LAG) verwendet. Zusätzlich wurden auch noch die Bedingungen am Arbeitsmarkt berücksichtigt (Arbeitsangebot LSU, unselbständig Beschäftigte gesamt BEG, und unterteilt in Arbeiter und Angestellte, Männer und Frauen BARM, BARW, BANM BANW und Ausländer BEAU). Ein möglicher Arbeitskräfteüberschuß oder -mangel soll durch die Basisreihen (Arbeitslose ALO, Arbeitslosenquote ALQ, offene Stellen OST und die Stellenandrangzahl STAZ) abgebildet werden. Weiters soll die Einbeziehung des Stromabsatzes (STROM) die Produktionssituation darstellen.

Zweiter Erklärungsansatz ist die monetäre Schule, wo die Preis- bzw. Inflationsentwicklung als monetäres Phänomen durch die Geldmengenentwicklung bestimmt wird. Die (Neo)Quantitätstheorie und P-star Modelle fallen in diese Kategorie. Hierbei muß jedoch angemerkt werden, daß in diesen Modellen die Geldmenge eher die langfristige Inflationsentwicklung beeinflusst. Abermals grob vereinfacht erklären diese Ansätze die Preis- bzw. Inflationsentwicklung über die aggregierte Nachfrage. Folgende monetäre Aggregate wurden in der Analyse verwendet: der Bargeldumlauf (BG), die erweiterte Geldbasis (M0), die Geldmengenaggregate (M1, M2, M3) und die Kredite an inländische Nichtbanken (CNB).

Andere durch die private Endnachfrage beeinflusste Variable und damit potentiell auch als Inflationsindikatoren verwendbar sind Zeitreihen über die Einzelhandelsumsätze (nominell UME, real UMER, nominell und Mehrwertsteuer-bereinigt UMEA, real und Mehrwertsteuer-

bereinigt UAMERA) und Großhandelsumsätze (UMG), sowie die Neuzulassungen von Kraftfahrzeugen (KFZ). Die Nachfrage des Auslands nach österreichischen Gütern (XP) und des Inlands nach ausländischen Gütern (MP) wird ebenfalls mitberücksichtigt. Die wichtige Rolle des Fremdenverkehrs für die österreichische Wirtschaft und dessen möglicher Einfluß auf die Preis- bzw. Inflationsentwicklung wird durch die Berücksichtigung der in- (UEIN) und ausländischen (UEAU) Gästenächtigungen abgebildet.

Zusätzlich zu den oben genannten Variablen wurden noch Basisreihen berücksichtigt, die auch von Inflationserwartungen beeinflusst werden, z. B. Finanzmarktvariable. Aus diesem Grund wurden der lang- (R10) und kurzfristige (R3M) Zinssatz, deren Differenz - die sogenannte Yield-Curve - (YLD), der Wiener Börseindex (WBI) sowie Wechselkurse (gegenüber dem Dollar USD, nominell effektiv EEX, real effektiv EEXR) ebenfalls in die Analyse miteinbezogen²¹).

Der Argumentation von *Bikker (1993)* und *Quinn - Mawdsley (1996)* folgend wurden aufgrund der engen wirtschaftlichen Beziehungen zwischen Deutschland und Österreich auch deutsche Basiszeitreihen in der Analyse verwendet. Diese Zeitreihen sind durch (_D) erkennbar. So wurde der Verbraucherpreisindex (VPI_D), die Industrieproduktion (IPS_D), der IFO-Geschäftsklimaindex (IFO_D), lang- (R10_D) und kurzfristige (R3M_D) Zinssätze, die Yield-Curve (YLD_D) und der Aktienindex (DAX_D) in die Analyse miteinbezogen.

Insgesamt werden die vorausseilenden Eigenschaften von 66 Basiszeitreihen in Bezug auf die im vorigen Abschnitt beschriebenen Referenzzyklen unter Anwendung von Granger-Kausalitätstests und Kreuzkorrelationen sowie der Vorlauf der Basisreihen an den Wendepunkten des jeweiligen Referenzzyklus analysiert. Dazu werden die Basiszeitreihen derselben Transformation unterzogen wie der Referenzzyklus, zu dem sie in Beziehung gesetzt werden. Das heißt im einzelnen:

(i) Für die Analyse des Preiszyklus werden alle Zeitreihen - mit Ausnahme der Erwartungsvariablen aus dem WIFO-Konjunkturtest, (PER, IPE, AUF, LAG) der Arbeitslosenquote (ALQ), der Zinssätze (R10, R3M, R10_D, R3M_D) und der Yield-curve

²¹) Siehe dazu unter anderem *Fuhrer - Moore (1992)*, *Dasgupta - Lahiri (1991)*, *Davis - Fagan (1997)*, *Gerlach (1997)*.

(YLD, YLD_D) - logarithmiert. Alle Zeitreihen werden mit dem HP-Filter ($\lambda=100.000$) trendbereinigt. Mit den so transformierten Basisreihen und dem Preiszyklus werden Granger-Kausalitätstest und Kreuzkorrelationen berechnet. Für die Wendepunktanalyse werden die Basisreihen und der Preiszyklus noch zusätzlich mit einem gleitenden Durchschnitt über 13 Monate geglättet.

(ii) Für die Analyse des Inflationszyklus werden alle bis auf die in die in (i) genannten Variablen logarithmiert. Bei allen Variablen werden - mit Ausnahme der Erwartungsvariablen aus dem WIFO-Konjunkturtest, (PER, IPE, AUF, LAG), der Zinssätze (R10, R3M, R10_D, R3M_D) und der Yield-curve (YLD, YLD_D) - saisonale (12.) Differenzen gebildet. Die transformierten Daten werden zur Berechnung der Granger-Kausalitätstests und Kreuzkorrelationen herangezogen. Zusätzlich werden für die Wendepunktanalyse alle Basisreihen und der Inflationszyklus mit einem AR(5)-Prozeß geglättet.

Eine Liste der verwendeten Zeitreihen mit den dazugehörigen Variablenbezeichnungen und einigen deskriptiven Statistiken findet man in den Übersichten A.1 und A.2 im Anhang.

Die oben beschriebenen transformierten Basisreihen werden nun auf ihre "overall leading indicator" Eigenschaften (Abschnitt 4) und auf ihre vorausseilenden Informationen in bezug auf die Wendepunkte des Preis- und Inflationszyklus (Abschnitt 5) analysiert.

4. Granger-Kausalitätstests und Kreuzkorrelationen

4.1 Darstellung der Methoden

4.1.1 Granger-Kausalitätstests

In dieser Studie werden vektorautoregressive (VAR) Modelle verwendet, um den Informationsgehalt der Basiszeitreihen in bezug auf die Preis- und Inflationsdynamik zu ermitteln. Dazu werden sogenannte Granger-Kausalitätstests verwendet²²). Diese Tests sagen zwar nichts über die ökonomische Kausalität, d. h. eine strukturelle Beziehung zwischen Variablen aus, sie geben aber Information darüber, inwieweit eine Basiszeitreihe die Prognose des Preis- oder Inflationszyklus verbessert. Solange eine Basisvariable Information über die zukünftige Entwicklung des Preis-(oder Inflations)zyklus enthält, die nicht durch die verzögerte Entwicklung der Preis(oder Inflations)entwicklung selbst abgebildet wird, kann diese Information in der Formulierung der Geldpolitik genutzt werden, "regardless of whether the information it contains reflects true causation, reverse causation based on anticipations, or mutual causation by some independent but unobserved influence" (Friedman - Kuttner, 1992, S. 475).

In einem zweidimensionalen ($n=2$) VAR Prozeß der Ordnung (k)

$$(4) \quad y_t = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}_t = \gamma_0 + \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}_t$$

$$\text{mit } \alpha_{12}(L) = \alpha_{12,1}L + \dots + \alpha_{12,k}L^k$$

$$y_1 = \text{VPI}$$

$$y_2 = \text{GPI, PEIN, \dots, EEXR}$$

wobei Reihen y_1 und y_2 dem jeweiligen Zykluskonzept entsprechend in der am Ende des Abschnitts 2 angegebenen Transformation verwendet werden. Die Nullhypothese für Nicht-

²²⁾ Eigentlich handelt es sich dabei nicht um einen Kausalitätstest, sondern um einen Test auf Nichtkausalität, da unter der zu testenden Nullhypothese angenommen wird, daß keine kausale Beziehung besteht. Es hat sich aber der Sprachgebrauch eingebürgert, Kausalitätstest und die korrekte aber sperrigere Bezeichnung Nichtkausalitätstest synonym zu verwenden. Weiters hat dieser Test nichts mit Kausalität im Sinne von Ursache und Wirkung zu tun, sondern es handelt sich um einen Prognosetest.

Granger-Kausalität einer Basiszeitreihe mit Bezug auf den Preis- bzw. Inflationszyklus y_1 wird formuliert als

$$H_0 = \alpha_{12,l} = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 = \alpha_{12,l} \neq 0 \quad l = 1, \dots, k.$$

Diese Hypothese wird mit Hilfe eines Standard-F-Tests getestet. Die Ergebnisse (p-Werte) sind in den Übersichten 4A, 4B, 5A und 5B jeweils in Zeile 1 dargestellt. Diese Werte können im Intervall $[0,1]$ liegen. Je kleiner sie sind, desto kleiner ist die Irrtumswahrscheinlichkeit, daß die Hypothese: "Eine Basisvariable trägt nichts zur Verbesserung der Prognose des Preis- oder Inflationszyklus bei" verworfen wird, obwohl sie wahr ist.

Für die Verwendung des Tests müssen die verwendeten Variablen y_{1t} und y_{2t} stationär sein. Unter dieser Bedingung folgen die abgeleiteten Teststatistiken ihrer bekannten F-Verteilung (zumindest asymptotisch). Da bei der Analyse des Preiszyklus auch die Basiszeitreihen in ihrer (nicht geglätteten) Abweichung vom jeweiligen Trend verwendet werden, und die HP-gefilterten Daten stationär sind, kann auf die in den Übersichten 4A und 4B dargestellten Teststatistiken zur Berechnung der p-Werte die übliche F-Verteilung verwendet werden.

Etwas komplizierter stellt sich die Situation im Fall des Inflationszyklus dar, falls die verwendeten Zeitreihen in Niveaus nicht stationär²³⁾ und möglicherweise kointegriert sind²³⁾. *Park - Phillips* (1988, 1989), *Sims - Stock - Watson* (1990) und *Toda - Phillips* (1993, 1994) zeigen, daß u. a. Granger-Kausalitätstests einem VAR System wie (4) mit integrierten bzw. kointegrierten Zeitreihen in Niveaus im allgemeinen nicht die üblichen asymptotischen Eigenschaften aufweisen. "Wald tests for Granger causality are known to result in nonstandard limiting distributions depending on the cointegration properties of the system and possibly on nuisance parameters. This means that to test such hypothesis, the limiting distributions under the null hypothesis need to be simulated in each relevant case, depending on the number of variables, cointegration rank, the number of lags and possibly unknown nuisance parameters [...]. This can be computationally burdensome and may be impossible if the required information is unavailable" (*Dolado - Lütkepohl*, 1996, S. 370). Schätzt man nun das VAR-System (4) mit den Zeitreihen in 12. Differenzen, um die nichtstationären Niveauvariablen stationär zu machen (und um die Saisonalität in den

²³⁾ Siehe Engle - Granger (1987) für eine Definition von integrierten und kointegrierten Zeitreihen.

Zeitreihen zu reduzieren) und die zuvor beschriebenen Verteilungsprobleme zu umgehen, so bringt diese Vorgangsweise für den Fall, daß zwischen den verwendeten Zeitreihen eine Kointegrationsbeziehung besteht, das Problem mit sich, daß das VAR Modell fehlspezifiziert ist, da die kointegrierende Beziehung unberücksichtigt bleibt ("omitted variable problem) und daher die Punktschätzer für die Parameter ($\alpha_{ij,l}$) und deren Varianzen verzerrt und ineffizient sind. Die statistische Inferenz ist dann ebenfalls nicht zulässig.

Eine mögliche Lösung für dieses Problem ist eine Granger-Kausalitätstest-Prozedur bedingt auf dem Wissen über die Einheitswurzeln, den Kointegrationsrang und den Kointegrationsvektor aufzubauen. Unter diesen Voraussetzungen wird das VAR Modell in Niveaus geschätzt, wenn die verwendeten Zeitreihen stationär sind. Falls die Zeitreihen integriert von der Ordnung 1, aber nicht kointegriert sind, wird das Modell in 1. Differenzen spezifiziert. Ein Fehlerkorrekturmodell ist zu verwenden falls die Variablen nichtstationär und kointegriert sind²⁴). A priori steht dieses Wissen aber in der Regel nicht zur Verfügung, so daß die oben erwähnten Eigenschaften der Zeitreihen in einer Pre-Test-Sequenz²⁵) überprüft werden müssen. Unglücklicherweise haben diese Tests aber sehr geringe "power", die Gesamteigenschaften der Testsequenz sind ebenfalls unbekannt, so daß es zu bedeutenden Verzerrungen im Inferenzablauf kommen kann. Daneben wird der Nutzen dieser Vorgangsweise durch den sehr umständlichen Ablauf, speziell wenn - wie im vorliegenden Fall - große Datenmengen verwendet werden, durch einen erheblichen Programmieraufwand stark eingeschränkt.

Dolado - Lütkepohl (1996) und Toda - Yamamota (1995) schlagen einen anderen Weg vor, um die bei Hypothesentests im VAR Modellen mit "unit root" Prozessen auftretenden Schwierigkeiten zu umgehen. Ihre Testprozedur ist anwendbar wenn "[...] the VAR's may be stationary (around a deterministic trend), integrated of an arbitrary order, or cointegrated of an arbitrary order" (Toda - Yamamoto, 1995, S. 227).

²⁴) *Mosconi - Giannini (1992), Toda - Phillips (1993, 1994) und Phillips (1995) haben für diesen Fall Granger-Kausalitätstests entwickelt.*

²⁵) *Siehe z. B. Hamilton (1994), Holdon - Perman (1994) und Johansen (1996) für Lehrbuchdarstellungen von Einheitswurzel- und Kointegrationstests.*

Mit dieser Methode ist es möglich, Modellrestriktionen, wie sie z. B. bei Granger-Kausalitätstests formuliert werden, zu testen. Dieses Verfahren schenkt den Integrations- und Kointegrationseigenschaften der verwendeten Zeitreihen nur wenig Beachtung. Die einzige Information, die a priori vorgegeben werden muß, ist die maximale Integrationsordnung (d_{\max}). Es wird dann das VAR Modell in Niveaus mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt, wobei die wahre (bzw. die mit einem konsistenten Schätzer bestimmte) Lagordnung um d_{\max} -Lags überparametrisiert wird. In der Folge wird ein LA-Wald-Testkriterium²⁶⁾ unter Verwendung der konventionellen Asymptotik abgeleitet.

Eine Konsequenz der von *Dolado - Lütkepohl* (1996) und *Toda - Yamamoto* (1995) vorgeschlagenen Überparametrisierung des geschätzten Modells ist eine ineffiziente Nutzung der Stichprobeninformation, mit der Folge einer (möglicherweise bedeutenden) Reduktion der "power" des Tests. *Dolado - Lütkepohl* (1996), *Yamada - Toda* (1998) und *Zapata - Rambaldi* (1997) versuchen in Simulationsstudien, den "power"-Verlust abzuschätzen, und darüber hinaus vergleichen die beiden letzteren Studien die Testeigenschaften des LA-Wald-Tests mit anderen in Fußnote 23 angeführten Testprozeduren. Als Ergebnis läßt sich festhalten, daß der Powerverlust durch die ineffiziente Nutzung der Stichprobe umso geringer ausfällt je höher die Lag-Ordnung (k) und je kleiner die Dimension (n) des wahren Modells ist. Im umgekehrten Fall (niedrige Lag-Ordnung, hohe Dimension des Modells) kann ein zusätzlicher Lag zu bedeutenden "power"-Verlusten des Wald-Tests führen²⁷⁾ Im Vergleich zu anderen Testprozeduren schneidet der LA-Wald-Test bezüglich der "size" am besten ab. Mit Hinblick auf die "power" zeigt sich, daß der LA-Wald-Test verglichen mit den drei anderen Prozeduren nur in sehr kleinen Stichproben (unter 50 Beobachtungen) bedeutend geringere "power" hat. "[...] It is important to note, given the performance of the tests in larger samples, that the LA-Wald [im Original MWALD; Anm. J. B.] approach has much practical appeal because of its simplicity" (*Zapata - Rambaldi*, 1997, S. 294).

Da in dieser Arbeit ausschließlich bivariate VAR Modelle verwendet werden, der Stichprobenumfang im eingeschränktesten Fall bei über 200 Beobachtungen liegt, und die

²⁶⁾ LA-Wald-Test steht für 'lag-augmented' Wald-Test. Eine andere gebräuchliche Bezeichnung ist MWald, wobei M für 'modified' steht.

²⁷⁾ Siehe *Dolado - Lütkepohl* (1996) S. 374 und 378f.

(geschätzte) LAG-Ordnung in keinem der geschätzten Modelle unter vier liegt, spricht von statistischer Seite nichts gegen die gewählte Methodologie. Es wird daher in dieser Studie die "overall predictive power" der Basiszeitreihen in bezug auf den Inflationszyklus der Granger-Kausalitätstest in der von *Toda - Yamamoto* (1995) vorstellten Version verwendet. In einem technischen Anhang ist dieser Test genauer beschrieben.

Für die Wahl der maximalen Integrationsordnung werden die Ergebnisse der unzähligen Studien zu den Integrationseigenschaften makroökonomischer Zeitreihen, die seit der Pionierstudie von *Nelson - Plosser* (1982) für die USA für viele andere Länder erschienen sind, dahingehend zusammengefaßt, daß ein maximaler Integrationsgrad von zwei angenommen wird²⁸⁾.

Das gewählte Modell beschreibt einen bivariaten VAR Prozeß in Niveaus mit Lag-Ordnung (k), um einen deterministischen Trend erster Ordnung. Um der Nichtstationarität der meisten verwendeten Zeitreihen Rechnung zu tragen, wird das Modell um zwei zusätzlichen Lags erweitert und läßt sich wie folgt darstellen:

$$(5) \quad y_t = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}_t$$

$$\text{mit } \alpha_{12}(L) = \alpha_{12,1}L + \dots + \alpha_{12,k}L^k + \alpha_{12,k+1}L^{k+1} + \alpha_{12,k+2}L^{k+2}$$

$$y_1 = \text{VPI}$$

$$y_2 = \text{GPI, PEIN,, EEXR}$$

Im Gegensatz zu (4) werden hier y_1 und y_2 in Form von logarithmierten Niveauvariablen verwendet.²⁹⁾ Die Nullhypothese für Nicht-Granger-Kausalität einer Basiszeitreihe y_2 mit Bezug auf y_1 wird formuliert als

²⁸⁾ Siehe *Url - Wehinger* (1990) für eine Untersuchung der Integrationseigenschaften österreichischer makroökonomischer Zeitreihen. Zur Überprüfung der Sensitivität der Ergebnisse in Hinblick auf die Wahl von d, wurden die Tests auch mit d=1 durchgeführt. Die Ergebnisse weichen qualitativ nicht von den in den Übersicht 5A und 5B dargestellten Werten ab. Auf Anfrage sind diese Übersichten verfügbar.

²⁹⁾ Die Erwartungsvariablen aus dem WIFO-Konjunkturtest, (PER, IPE, AUF, LAG), die Arbeitslosenquote (ALQ), die Zinssätze (R10, R3M, R10_D), R3M_D) und die Yield-curve (YLD, YLD_D) werden nicht logarithmiert.

$$H_0 = \alpha_{12,l} = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 = \alpha_{12,l} \neq 0 \quad l = 1, \dots, k$$

wobei nur die ersten k der $k+2$ geschätzten Parameter in den F-Test eingehen. Im Methodenanhang ist dieser Test genauer beschrieben. Die Ergebnisse (p-Werte) sind in den Übersichten 5A und 5B in Zeile 2 dargestellt.

Die Lag-Ordnungen der geschätzten vektorautoregressiven Modelle (4) und (5) werden auf Grundlage des Hannan-Quinn-Informationskriteriums (HQ) gewählt, wobei ein maximaler Lag von 30 Monaten a priori vorgegeben wurde. Das HQ – wie auch das Schwarz-Informationskriterium (SC) – ist auch bei nichtstationären Zeitreihen ein konsistenter Schätzer für die Lag-Ordnung. Da HQ in bezug auf die gewählte Lag-Länge weniger restriktiv als SC ist, wird ersteres herangezogen³⁰⁾.

4.1.2 Kreuzkorrelationen

Als zusätzliche Information um die vorausseilenden Eigenschaften zu ermitteln, wurde zwischen den Basiszeitreihen und dem Preis- bzw. Inflationszyklus eine Korrelationsanalyse durchgeführt. Dabei wurde zwischen dem jeweiligen Referenzzyklus und den - entsprechend dem verwendeten Zykluskonzept analog transformierten - Basisreihen Kreuzkorrelationen berechnet, wobei als maximaler lead bzw. lag a priori 30 Monate vorgegeben wurde. Als Faustregel wird angenommen, daß eine Kreuzkorrelation von größer als 0,2 auf den üblichen Signifikanzniveaus von Null verschieden ist. Für den Preiszyklus sind die Ergebnisse in der Zeile 2 der Übersichten 4A und 4B und für den Inflationszyklus in der Zeile 3 der Übersichten 5A und 5B angegeben. Um die vorauslaufende Eigenschaft einer Basisreihe zu überprüfen, wird der Lead (+) bzw. Lag (-) angegeben, bei dem im vorgegebenen ± 30 -Monate-Intervall die (absolut) höchste Kreuzkorrelation auftrat (siehe Übersicht 4A und 4B Zeile 3 für den Preiszyklus und Übersicht 5A und 5B Zeile 4 für den Inflationszyklus).

³⁰⁾ Siehe Lütkepohl (1993) S. 382ff.

4.2 Ergebnisse

Die Resultate der Granger-Kausalitätstests und der Kreuzkorrelationen basieren auf Schätzungen mit nichtgeglätteten Monatsdaten für den Zeitraum Juli 1977 bis Dezember 1998 (Übersichten 4A, 5A). Zur Überprüfung der Stabilität der Ergebnisse wurden die Berechnungen auch für den gesamten Stichprobenzeitraum ab Juli 1966 durchgeführt (Übersichten 4B, 5B). Die Bewertung der vorausseilenden Eigenschaften einer Basiszeitreihe für den jeweiligen Referenzzyklus wurde anhand folgender Sequenz vorgenommen:

- (i) Eine Basiszeitreihe muß sowohl im eingeschränkten Stichprobenzeitraum Juli 1977 bis Dezember 1997, als auch bei Verwendung der Gesamtstichprobe, einen Lead von zumindest 3 Monaten aufweisen, um als vorausseilend angesehen zu werden. Basisreihen, die dieses Minimalkriterium nicht erfüllen, werden nicht weiter berücksichtigt³¹⁾.
- (ii) Bei jenen Zeitreihen, die eine vorausseilende Eigenschaft aufwiesen, wurde auf Basis der Kreuzkorrelationen und der Granger-Kausalitätstests die "Signifikanz" dieser Eigenschaft überprüft³²⁾. Falls im Stichprobenzeitraum Juli 1977 bis Dezember 1997 eine Kreuzkorrelation unter 0,3 oder der p-Wert für den Granger-Kausalitätstest unter 0,1 lag, wurde die Zeitreihe nicht weiter berücksichtigt. Für Variable, die auch dieses Kriterium erfüllten, wurden nach demselben Kriterium die Kreuzkorrelationen und Granger-Kausalitätstest für den gesamten Stichprobenzeitraum überprüft.

Die beschriebene Auswahlsequenz soll sicherstellen, daß eine als vorausseilender Indikator in Frage kommende Basiszeitreihe gewisse Minimaleigenschaften in bezug auf Lead,

³¹⁾ Eine Ausnahme bildet die Lohn- und Gehaltsumme in der Industrie (LGSI) und der Zinssatz für 10jährige deutsche Staatsanleihen (R10_D) für den Inflationszyklus. Bei LGSI zeigt die Kreuzkorrelationsfunktion bis zu einem Lead von 7 Monaten kaum einen Abfall, was für die weitere Verwendung dieser Basisreihe spricht. Für R10_D zeigt sich in beiden Stichprobenzeiträumen eine sehr hohe Kreuzkorrelation, deren Wert erst bei einem Lead von 15 Monaten unter 0,5 fällt. Auch diese Variable wurde noch weiter berücksichtigt.

Sowohl für den Preis- als auch für den Inflationszyklus sind die Graphiken der Kreuzkorrelationsfunktionen auf Anfrage verfügbar.

³²⁾ Da es sich dabei um keinen gemeinsamen Hypothesentest handelt, wird Signifikanz nicht im engen statistischen Sinn verstanden und deshalb unter Anführungszeichen gesetzt.

"Signifikanz" und Stabilität aufweist. Die Ergebnisse in den Übersichten 4A bis 5B zeigen, daß nur sehr wenige Basiszeitreihen die obigen Anforderungen erfüllen.

4.2.1 *Preiszyklus*

Für den Preiszyklus weisen acht Variable nach der Auswahlsequenz eine vorausseilende Eigenschaft auf. Es sind das der Weltmarktpreisindex für Energierohstoffe (WPIE), die deutschen Ausfuhr- (PM_D) und Einfuhrpreise (PX_D), die unselbständigen weiblichen Angestellten (BANW), die Einzel- (UME) und Großhandelsumsätze (UMG), der Bargeldbestand (BG) und die erweiterte Geldbasis (M0).

4.2.2 *Inflationszyklus*

In bezug auf den Inflationszyklus konnte für 14 Basiszeitreihen eine gewisse vorausseilende Charakteristik gefunden werden. Es zeigt sich, daß mit Ausnahme der Beschäftigungsvariable alle für den Preiszyklus in Betracht kommenden Variablen auch für die Inflationsrate vorausseilende Information aufweisen. Im einzelnen sind folgende Basisreihen ausgewählt worden: die Verkaufspreiserwartungen aus dem WIFO-Konjunkturtest (PER), die Weltmarktpreise insgesamt (WPI) und für Energierohstoffe (WPIE), die deutschen Ausfuhr- (PM_D) und Einfuhrpreise (PX_D), die Lohn- und Gehaltsumme in der Industrie (LGS1), die Einzel- (UME) und Großhandelsumsätze (UMG), die Warenimporte (MP), der Bargeldbestand (BG), die erweiterte Geldbasis (M0), der Kreditvolumen der inländischen Nichtbanken (CNB), und die lang- (R10_D) und kurzfristigen (R3M_D) deutschen Zinssätze.

Als weiteres Auswahlkriterium wird noch die vorausseilende Eigenschaft der Basiszeitreihen an den Wendepunkten der Referenzzyklen untersucht. Die Methoden und Ergebnisse dieser Analyse werden im folgenden Abschnitt präsentiert.

Übersicht 4A: Prognosefähigkeit verschiedener Basiszeitreihen für den österreichischen Preiszyklus

Granger-Kausalitätstests in bivariaten VAR-Modellen und Kreuzkorrelationen

Stichprobenbereich: Juli 1977 bis Dezember 1997

	GPI	PEIN	PER	WPI	WPIR	WPIE	POIL	PBAU	VPLD	PM_D	PX_D	LOGE	LOAN	LOAR	LGSI	LOMI	LOSI	LSTK	IP	IPS_D	IPE	AUF
1	0,018	0,008	1,000	0,742	0,927	0,710	0,603	0,167	0,003	0,009	0,095	0,000	0,000	0,039	0,000	0,000	0,532	0,000	0,010	0,045	0,918	0,977
2	0,701	0,781	-0,431	-0,430	-0,556	0,395	0,503	0,674	0,792	0,578	0,475	0,704	0,678	0,638	0,240	0,235	0,411	0,271	-0,215	-0,348	-0,434	-0,444
3	1	0	-9	-14	-6	17	-5	-3	0	11	12	-11	-11	-11	8	-4	2	-4	-6	-4	-8	-9
	LAG	IFO_D	LSU	BEG	BARM	BARW	BANM	BANW	BEAU	ALO	ALQ	OST	STAZ	UME	UMER	UMEA	UMERA	UMG	KFZ	UEIN	UEAU	STROM
1	0,985	0,273	0,001	0,007	0,005	0,002	0,028	0,002	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,011	0,224	0,001	0,000	0,000	0,000
2	0,504	-0,313	0,366	-0,371	-0,316	-0,328	-0,378	0,427	-0,369	0,420	0,355	-0,545	0,514	0,241	-0,201	0,236	0,222	0,360	-0,300	0,209	-0,179	-0,302
3	-9	-4	-5	-22	-22	-21	-23	6	-21	-9	-9	-7	-8	7	-12	-5	-17	7	-6	-1	-9	-14
	MP	XP	BG	M0	M1	M2	M3	M1_D	M3_D	CNB	R10	R3M	RTAG	YLD	R10_D	R3M_D	YLD_D	WBI	DAX_D	USD	EEX	EEXR
1	0,018	0,001	0,000	0,002	0,118	0,188	0,023	0,000	0,055	0,001	0,340	0,242	0,084	0,187	0,287	0,238	0,638	0,794	0,811	0,011	0,426	0,104
2	-0,304	-0,252	0,350	0,218	0,312	-0,535	0,382	-0,368	0,238	-0,527	-0,511	-0,614	-0,626	0,529	-0,450	-0,640	0,569	-0,288	0,284	-0,311	0,389	0,480
3	-19	-18	10	19	-28	0	-11	0	26	-24	-23	-22	-20	-13	-21	-19	-19	-30	-14	-19	-22	-26

1: Granger-Kausalitätstests. Die angegebenen Werte sind p-Werte des F-Tests für die Nullhypothese: Eine Basisreihe verbessert die Prognose des Preiszyklus nicht. Alle Zeitreihen sind nicht geglättete Abweichungen vom Trend (HP-Filter, $\lambda = 100.000$).

2: Maximale Kreuzkorrelation zwischen dem Preiszyklus und der jeweiligen Basiszeitreihe. Alle Zeitreihen sind nicht geglättete Abweichungen vom Trend.

3: Vorausseilend (+) bzw. nachlaufend (-) in Monaten bei absolut maximaler Kreuzkorrelation.

Übersicht 4B: Prognosefähigkeit verschiedener Basiszeitreihen für den österreichischen Preiszyklus

Granger-Kausalitätstests in bivariaten VAR-Modellen und Kreuzkorrelationen

Stichprobenbereich: Juli 1968 bis Dezember 1997 bzw. maximal verfügbarer Zeitbereich

	GPI	PEIN	PER	WPI	WPIR	WPIE	POIL	PBAU	VPLD	PM_D	PX_D	LOGE	LOAN	LOAR	LGSI	LOMI	LOSI	LSTK	IP	IPS_D	IPE	AUF
1	0,000	0,049	0,824	0,311	0,529	0,394	0,244	0,002	0,001	0,001	0,089	0,031	0,064	0,008	0,000	0,000	0,617	0,012	0,070	0,616	0,862	0,877
2	0,722	0,780	-0,438	0,452	0,322	0,437	0,518	0,719	0,762	0,558	0,405	0,682	0,645	0,639	0,246	0,244	0,509	0,267	-0,242	-0,390	-0,338	-0,443
3	1	0	-9	12	12	9	-2	-3	0	12	12	-12	-12	7	7	2	-4	-12	-5	-8	-9	-9
	LAG	IFO_D	LSU	BEG	BARM	BARW	BANM	BANW	BEAU	ALO	ALQ	OST	STAZ	UME	UMER	UMEA	UMERA	UMG	KFZ	UEIN	UEAU	STROM
1	0,943	0,300	0,005	0,002	0,006	0,011	0,119	0,005	0,000	0,003	0,009	0,015	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,143	0,714	0,006	0,000	0,002
2	0,471	-0,241	0,488	0,342	-0,288	-0,299	0,481	0,568	0,430	0,412	0,326	-0,579	0,507	0,264	-0,243	0,249	0,204	0,332	-0,232	0,207	-0,215	-0,315
3	-9	6	30	20	-11	-21	19	17	30	-9	-9	-7	-9	7	-24	5	-17	7	-7	11	3	-15
	MP	XP	BG	M0	M1	M2	M3	M1_D	M3_D	CNB	R10	R3M	RTAG	YLD	R10_D	R3M_D	YLD_D	WBI	DAX_D	USD	EEX	EEXR
1	0,160	0,057	0,000	0,000	0,106	0,649	0,576	0,053	0,120	0,003	0,493	0,891	0,440	0,972	0,084	0,010	0,039	0,904	0,674	0,088	0,254	0,047
2	-0,269	-0,239	0,373	0,335	0,355	-0,372	0,422	-0,337	0,301	0,432	-0,491	-0,532	-0,490	0,470	-0,554	-0,539	0,408	-0,190	0,307	-0,275	0,289	0,417
3	-19	-19	19	19	-28	3	-23	0	30	30	-27	-24	-25	-14	-23	-19	-19	-30	-14	-19	-22	-25

1: Granger-Kausalitätstests. Die angegebenen Werte sind p-Werte des F-Tests für die Nullhypothese: Eine Basisreihe verbessert die Prognose des Preiszyklus nicht. Alle Zeitreihen sind nicht geglättete Abweichungen vom Trend (HP-Filter, $\lambda = 100.000$).

2: Maximale Kreuzkorrelation zwischen dem Preiszyklus und der jeweiligen Basiszeitreihe. Alle Zeitreihen sind nicht geglättete Abweichungen vom Trend.

3: Vorausseilend (+) bzw. nachlaufend (-) in Monaten bei absolut maximaler Kreuzkorrelation.

Übersicht 5A: Prognosefähigkeit verschiedener Basiszeitreihen für den österreichischen Inflationszyklus
 Granger-Kausalitätstests in 12. Differenzen und Niveaus in bivariaten VAR-Modellen und Kreuzkorrelationen
 Stichprobenbereich: Juli 1977 bis Dezember 1997

	GPI	PEIN	PER	WPI	WPIR	WPIE	POIL	PBAU	VPI_D	PM_D	PX_D	LOGE	LOAN	LOAR	LGSI	LOMI	LOSI	LSTK	IP	IPS_D	IFE	AUF
1	0,043	0,071	0,002	0,013	0,089	0,022	0,590	0,464	0,003	0,000	0,039	0,884	0,782	0,938	0,106	0,199	0,262	0,686	0,239	0,000	0,037	0,170
2	0,008	0,002	0,897	0,301	0,659	0,421	0,711	0,071	0,041	0,004	0,054	0,000	0,000	0,186	0,000	0,000	0,601	0,000	0,009	0,044	0,704	0,726
3	0,786	0,935	0,606	0,439	-0,402	0,444	0,516	0,789	0,799	0,652	0,613	0,677	0,633	0,631	0,412	0,513	0,506	0,446	-0,283	-0,351	-0,536	-0,495
4	1	0	6	18	-8	18	-5	0	1	7	5	-6	-12	-2	1	1	0	-3	-8	-5	-15	-17
	LAG	IFO_D	LSU	BEG	BARM	BARW	BANM	BANW	BEAU	ALO	ALQ	OST	STAZ	UME	UMER	UMEA	UMERA	UMG	KFZ	UEIN	UEAU	STROM
1	0,040	0,515	0,857	0,808	0,753	0,855	0,153	0,472	0,993	0,236	0,178	0,046	0,041	0,046	0,101	0,812	0,814	0,051	0,593	0,518	0,226	0,214
2	0,519	0,463	0,000	0,009	0,004	0,001	0,031	0,000	0,003	0,008	0,003	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,005	0,217	0,004	0,000	0,000
3	0,505	-0,544	-0,501	-0,567	-0,532	-0,414	-0,463	-0,522	-0,510	0,619	0,498	-0,433	0,549	0,393	-0,167	0,370	0,206	0,454	-0,202	0,167	0,160	-0,147
4	-1,6	-7	-30	-30	-19	-29	-30	-30	-29	-12	-13	-10	-11	6	-6	0	22	5	-6	6	14	-19
	MP	XP	BG	M0	M1	M2	M3	M1_D	M3_D	CNB	R10	R3M	RTAG	YLD	R10_D	R3M_D	YLD_D	WBI	DAX_D	USD	EEX	EEXR
1	0,005	0,128	0,002	0,004	0,718	0,779	0,967	0,885	0,645	0,028	0,039	0,049	0,083	0,107	0,000	0,000	0,010	0,646	0,774	0,126	0,275	0,020
2	0,001	0,002	0,000	0,001	0,153	0,172	0,004	0,002	0,141	0,000	0,065	0,025	0,002	0,076	0,023	0,003	0,103	0,844	0,331	0,415	0,432	0,161
3	0,283	0,196	0,554	0,355	-0,404	-0,402	0,523	-0,405	0,304	0,661	0,816	0,787	0,777	-0,571	0,744	0,726	-0,591	-0,209	-0,290	0,375	0,358	-0,363
4	7	9	12	26	29	-1	-14	0	26	30	0	0	0	3	2	3	4	-30	19	-4	-24	12

1: Granger-Kausalitätstests in 12. Differenzen. Die angegebenen Werte sind p-Werte des F-Tests für die Nullhypothese: Eine Basisreihe verbessert die Prognose des Inflationszyklus nicht.

Alle Zeitreihen mit Ausnahme von PER, IPE, AUF, LAG, IFO_D, R10, R3M, RTAG, YLD, R10_D, R3M_D und YLD_D sind in 12. Differenzen.

2: Granger-Kausalitätstests in Niveaus (Toda – Yamamoto). Die angegebenen Werte sind p-Werte (siehe Fußnote 1). Alle Zeitreihen mit Ausnahme von PER, IPE, AUF, LAG, IFO_D, ALQ, R10, R3M, RTAG, YLD, R10_D, R3M_D und YLD_D sind indexierte (1996:1 = 100) und logarithmierte Niveaugrößen.

3: Maximale Kreuzkorrelation zwischen dem Inflationszyklus und der jeweiligen Basiszeitreihe in 12. Differenzen (siehe Fußnote 1).

4: Vorauseilend (+) bzw. nachlaufend (-) in Monaten bei absolut maximaler Kreuzkorrelation.

Übersicht 5B: Prognosefähigkeit verschiedener Basiszeitreihen für den österreichischen Inflationszyklus

Granger-Kausalitätstests in 12. Differenzen und Niveaus in bivariaten VAR-Modellen und Kreuzkorrelationen

Stichprobenbereich: Juli 1968 bis Dezember 1997 bzw. maximal verfügbarer Zeitbereich

	GPI	PEIN	PER	WPI	WPIR	WPIE	POIL	PBAU	VPI_D	PM_D	PX_D	LOGE	LOAN	LOAR	LGSI	LOMI	LOSI	LSTK	IP	IPS_D	IFE	AUF
1	0,005	0,784	0,000	0,038	0,197	0,038	0,426	0,146	0,000	0,000	0,009	0,000	0,062	0,003	0,006	0,006	0,095	0,959	0,358	0,038	0,359	0,014
2	0,000	0,080	0,132	0,213	0,488	0,307	0,303	0,005	0,011	0,002	0,027	0,125	0,107	0,022	0,000	0,000	0,607	0,024	0,013	0,300	0,814	0,620
3	0,847	0,949	0,731	0,562	0,387	0,564	0,468	0,869	0,843	0,633	0,629	0,843	0,799	0,797	0,618	0,707	0,732	0,575	-0,229	-0,271	-0,400	-0,501
4	2	0	6	8	11	3	0	-1	2	7	7	1	1	0	14	1	2	-10	-5	-5	-15	-20
	LAG	IFO_D	LSU	BEG	BARM	BARW	BANM	BANW	BEAU	ALO	ALQ	OST	STAZ	UME	UMER	UMEA	UMERA	UMG	KFZ	UEIN	UEAU	STROM
1	0,038	0,301	0,260	0,111	0,244	0,303	0,047	0,042	0,820	0,113	0,124	0,036	0,280	0,001	0,001	0,857	0,849	0,023	0,562	0,049	0,518	0,077
2	0,470	0,369	0,009	0,004	0,003	0,018	0,478	0,015	0,002	0,001	0,005	0,004	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,031	0,575	0,045	0,000	0,000
3	0,444	-0,511	0,393	0,431	-0,334	0,191	0,661	0,698	-0,482	0,417	-0,270	-0,448	0,462	0,564	0,266	0,426	0,190	0,450	0,090	0,176	0,180	0,294
4	-18	-6	14	30	-18	30	17	13	-15	-12	30	-11	-12	6	26	0	-22	5	-27	6	29	29
	MP	XP	BG	M0	M1	M2	M3	M1_D	M3_D	CNB	R10	R3M	RTAG	YLD	R10_D	R3M_D	YLD_D	WBI	DAX_D	USD	EEX	EEXR
1	0,019	0,165	0,001	0,047	0,165	0,081	0,071	0,148	0,359	0,014	0,604	0,489	0,980	0,367	0,004	0,002	0,022	0,728	0,254	0,200	0,013	0,017
2	0,038	0,005	0,000	0,000	0,400	0,540	0,320	0,138	0,347	0,004	0,456	0,675	0,340	0,860	0,002	0,001	0,017	0,918	0,772	0,801	0,230	0,020
3	0,327	0,284	0,642	0,437	0,209	0,396	0,671	0,156	0,454	0,697	0,686	0,535	0,392	-0,258	0,734	0,537	0,368	-0,252	-0,316	-0,153	0,413	0,375
4	7	7	12	23	18	-30	-13	22	24	30	-4	0	0	3	1	6	-30	28	28	28	-23	-24

1: Granger-Kausalitätstests in 12. Differenzen. Die angegebenen Werte sind p-Werte des F-Tests für die Nullhypothese: Eine Basisreihe verbessert die Prognose des Inflationszyklus nicht.

Alle Zeitreihen mit Ausnahme von PER, IPE, AUF, LAG, IFO_D, R10, R3M, RTAG, YLD, R10_D, R3M_D und YLD_D sind in 12. Differenzen.

2: Granger-Kausalitätstests in Niveaus (Toda – Yamamoto). Die angegebenen Werte sind p-Werte (siehe Fußnote 1). Alle Zeitreihen mit Ausnahme von PER, IPE, AUF, LAG, IFO_D, ALQ, R10, R3M, RTAG, YLD, R10_D, R3M_D und YLD_D sind indexierte (1996:1 = 100) und logarithmierte Niveaugrößen.

3: Maximale Kreuzkorrelation zwischen dem Inflationszyklus und der jeweiligen Basiszeitreihe in 12. Differenzen (siehe Fußnote 1).

4: Vorseilend (+) bzw. nachlaufend (-) in Monaten bei absolut maximaler Kreuzkorrelation.

5. Übereinstimmung der Wendepunkte der Referenz- und Basisreihen

5.1 Darstellung der Methode

In der Regel werden die Basiszeitreihen derselben Transformation und Glättung unterzogen wie der jeweilige Referenzzyklus, zu dem sie in Beziehung gesetzt werden.³³⁾ Die Wendepunkte werden wie auch die Referenzzyklen in Abschnitt 2 wieder unter Anwendung des Verfahrens von *Abad – Quilis* (1996, 1997) ermittelt³⁴⁾.

Die Eigenschaften der Basiszeitreihen in bezug auf den jeweiligen Referenzzyklus für den Teilstichprobenumfang (1975 - 1997) und den gesamten Stichprobenumfang (1966 - 1997) werden in den Übersichten 6A und 6B für den Preiszyklus und für den Inflationszyklus in den Übersichten 7A und 7B klassifiziert. Bevor die Basiszeitreihen zum jeweiligen Referenzzyklus sinnvoll in Beziehung gesetzt werden können, ist festzustellen ob ein pro- oder antizyklischer Zusammenhang besteht. Falls zwischen einer Basiszeitreihe und dem Referenzzyklus ein antizyklischer Zusammenhang auftritt, müssen die Maxima (Minima) der Referenzreihe den Minima (Maxima) der Basisreihe gegenübergestellt werden. Die Klassifikation "SIGN" gibt auf Basis des Vorzeichens der maximalen Kreuzkorrelation an, ob zwischen der Referenzzeitreihe und der Basiszeitreihe ein prozyklischer (+) oder antizyklischer Zusammenhang besteht³⁵⁾.

Der Grad der Übereinstimmung der Wendepunkte der jeweiligen Referenzreihe mit einer Basiszeitreihe (R_y) wird anhand eines nichtparametrischen Verfahrens von *Abad – Quilis* (1996, 1997) ermittelt. Die Kenngröße R_y liegt im Intervall $[0,1]$ wobei ein Wert von 1 dann erreicht wird, wenn alle in der Referenzreihe entdeckten Wendepunkte eine

³³⁾ Siehe die Darstellung am Ende von Abschnitt 2.

³⁴⁾ Aufgrund von nicht ausreichend glatten Reihen (vor allem bei den HP-gefilterten Reihen) kann es bei der automatischen Datierung zu Fehldatierungen kommen. Es wurde daher die Wendepunkt datierung 'händisch' überprüft und fehlerhafte Signale korrigiert. Eine Übersicht mit den Korrekturen ist auf Anfrage erhältlich.

³⁵⁾ Die lokalen Minima und Maxima, ihr zeitlicher Abstand zum jeweiligen Referenzzyklus und einige deskriptive Statistiken sind für die beiden Stichprobenumfänge im Anhang in den Übersichten A.3.1 bis A.3.4 (Preiszyklus) und A.4.1 bis A.4.4 (Inflationszyklus) dargestellt. Diese Ergebnisse bilden die Grundlage für die in den Übersichten 6.1 bis 7.2 angestellten Berechnungen.

Entsprechung in der Basisreihe aufweisen. Die Statistik R_x nimmt die gleiche Bewertung in umgekehrter Richtung – von einer Basiszeitreihe zur Referenzreihe – vor. Hier bedeutet ein Wert von 1, daß alle Wendepunkte der Basiszeitreihe eine 1:1-Entsprechung in der Referenzreihe finden. Je niedriger R_y bzw. R_x sind, desto geringer wird die zyklische Übereinstimmung eingestuft. In der hier angestellten Analyse wird eine Basisreihe als azyklisch eingestuft, falls eine der beiden Statistiken kleiner als 0,45 ist. In der überwiegenden Zahl der Fälle zeigt sich, daß die Statistik R_x kleiner ist als R_y , was bedeutet, daß die Basisreihen stärkere zyklische Schwankungen aufweisen als die Referenzreihen.

Ein guter vorausseilender Indikator soll nicht nur vorauslaufend sein, sondern auch einen möglichst stabilen Lead aufweisen, d. h. die Varianz des Leads sollte minimal sein. Zudem sollte ein Indikator möglichst wenig falsche Signale geben. Um dies zu überprüfen, wird die von *Cabrero – Delrieu* (1996) verwendete Statistik (σ^*)

$$(6) \quad \sigma_i^* = \frac{1}{\sigma_i} \frac{T_i^2}{NH_i}$$

mit

σ_i Standardabweichung der Abstände (troughs und peaks) der Wendepunkte der Basiszeitreihe i zur Referenzchronologie,

N Zahl der Wendepunkte der Referenzchronologie,

H_i Zahl der Wendepunkte in der Basiszeitreihe i ,

T_i Zahl der Wendepunkte der Basiszeitreihe i , die einen Lead zum zugehörigen Wendepunkt der Referenzreihe aufweisen,

$i = \text{GPI, PEIN, ... , EEXR}$

als zusätzliches Bewertungskriterium herangezogen. Diese Statistik wird umso größer, je kleiner die Varianz der Abstände zur Referenzchronologie ist und je weniger falsche Signale eine Basiszeitreihe anzeigt.

Die Einstufung des Vorlaufes einer Basisreihe erfolgt auf der Grundlage des GMD (global median delay) – dem Median der Abstände aller Wendepunkte ("troughs" und "peaks" zusammen) zum Referenzzyklus. Dieses Maß erweist sich gegen Ausreißer robuster als der Mittelwert. Eine Basisreihe wird als vorausseilend ("leading") eingestuft, wenn GMD größer gleich +3 ist.

Die Bewertung der vorausseilenden Eigenschaft von Basiszeitreihen anhand der oben diskutierten Kenngrößen erfolgt auf Basis folgender - ähnlich der im Abschnitt 4 verwendeten - Sequenz:

- (i) Die Wendepunkte einer Basiszeitreihe müssen sowohl für den eingeschränkten als auch für den gesamten Stichprobenumfang gemessen am GMD dem Referenzzyklus um zumindest 3 Monate voranlaufenden. Basisreihen, die diese Kriterien nicht erfüllen, werden nicht weiter betrachtet.
- (ii) Die in (i) ausgewählten Basiszeitreihen werden ausgeschieden falls in einem der beiden Stichprobenumfänge die Kenngröße R_y oder R_x unter 0,50 fällt.

5.2 Ergebnisse

Allgemein läßt sich festhalten, daß eine Übereinstimmung der Wendepunkte der Basiszeitreihen (wie auch schon bei den Granger-Kausalitätstests und Kreuzkorrelationen) nur bei Anwendung eines weichen Selektionsmechanismus gefunden werden kann. Für die meisten Basisreihen weisen die Abstände der Wendepunkte zu jenen des jeweiligen Referenzzyklus eine sehr hohe Varianz auf. Das Intervall von plus/minus einer Standardabweichung um den Mittelwert aller Abstände zum jeweiligen Referenzzyklus enthält in allen Fällen sowohl positive (leads) wie negative Werte (lags). Die sehr niedrigen Werte für die Statistiken σ^* sind ebenfalls durch die hohen Varianzen bedingt.

Unter Anwendung der obigen Selektionssequenz werden nun für jeden der betrachteten Referenzzyklen die anhand der Wendepunktanalyse ausgewählten Variablen vorgestellt.

5.2.1 Preiszyklus

Für den Preiszyklus weisen die Weltmarktpreise (WPI, WPIE), zwei Variable für die unselbständige Beschäftigung (gesamt BEG; Angestellte weiblich BANW), die Einzelhandelsumsätze (nominell UME; real UMER; nominell, Mehrwertsteuer-bereinigt), die Großhandelsumsätze (UMG) und drei Geldmengenaggregate (BG, M0, M1) eine vorauslaufende Eigenschaft auf.

5.2.2 *Inflationszyklus*

Der Großhandelspreisindex (GPI), die Lohn- und Gehaltssumme in der Industrie (LGSI), die gesamte unselbständige Beschäftigung (BEG), die Großhandelsumsätze (UMG), die in- (UEIN) und ausländischen (UEAU) Gästenächtigungen, der Stromverbrauch (STROM), die Warenimporte (MP) und die langfristigen deutschen Zinssätze (R10_D) stellen jene Variable dar, die dem Inflationszyklus vorauslaufen.

Übersicht 6A: Beschreibende Klassifikationskriterien der vorausseilenden Indikatoren
Basiszeitreihen gegenüber der Referenzchronologie (Preiszyklus)

Stichprobenbereich: 1975:1 bis 1997:12

	N	T	H	GMD	Mittelwert	Standard- abweichung	R _y	R _x	σ*	SIGN
GPI	7	3	7	0,0	-5,00	21,03	1,000	0,875	0,01	+
PEIN	7	1	7	-1,0	1,43	5,58	1,000	1,000	0,00	+
PER	7	2	6	-5,5	-1,67	10,93	0,857	0,546	0,01	-
WPI	7	5	7	15,0	16,86	18,18	1,000	0,875	0,03	+
WPIR	7	2	7	-8,0	-6,14	10,76	1,000	0,875	0,01	-
WPIE	7	5	7	9,0	12,14	15,49	1,000	0,700	0,03	+
POIL	7	3	7	-4,0	3,43	15,89	1,000	0,875	0,01	+
PBAU	7	2	7	0,0	-1,43	9,12	1,000	0,778	0,01	+
VPI_D	7	3	6	-1,0	0,50	9,41	0,857	0,750	0,02	+
PM_D	7	4	6	3,0	6,33	10,70	0,857	0,667	0,04	+
PX_D	7	4	7	1,0	6,86	12,37	1,000	0,778	0,03	+
LOGE	7	1	6	-9,0	-6,17	10,22	0,857	1,000	0,00	+
LOAN	7	2	7	-6,0	-3,29	11,80	1,000	1,000	0,01	+
LOAR	7	2	6	-11,0	-3,67	14,75	0,857	1,000	0,01	+
LGSI	7	3	5	4,0	-4,20	16,28	0,714	0,417	0,02	-
LOMI	7	3	7	-2,0	-0,86	11,49	1,000	0,875	0,02	+
LOSI	7	2	7	-10,0	-7,43	12,72	1,000	0,778	0,01	+
LSTK	7	1	7	-4,0	-6,29	12,02	1,000	0,583	0,00	+
IP	7	2	6	-11,0	-5,33	13,16	0,857	0,600	0,01	-
IPS_D	7	2	6	-8,5	-7,67	16,69	0,857	0,667	0,01	-
IPE	7	2	6	-8,5	-2,83	12,21	0,857	0,546	0,01	-
AUF	7	2	6	-8,0	-3,00	10,57	0,857	0,546	0,01	-
LAG	7	2	6	-9,5	-2,33	11,32	0,857	0,546	0,01	+
IFO_D	7	2	7	-4,0	-3,43	9,63	1,000	0,539	0,01	-
LSU	7	2	7	-5,0	-3,43	12,05	1,000	0,875	0,01	+
BEG	7	3	5	8,0	-3,60	19,64	0,714	0,625	0,01	-
BARM	7	3	5	10,0	-2,80	19,75	0,714	0,625	0,01	-
BARW	7	2	4	-4,0	-4,50	13,59	0,571	0,500	0,01	-
BANM	7	2	7	-5,0	0,43	14,06	1,000	0,636	0,01	+
BANW	7	4	7	5,0	4,29	13,75	1,000	1,000	0,02	+
BEAU	7	2	4	-8,5	-8,50	13,01	0,571	0,571	0,01	-
ALO	7	3	6	2,0	-2,33	17,41	0,857	0,667	0,01	+
ALQ	7	3	6	1,5	-1,17	15,27	0,857	0,546	0,01	+
OST	7	2	6	-10,0	-6,17	14,46	0,857	0,667	0,01	-
STAZ	7	2	6	-11,5	-7,83	15,25	0,857	0,546	0,01	+
UME	7	3	5	11,0	8,40	19,71	0,714	1,000	0,01	+
UMER	7	3	6	3,5	4,67	18,04	0,857	0,546	0,01	+
UMEA	7	4	7	1,0	1,29	4,89	1,000	0,778	0,07	+
UMERA	7	3	6	-0,5	1,33	12,49	0,857	0,600	0,02	+
UMG	7	4	7	11,0	6,14	9,85	1,000	0,583	0,03	+
KFZ	7	4	7	2,0	-1,71	13,56	1,000	0,583	0,02	-
UEIN	7	3	7	-5,0	-4,14	11,10	1,000	0,438	0,02	-
UEAU	7	3	6	2,5	2,67	17,31	0,857	0,462	0,01	-
STROM	7	2	6	-13,0	-8,50	16,30	0,857	0,600	0,01	-
MP	7	2	6	-11,5	-7,33	14,43	0,857	0,667	0,01	-
XP	7	2	6	-9,5	-4,83	13,03	0,857	0,600	0,01	-
BG	7	4	7	11,0	0,86	13,59	1,000	0,700	0,02	+
M0	7	5	6	16,5	10,50	14,22	0,857	0,500	0,04	+
M1	7	4	7	12,0	3,43	20,18	1,000	0,700	0,02	+
M2	7	2	7	0,0	0,71	10,59	1,000	0,700	0,01	-
M3	7	0	6	-14,0	-15,83	9,12	0,857	0,600	0,00	+
M1_D	7	2	7	-2,0	-2,29	7,19	1,000	0,539	0,01	-
M3_D	7	2	5	-6,0	-6,00	17,64	0,714	0,455	0,01	+
CNB	7	3	5	5,0	3,40	13,87	0,714	0,500	0,02	-
R10	7	3	5	11,0	2,80	16,47	0,714	0,500	0,02	-
R3M	7	3	6	-6,5	-6,83	18,07	0,857	0,600	0,01	-
RTAG	7	3	6	-7,0	-7,50	18,75	0,857	0,600	0,01	-
YLD	7	1	6	-8,5	-8,50	8,56	0,857	0,500	0,00	+
R10_D	7	1	5	-14,0	-9,60	10,98	0,714	0,625	0,00	-
R3M_D	7	2	5	-16,0	-11,60	15,32	0,714	0,556	0,01	-
YLD_D	7	4	6	13,0	11,17	11,54	0,857	0,546	0,03	+
WBI	7	2	6	-11,0	-7,17	14,63	0,857	0,546	0,01	-
DAX_D	7	2	7	-6,0	-3,57	6,07	1,000	0,583	0,01	-
USD	7	2	5	-3,0	-3,40	8,80	0,714	0,500	0,01	+
EEX	7	1	6	-10,5	-8,83	8,55	0,857	0,400	0,00	+
EEXR	7	1	6	-9,0	-8,17	7,71	0,857	0,462	0,00	+

Leads (+) und Lags (-) in Monaten. Für eine Erklärung der angeführten Klassifikationskriterien siehe S. 35.

Übersicht 6B: Beschreibende Klassifikationskriterien der vorausseilenden Indikatoren
Basiszeitreihen gegenüber der Referenzchronologie (Preiszyklus)

Stichprobenbereich: 1966:1 bis 1997:12 bzw. maximal verfügbarer gemeinsamer Zeitbereich

	N	T	H	GMD	Mittelwert	Standard- abweichung	R _y	R _x	σ*	SIGN
GPI	10	4	9	0	0,00	17,58	0,900	0,750	0,01	+
PEIN	10	1	8	-1	-0,75	7,77	0,800	1,000	0,00	+
PER	10	3	9	-4	0,89	11,68	0,900	0,563	0,01	-
WPI	10	5	10	3	5,80	23,38	1,000	0,909	0,01	+
WPIR	10	5	9	9	1,00	18,28	0,900	0,750	0,02	+
WPIE	8	5	6	7,5	8,75	17,04	1,000	0,727	0,03	+
POIL	7	3	4	-4	3,43	15,89	1,000	0,875	0,02	+
PBAU	10	4	9	0	0,11	8,54	0,900	0,692	0,02	+
VPI_D	10	5	8	6,5	4,25	10,92	0,800	0,800	0,03	+
PM_D	10	5	10	-1	0,10	18,12	1,000	0,769	0,01	+
PX_D	10	5	10	0	2,00	15,31	1,000	0,769	0,02	+
LOGE	8	3	6	-3,5	-3,63	9,94	1,000	1,000	0,02	+
LOAN	8	3	6	-3,5	-0,38	13,46	1,000	1,000	0,01	+
LOAR	8	2	6	-11	-5,63	13,61	1,000	0,800	0,01	+
LGSI	10	3	8	-13,5	-9,63	15,98	0,800	0,571	0,01	-
LOMI	10	5	9	2	2,00	11,80	0,900	1,000	0,02	+
LOSI	10	3	9	-10	-6,44	12,13	0,900	0,692	0,01	+
LSTK	8	1	6	-6,5	-7,13	11,46	1,000	0,615	0,00	+
IP	8	2	5	-12	-8,29	14,17	0,875	0,636	0,01	-
IPS_D	10	2	8	-8,5	-8,00	15,01	0,800	0,615	0,00	-
IPE	10	2	9	-10	-6,78	13,57	0,900	0,600	0,00	-
AUF	10	2	8	-8	-4,38	9,62	0,800	0,533	0,01	-
LAG	10	2	8	-9,5	-3,88	10,41	0,800	0,533	0,00	+
IFO_D	10	4	9	0	2,33	13,04	0,900	0,529	0,01	+
LSU	10	3	8	-3	-0,63	13,49	0,800	0,800	0,01	+
BEG	10	4	8	4	6,13	20,31	0,800	0,800	0,01	+
BARM	10	3	7	-12	-6,71	17,97	0,700	0,700	0,01	-
BARW	10	2	7	-16	-12,43	15,77	0,700	0,700	0,00	-
BANM	10	3	10	-1	2,10	13,20	1,000	0,714	0,01	+
BANW	10	5	8	6,5	6,13	13,75	0,800	1,000	0,02	+
BEAU	8	2	3	-21	-11,00	12,66	0,625	0,714	0,01	-
ALO	10	3	8	-9,5	-4,75	15,65	0,800	0,727	0,01	+
ALQ	10	3	8	-9,5	-4,00	14,11	0,800	0,667	0,01	+
OST	10	2	8	-11	-8,75	13,58	0,800	0,727	0,00	-
STAZ	10	2	8	-14	-10,13	14,01	0,800	0,615	0,00	+
UME	10	4	6	18,5	12,00	19,71	0,600	1,000	0,01	+
UMER	10	4	7	10	8,29	18,91	0,700	0,539	0,01	+
UMEA	7	4	4	1	1,29	4,89	1,000	0,778	0,12	+
UMERA	7	3	3	-0,5	1,33	12,49	0,857	0,600	0,03	+
UMG	10	4	8	5	3,25	11,98	0,800	0,533	0,02	+
KFZ	8	3	5	-11	-4,43	15,38	0,875	0,539	0,01	+
UEIN	10	5	10	-1,5	-3,10	11,36	1,000	0,476	0,02	-
UEAU	10	3	9	-9	-2,56	16,12	0,900	0,563	0,01	-
STROM	10	2	8	-13	-9,00	14,40	0,800	0,615	0,00	-
MP	10	3	8	-11,5	-5,38	14,60	0,800	0,615	0,01	-
XP	10	3	8	-9,5	-2,25	14,96	0,800	0,615	0,01	-
BG	10	6	9	7	2,11	12,22	0,900	0,692	0,03	+
M0	10	6	8	11	8,38	13,32	0,800	0,533	0,03	+
M1	10	5	8	12,5	5,00	19,33	0,800	0,667	0,02	+
M2	10	2	9	-4	-5,00	15,66	0,900	0,750	0,00	-
M3	10	1	7	-11	-9,14	18,43	0,700	0,583	0,00	+
M1_D	10	3	9	-2	-2,33	6,85	0,900	0,529	0,01	-
M3_D	10	3	8	-6,5	-5,25	17,09	0,800	0,533	0,01	+
CNB	10	3	8	-1,5	-1,13	12,92	0,800	0,615	0,01	-
R10	10	3	8	-17	-7,50	18,45	0,800	0,615	0,01	-
R3M	8	4	5	3	-2,43	19,91	0,875	0,583	0,02	-
RTAG	8	4	5	2	-3,57	19,85	0,875	0,539	0,02	-
YLD	8	2	5	-3	-3,71	14,15	0,875	0,500	0,01	+
R10_D	10	2	7	-14	-6,43	14,46	0,700	0,583	0,00	-
R3M_D	10	2	7	-16	-13,00	13,27	0,700	0,539	0,00	-
YLD_D	10	3	7	-3	2,29	13,94	0,700	0,467	0,01	+
WBI	8	2	5	-12	-8,29	13,82	0,875	0,539	0,01	-
DAX_D	10	7	9	11	7,44	13,67	0,900	0,529	0,04	+
USD	8	2	4	-6,5	-6,50	10,61	0,750	0,546	0,01	+
EEX	8	1	5	-9	-8,43	7,98	0,875	0,438	0,00	+
EEXR	10	1	8	-9	-9,13	7,72	0,800	0,533	0,00	+

Leads (+) und Lags (-) in Monaten. Für eine Erklärung der angeführten Klassifikationskriterien siehe S. 35.

Übersicht 7A: Beschreibende Klassifikationskriterien der vorausseilenden Indikatoren
Basiszeitreihen gegenüber der Referenzchronologie (Inflationszyklus)

Stichprobenbereich: 1975:1 bis 1997:12

	N	T	H	GMD	Mittelwert	Standard- abweichung	R _y	R _x	σ*	SIGN
GPI	6	3	6	4,0	2,17	10,19	1,000	0,546	0,02	+
PEIN	6	1	6	0,5	-0,83	2,11	1,000	0,667	0,01	+
PER	6	2	6	2,0	-4,50	11,03	1,000	0,546	0,01	+
WPI	6	2	6	2,0	-0,50	4,75	1,000	0,429	0,02	+
WPIR	6	3	6	-9,5	-1,00	9,15	1,000	0,429	0,03	-
WPIE	6	2	6	0,5	-0,33	4,61	1,000	0,400	0,02	+
POIL	6	3	6	-8,0	-3,33	10,77	1,000	0,429	0,02	+
PBAU	6	2	6	-7,5	-2,00	8,27	1,000	0,600	0,01	+
PM_D	6	1	6	6,0	-2,33	8,38	1,000	0,462	0,00	+
PX_D	6	2	6	3,0	1,17	10,12	1,000	0,429	0,01	+
LOGE	6	4	6	-12,0	4,83	13,11	1,000	0,857	0,03	+
LOAN	6	4	6	-12,0	5,33	12,49	1,000	1,000	0,04	+
LOAR	6	4	6	-12,0	4,83	13,57	1,000	0,857	0,03	+
LGS1	6	3	6	3,0	3,17	12,90	1,000	0,600	0,02	+
LOMI	6	3	6	-7,5	-1,50	9,41	1,000	0,500	0,03	+
LOSI	6	2	6	-4,5	0,83	13,84	1,000	0,500	0,01	+
LSTK	6	3	6	-8,0	-0,33	14,11	1,000	0,462	0,02	+
IP	6	3	6	-10,0	-0,67	15,85	1,000	0,462	0,02	-
IPS_D	6	2	6	8,0	-3,00	13,70	1,000	0,462	0,01	-
IPE	6	3	4	-10,5	8,75	9,73	0,667	0,364	0,04	-
AUF	6	3	4	-11,5	10,00	11,07	0,667	0,364	0,03	-
LAG	6	2	4	-13,5	1,25	13,53	0,667	0,364	0,01	+
IFO_D	6	1	4	-7,0	-8,50	10,23	0,667	0,400	0,00	-
LSU	6	3	6	-7,5	2,50	14,85	1,000	0,667	0,02	+
BEG	6	2	5	19,0	0,40	17,67	0,833	0,500	0,01	-
BARM	6	3	4	-12,5	10,00	11,64	0,667	0,364	0,03	-
BARW	6	2	4	3,0	0,00	16,84	0,667	0,308	0,01	-
BANM	6	4	6	-5,5	1,83	14,37	1,000	0,546	0,03	+
BANW	6	4	6	-4,5	-1,17	12,77	1,000	0,857	0,03	+
BEAU	6	1	4	8,5	-10,75	10,30	0,667	0,400	0,00	-
ALO	6	3	5	-16,0	5,60	16,01	0,833	0,385	0,02	+
ALQ	6	3	5	-16,0	5,60	16,01	0,833	0,385	0,02	+
OST	6	1	4	-9,5	-5,50	13,05	0,667	0,364	0,00	-
STAZ	6	1	5	-15,0	-10,60	14,65	0,833	0,385	0,00	+
UME	6	1	6	3,5	-6,50	8,88	1,000	0,429	0,00	+
UMER	6	1	6	4,0	-7,00	9,36	1,000	0,353	0,00	+
UMEA	6	3	6	-1,5	-0,33	4,92	1,000	0,400	0,05	+
UMERA	6	3	6	-3,0	-0,50	5,91	1,000	0,353	0,04	+
UMG	6	1	6	5,5	-7,50	10,19	1,000	0,546	0,00	+
KFZ	6	5	6	5,0	9,17	6,28	1,000	0,462	0,11	+
UEIN	6	3	6	2,5	-0,50	8,73	1,000	0,500	0,03	+
UEAU	6	2	6	7,5	3,50	16,36	1,000	0,667	0,01	+
STROM	6	3	6	11,5	3,00	14,18	1,000	0,600	0,02	+
MP	6	2	6	4,5	-4,50	11,30	1,000	0,546	0,01	+
XP	6	1	6	3,0	-10,50	9,39	1,000	0,462	0,00	+
BG	6	2	5	11,0	-0,60	10,33	0,833	0,357	0,01	+
M0	6	5	6	-2,5	12,00	8,52	1,000	0,353	0,08	+
M1	6	4	6	-3,0	11,50	13,00	1,000	0,546	0,03	-
M2	6	3	5	4,0	-0,20	22,22	0,833	0,556	0,01	+
M3	6	5	5	-13,0	17,80	3,06	0,833	0,625	0,27	+
M1_D	6	2	6	-1,0	0,33	8,77	1,000	0,500	0,01	-
M3_D	6	3	5	16,0	7,20	14,50	0,833	0,385	0,02	+
CNB	6	3	6	5,5	3,17	12,18	1,000	0,500	0,02	+
R10	6	3	4	-7,0	8,75	13,79	0,667	0,571	0,03	+
R3M	6	3	6	-3,5	1,67	5,68	1,000	0,750	0,04	+
RTAG	6	3	6	-3,5	1,33	5,76	1,000	0,750	0,04	+
YLD	6	4	6	-1,5	2,83	4,45	1,000	0,600	0,10	-
R10_D	6	1	4	7,0	0,25	13,75	0,667	0,667	0,00	+
WBI	6	1	4	-7,0	-3,25	12,75	0,667	0,400	0,00	-
DAX_D	6	2	6	2,5	-2,50	7,72	1,000	0,429	0,01	-
USD	6	1	6	4,5	-3,67	7,06	1,000	0,500	0,00	+
EEX	6	3	4	-3,0	6,75	8,07	0,667	0,286	0,05	+
EEXR	6	2	4	1,5	-3,25	11,65	0,667	0,286	0,01	+

Leads (+) und Lags (-) in Monaten. Für eine Erklärung der angeführten Klassifikationskriterien siehe S. 35.

Übersicht 7B: Beschreibende Klassifikationskriterien der vorausseilenden Indikatoren
Basiszeitreihen gegenüber der Referenzchronologie (Inflationszyklus)

Stichprobenbereich: 1966:1 bis 1997:12 bzw. maximal verfügbarer gemeinsamer Zeitbereich

	N	T	H	GMD	Mittelwert	Standard- abweichung	R_y	R_x	σ^*	SIGN
GPI	9	7	9	3	5,44	7,37	1,000	0,643	0,08	+
PEIN	9	3	9	0	0,67	2,16	1,000	0,750	0,05	+
PER	9	7	9	3	-3,44	15,78	1,000	0,600	0,04	+
WPI	9	4	9	-1	-5,11	15,88	1,000	0,529	0,01	+
WPIR	9	5	8	6,5	-0,63	19,99	0,889	0,471	0,02	+
WPIE	7	4	5	1	1,14	4,22	1,000	0,412	0,11	+
POIL	6	0	3	-8	-9,33	6,32	1,000	0,429	0,00	+
PBAU	9	1	9	-6	-9,11	12,04	1,000	0,500	0,00	+
VPI_D	9	5	6	2	1,83	6,69	0,667	1,000	0,07	+
PM_D	9	6	9	6	-3,44	20,82	1,000	0,563	0,02	+
PX_D	9	5	9	1	-0,78	14,16	1,000	0,500	0,02	+
LOGE	8	2	7	-12	-7,50	10,97	1,000	0,889	0,01	+
LOAN	8	2	7	-12	-7,63	10,64	1,000	0,727	0,01	+
LOAR	8	1	7	-12	-10,63	10,76	1,000	0,727	0,00	+
LGSI	9	5	8	3	-0,38	15,51	0,889	0,667	0,02	+
LOMI	9	4	8	0,5	-3,13	7,90	0,889	0,500	0,03	+
LOSI	9	4	9	-7	-4,78	17,30	1,000	0,563	0,01	+
LSTK	7	0	5	-8	-10,57	8,26	1,000	0,539	0,00	+
IP	7	0	5	-9	-12,43	8,53	1,000	0,500	0,00	-
IPS_D	9	4	9	-2	2,44	12,02	1,000	0,529	0,02	-
IPE	9	1	7	-11	-6,71	9,82	0,778	0,467	0,00	-
AUF	9	1	7	-13	-9,86	13,09	0,778	0,539	0,00	-
LAG	9	0	7	-12	-14,14	7,06	0,778	0,467	0,00	+
IFO_D	9	1	6	-7	-6,33	10,37	0,667	0,429	0,00	-
LSU	9	3	8	-7,5	-9,13	21,04	0,889	0,667	0,01	+
BEG	9	4	7	7	-0,57	26,80	0,778	0,583	0,01	+
BARM	9	1	7	-11	-11,57	15,44	0,778	0,467	0,00	-
BARW	9	5	8	3,5	3,50	6,38	0,889	0,471	0,05	+
BANM	9	2	9	-5	-4,67	11,82	1,000	0,563	0,00	+
BANW	9	5	8	3	-1,50	12,22	0,889	0,889	0,03	+
BEAU	7	3	3	6	-0,40	14,91	0,714	0,500	0,03	-
ALO	9	0	8	-14,5	-14,75	5,99	0,889	0,471	0,00	+
ALQ	9	7	8	6	6,75	5,67	0,889	0,471	0,12	-
OST	9	1	7	-11	-8,43	12,82	0,778	0,539	0,00	-
STAZ	9	1	8	-13	-10,75	13,00	0,889	0,533	0,00	+
UME	9	5	9	3	-2,78	9,60	1,000	0,500	0,03	+
UMER	9	5	9	3	-1,78	11,22	1,000	0,375	0,03	+
UMEA	6	2	3	-1,5	0,33	4,92	1,000	0,400	0,05	+
UMERA	6	2	3	-3	-0,17	5,93	1,000	0,353	0,04	+
UMG	9	5	8	4	-4,13	17,49	0,889	0,571	0,02	+
KFZ	7	4	5	3	-0,57	12,12	1,000	0,500	0,04	+
UEIN	9	6	9	4	1,00	9,21	1,000	0,500	0,05	+
UEAU	9	6	9	5	4,89	14,96	1,000	0,600	0,03	+
STROM	9	7	9	9	3,67	19,61	1,000	0,692	0,03	+
MP	9	7	9	6	-0,44	17,75	1,000	0,600	0,03	+
XP	9	5	9	1	-9,44	18,46	1,000	0,563	0,02	+
BG	9	5	8	4	1,88	10,96	0,889	0,400	0,03	+
M0	9	3	9	-4	-1,78	12,65	1,000	0,391	0,01	+
M1	9	2	6	-7,5	-4,50	15,24	0,667	0,462	0,00	+
M2	9	4	8	-6	-6,13	19,05	0,889	0,571	0,01	+
M3	9	2	7	-13	-5,43	15,81	0,778	0,636	0,00	+
M1_D	9	3	8	-8	-3,25	20,05	0,889	0,500	0,01	+
M3_D	9	4	8	7	2,25	18,40	0,889	0,500	0,01	+
CNB	9	5	8	5,5	7,75	12,82	0,889	0,571	0,03	+
R10	9	1	7	-11	-6,43	13,18	0,778	0,636	0,00	+
R3M	8	1	7	-3,5	-5,25	9,12	1,000	0,727	0,00	+
RTAG	8	2	7	-3,5	-5,50	9,34	1,000	0,727	0,01	+
YLD	8	4	7	-1,5	-4,13	9,06	1,000	0,615	0,03	-
R10_D	9	4	6	4,5	3,83	11,25	0,667	0,750	0,03	+
R3M_D	9	4	7	4	-0,14	20,02	0,778	0,875	0,01	+
YLD_D	9	1	5	-16	-11,80	12,45	0,556	0,500	0,00	+
WBI	7	2	3	-2	-2,60	11,52	0,714	0,417	0,02	-
DAX_D	9	5	9	1	-1,33	15,66	1,000	0,500	0,02	-
USD	7	3	3	12	8,80	17,08	0,714	0,357	0,03	-
EEX	7	2	3	-3	-1,20	10,55	0,714	0,313	0,02	+
EEXR	9	2	7	-6	-7,00	12,72	0,778	0,412	0,00	+

Leads (+) und Lags (-) in Monaten. Für eine Erklärung der angeführten Klassifikationskriterien siehe S. 35.

6. Zusammengesetzte vorausseilende Indikatoren

In den vorherigen beiden Abschnitten wurden mittels Granger-Kausalitätstests, Kreuzkorrelationen und der Wendepunktanalyse die vorausseilenden Eigenschaften der 66 untersuchten Basisreihen für den Preis- und Inflationszyklus überprüft. Aus den als hinreichend vorausseilend klassifizierten Basiszeitreihen - diese werden als Indikatoren bezeichnet - werden in der Folge zusammengesetzte vorausseilende Indikatoren gebildet. Als hinreichend vorausseilend wird eine Basiszeitreihe dann eingestuft, wenn sie sowohl nach der in Abschnitt 4 als auch nach der in Abschnitt 5 verwendeten Selektionssequenz als "leading" eingestuft wurde.

Für den *Preiszyklus* kommen demnach folgende 6 Indikatoren (gemessen als Abweichung vom HP-Trend) für die Bildung eines zusammengesetzten Indikators in Betracht: der Weltmarktpreisindex für Energierohstoffe (WPIE), die unselbständigen weiblichen Angestellten (BANW), die Einzel- (UME) und Großhandelsumsätze (UMG), der Bargeldbestand (BG) und die erweiterte Geldbasis (M0).

In bezug auf den *Inflationszyklus* konnten nur 4 Indikatoren (mit Ausnahme der Zinssatzvariable, definiert als Veränderung gegenüber dem Vorjahresmonat) herausgefiltert werden: die Lohn- und Gehaltssumme in der Industrie (LGSI), die Einzel- (UME) und Großhandelsumsätze (UMG) und der langfristige deutsche Zinssatz (R10_D).

Aus diesen beiden Indikatormengen werden für den jeweiligen Referenzzyklus zusammengesetzte vorausseilende Indikatoren gebildet. Durch das Zusammenfassen mehrerer Indikatoren, die für sich genommen eine bestimmte vorausseilende Eigenschaft aufweisen, soll das Risiko falscher Signale der einzelnen Indikatoren vermindert werden.

Bevor die zusammengesetzten Indikatoren gebildet werden, werden die einzelnen Indikatoren standardisiert, um sie vergleichbarer zu machen. Die Standardisierung ist notwendig, um zu vermeiden, daß Indikatoren mit einer höheren Varianz den zusammengesetzten Index dominieren. Die Indikatoren wurden auf den Mittelwert und die Standardabweichung des jeweiligen Referenzzyklus normalisiert. Da der Lead der einzelnen Indikatoren unterschiedlich ist, werden die Indikatorreihen zusätzlich noch synchronisiert, um die unterschiedlichen Leads nicht zu vermengen. Wie die einzelnen Indikatoren synchronisiert werden, ist weiter unten ausführlich dargestellt.

Der Lead eines Indikators wird aus dem Lead der maximalen Kreuzkorrelation und des GMD aus der Wendepunktanalyse ermittelt, wobei nur die Werte auf Basis der Teilstichprobe 1975 - 1997 eingehen. Nachfolgend werden die für die zusammengesetzten Indikatoren verwendeten Leads dargestellt. Der erste Wert in der Klammer beschreibt den Lead bei der maximalen Kreuzkorrelation, der letzte Wert den GMD und der mittlere Wert den Durchschnitt der beiden.

Für den *Preiszyklus* ergeben sich folgende Leads: WPIE (7; 8; 9), BANW (6; 5,5; 5), UME (7; 9; 11), UMG (7; 9; 11), BG (10; 10,5; 11), M0 (19; 17,5; 16,5). Für den Preiszyklus wurden auf Basis dieser Information zwei Indexgruppen³⁶⁾ gebildet. In die kurzfristigen Indizes - mit einem Lead von 6 Monaten - gehen alle Variablen ein. Für die Bildung der mittelfristigen Indizes (11 Monate Vorlauf) wird die Variable BANW nicht berücksichtigt. Aufgrund der angeführten Lead-Struktur wurden keine langfristigen Indizes (Vorlauf größer als 18 Monate) gebildet. Da mit dem Beginn der europäischen Währungsunion am 1.1.1998 durch die Einführung des EURO die nationalen Geldmengenaggregate ihre Bedeutung verlieren, wurden für den Preiszyklus Indexvariablen mit und ohne Einbeziehung der Geldmengenaggregate BG und M0 berechnet.

Die Leads für den Inflationszyklus sind geringer, sodaß nur kurzfristige Indizes (6 Monate Vorlauf) ermittelt werden. Im einzelnen sieht die Lead-Struktur folgendermaßen aus: LGSi (7; 5; 3), UMG (7; 6,25; 5,5), MP (7; 5,75; 4,5), R10_D (7; 7; 7).

Die zusammengesetzten Indikatoren werden als gewichteter Durchschnitt einzelner Indikatoren gebildet, wobei zwei Gewichtsschemata verwendet werden. Die eine Methode ist das arithmetische Mittel der ausgewählten Indikatorreihen. Im zweiten Ansatz werden die Gewichte mittels einer Faktoranalyse bestimmt.

Bei einer Faktoranalyse wird die in mehreren Indikatoren enthaltene Information in von einander unabhängige Faktoren transformiert. Diese sind so konstruiert, daß der erste Faktor den größten Teil der Varianz der ursprünglichen Indikatoren erklärt. Der zweite

³⁶⁾ Indexgruppen deshalb, weil für jeden Referenzzyklus mehrere Indizes errechnet wurden. Diese unterscheiden sich nach Fristigkeit (kurz- oder mittelfristig), der Gewichtungsmethode (arithmetisches Mittel oder faktoranalytisch ermittelte Gewichte) und den einbezogen Variablen (mit oder ohne Geldmengenaggregate). Siehe dazu die Ausführungen im Text weiter unten.

Faktor erklärt den größten Teil der noch verbliebenen Varianz usw.. In den Übersichten 8 (für den Preiszyklus) und 9 (für den Inflationszyklus) sind die Korrelationen dieser Faktoren mit den ursprünglichen Indikatoren und die Anteile der erklärten Varianz angegeben. Der Vorgangsweise von *Breuss - Wüger* (1986 S. 32-41) folgend werden aus den als Faktorladungen bezeichneten Korrelationen die Gewichte für die zusammengesetzten Indikatoren gebildet, indem die Faktorladungen gemäß dem Anteil der Varianz, den der jeweilige Faktor erklärt, gewogen werden.

Insgesamt wurden für den Preiszyklus 8 und für den Inflationszyklus 2 vorausseilende Indikatoren berechnet, deren (in-sample) Prognosegüte mit denselben Methoden wie die Basiszeitreihen in den Abschnitten 4 und 5 überprüft wird. Nachfolgend werden die Ergebnisse dieser Tests dargestellt.

Die Bezeichnung der zusammengesetzten Indikatoren folgt dabei dem nachfolgenden Schema, das anhand eines Index für den Preiszyklus erklärt wird. Der Index IHP_SA1 stellt den *kurzfristigen* (S) zusammengesetzten vorausseilenden *Indikator* (I) für den mit Hilfe des Hodrick-Prescot-Filters ermittelten *Preiszyklus* (HP) dar. Die Gewichtung basiert auf dem *arithmetischen Mittel* (A), *monetäre Aggregate* wurden bei der Bildung des Indikators miteinbezogen (1). Die Bezeichnung (D12) steht für den *Inflationszyklus* (dieser ist definiert als prozentuelle Veränderung des VPI gegenüber dem Vorjahr), (F) wird verwendet, wenn die *Gewichte faktoranalytisch* ermittelt wurden, ein *mittelfristiger* Indikator wird mit (M) gekennzeichnet und falls die *monetären Aggregate nicht einbezogen* wurden, wird dies in der Indikatorbezeichnung mit (2) angemerkt.

Bevor die zusammengesetzten Indikatoren nach den oben beschriebenen Methoden gebildet werden, müssen die Indikatoren gemäß ihres Leads synchronisiert werden. Dazu werden sie in die Vergangenheit verschoben, damit im Durchschnitt die oberen und unteren Wendepunkte der einzelnen Indikatoren übereinstimmen. Der zusammengesetzte vorausseilende Indikator wird dann um den Minimum-Lead der zu seiner Bildung verwendeten Zeitreihen wieder in die Zukunft verschoben. Zur Verdeutlichung wird dies am Beispiel eines kurzfristigen zusammengesetzten Indikators für den Preiszyklus erklärt. In den Index IHP_SA1 gehen nachstehende Variable mit gleichem Gewicht ein. Die Periode (in Monaten um die die jeweilige Variable verschoben wird ist) in Klammer angegeben: Weltmarktpreisindex für Energierohstoffe WPIE (8), die unselbständigen weiblichen Angestellten BANW (6), die Einzelhandelsumsätze UME (7), die Großhandelsumsätze

UMG (7), der Bargeldbestand BG (10) und die erweiterte Geldbasis MO (17). Aus den um die angegebenen Monate verzögerten Variablen wird das arithmetische Mittel gebildet. Der so gebildete Index wird dann um 6 Monate - BANW zeigt den geringsten Vorlauf der verwendeten Variablen - in die Zukunft geschoben. Der Lead des Indexes wird also vom minimalen Lead der eingehenden Basisreihen bestimmt. Für die restlichen 9 Indizes wird die Synchronisation analog durchgeführt.

In den Übersichten 10, 11 (für den Preiszyklus), 12 und 13 (für den Inflationszyklus) werden die Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests, die maximalen Kreuzkorrelationen und die Resultate der Wendepunktanalyse für acht (vier kurzfristige und vier mittelfristig) zusammengesetzte Indikatoren für den Preiszyklus und für zwei kurzfristige zusammengesetzte Indizes für den Inflationszyklus dargestellt. Für diese Berechnungen wurde der Teilstichprobenumfang 1975 bis 1997 herangezogen.

Anhand der ermittelten Teststatistiken und Kenngrößen läßt sich festhalten, daß die Güte der zusammengesetzten Indikatoren im allgemeinen besser ist als die der einzelnen Indikatoren. Bei der Verwendung des (einfacher zu ermittelnden) arithmetischen Mittels ergeben sich keine schlechteren Ergebnisse als bei der Verwendung der Gewichte aus der Faktoranalyse. Bezogen auf die Kreuzkorrelationen zeigen die mittelfristigen Indikatoren nur geringfügig niedrigere Werte, ebenso senkt der Ausschluß der monetären Aggregate die Kreuzkorrelationen kaum. In bezug auf R_y und R_x zeigen sich keine spezifischen Unterschiede zwischen den Indikatoren. Mit über 77% ist die Übereinstimmung der Wendepunkte beim Preiszyklus sehr hoch, wogegen der Übereinstimmungsgrad beim Inflationszyklus mit rund 55% geringer ausfällt.

Der Vorlauf gegenüber dem Inflationszyklus entspricht mit fünf bis sieben Monaten der Erwartung und erweist sich sowohl auf Basis der Korrelations- als auch der Wendepunktanalyse als einheitlich. In bezug auf den Lead zeigen die Indikatoren auf Basis der Kreuzkorrelationen und der Wendepunktanalyse für den Preiszyklus ein etwas unterschiedliches Bild. Nach den maximalen Kreuzkorrelationen beträgt der Lead, unabhängig davon ob es sich um einen kurz- oder mittelfristigen Indikator handelt, sieben Monate. Im Gegensatz dazu ergibt sich nach den Abständen zu den Wendepunkten des Preiszyklus im allgemeinen ein höherer Vorlauf und die mittelfristigen Indizes weisen - ihrer Konstruktion entsprechend - einen stärkeren Lead auf als die kurzfristigen. Für beide

Referenzzyklen ist weiters noch anzumerken, daß bei den zusammengesetzten Indizes die Abstände getrennt nach unteren und oberen Wendepunkten ein weitaus einheitlicheres Bild zeigen, als das bei den einzelnen Indikatoren der Fall ist.

Abschließend läßt sich festhalten, daß die in dieser Studie erstellten vorausseilenden Indikatoren zur Verbesserung der Prognose des Preis- und Inflationszyklus beitragen können. Ex-post sind für den untersuchten Zeitraum 1975 bis 1997 für die zusammengesetzten Indikatoren - vor allem die Indikatoren des Preiszyklus - weniger falsche Wendepunktsignale aufgetreten als bei den einzelnen Indikatoren. Eingeschränkt wird die Verwendbarkeit dieser Indizes dadurch, daß der Lead der vorausseilenden zusammengesetzten Indikatoren nicht sehr groß ist. Nimmt man auch für Österreich ähnlich lange Lags (über 12 Monate) für die Transmission monetärer Impulse auf die Preise an wie sie z. B. von *Bernanke - Gertler* (1995) oder *Christiano et al.* (1996, 1998) für die USA festgestellt wurden, so dürfte der für beide Referenzzyklen festgestellte Lead zu gering sein um der Geldpolitik schon vor Entstehen des Preisauftriebs die nötigen Signale zur Gegensteuerung zu liefern. Sollte jedoch auch mit anderen Prognosemethoden kein besserer Vorlauf erzielt werden können, so sind die ermittelten zusammengesetzten vorausseilenden Indikatoren mit dem festgestellten Prognosehorizont von 6 bis 11 Monaten als Information zur geldpolitischen Entscheidungsfindung dennoch sinnvoll einsetzbar.

Übersicht 8: Gewichte für die vorauselenden zusammengesetzten Indikatoren des Preiszyklus

	Faktorladungen der 1. bis 3. Hauptkomponente			Gewichte
	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	
Kurzfristiger Indikator				
WPIE	0,42	0,48	0,37	0,29
BANW	0,50	0,64	0,11	0,31
UME	0,74	-0,41	-0,37	0,10
UMG	0,83	0,38	0,01	0,35
BG	0,51	0,33	-0,18	0,20
MO	0,18	-0,39	0,84	0,12
Anteile in % der erklärten Varianz	32,79	20,08	16,90	
Kurzfristiger Indikator ohne Geldmengenaggregate				
WPIE	0,45	0,67		0,39
BANW	0,45	0,65		0,39
UME	0,80	-0,45		0,23
UMG	0,87	-0,27		0,31
Anteile in % der erklärten Varianz	45,01	28,77		
Mittelfristiger Indikator				
WPIE	0,21	0,80	-0,53	0,16
UME	0,84	-0,04	0,18	0,37
UMG	0,87	0,08	0,09	0,39
BG	0,67	-0,08	0,31	0,31
MO	-0,24	0,64	0,72	0,17
Anteile in % der erklärten Varianz	40,40	21,21	18,67	
Mittelfristiger Indikator ohne Geldmengenaggregate				
WPIE	0,06	0,93		0,34
UME	0,92	-0,06		0,50
UMG	0,89	0,20		0,57
Anteile in % der erklärten Varianz	56,53	32,65		

Übersicht 9: Gewichte für die vorausseilenden zusammengesetzten Indikatoren des Inflationszyklus

Kurzfristiger Indikator	Faktorladungen der 1. und 2. Hauptkomponente		Gewichte
	Faktor 1	Faktor 2	
LGSi	0,74	-0,30	0,30
UMG	0,74	0,25	0,42
MP	0,64	0,65	0,46
R10_D	0,70	-0,55	0,22
<i>Anteile in % der erklärten Varianz</i>	49,46	21,89	

Übersicht 10: Prognosefähigkeit der zusammengesetzten vorausseilenden Indikatoren
 Granger-Kausalitätstests in bivariaten VAR-Modellen und Kreuzkorrelationen
 Stichprobenbereich: Juli 1977 bis Dezember 1997

Preiszyklus

	IHP_SA1	IHP_SA2	IHP_SF1	IHP_SF2	IHP_MA1	IHP_MA2	IHP_MF1	IHP_MF2
1	0,000	0,000	0,000	0,019	0,000	0,001	0,000	0,000
2	0,583	0,550	0,613	0,579	0,457	0,422	0,429	0,420
3	7	7	7	7	7	7	7	7

- 1: Granger-Kausalitätstests. Die angegebenen Werte sind p-Werte des F-Tests für die Nullhypothese: Eine Basisreihe verbessert die Prognose des Preiszyklus nicht. Alle Indikatoren sind eine gewichtete Summe von nicht geglättete Abweichungen vom Trend (HP-Filter, $\lambda = 100,000$).
- 2: Maximale Kreuzkorrelation zwischen dem Preiszyklus und dem jeweiligen zusammengesetzten Indikator.
- 3: Vorausseilend (+) bzw. nachlaufend (-) in Monaten bei absolut maximaler Kreuzkorrelation.

Übersicht 1 1: Beschreibende Klassifikationskriterien der zusammengesetzten voraussetzenden Indikatoreigenschaften: Preiszyklus

	Abstände zu den unteren Wendepunkten der Referenzchronologie					Abstände zu den oberen Wendepunkten der Referenzchronologie						
	Referenzchronologie		Median	Mittelwert	Standard- abweichung	Referenzchronologie		Median	Mittelwert	Standard- abweichung		
	79:6	83:6				89:5	82:1				84:12	94:8
IHP_SAI	10	7	29	10	15,33	9,74	23	7	9	8	8,75	9,60
IHP_SAI2	10	-1	10	10	6,33	5,19	23	7	9	8	8,25	10,28
IHP_SF1	8	7	30	8	15,00	10,61	23	7	9	8	8,25	10,28
IHP_SF2	8	-1	10	8	5,67	4,78	23	5	9	7	7,75	10,38
IHP_MAI	11	11	32	11	18,00	9,90	25	7	12	10	12,50	7,57
IHP_MAI2	10	-1	33	10	14,00	14,17	25	7	19	13	11,25	11,88
IHP_MFI	11	11	33	11	18,33	10,37	25	7	12	10	9,50	11,10
IHP_MFI2	11	4	33	11	16,00	12,36	25	7	19	13	11,25	11,88

	N	T	H	GMD	Mittelwert	Standard- abweichung	R _y	R _x	σ*	SIGN
IHP_SAI	7	6	9	9	11,57	10,20	1,000	0,778	0,06	+
IHP_SAI2	7	5	8	10	7,43	8,53	1,000	0,875	0,05	+
IHP_SF1	7	6	8	9	11,14	10,95	1,000	0,875	0,06	+
IHP_SF2	7	5	9	8	6,86	8,51	1,000	0,778	0,05	+
IHP_MAI	7	7	9	11	14,86	9,06	1,000	0,778	0,09	+
IHP_MAI2	7	5	8	19	12,43	12,98	1,000	0,875	0,03	+
IHP_MFI	7	6	9	11	13,29	11,65	1,000	0,778	0,05	+
IHP_MFI2	7	6	8	19	13,29	12,31	1,000	0,875	0,05	+

Leads (+) und Lags (-) in Monaten. Für eine Erklärung der angeführten Klassifikationskriterien siehe S. 35.

Übersicht 12: Prognosefähigkeit der zusammengesetzten voraussagenden Indikatoren

Granger-Kausalitätstests in bivariaten VAR-Modellen und Kreuzkorrelationen
Stichprobenbereich: Juli 1977 bis Dezember 1997

Inflationszyklus

	ID12_SA	ID12_SF
1	0,000	0,001
2	0,669	0,604
3	5	7

- 1: Granger-Kausalitätstests. Die angegebenen Werte sind p-Werte für die Nullhypothese: Ein zusammengesetzter Indikator verbessert die Prognose des Inflationszyklus nicht. Alle Indikatoren sind eine gewichtete Summe von nicht geglätteten Zeitreihen in 12. Differenzen.
- 2: Maximale Kreuzkorrelation zwischen dem Inflationszyklus und dem jeweiligen zusammengesetzten Indikator.
- 3: Voraussage (+) bzw. nachlaufend (-) in Monaten bei absolut maximaler Kreuzkorrelation.

Übersicht 13: Beschreibende Klassifikationskriterien der zusammengesetzten voraussetzenden Indikatoreigenschaften: Inflationszyklus

	Abstände zu den unteren Wendepunkten der Referenzchronologie				Abstände zu den oberen Wendepunkten der Referenzchronologie				
	Referenzchronologie 78:11 83:7	Median 6 6	Mittelwert 5,67 5,67	Standard- abweichung 0,47 0,47	Referenzchronologie 80:12 84:7	Median 9 10	Mittelwert 12,67 12,67	Standard- abweichung 9,74 9,18	
ID12_SA	5	6	6	0,47	9	3	26	9,74	
ID12_SF	5	6	6	0,47	10	3	25	9,18	
N	T	H	GMD	Mittelwert	Standard-abweichung	R _y	R	σ*	SIGN
ID12_SA	6	6	11	6	9,17	7,73	1,000	0,07	+
ID12_SF	6	6	11	6	9,17	7,38	1,000	0,07	+

Leads (+) und Lags (-) in Monaten. Für eine Erklärung der angeführten Klassifikationskriterien siehe S. 35.

7. Zusammenfassung

In dieser Studie werden die vorausseilenden Eigenschaften von 66 Basiszeitreihen auf die Preisentwicklung mit dem Ziel untersucht, hinreichend erklärungsfähige vorausseilende Indikatoren zu bilden. Durch das geeignete Zusammenfassen von Basisreihen, die bereits für sich genommen eine vorausseilende Eigenschaft aufweisen, soll das Risiko falscher Signale in der Prognose vermindert werden.

Als Referenzzeitreihe für die Preisentwicklung wird der Verbraucherpreisindex (VPI) verwendet. Für den nicht beobachtbaren Referenzzyklus werden folgende zwei Definitionen verwendet:

- (i) Der Abweichungs- oder Preiszyklus, definiert als die prozentuelle Abweichung des VPI von dessen - durch das von *Hodrick - Prescott* (1980) vorgeschlagene Verfahren ermittelten - Trend.
- (ii) Der Wachstumsratenzyklus, definiert als die prozentuelle Veränderung des VPI gegenüber dem Vorjahresmonat, wird als Inflationszyklus bezeichnet.

Für die Überprüfung der vorausseilenden Eigenschaften werden die Basiszeitreihen jeweils derselben Transformation unterzogen wie der Referenzzyklus zu dem sie in Beziehung gesetzt wurden.

Die vorausseilenden Eigenschaften der Basiszeitreihen werden in zwei Auswahlsequenzen ermittelt:

- (i) Mit Hilfe von Granger-Kausalitätstest und Kreuzkorrelationen werden die allgemeinen vorausseilenden Eigenschaften und der "Lead" der Basiszeitreihen überprüft. Im Fall des Inflationszyklus wird bei der Berechnung der Granger-Kausalitätstests eventuellen Kointegrationsbeziehungen besondere Beachtung geschenkt. Auf Basis der ermittelten Teststatistiken läßt sich für den Preiszyklus bei acht und für den Inflationszyklus bei 14 Basiszeitreihen eine vorausseilende Eigenschaft feststellen.
- (ii) Als zweites Auswahlkriterium werden die vorausseilenden Eigenschaften der Basiszeitreihen gegenüber den Wendepunkten - definiert als lokale Minima und Maxima - des jeweiligen Referenzzyklus herangezogen. Dabei können für den Preiszyklus 11 Variable

und für den Inflationszyklus 9 Variable gefunden werden, die in bezug auf die Wendepunkte der Referenzzyklen vorausseilenden Charakter aufweisen.

Basierend auf diesen Ergebnissen wird eine Basiszeitreihe dann als hinreichend vorausseilend eingestuft, wenn sie sich in beiden Auswahlstufen als leading Indicator erweist. Diese Basiszeitreihen werden in der Folge als Indikatoren bezeichnet.

Für den *Preiszyklus* werden die folgenden sechs Indikatoren (in ihrer Abweichung vom HP-Trend) für die Bildung eines zusammengesetzten Indikators verwendet: der Weltmarktpreisindex für Energierohstoffe (WPIE), die unselbständigen weiblichen Angestellten (BANW), die Einzel- (UME) und Großhandelsumsätze (UMG), der Bargeldbestand (BG) und die erweiterte Geldbasis (M0).

In bezug auf den *Inflationszyklus* läßt sich lediglich für vier 4 Indikatoren (mit Ausnahme der Zinnsatzvariable, definiert als prozentuelle Veränderung gegenüber dem Vorjahresmonat) ein einigermaßen zufriedenstellendes Ergebnis feststellen: die Lohn- und Gehaltsumme in der Industrie (LGS), die Einzel- (UME) und Großhandelsumsätze (UMG) und der langfristige deutsche Zinssatz (R10_D).

Die ausgewählten Indikatoren werden in standardisierter und synchronisierter Form zur Bildung von zusammengesetzten Indikatoren herangezogen. Für den jeweiligen Referenzzyklus werden mehrere Indizes ermittelt, wobei sich diese durch ihre Fristigkeit (kurz- und mittelfristig), die Gewichtungsmethode (arithmetisches Mittel oder faktoranalytisch ermittelte Gewichte) und durch die einbezogenen Variablen unterscheiden (mit oder ohne monetäre Aggregate). Die letzte Unterteilung ergibt sich als Konsequenz der mit Anfang 1999 beginnenden Währungsunion, weil ab diesem Zeitpunkt die nationalen Geldmengenaggregate nur noch unterschiedliche Ausprägungen einer gemeinsamen Währung darstellen.

Insgesamt können für den Preiszyklus acht (vier kurzfristige mit einer "lead" von 6 Monaten und vier mittelfristige mit einem "lead" von 11 Monaten) und für den Inflationszyklus zwei (kurzfristige mit einem Vorlauf von 6 Monaten) vorausseilende Indikatoren erstellt werden, deren (in-sample) Prognosegüte zwischen 1975 und 1997 mit denselben Methoden wie für die Basiszeitreihen überprüft wird.

In der Regel weisen die zusammengesetzten Indikatoren eine höhere Güte als die einzelnen Indikatoren auf. Die Verwendung der etwas umständlicher zu berechnenden Gewichte mit Hilfe der Faktoranalyse zeigt im Vergleich zum simplen arithmetischen Mittel keine Verbesserung der Ergebnisse. Die Kreuzkorrelationen der mittelfristigen Indikatoren für den Preiszyklus sind nur unwesentlich niedriger als die der kurzfristigen Indikatoren. Kaum geringer fallen die Kreuzkorrelationen aus, wenn die monetären Aggregate nicht in die Analyse miteinbezogen werden. In der Wendepunktanalyse zeigen die zusammengesetzten Indikatoren für den Preiszyklus bessere Eigenschaften als jene für den Inflationszyklus.

Die Indikatoren für den Preiszyklus weisen in bezug auf den Vorlauf aufgrund der Kreuzkorrelationen und der Wendepunktanalyse unterschiedliche Ergebnisse auf. Unabhängig davon, ob es sich um einen kurz- oder mittelfristigen Indikator handelt, beträgt auf Basis der maximalen Kreuzkorrelationen der Vorlauf immer sieben Monate. Dagegen ergibt sich gemessen am Median der Abstände zwischen den Wendepunkten der Indikatoren und jenen des Preiszyklus bei den mittelfristigen Indikatoren im allgemeinen der erwartete stärkere Vorlauf (11 bis 19 Monate). Entsprechend ihrer Konstruktion weisen die beiden kurzfristigen zusammengesetzten Indikatoren für den Inflationszyklus einen "lead" von fünf bis sieben Monaten auf.

Untersucht man die Abstände der Wendepunkte der zusammengesetzten Indikatoren zu jenen des jeweiligen Referenzzyklus getrennt nach Minima und Maxima, dann weisen die zusammengesetzten Indikatoren für die Auf- und Abschwungphasen ein weitaus einheitlicheres Bild auf als die einzelnen Indikatoren.

Es zeigt sich somit, daß die erstellten vorauseilenden Indikatoren einen Beitrag zur Verbesserung der Prognose des Preis- und Inflationszyklus zu leisten imstande sind. Ex-post sind für den untersuchten Zeitraum 1975 bis 1997 bei den zusammengesetzten Indikatoren (vor allem für den Preiszyklus) weniger falsche Wendepunktsignale aufgetreten als bei den einzelnen Indikatoren. Relativiert muß dieser Schluß aber dahingehend werden, daß der festgestellte Vorlauf der vorauseilenden zusammengesetzten Indikatoren im allgemeinen nicht sehr weit in die Zukunft reicht (6 bis 11 Monate). Für die Formulierung der Geldpolitik ist diese Information dann sinnvoll einsetzbar, falls andere Prognosemethoden die mit den zusammengesetzten vorauseilenden Indikatoren erzielbaren Ergebnisse nicht klar übertreffen.

Als mögliche Weiterentwicklung der in dieser Arbeit entwickelten Indikatoren würde sich die Disaggregation des Verbraucherpreisindex in fünf Untergruppen (Dienstleistungen, Wohnungsaufwand, Verbrauchsgüter, Gebrauchsgüter und Energie) anbieten, für die dann eigenständige zusammengesetzte Indikatoren entwickelt werden könnten, die dann (zusammengewichtet) für die Prognose der künftigen Preisentwicklung verwendet werden könnten.

Eine weitere Verbesserung der Prognosegüte könnte unter Umständen die Verwendung von multivariaten Analysemethoden z. B. VAR Modelle mit einer höheren Dimension wobei ein oder mehrere zusammengesetzte Indikatoren neben anderen makroökonomischen Zeitreihen verwendet werden. Dadurch wären auch institutionelle Faktoren wie beispielsweise eine stufenweise Erhöhung der Mehrwertsteuer, antizyklische Gebührenerhöhungen etc. die in Österreich die Preisentwicklung stark beeinflussen leichter zu berücksichtigen.

8. Literaturhinweise

- Abad, A. M., Quilis, E. M., *Programas de Análisis, Manual del Usuario*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid, 1997.
- Abad, A. M., Quilis, E. M., "The Spanish System of Cyclical Indicators", Paper prepared for the OECD's Leading Indicators Meeting, mimeo, 1996.
- Artis, M. J., Bladen-Hovell, R. C., Osborn, D. R., Smith, G., Zhang, W., "Predicting turning points in the UK inflation cycle", *Economic Journal*, 1995, (105), S. 1145–1164.
- Artis, M. J., Bladen-Hovell, R. C., Osborn, D. R., Smith, G., Zhang, W., "Turning point prediction in the UK using CSO leading indicators", CEPR Discussion Paper, 1993, (833), forthcoming in *Oxford Economic Papers*.
- Artis, M. J., Kontolemis, Z., "Inflation in U.K. in the 1980s," University of Manchester, School of Economic Studies Discussion Paper, 1994, (106).
- Baumgartner, J., Ramaswamy, R., "Inflation targeting in the United Kingdom: Information content of financial and monetary variables", International Monetary Fund, 1996, Working Paper, (94).
- Baumgartner, J., Ramaswamy, R., Zettergren, G., *Monetary policy and leading indicators of inflation in Sweden*, Sveriges Riksbank, Stockholm, mimeo, 1997.
- Bernake, B. S., Gertler, M., "Monetary Credit (and Other) Transmission Processes; A Monetarist Perspective", *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(6).
- Bikker, J. A., "A leading indicator of inflation for the Netherlands", *De Nederlandse Bank, Quarterly Bulletin*, 1993, (3), S. 43-57.
- Bikker, J. A., Kennedy, N. O., *Composite Leading Indicators of Core Inflation for seven EU Countries*, European Monetary Institute, mimeo, 1997.
- Blanchard, O., Fischer, S., *NBER Macroeconomic Annual*, 1989, MIT Press.
- Boone, L., Hall, S. G., *Stylized Facts of the Business Cycle Revisited: A Modelling Approach*, London, mimeo, 1996.
- Boughton, J. M., Branson, W. H., "Commodity prices as a leading indicator of inflation", in Lahiri – Moore (1991), S. 303–338.
- Breuss, F., "Konjunkturindikatoren für die österreichische Wirtschaft", *WIFO-Monatsberichte*, 1984, (8), S. 464–492.
- Breuss, F., Wüger, M., *Konsumentenbefragungen als Indikator für das Konsumverhalten in Österreich*, WIFO - Gutachten, 1986, S. 32-41.
- Burns, A. F., Mitchell, W. C., *Measuring Business Cycles*, NBER Studies in Business Cycles, Columbia University Press, New York, 1946, (2).
- Burnside, C., "Detrending and business cycle facts: A comment", *Journal of Monetary Economics*, 1998, (41), S. 513-532.
- Cabrero, A., Delrieu, J. C., "Construction of a Composite Indicator for predicting Inflation in Spain", Banco de España, Documento de Trabajo, 1996, (9619).

- Canova, F. (1998A), "Detrending and business cycle facts", *Journal of Monetary Economics*, 1998, (41), S. 475-512.
- Canova, F. (1998B), "Detrending and business cycle facts: A user's guide", *Journal of Monetary Economics*, 1998, (41), S. 533-540.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, C. L., *Monetary Policy Shocks: What have we learned and to what end?*, 1998, NBER Working Paper, (6400).
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, C. L., *The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds*, 1996, NBER Working Paper, (4699).
- Cogley, T., Nason, J. M., "Effects of the HP Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1995, (19), S. 253-278.
- Dasgupta, S., Lahiri, K., "A leading indicator of inflation based on interest rates", in Lahiri–Moore (1991), S. 339–354.
- Davies, E. P., Fagan, G., "Are Financial Spreads useful Indicators of Future Inflation and Output Growth in EU Countries?", *Journal of Applied Econometrics*, 1997, (12), S. 701-714.
- Dickey, D., Fuller, W., "Likelihood ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 1981, (49), S. 1057-1072.
- Dolado, J., Luetkepohl, H., *Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems*, Humbolt University Berlin, SFB 373 DP 940044, Berlin, 1994.
- EMI, *The single monetary policy in stage three, Specification of the operational framework*, European Monetary Institute, Frankfurt, 1997.
- Engle R. F., Granger C. W. J., *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, *Econometrica*, 1987, (55), S. 251-276.
- Fluch, M., "Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex als Indikator der Preisentwicklung", *Finanznachrichten*, 1998, (4).
- Fluch, M., *Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex als Indikator für die Notenbank(en)*, Vortrag bei der Österreichischen Statistischen Gesellschaft, Arbeitskreis Sozial- und Wirtschaftsstatistik, Vortragsmanuskript, mimeo, 1997.
- Friedman, B. M., Kuttner, K. N., "Money, Income, Prices and Interest Rates", *The American Economic Review*, 1992, 82(3), S. 472-492.
- Frisch, H., *Die Neue Inflationstheorie, Grundriß der Sozialwissenschaften*, Göttingen, 1980, (28).
- Fuhrer, J., Moore, G., "Monetary policy rule and the indicator properties of asset prices", *Journal of Monetary Economics*, 1992, (29), S. 303-336.
- Fuller, W., *Introduction to Statistical Time Series*, (New York: Wiley 1976).
- Garner, C. A., "How useful are leading indicators of inflation", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 1995, 80(2), S. 5–18.
- Gerlach, S., "The Information Content of the Term Structure: Evidence for Germany", *Empirical Economics*, 1997, (22), S. 161-179.

- Guger, A., "Jahresbericht 1984 - Preise und Löhne", WIFO-Monatsberichte, 1985, 58(4).
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press, 1994.
- Harvey, A. C., Jäger, A., "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1993, (17), S. 231-247.
- Henry, B., Peseran, B., "VAR Models for inflation", *Quarterly Bulletin of the Bank of England*, 1993, (May), S. 231-239.
- Herrero, A.G., Thornton, J., *World Commodity Prices as a Forecasting Tool for Retail Prices: Evidence From the United Kingdom*, International Monetary Fund, Working Paper, 1997, (70).
- Hodrick, R., Prescott, E., *Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, Carnegie-Mellon Working Paper, 1980.
- Holdon, D., Perman, R., *Unit Roots and Cointegration for the Economist*, in: Rao, B., (ed.), *Cointegration for the Applied Economist*, Ch. 3, S. 47-112, (London: Macmillan, 1994).
- Johansen, S., *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, 1996.
- King, R. G., Rebelo, S. T., "Low frequency Filtering and Real Business Cycles", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1993, (17), S. 207-231.
- Klein, P. A., "Leading indicators of inflation in market economies", *International Journal of Forecasting*, 1986, S. 403-412.
- Lahiri, K., Moore, G. (Hrsg.), *Leading economic indicators, New approaches and forecasting records*, Cambridge University Press, New York, 1991.
- Ljung, G., Box G., "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*, (66), S. 265-270.
- Luetkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2.ed., Springer Verlag, Berlin, 1993.
- Moore, G. H., *Business Cycle Indicators, Contributions to the Analysis of Current Business Conditions*, NBER, Princeton University Press, 1991.
- Mosconi, R., Giannini, C., "Non-Causality in Cointegrated Systems: Representation Estimation and Testing", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, 54(3).
- Neftci, S. N., "A time-series framework for the study of leading indicators", in Lahiri – Moore (1991), S. 57-62.
- Nelson, C. R., Plosser, C. I., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 1982, (10), S. 139-162.
- Niemira, M. P., Klein, P. A., *Forecasting Financial and Economic Cycles*, A Wiley Finance Edition, 1994.
- Okun, A. M., *Prices & Quantities: A Macroeconomic Analysis*, Washington, DC, Brookings Institution, 1981, (16).
- Park, J. Y., Phillips, P. C. B., "Statistical Inference with Integrated Processes: Part 1", *Econometric Theory*, 1988, (4), S. 468-497.
- Park, J. Y., Phillips P. C. B., "Statistical Inference with Integrated Processes: Part 2", *Econometric Theory*, 1989, (5), S. 91-131.

- Phillips, R. C. B., "Fully modified least squares and vector autoregression", *Econometrica*, 1995, (63), S. 1023-1078
- Pollan, W., "Zur jüngsten Inflationsentwicklung in den OECD-Ländern und in Österreich", *WIFO-Monatsberichte*, 1994, (7).
- Quinn, T., Mawdsley, A., *Forecasting Irish Inflation: A Composite Leading Indicator*, Economic Analysis, Research and Publications, 1996.
- Ripatti, A., *Leading Inflation Indicators in Finland: Pairwise Analysis of Granger-Causality and Cointegration*, Bank of Finland, Discussion Papers, 1995, (24).
- Roth, H. L., "Leading indicators of inflation", in Lahiri – Moore (1991), S. 275–302.
- Sims, C. A., Stock, J. H., Watson M. W., "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 1990, (58), S. 113-144.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (Hrsg.), *Business cycles, indicators and forecasting*, University of Chicago Press, 1993.
- Stock, J. H., Watson, M. W., "A procedure for predicting recessions with leading economic indicators: Econometric issues and recent experience", in Stock – Watson (1993).
- Stock, J. H., Watson, M. W., "New indexes of coincident and leading economic indicators", in Blanchard – Fischer (1989), S. 351–409.
- Svensson, L. E. O., *Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targeting*, Paper presented at the NBER International Seminar on Macroeconomics, held at the Institute for Advanced Studies, Vienna, mimeo, 1996.
- Toda, H. Y., Yamamoto, T., "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 1995, (66), S. 225-250.
- Toda, H., Phillips, P. C. B., "Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study", *Econometric Reviews*, 1994, (13,2), S. 259-285.
- Toda, H., Phillips, P. C. B., *Vector Autoregressions and Causality*, *Econometrica*, 1993, (61,6), S. 1367-1393.
- Url, T., Wehinger, G., "The Nature of Austrian Macroeconomic Time Series", *Empirica*, 1990, 17(2), S. 131-154
- Webb, R. H., Rowe, T. S., "An index of leading indicators for Inflation," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 1995, 81(2), S. 75–96.
- Yamada, H., Toda, H., "Inference in possibly integrated vector autoregressive models: Some finite sample evidence", *Journal of Econometrics*, 1998, (86), S. 55-95.
- Zapata, H. O., Rambaldi, A. N., "Monte Carlo Evidence on cointegration and causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1997, 59(2).
- Zarnovitz, V. (Hrsg.), *Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting*, University of Chicago Press, Chicago, 1992.

Methodenanhang

Granger-Nichtkausalitätstests in VAR Modellen mit möglicherweise integrierten Variablen

Angenommen der Vektor mit n Zeitreihen y_t , sei integriert von der Ordnung $d - I(d) -$ und eventuell kointegriert - $CI(d,b)^{37}$. Der multivariate Zeitreihenprozeß y_t sei generiert durch einen vektorautoregressiven Prozeß der Ordnung k :

$$(A.1) \quad y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \dots + \gamma_q t^q + A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T$$

wobei $\{\varepsilon_t\}_{t=1}^T$ einen n -dimensionaler Gauß'schen white noise Prozeß

mit $E\varepsilon_t = 0$ und $E\varepsilon_t \varepsilon_t' = \Sigma_\varepsilon > 0$ darstellt.

γ_i ($i=1, \dots, q$) sind q ($n \times 1$) Koeffizientenvektoren des Trendpolynoms

A_i ($i=1, \dots, k$) sind k ($n \times n$) Koeffizientenmatrizen.

Die Ordnung k des Prozesses sei entweder bekannt oder mittels eines konsistenten Modellselektionskriteriums geschätzt³⁸. Es sei zusätzlich angenommen, daß das Forschungsinteresse nicht in der Feststellung ob y_t stationär, integriert oder kointegriert ist, liegt sondern, daß die linearen Restriktionen (A.2) getestet werden sollen:

$$(A.2) \quad H_0: H\phi = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1: H\phi \neq 0$$

wobei H eine bekannte ($m \times n^2 k$) Restriktionsmatrix mit Rang m und $\phi = \text{vec}[A_1 \dots A_k]$ ist. Falls beispielsweise y_t in zwei Subvektoren $y_{1,t}$ und $y_{2,t}$ mit den Dimensionen ($s \times 1$) und $((n-s) \times 1)$ partitioniert wird, und die Matrizen A_i entsprechend partitioniert werden,

$$(A.3) \quad y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \gamma_0 + \gamma_1 t + \dots + \gamma_q t^q + \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

dann hat $y_{2,t}$ keinen Granger-kausalen Einfluß auf $y_{1,t}$ wenn gilt:

$$H_0: a_{12,i} = 0 \quad \text{für } i=1, \dots, k$$

³⁷⁾ Siehe *Engle - Granger* (1987) für eine Definition von integrierten und kointegrierten Zeitreihen.

³⁸⁾ Siehe *Lütkepohl* (1993) und *Toda - Yamamoto* (1995).

Um die Hypothese (A.2) zu überprüfen, stellen *Dolado - Lütkepohl* (1996) und *Toda - Yamamoto* (1995) einen modifizierten Wald-Test vor, der asymptotisch χ^2 -verteilt ist. Im folgenden wird dargestellt wie die Teststatistik ermittelt wird.

Man schätze ein VAR Modell in Niveaugrößen der Art (A.3)

$$(A.4) \quad y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \dots + \gamma_q t^q + A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + A_{k+1} y_{t-k-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

mit der Methode der kleinsten Quadrate und wähle $p \geq k+d$, d. h. man fügt zumindest d zusätzliche Lags zur "wahren" Lag-Länge hinzu. Man wählt "[...] the maximal order of integration d_{\max} , which we suspect might occur in the model, and then over-fit intentionally a levels VAR with additional d_{\max} lags (i.e. $p=k+d_{\max}$)" (*Toda - Yamamoto*, 1995, S. 230). "Note that although the variables are allowed to be potentially cointegrated it is not assumed that the cointegration structure of the system under investigation is known" (*Dolado - Lütkepohl*, 1996, S. 370).

In Matrixnotation läßt sich (A.3) wie folgt darstellen:

$$(A.5) \quad Y' = \Gamma D' + \Phi X' + \Psi Z' + E'$$

mit den folgenden Definitionen:

$$Y := [y_1, \dots, y_T]' \quad T \text{ bezeichnet die Stichprobengröße}$$

$$\Gamma := [\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_q]'$$

$$D := [\tau_1, \dots, \tau_T]' \quad \text{und} \quad \tau_t := [1, t, \dots, t^q]'$$

$$\Phi := [A_1 \dots A_k]$$

$$X := [x_1, \dots, x_T]' \quad \text{und} \quad x_t := [y_{t-1}', \dots, y_{t-k}']'$$

$$\Psi := [A_{k+1} \dots A_p]$$

$$Z := [z_1, \dots, z_T]' \quad \text{und} \quad z_t := [y_{t-k-1}', \dots, y_{t-p}']'$$

$$E := [\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T]'$$

Die Wald-Statistik um (A.2) zu testen ist dann

$$(A.6) \quad W = (H\phi)' [H \{ \Sigma_\varepsilon \otimes (X'QX)^{-1} \} H]^{-1} H\phi$$

mit den Definitionen:

$$\phi := \text{vec}\Phi$$

$$\Sigma_{\varepsilon} := (1/T)E'E$$

$$Q := Q_t - Q_t Z (Z'Q_t Z)^{-1} Z'Q_t \text{ and } Q_t := I_T - D(D'D)^{-1}D'$$

Unter der Nullhypothese (A.2) folgt die Wald-Statistik (A.6) asymptotisch einer χ^2 -Verteilung mit m Freiheitsgraden falls $p \geq k + d$ ³⁹⁾.

Da die zur Berechnung des obigen Tests zu verwendende Varianz-Kovarianzmatrix unbekannt ist, wird diese aus den Daten geschätzt. Der Argumentation von *Lütkepohl* (1993 S. 94f.) folgend, wurde deshalb der von *Toda – Yamamoto* (1995) entwickelte χ^2 -Test in den F-Test umgerechnet. Die Teststatistik

$$(A.7) \quad F = W/m$$

ist approximativ F-verteilt mit m (Zähler) und $(T - n^*p - q - 1)$ (Nenner) Freiheitsgraden.

³⁹⁾ Siehe *Toda - Yamamota* (1995) für einen Beweis dieses Resultats.

Übersicht A.1: Variablenbezeichnungen, Quellen und Verfügbarkeit (relativ zum VPI)

	Bezeichnung	Beschreibung	Quelle	Dimension	Relativ zum VPI
Referenzzeitreihe					
1	VPI	Verbraucherpreisindex	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,0
Basiszeitreihen					
1. Preis- und Kostenvariablen					
2	GPI	Großhandelspreisindex	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	-1,9
3	PEIN	Einzelhandelspreis	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,2
4	PER	Erwartung der Verkaufspreise in den nächsten 3 Monaten	EU DG2	ln %	0,0
5	WPI	Weltmarktpreise insgesamt	HWWA	96:1=100, in Logarithmen	0,0
6	WPIR	Weltmarktpreise für Industrierohstoffe	HWWA	96:1=100, in Logarithmen	0,0
7	WPIE	Weltmarktpreise für Energierohstoffe	HWWA	96:1=100, in Logarithmen	0,0
8	POIL	Importpreis Rohöl	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	1,0
9	PBAU	Baukostenindex	BIB	96:1=100, in Logarithmen	-1,1
10	VPI_D	Verbraucherpreisindex Deutschland	OECD	96:1=100, in Logarithmen	-1,0
11	PX_D	Ausfuhrpreise Deutschland	DBB	96:1=100, in Logarithmen	1,0
12	PM_D	Einfuhrpreise Deutschland	DBB	96:1=100, in Logarithmen	1,0
13	LOGE	Tariflohnindex: Beschäftigte	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	-1,9
14	LOAN	Tariflohnindex: Angestellte	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	-1,9
15	LOAR	Tariflohnindex: Arbeiter	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	-1,9
16	LGS1	Lohn- und Gehaltssumme Industrie	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	1,1
17	LOMI	Monatsverdienste Industrie	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	1,1
18	LOSI	Stundenverdienste in der Industrie, brutto, ohne Sonderzahlungen	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	1,1
19	LSTK	Lohnstückkosten	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	1,1
2. Angebots- und Nachfragevariablen					
20	IP	Industrieproduktion	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	1,1
21	IPS_D	Industrieproduktion Deutschland, saisonbereinigt	OECD	96:1=100, in Logarithmen	-1,0
22	IPE	Erwartete Produktion in den nächsten 3 Monaten	EU DG2	ln %	0,0
23	AUF	Gesamter Auftragsbestand	EU DG2	ln %	0,0
24	LAG	Fertigwarenlager	EU DG2	ln %	0,0
25	IFO_D	IFO-Geschäftsklimaindex für Deutschland	IFO	ln %	1,1
26	ISU	Angebot an Unselbständigen	BMAS	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
27	BEG	Unselbständig Beschäftigte	HSV	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
28	BARM	Unselbständig Beschäftigte - Arbeiter männlich	HSV	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
29	BARW	Unselbständig Beschäftigte - Arbeiter weiblich	HSV	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
30	BANM	Unselbständig Beschäftigte - Angestellte männlich	HSV	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
31	BANW	Unselbständig Beschäftigte - Angestellte weiblich	HSV	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
32	BEAU	Ausländische Arbeitskräfte	BMAS	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
33	ALO	Arbeitslose	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	-1,9
34	ALQ	Arbeitslosenquote	BMAS	ln %	-1,8
35	OST	Offene Stellen	BMAS	96:1=100, in Logarithmen	-1,9
36	STAZ	Stellenanzahl	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	-1,9
37	UME	Umsätze Einzelhandel nominell	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,2
38	UMER	Umsätze Einzelhandel real	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,2
39	UMEA	Umsätze Einzelhandel nominell, bereinigt für MWSt-Änderungen	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,2
40	UMERA	Umsätze Einzelhandel real, bereinigt für MWSt-Änderungen	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,2
41	UMG	Umsätze Großhandel nominell	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,2
42	KFZ	KFZ-Zulassungen	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,1
43	UEIN	Übernachtungen Inländer	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	-1,0
44	UEAU	Übernachtungen Ausländer	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	-1,0
45	STROM	Stromabsatz	BLV	96:1=100, in Logarithmen	-0,9
46	MP	Warenimport	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	1,0
47	XP	Warenexport	ÖSTAT	96:1=100, in Logarithmen	1,0

Übersicht A.1: Variablenbezeichnungen, Quellen und Verfügbarkeit (relativ zum VPI)/Fortsetzung

	Bezeichnung	Beschreibung	Quelle	Dimension	Relativ zum VPI
3. Monetäre Aggregate					
48	BG	Bargeldumlauf	OeNB	96:1=100, in Logarithmen	0,1
49	M0	Erweiterte Geldbasis	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
50	M1	Geldmenge M1	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,1
51	M2	Geldmenge M2	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,1
52	M3	Geldmenge M3	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	0,1
53	M1_D	Geldmenge M1 Deutschland	DBB	96:1=100, in Logarithmen	1,0
54	M3_D	Geldmenge M3 Deutschland	DBB	96:1=100, in Logarithmen	1,0
55	CNB	Kredite an inländische Nichtbanken	OeNB	96:1=100, in Logarithmen	1,0
4. Finanzmarktvariablen					
56	R10	Sekundärmarktrendite für 10jährige Bundesanleihen	OeKB	In %	-2,0
57	R3M	Zinssatz für 3-Monatsgeld	OeKB	In %	-2,0
58	RTAG	Taggeldsatz	OeNB	In %	-2,0
59	YLD	Yield-Curve (R10 - R3M)	WIFO	In Prozentpunkten	-2,0
60	R10_D	Umlaufrendite Anleihen der öffentl. Hand (9 bis 10 J.) Deutschland	DBB	In %	-0,1
61	R3M_D	Dreimonatsgeld Deutschland	DBB	In %	-0,1
62	YLD_D	Yield-Curve Deutschland (R10_D - R3M_D)	DBB	In Prozentpunkten	-0,1
63	WBI	Aktienkursindex der Wiener Börse	WRBK	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
64	DAX_D	Aktienkursindex der Frankfurter Börse	DBB	96:1=100, in Logarithmen	-0,1
65	USD	Devisenmittelkurs für US-Dollar	OeNB	96:1=100, in Logarithmen	-1,8
66	EEX	Nominell effektiver Wechselkursindex	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	-2,0
67	EEXR	Real effektiver Wechselkursindex	WIFO	96:1=100, in Logarithmen	-1,0
5. Zusammengesetzte Indikatoren					
1. Preiszyklus					
68	IHP_SA1	Kurzfristiger Index, arithmetisches Mittel, mit monetären Aggregaten			
69	IHP_SA2	Kurzfristiger Index, arithmetisches Mittel, ohne monetäre Aggregate			
70	IHP_SF1	Kurzfristiger Index, Gewichte aus Faktoranalyse, mit monetären Aggregaten			
71	IHP_SF2	Kurzfristiger Index, Gewichte aus Faktoranalyse, ohne monetäre Aggregate			
72	IHP_MA1	Mittelfristiger Index, arithmetisches Mittel, mit monetären Aggregaten			
73	IHP_MA2	Mittelfristiger Index, arithmetisches Mittel, ohne monetäre Aggregate			
74	IHP_MF1	Mittelfristiger Index, Gewichte aus Faktoranalyse, mit monetären Aggregaten			
75	IHP_MF2	Mittelfristiger Index, Gewichte aus Faktoranalyse, ohne monetäre Aggregate			
2. Inflationszyklus					
76	IDI2_SA	Kurzfristiger Index, mit monetären Aggregaten			
77	IDI_SF	Kurzfristiger Index, ohne monetäre Aggregate			

Übersicht A.2: Deskriptive Statistiken der verwendeten Zeitreihen
Niveaugrößen (lnY_t)

	Beginndatum	Zahl der Beobachtungen	Minimum	Maximum
VPI	Jänner 1960	456	3,13	4,63
GPI	Jänner 1963	420	3,62	4,66
PEIN	Jänner 1960	456	3,49	4,62
PER	September 1964	400	-23,00	48,15
WPI	Jänner 1960	456	2,92	5,02
WPIR	Jänner 1960	456	2,84	4,68
WPIE	Jänner 1960	456	2,50	5,23
POIL	Jänner 1972	312	3,49	5,86
PBAU	Jänner 1960	456	2,09	4,66
VPI_D	Jänner 1960	456	3,41	4,64
PM_D	Jänner 1960	456	3,80	4,86
PX_D	Jänner 1960	456	3,62	4,63
LOGE	Jänner 1967	372	2,78	4,64
LOAN	Jänner 1967	372	2,80	4,64
LOAR	Jänner 1967	372	2,60	4,65
LGSI	Jänner 1960	456	2,28	5,04
LOMI	Jänner 1960	456	1,95	5,04
LOSI	Jänner 1965	396	2,38	4,68
LSTK	Jänner 1969	348	3,74	4,98
IP	Jänner 1969	348	3,71	4,90
IPS_D	Jänner 1960	456	3,64	4,70
IPE	September 1964	400	-25,58	33,01
AUF	September 1964	400	-60,28	11,00
LAG	September 1964	400	-5,27	36,36
IFO_D	Jänner 1966	384	-46,00	37,00
LSU	Jänner 1960	456	4,27	4,63
BEG	Jänner 1960	456	4,29	4,66
BARM	Jänner 1960	456	4,58	4,82
BARW	Jänner 1960	456	4,55	4,84
BANM	Jänner 1960	456	4,05	4,63
BANW	Jänner 1960	456	3,52	4,64
BEAU	Jänner 1970	336	3,35	4,70
ALO	Jänner 1960	456	1,72	4,63
ALQ	Jänner 1960	456	0,80	9,20
OST	Jänner 1960	456	4,06	5,98
STAZ	Jänner 1960	456	0,38	4,86
UME	Jänner 1960	456	2,39	4,92
UMER	Jänner 1960	456	3,51	4,94
UMEA	Jänner 1973	300	3,24	5,00
UMERA	Jänner 1973	300	3,96	5,00
UMG	Jänner 1963	420	2,60	5,06
KFZ	Jänner 1969	348	1,09	5,29
UEIN	Jänner 1960	456	3,38	5,51
UEAU	Jänner 1960	456	0,88	5,47
STROM	Jänner 1960	456	3,01	4,62
MP	Jänner 1960	456	1,53	4,89
XP	Jänner 1960	456	1,43	5,03
BG	Jänner 1960	456	2,35	4,68
M0	Dezember 1960	445	2,23	4,76
M1	Jänner 1960	456	2,06	4,76
M2	Jänner 1960	456	2,05	4,73
M3	Jänner 1960	456	1,26	4,65
M1_D	Jänner 1960	456	1,78	4,81
M3_D	Jänner 1960	456	1,58	4,73
CNB	Jänner 1960	456	0,48	4,69
R10	November 1964	398	5,40	11,52
R3M	Jänner 1968	360	3,20	12,50
RTAG	November 1966	374	2,83	12,75
YLD	Jänner 1968	360	-2,45	4,08
R10_D	Jänner 1960	456	5,06	10,80
R3M_D	Jänner 1960	456	2,93	14,57
YLD_D	Jänner 1960	456	-4,79	4,58
WBI	Jänner 1968	360	3,15	5,18
DAX_D	Jänner 1960	456	2,60	5,19
USD	Jänner 1960	456	4,55	5,54
EEX	Jänner 1961	444	4,02	4,62
EEXR	Jänner 1961	444	4,33	4,63

Alle Werte in Logarithmen, mit Ausnahme von PER, IPE, AUF, LAG, IFO_D, ALQ, R10, R3M, RTAG, YLD, R10_D, R3M_D und YLD_D.

Abweichungen vom Trend (HP-Filter, $\lambda = 100.000$)

Fortsetzung Übersicht A.2

	Beginndatum	Zahl der Beobachtungen	Minimum	Maximum	Mittelwert	Varianz	Schiefe	Wölbung
VPI	Jänner 1960	456	-2,80	4,55	0,01	1,06	0,32	0,46
GPI	Jänner 1963	420	-5,84	7,13	0,00	2,27	0,05	0,41
PEIN	Jänner 1960	456	-3,45	5,50	0,00	1,35	0,43	0,63
PER	September 1964	400	-20,37	20,01	-0,03	7,24	-0,09	0,16
WPI	Jänner 1960	456	-36,98	43,79	0,12	10,75	0,36	2,36
WPIR	Jänner 1960	456	-24,53	50,26	0,08	10,41	0,90	3,68
WPIE	Jänner 1960	456	-47,73	57,69	0,17	15,04	0,46	2,52
POIL	Jänner 1972	312	-69,37	73,57	0,00	22,30	-0,03	0,69
PBAU	Jänner 1960	456	-7,33	7,24	0,01	2,15	-0,06	0,70
VPI_D	Jänner 1960	456	-2,53	2,30	0,01	1,01	-0,09	-0,87
PM_D	Jänner 1960	456	-10,66	17,78	0,00	4,21	0,42	2,37
PX_D	Jänner 1960	456	-5,18	8,12	0,00	1,81	0,21	2,12
LOGE	Jänner 1967	372	-3,75	3,50	0,01	1,28	-0,32	0,06
LOAN	Jänner 1967	372	-5,63	5,38	0,01	1,50	-0,13	1,04
LOAR	Jänner 1967	372	-4,72	5,29	0,01	1,63	0,29	0,72
LGSJ	Jänner 1960	456	-19,14	37,66	0,03	12,62	0,80	-0,33
LOMI	Jänner 1960	456	-17,31	34,72	0,03	12,31	0,81	-0,42
LOSI	Jänner 1965	396	-4,16	6,56	0,01	1,74	0,52	1,14
LSTK	Jänner 1969	348	-23,68	29,39	0,00	12,22	0,11	-0,90
IP	Jänner 1969	348	-22,96	16,64	0,00	7,61	-0,41	-0,14
IPS_D	Jänner 1960	456	-11,43	7,74	-0,02	3,13	-0,70	0,67
IPE	September 1964	400	-23,19	16,85	-0,03	8,87	-0,42	-0,38
AUF	September 1964	400	-27,63	25,82	-0,06	11,79	-0,14	-0,50
LAG	September 1964	400	-14,23	18,28	0,02	6,16	0,29	0,00
IFO_D	Jänner 1966	384	-34,25	26,93	-0,08	13,16	-0,41	-0,37
LSU	Jänner 1960	456	-1,99	2,75	0,00	0,90	0,13	-0,31
BEG	Jänner 1960	456	-1,08	0,84	0,00	0,39	-0,32	-0,44
BARM	Jänner 1960	456	-9,35	6,16	0,03	3,75	-0,62	-0,62
BARW	Jänner 1960	456	-6,22	6,76	0,00	2,33	0,24	-0,47
BANM	Jänner 1960	456	-1,25	1,90	0,00	0,50	0,46	0,28
BANW	Jänner 1960	456	-3,68	3,50	0,00	1,12	0,02	0,62
BEAU	Jänner 1970	336	-32,14	24,48	0,05	8,64	-0,25	1,81
ALO	Jänner 1960	456	-77,66	104,52	-0,11	40,51	0,39	-0,35
ALQ	Jänner 1960	456	-1,84	4,53	-0,01	1,22	0,85	0,12
OST	Jänner 1960	456	-69,60	58,12	-0,11	20,91	-0,44	0,28
STAZ	Jänner 1960	456	-126,92	173,72	0,01	55,86	0,46	-0,09
UME	Jänner 1960	456	-25,88	49,63	0,02	12,54	1,56	3,48
UMER	Jänner 1960	456	-26,24	52,05	0,02	12,93	1,62	3,53
UMEA	Jänner 1973	300	-34,34	42,67	0,04	11,83	1,12	2,48
UMERA	Jänner 1973	300	-34,73	42,34	0,08	12,16	1,24	2,60
UMG	Jänner 1963	420	-38,96	44,21	0,04	10,75	-0,31	1,37
KFZ	Jänner 1969	348	-271,43	89,26	-0,07	34,02	-1,97	11,77
UEIN	Jänner 1960	456	-95,85	128,65	-0,07	50,95	0,46	-0,26
UEAU	Jänner 1960	456	-226,07	180,60	-0,24	87,99	-0,41	0,32
STROM	Jänner 1960	456	-15,35	23,82	-0,03	7,92	0,36	-0,80
MP	Jänner 1960	456	-32,12	23,50	0,01	8,51	-0,25	0,26
XP	Jänner 1960	456	-30,44	26,44	0,03	9,45	-0,63	0,59
BG	Jänner 1960	456	-9,43	6,74	0,04	2,70	-0,27	-0,02
M0	Dezember 1960	445	-9,60	11,13	0,03	3,30	0,02	-0,06
M1	Jänner 1960	456	-9,97	9,13	0,01	3,32	-0,06	0,15
M2	Jänner 1960	456	-9,71	9,85	0,01	3,26	-0,01	-0,03
M3	Jänner 1960	456	-4,03	4,37	0,00	1,49	0,14	-0,25
M1_D	Jänner 1960	456	-10,78	15,87	0,01	3,55	0,53	1,07
M3_D	Jänner 1960	456	-8,12	7,21	0,00	2,04	0,03	1,72
CNB	Jänner 1960	456	-4,93	5,91	0,01	1,86	0,05	-0,20
R10	November 1964	398	-1,50	2,17	0,00	0,56	0,48	1,17
R3M	Jänner 1968	360	-2,97	3,59	-0,01	1,19	0,17	0,22
RTAG	Jänner 1966	374	-3,22	4,09	-0,01	1,30	0,18	0,21
YLD	Jänner 1968	360	-2,65	2,76	0,01	0,95	0,05	-0,03
R10_D	Jänner 1960	456	-1,73	2,14	0,00	0,70	0,61	0,91
R3M_D	Jänner 1960	456	-3,48	6,40	-0,01	1,66	0,96	1,78
YLD_D	Jänner 1960	456	-5,28	2,85	0,01	1,27	-0,85	2,02
WBI	Jänner 1968	360	-36,50	57,01	-0,10	15,11	0,59	1,85
DAX_D	Jänner 1960	456	-33,82	31,28	-0,12	11,96	-0,13	-0,41
USD	Jänner 1960	456	-8,77	10,27	0,00	2,74	-0,08	0,50
EEX	Jänner 1961	444	-3,48	4,05	0,01	1,47	0,06	-0,36
EEXR	Jänner 1961	444	-3,48	5,93	0,01	1,68	0,25	-0,52

Alle Werte in Logarithmen, mit Ausnahme von PER, IPE, AUF, LAG, IFO_D, ALQ, R10, R3M, RTAG, YLD, R10_D, R3M_D und YLD_D.

$\Delta_{12} \ln Y_t$

Fortsetzung Übersicht A.2

	Beginndatum	Zahl der Beobachtungen	Minimum	Maximum	Mittelwert	Varianz	Schiefe	Wölbung
VPI	Jänner 1961	444	-0,01	0,10	0,04	0,00	0,68	0,03
GPI	Jänner 1964	408	-0,07	0,16	0,03	0,00	0,89	1,81
PEIN	Jänner 1961	444	-0,01	0,10	0,03	0,00	0,57	0,63
PER	September 1964	-	-	-	-	-	-	-
WPI	Jänner 1961	444	-0,54	0,74	0,04	0,03	0,94	3,11
WPIR	Jänner 1961	444	-0,24	0,82	0,04	0,03	1,71	5,04
WPIE	Jänner 1961	444	-0,75	1,18	0,05	0,06	1,73	7,00
POIL	Jänner 1973	300	-1,22	1,45	0,04	0,13	0,31	3,98
PBAU	Jänner 1961	444	0,00	0,22	0,07	0,00	1,10	1,17
VPI_D	Jänner 1961	444	-0,01	0,08	0,03	0,00	0,33	-0,40
PM_D	Jänner 1961	444	-0,20	0,31	0,02	0,00	0,68	3,94
PX_D	Jänner 1961	444	-0,02	0,17	0,03	0,00	1,79	4,09
LOGE	Jänner 1968	360	0,02	0,14	0,06	0,00	0,82	0,28
LOAN	Jänner 1968	360	0,02	0,14	0,06	0,00	1,02	0,45
LOAR	Jänner 1968	360	0,02	0,19	0,07	0,00	1,35	1,72
LGSI	Jänner 1961	444	-0,09	0,24	0,06	0,00	0,18	-0,02
LOMI	Jänner 1961	444	-0,02	0,21	0,07	0,00	0,88	0,75
LOSI	Jänner 1966	384	0,00	0,20	0,07	0,00	1,29	1,37
LSTK	Jänner 1970	336	-0,18	0,32	0,02	0,00	0,47	1,33
IP	Jänner 1970	336	-0,22	0,18	0,03	0,00	-0,48	0,80
IPS_D	Jänner 1961	444	-0,12	0,16	0,03	0,00	-0,34	0,45
IPE	September 1964	-	-	-	-	-	-	-
AUF	September 1964	-	-	-	-	-	-	-
LAG	September 1964	-	-	-	-	-	-	-
IFO_D	Jänner 1966	-	-	-	-	-	-	-
LSU	Jänner 1961	444	-0,02	0,04	0,01	0,00	0,65	0,59
BEG	Jänner 1961	444	-0,02	0,04	0,01	0,00	0,26	-0,07
BARM	Jänner 1961	444	-0,05	0,04	0,00	0,00	-0,18	-0,17
BARW	Jänner 1961	444	-0,05	0,04	-0,01	0,00	-0,18	0,01
BANM	Jänner 1961	444	-0,01	0,04	0,01	0,00	0,35	-0,07
BANW	Jänner 1961	444	0,00	0,10	0,03	0,00	1,21	1,58
BEAU	Jänner 1971	324	-0,24	0,38	0,04	0,01	0,85	0,67
ALO	Jänner 1961	444	-0,46	0,68	0,03	0,03	0,74	2,03
ALQ	Jänner 1961	444	-1,90	1,70	0,10	0,24	0,02	1,84
OST	Jänner 1961	444	-0,79	0,43	-0,01	0,06	-0,71	0,37
STAZ	Jänner 1961	444	-0,69	1,36	0,05	0,14	0,87	1,07
UME	Jänner 1961	444	-0,11	0,18	0,06	0,00	-0,28	0,20
UMER	Jänner 1961	444	-0,14	0,16	0,03	0,00	-0,32	0,74
UMEA	Jänner 1974	288	-0,12	0,23	0,05	0,00	0,16	0,34
UMERA	Jänner 1974	288	-0,17	0,18	0,02	0,00	-0,32	1,97
UMG	Jänner 1964	408	-0,50	0,33	0,06	0,01	-1,34	5,51
KFZ	Jänner 1970	336	-2,11	2,52	0,04	0,11	0,25	16,61
UEIN	Jänner 1961	444	-0,27	0,33	0,02	0,00	0,25	2,59
UEAU	Jänner 1961	444	-0,71	0,86	0,04	0,02	0,17	4,90
STROM	Jänner 1961	444	-0,09	0,16	0,04	0,00	-0,15	0,41
MP	Jänner 1961	444	-0,20	0,38	0,08	0,01	0,12	-0,11
XP	Jänner 1961	444	-0,17	0,40	0,09	0,01	0,27	0,86
BG	Jänner 1961	444	-0,01	0,14	0,06	0,00	0,02	-0,22
M0	Dezember 1961	433	-0,06	0,17	0,07	0,00	0,08	-0,01
M1	Jänner 1961	444	-0,13	0,20	0,07	0,00	-0,73	2,63
M2	Jänner 1961	444	-0,06	0,21	0,07	0,00	-0,09	0,19
M3	Jänner 1961	444	0,01	0,17	0,09	0,00	-0,03	-0,82
M1_D	Jänner 1961	444	-0,02	0,26	0,08	0,00	0,72	2,42
M3_D	Jänner 1961	444	-0,01	0,19	0,08	0,00	0,32	1,58
CNB	Jänner 1961	444	0,03	0,21	0,11	0,00	0,10	-1,01
R10	November 1964	-	-	-	-	-	-	-
R3M	Jänner 1968	-	-	-	-	-	-	-
RTAG	November 1966	-	-	-	-	-	-	-
YLD	Jänner 1968	-	-	-	-	-	-	-
R10_D	Jänner 1960	-	-	-	-	-	-	-
R3M_D	Jänner 1960	-	-	-	-	-	-	-
YLD_D	Jänner 1960	-	-	-	-	-	-	-
WBI	Jänner 1969	348	-0,38	0,95	0,05	0,05	1,69	3,24
DAX_D	Jänner 1961	444	-0,39	0,58	0,05	0,04	0,11	-0,44
USD	Jänner 1961	444	-0,38	0,33	-0,02	0,01	-0,30	0,95
EEX	Jänner 1962	432	-0,04	0,09	0,01	0,00	0,39	-0,22
EEXR	Jänner 1962	432	-0,06	0,08	0,01	0,00	0,16	-0,04

Alle Werte in Logarithmen und in 12. Differenzen, mit Ausnahme von PER, IPE, AUF, LAG, IFO_D, R10, R3M, RTAG, YLD, R10_D, R3M_D und YLD_D; ALQ ist nicht logarithmiert, aber in 12. Differenzen.

Übersicht A.3.1: Abstände zu den unteren Wendepunkten der Referenzchronologie
 Preiszyklus geglättet (%-Abweichungen vom HP-Trend, CMA13)
 Stichprobenbereich: 1975:1 bis 1997:12

	Referenzchronologie			Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	79:6	83:6	89:5			
GPI	3	3	-52	3,0	-15,33	25,93
PEIN	0	0	-1	0,0	-0,33	0,47
PER	-7	-12	-4	-7,0	-7,67	3,30
WPI	9	-3	31	9,0	12,33	14,08
WPIR	-12	-7	7	-7,0	-4,00	8,04
WPIE	6	-3	9	6,0	4,00	5,10
POIL	-4	-10	20	-4,0	2,00	12,96
PBAU	-15	0	-5	-5,0	-6,67	6,24
VPI_D	4	-12	12	4,0	1,33	9,98
PM_D	10	1	28	10,0	13,00	11,22
PX_D	14	1	23	14,0	12,67	9,03
LOGE	-12	-12	-1	-12,0	-8,33	5,19
LOAN	-12	-12	-1	-12,0	-8,33	5,19
LOAR	-14	-12	*	-13,0	-13,00	1,00
LGSJ	-23	*	-24	-23,5	-23,50	0,50
LOMI	-2	-14	2	-2,0	-4,67	6,80
LOSI	-10	-10	3	-10,0	-5,67	6,13
LSTK	-3	-9	-4	-4,0	-5,33	2,62
IP	-10	-22	-12	-12,0	-14,67	5,25
IPS_D	-5	-29	-26	-26,0	-20,00	10,68
IPE	-7	-15	-10	-10,0	-10,67	3,30
AUF	-9	-14	-7	-9,0	-10,00	2,94
LAG	-9	-12	-10	-10,0	-10,33	1,25
IFO_D	-3	-4	-13	-4,0	-6,67	4,50
LSU	-6	-5	5	-5,0	-2,00	4,97
BEG	-21	*	-33	-27,0	-27,00	6,00
BARM	-21	*	-32	-26,5	-26,50	5,50
BARW	-20	*	*	-20,0	-20,00	0,00
BANM	-7	-5	19	-5,0	2,33	11,81
BANW	-5	-6	5	-5,0	-2,00	4,97
BEAU	-21	*	-22	-21,5	-21,50	0,50
ALO	-18	-30	-7	-18,0	-18,33	9,39
ALQ	-20	-20	-7	-20,0	-15,67	6,13
OST	-11	-29	-9	-11,0	-16,33	8,99
STAZ	-17	-30	-7	-17,0	-18,00	9,42
UME	11	*	33	22,0	22,00	11,00
UMER	11	10	-3	10,0	6,00	6,38
UMEA	10	-2	-3	-2,0	1,67	5,91
UMERA	10	22	-3	10,0	9,67	10,21
UMG	11	11	22	11,0	14,67	5,19
KFZ	-10	-3	-29	-10,0	-14,00	10,98
UEIN	-20	-8	3	-8,0	-8,33	9,39
UEAU	*	17	27	22,0	22,00	5,00
STROM	-13	-25	-26	-25,0	-21,33	5,91
MP	-10	-22	-23	-22,0	-18,33	5,91
XP	-7	-22	-12	-12,0	-13,67	6,24
BG	11	11	-14	11,0	2,67	11,79
M0	23	22	20	22,0	21,67	1,25
M1	-4	17	34	17,0	15,67	15,54
M2	0	-6	-4	-4,0	-3,33	2,49
M3	-11	-32	-6	-11,0	-16,33	11,26
M1_D	1	0	12	1,0	4,33	5,44
M3_D	*	21	-6	7,5	7,50	13,50
CNB	-19	*	23	2,0	2,00	21,00
R10	*	-19	-15	-17,0	-17,00	2,00
R3M	21	-19	-34	-19,0	-10,67	23,21
RTAG	21	-19	-37	-19,0	-11,67	24,24
YLD	-18	-18	-2	-18,0	-12,67	7,54
R10_D	*	-9	-15	-12,0	-12,00	3,00
R3M_D	*	-19	-34	-26,5	-26,50	7,50
YLD_D	24	24	-3	24,0	15,00	12,73
WBI	-12	-30	-10	-12,0	-17,33	8,99
DAX_D	8	-3	-8	-3,0	-1,00	6,68
USD	-10	*	-16	-13,0	-13,00	3,00
EEX	4	-21	0	0,0	-5,67	10,96
EEXR	3	-21	-1	-1,0	-6,33	10,50

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

Übersicht A.3.2: Abstände zu den unteren Wendepunkten der Referenzchronologie
Preiszyklus geglättet (%-Abweichungen vom HP-Trend, CMA13)

Stichprobenbereich: 1966:1 bis 1997:12 bzw. maximal verfügbarer gemeinsamer Zeitbereich

	Referenzchronologie					Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	66:9	72:2	79:6	83:6	89:5			
GPI	*	-4	3	3	26	3	7,00	11,34
PEIN	*	-16	0	0	-1	-0,5	-4,25	6,80
PER	0	22	-7	-12	-4	-4	-0,20	11,77
WPI	-25	-6	9	-3	31	-3	1,20	18,47
WPIR	-25	-6	15	9	*	1,5	-1,75	15,45
WPIE	-	-15	6	-3	9	1,5	-0,75	9,34
POIL	-	-	-4	-10	20	-4	2,00	12,96
PBAU	*	5	-15	0	-5	-2,5	-3,75	7,40
VPI_D	*	22	4	-12	12	8	6,50	12,44
PM_D	-25	-4	10	1	28	1	2,00	17,36
PX_D	-28	-10	14	1	23	1	0,00	17,94
LOGE	-	2	-12	-12	-1	-6,5	-5,75	6,34
LOAN	-	20	-12	-12	-1	-6,5	-1,25	13,06
LOAR	-	-18	-14	-12	-5	-13	-12,25	4,71
LGSI	-4	-27	-23	*	-24	-23,5	-19,50	9,07
LOMI	*	18	-2	-14	2	0	1,00	11,45
LOSI	*	-12	-10	-10	3	-10	-7,25	5,97
LSTK	-	-13	-3	-9	-4	-6,5	-7,25	4,02
IP	-	-26	-10	-22	-12	-17	-17,50	6,69
IPS_D	*	-17	-5	-29	-26	-21,5	-19,25	9,34
IPE	-32	-10	-7	-15	-10	-10	-14,80	8,98
AUF	*	-12	-9	-14	-7	-10,5	-10,50	2,69
LAG	*	-13	-9	-12	-10	-11	-11,00	1,58
IFO_D	-5	7	19	12	22	12	11,00	9,57
LSU	*	19	-6	-5	5	0	3,25	10,06
BEG	-22	*	43	-2	10	4	7,25	23,59
BARM	*	-21	-21	*	-32	-21	-24,67	5,19
BARW	*	-19	-20	*	-39	-20	-26,00	9,20
BANM	-1	20	-7	-5	19	-1	5,20	11,84
BANW	*	19	-5	-6	5	0	3,25	10,06
BEAU	-	-21	-21	*	-22	-21	-21,33	0,47
ALO	*	-12	-18	-30	-7	-15	-16,75	8,58
ALQ	*	-13	-20	-20	-7	-16,5	-15,00	5,43
OST	*	-22	-11	-29	-9	-16,5	-17,75	8,17
STAZ	*	-22	-17	-30	-7	-19,5	-19,00	8,34
UME	*	30	11	*	33	30	24,67	9,74
UMER	*	30	11	10	-3	10,5	12,00	11,77
UMEA	-	-	10	-2	-3	-2	1,67	5,91
UMERA	-	-	10	22	-3	10	9,67	10,21
UMG	*	-17	11	11	22	11	6,75	14,43
KFZ	-	-28	11	-14	11	-1,5	-5,00	16,75
UEIN	-16	12	-20	-8	3	-8	-5,80	11,87
UEAU	-5	12	*	17	27	14,5	12,75	11,58
STROM	*	-16	-13	-25	-26	-20,5	-20,00	5,61
MP	*	14	-10	-22	-23	-16	-10,25	14,91
XP	*	23	-7	-22	-12	-9,5	-4,50	16,77
BG	*	7	11	11	-14	9	3,75	10,38
M0	*	9	23	22	20	21	18,50	5,59
M1	*	16	-4	17	34	16,5	15,75	13,46
M2	*	-11	0	-6	-4	-5	-5,25	3,96
M3	*	31	-11	-32	-6	-8,5	-4,50	22,70
M1_D	*	-8	1	0	12	0,5	1,25	7,12
M3_D	-7	17	*	21	-6	5,5	6,25	12,83
CNB	-1	-10	-19	*	23	-5,5	-1,75	15,64
R10	-20	19	*	-19	-15	-17	-8,75	16,13
R3M	-	24	21	-19	-34	1	-2,00	25,09
RTAG	-	20	21	-19	-37	0,5	-3,75	25,07
YLD	-	25	-18	-18	-2	-10	-3,25	17,57
R10_D	*	20	*	-9	-15	-9	-1,33	15,28
R3M_D	*	-20	*	-19	-34	-20	-24,33	6,85
YLD_D	*	-19	*	24	-3	-3	0,67	17,75
WBI	-	-15	-12	-30	-10	-13,5	-16,75	7,85
DAX_D	-3	15	28	11	13	13	12,80	9,89
USD	-	-22	-10	*	-16	-16	-16,00	4,90
EEX	-	-6	4	-21	0	-3	-5,75	9,50
EEXR	*	-5	3	-21	-1	-3	-6,00	9,11

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

Übersicht A.3.3: Abstände zu den oberen Wendepunkten der Referenzchronologie
 Preiszyklus geglättet (%-Abweichungen vom HP-Trend, CMA13)
 Stichprobenbereich: 1975:1 bis 1997:12

	Referenzchronologie				Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	76:7	82:1	84:12	94:8			
GPI	22	0	-7	-4	-2,0	2,75	11,39
PEIN	15	-1	-2	-1	-1,0	2,75	7,08
PER	10	-13	*	16	10,0	4,33	12,50
WPI	24	15	-7	49	19,5	20,25	20,07
WPIR	-20	-8	-15	12	-11,5	-7,75	12,17
WPIE	24	14	-7	42	19,0	18,25	17,70
POIL	12	-5	-18	29	3,5	4,50	17,70
PBAU	12	0	-11	9	4,5	2,50	8,96
VPI_D	*	-6	-7	12	-6,0	-0,33	8,73
PM_D	*	5	-3	-3	-3,0	-0,33	3,77
PX_D	24	-1	-4	-9	-2,5	2,50	12,74
LOGE	*	-6	-19	13	-6,0	-4,00	13,14
LOAN	14	-6	-19	13	3,5	0,50	13,79
LOAR	12	-10	-19	21	1,0	1,00	16,14
LGSJ	4	*	16	6	6,0	8,67	5,25
LOMI	14	-4	-17	15	5,0	2,00	13,32
LOSI	14	-4	-29	-16	-10,0	-8,75	15,83
LSTK	-10	-4	-29	15	-7,0	-7,00	15,70
IP	12	-13	*	13	12,0	4,00	12,03
IPS_D	13	-12	*	13	13,0	4,67	11,79
IPE	12	-13	*	16	12,0	5,00	12,83
AUF	9	-11	*	14	9,0	4,00	10,80
LAG	11	-10	*	16	11,0	5,67	11,26
IFO_D	-16	-5	1	16	-2,0	-1,00	11,55
LSU	-19	-1	-17	19	-9,0	-4,50	15,26
BEG	8	*	16	12	12,0	12,00	3,27
BARM	10	*	16	13	13,0	13,00	2,45
BARW	8	-16	*	10	8,0	0,67	11,81
BANM	22	0	-21	-5	-2,5	-1,00	15,38
BANW	22	8	-17	23	15,0	9,00	16,14
BEAU	4	*	5 *		4,5	4,50	0,50
ALO	11	*	17	13	13,0	13,67	2,49
ALQ	10	*	17	13	13,0	13,33	2,87
OST	10	-12	*	14	10,0	4,00	11,43
STAZ	10	-16	*	13	10,0	2,33	13,02
UME	-11	-17	*	26	-11,0	-0,67	19,01
UMER	-11	-17	*	38	-11,0	3,33	24,64
UMEA	1	-5	6	2	1,5	1,00	3,94
UMERA	*	-5	-18	2	-5,0	-7,00	8,29
UMG	-6	12	-6	-1	-3,5	-0,25	7,36
KFZ	17	7	4	2	5,5	7,50	5,77
UEIN	2	-16	-5	15	-1,5	-1,00	11,25
UEAU	14	-16	-17	-9	-12,5	-7,00	12,51
STROM	8	-13	*	18	8,0	4,33	12,92
MP	11	-13	*	13	11,0	3,67	11,81
XP	12	-13	*	13	12,0	4,00	12,03
BG	-6	12	14	-22	3,0	-0,50	14,65
M0	13	-17	*	2	2,0	-0,67	12,39
M1	-26	13	12	-22	-5,0	-5,75	18,31
M2	15	0	-16	16	7,5	3,75	13,05
M3	-7	-17	*	-22	-17,0	-15,33	6,24
M1_D	-8	-2	-8	-11	-8,0	-7,25	3,27
M3_D	-31	-17	*	3	-17,0	-15,00	13,95
CNB	5	*	10	-2	5,0	4,33	4,92
R10	20	*	17	11	17,0	16,00	3,74
R3M	4	-16	*	3	3,0	-3,00	9,20
RTAG	4	-16	*	2	2,0	-3,33	8,99
YLD	4	-14	*	-3	-3,0	-4,33	7,41
R10_D	-21	-14	*	11	-14,0	-8,00	13,74
R3M_D	8	-16	*	3	3,0	-1,67	10,34
YLD_D	9	*	17	-4	9,0	7,33	8,65
WBI	17	*	4	-12	4,0	3,00	11,86
DAX_D	-7	-6	2	-11	-6,5	-5,50	4,72
USD	4	*	-3	8	4,0	3,00	4,55
EEX	-9	-15	*	-12	-12,0	-12,00	2,45
EEXR	-9	-9	*	-12	-9,0	-10,00	1,41

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

Übersicht A.3.4: Abstände zu den oberen Wendepunkten der Referenzchronologie
Preiszyklus geglättet (%-Abweichungen vom HP-Trend, CMA13)

Stichprobenbereich: 1966:1 bis 1997:12 bzw. maximal verfügbarer gemeinsamer Zeitbereich

	Referenzchronologie					Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	67:7	76:7	82:1	82:12	94:8			
GPI	-39	22	0	-7	-4	-4	-5,60	19,56
PEIN	*	15	-1	-2	-1	-1	2,75	7,08
PER	-4	10	-13	*	16	3	2,25	11,41
WPI	-29	24	15	-7	49	15	10,40	26,65
WPIR	-29	25	19	11	-10	11	3,20	19,98
WPIE	-	24	14	-7	42	19	18,25	17,70
POIL	-	12	-5	-18	29	3,5	4,50	17,70
PBAU	6	12	0	-11	9	6	3,20	8,13
VPI_D	*	9	-6	-7	12	1,5	2,00	8,57
PM_D	-33	25	5	-3	-3	-3	-1,80	18,66
PX_D	10	24	-1	-4	-9	-1	4,00	11,78
LOGE	-	6	-6	-19	13	0	-1,50	12,18
LOAN	-	14	-6	-19	13	3,5	0,50	13,79
LOAR	-	12	-10	-19	21	1	1,00	16,14
LGSI	-25	4	*	16	6	5	0,25	15,27
LOMI	6	14	-4	-17	15	6	2,80	12,02
LOSI	6	14	-4	-29	-16	-4	-5,80	15,34
LSTK	-	-10	-4	-29	15	-7	-7,00	15,70
IP	-	12	-13	*	13	12	4,00	12,03
IPS_D	-1	13	-12	*	13	6	3,25	10,50
IPE	-2	12	-13	*	16	5	3,25	11,52
AUF	-5	9	-11	*	14	2	1,75	10,13
LAG	-4	11	-10	*	16	3,5	3,25	10,62
IFO_D	-20	0	*	-10	-4	-7	-8,50	7,53
LSU	*	-19	-1	-17	19	-9	-4,50	15,26
BEG	*	29	10	-14	-5	2,5	5,00	16,29
BARM	-12	10	*	16	13	11,5	6,75	11,03
BARW	-11	8	-16	*	10	-1,5	-2,25	11,41
BANM	-1	22	0	-21	-5	-1	-1,00	13,75
BANW	*	22	8	-17	23	15	9,00	16,14
BEAU	-	4	*	5	*	4,5	4,50	0,50
ALO	-12	11	*	17	13	12	7,25	11,32
ALQ	-12	10	*	17	13	11,5	7,00	11,25
OST	-11	10	-12	*	14	-0,5	0,25	11,84
STAZ	-12	10	-16	*	13	-1	-1,25	12,87
UME	*	-11	-17	*	26	-11	-0,67	19,01
UMER	*	-11	-17	*	38	-11	3,33	24,64
UMEA	-	1	-5	6	2	1,5	1,00	3,94
UMERA	-	*	-5	-18	2	-5	-7,00	8,29
UMG	*	-6	12	-6	-1	-3,5	-0,25	7,36
KFZ	-	-11	*	15	-15	-11	-3,67	13,30
UEIN	2	2	-16	-5	15	2	-0,40	10,13
UEAU	-10	-22	-16	-17	-9	-16	-14,80	4,79
STROM	-5	8	-13	*	18	1,5	2,00	11,90
MP	-13	11	-13	*	13	-1	-0,50	12,52
XP	-12	12	-13	*	13	0	0,00	12,51
BG	6	-6	12	14	-22	6	0,80	13,36
M0	-5	13	-17	*	2	-1,5	-1,75	10,89
M1	*	-26	13	12	-22	-5	-5,75	18,31
M2	-39	15	0	-16	16	0	-4,80	20,70
M3	*	-7	-17	*	-22	-17	-15,33	6,24
M1_D	3	-8	-2	-8	-11	-8	-5,20	5,04
M3_D	-22	-31	-17	*	3	-19,5	-16,75	12,46
CNB	-15	5	*	10	-2	1,5	-0,50	9,39
R10	-24	-29	*	17	11	-6,5	-6,25	20,44
R3M	-	4	-16	*	3	3	-3,00	9,20
RTAG	-	4	-16	*	2	2	-3,33	8,99
YLD	-	4	-14	*	-3	-3	-4,33	7,41
R10_D	-17	-21	-14	*	11	-15,5	-10,25	12,52
R3M_D	-13	8	-16	*	3	-5	-4,50	10,21
YLD_D	-8	9	*	17	-4	2,5	3,50	10,01
WBI	-	17	*	4	-12	4	3,00	11,86
DAX_D	-24	6	*	15	6	6	0,75	14,75
USD	-	4	*	-3	8	4	3,00	4,55
EEX	-	-9	-15	*	-12	-12	-12,00	2,45
EEXR	-19	-9	-9	*	-12	-10,5	-12,25	4,09

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

Übersicht A.4.1: Abstände zu den unteren Wendepunkten der Referenzchronologie
Inflationszyklus geglättet (AR(5) $\Delta_{12}\ln Y_t$)

Stichprobenbereich: 1975:1 bis 1997:12

	Referenzchronologie			Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	78:11	83:7	87:3			
GPI	-6	-3	-5	-5,0	-4,67	1,25
PEIN	-5	0	-1	-1,0	-2,00	2,16
PER	-8	-3	-1	-3,0	-4,00	2,94
WPI	-5	1	-5	-5,0	-3,00	2,83
WPIR	7	6	11	7,0	8,00	2,16
WPIE	-2	3	-5	-2,0	-1,33	3,30
POIL	10	2	6	6,0	6,00	3,27
PBAU	9	0	6	6,0	5,00	3,74
PM_D	-6	-6	-6	-6,0	-6,00	0,00
PX_D	-14	-1	-5	-5,0	-6,67	5,44
LOGE	12	12	15	12,0	13,00	1,41
LOAN	12	12	16	12,0	13,33	1,89
LOAR	13	11	17	13,0	13,67	2,49
LGSI	-3	-3	5	-3,0	-0,33	3,77
LOMI	-3	13	2	2,0	4,00	6,68
LOSI	-2	12	-8	-2,0	0,67	8,38
LSTK	10	6	16	10,0	10,67	4,11
IP	12	8	17	12,0	12,33	3,68
IPS_D	9	-18	-19	-18,0	-9,33	12,97
IPE	13	14	*	13,5	13,50	0,50
AUF	17	14	*	15,5	15,50	1,50
LAG	17	12	*	14,5	14,50	2,50
IFO_D	7	*	-13	-3,0	-3,00	10,00
LSU	16	-2	10	10,0	8,00	7,48
BEG	-20	*	-9	-14,5	-14,50	5,50
BARM	15	16	*	15,5	15,50	0,50
BARW	-21	15	*	-3,0	-3,00	18,00
BANM	17	2	7	7,0	8,67	6,24
BANW	11	-8	10	10,0	4,33	8,73
BEAU	-17	*	-11	-14,0	-14,00	3,00
ALO	16	13	25	16,0	18,00	5,10
ALQ	16	13	25	16,0	18,00	5,10
OST	16	*	-19	-1,5	-1,50	17,50
STAZ	16	*	-19	-1,5	-1,50	17,50
UME	-3	-5	-4	-4,0	-4,00	0,82
UMER	-3	-10	-5	-5,0	-6,00	2,94
UMEA	-8	1	5	1,0	-0,67	5,44
UMERA	-9	2	6	2,0	-0,33	6,34
UMG	-6	-13	-5	-6,0	-8,00	3,56
KFZ	-3	15	9	9,0	7,00	7,48
UEIN	-1	-4	1	-1,0	-1,33	2,05
UEAU	-5	-5	-10	-5,0	-6,67	2,36
STROM	-14	-5	-9	-9,0	-9,33	3,68
MP	-3	-6	-6	-6,0	-5,00	1,41
XP	-12	-5	-6	-6,0	-7,67	3,09
BG	-5	-14	*	-9,5	-9,50	4,50
M0	15	17	4	15,0	12,00	5,72
M1	27	-1	10	10,0	12,00	11,52
M2	-4	16	*	6,0	6,00	10,00
M3	19	13	22	19,0	18,00	3,74
M1_D	-4	-1	16	-1,0	3,67	8,81
M3_D	-16	13	*	-1,5	-1,50	14,50
CNB	-3	3	-8	-3,0	-2,67	4,50
R10	3	*	19	11,0	11,00	8,00
R3M	3	0	10	3,0	4,33	4,19
RTAG	3	0	10	3,0	4,33	4,19
YLD	4	-1	10	4,0	4,33	4,50
R10_D	-8	*	-6	-7,0	-7,00	1,00
WBI	17	*	-16	0,5	0,50	16,50
DAX_D	-8	3	-13	-8,0	-6,00	6,68
USD	-1	-9	-8	-8,0	-6,00	3,56
EEX	3	19	*	11,0	11,00	8,00
EEXR	6	*	-22	-8,0	-8,00	14,00

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

Übersicht A.4.2: Abstände zu den unteren Wendepunkten der Referenzchronologie
Inflationszyklus geglättet ($AR(5)\Delta_{12}\ln Y_t$)

Stichprobenbereich: 1966:1 bis 1997:12 bzw. maximal verfügbarer gemeinsamer Zeitbereich

	Referenzchronologie				Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	68:4	78:11	83:7	87:3			
GPI	-2	6	3	5	4	3,00	3,08
PEIN	0	6	0	1	0,5	1,75	2,49
PER	6	8	3	1	4,5	4,50	2,69
WPI	-36	5	-1	5	2	-6,75	17,06
WPIR	-35	10	21	-	10	-1,33	24,23
WPIE	-	1	-3	5	1	1,00	3,27
POIL	-	-10	-2	-6	-6	-6,00	3,27
PBAU	3	-9	0	-6	-3	-3,00	4,74
VPI_D	1	1	*	3	1	1,67	0,94
PM_D	-48	7	6	6	6	-7,25	23,53
PX_D	0	14	1	5	3	5,00	5,52
LOGE	-15	-12	-12	-15	-13,5	-13,50	1,50
LOAN	-16	-12	-12	-16	-14	-14,00	2,00
LOAR	-22	-13	-11	-17	-15	-15,75	4,21
LGSI	5	3	3	-5	3	1,50	3,84
LOMI	4	3	-13	-2	0,5	-2,00	6,75
LOSI	4	2	-12	8	3	0,50	7,53
LSTK	-	-10	-6	-16	-10	-10,67	4,11
IP	-	-12	-8	-17	-12	-12,33	3,68
IPS_D	-11	-9	18	19	4,5	4,25	14,27
IPE	-13	-13	-14	*	-13	-13,33	0,47
AUF	-28	-17	-14	*	-17	-19,67	6,02
LAG	-29	-17	-12	*	-17	-19,33	7,13
IFO_D	-13	-7	*	13	-7	-2,33	11,12
LSU	-52	-16	2	-10	-13	-19,00	20,12
BEG	-51	36	7	-5	1	-3,25	31,34
BARM	-38	-15	-16	*	-16	-23,00	10,61
BARW	11	3	6	-6	4,5	3,50	6,18
BANM	-7	-17	-2	-7	-7	-8,25	5,45
BANW	9	-11	8	-10	-1	-1,00	9,51
BEAU	-	17	*	11	14	14,00	3,00
ALO	-21	-16	-13	-25	-18,5	-18,75	4,60
ALQ	3	6	13	1	4,5	5,75	4,55
OST	-26	-16	*	19	-16	-7,67	19,29
STAZ	-22	-16	*	19	-16	-6,33	18,08
UME	-10	3	5	4	3,5	0,50	6,10
UMER	-11	3	10	5	4	1,75	7,79
UMEA	-	8	-1	-5	-1	0,67	5,44
UMERA	-	9	-2	-6	-2	0,33	6,34
UMG	*	7	13	5	7	8,33	3,40
KFZ	-	3	-15	-9	-9	-7,00	7,48
UEIN	9	1	4	-1	2,5	3,25	3,77
UEAU	10	5	5	10	7,5	7,50	2,50
STROM	-39	14	5	9	7	-2,75	21,17
MP	12	3	6	6	6	6,75	3,27
XP	-42	12	5	6	5,5	-4,75	21,67
BG	3	5	14	*	5	7,33	4,78
M0	-8	-15	-17	-4	-11,5	-11,00	5,24
M1	*	-13	17	*	2	2,00	15,00
M2	11	4	-16	*	4	-0,33	11,44
M3	-1	-19	-13	-22	-16	-13,75	8,04
M1_D	-28	19	-15	*	-15	-8,00	19,82
M3_D	-28	16	-13	*	-13	-8,33	18,26
CNB	-2	3	-3	8	0,5	1,50	4,39
R10	-13	-3	*	-19	-13	-11,67	6,60
R3M	-26	-3	0	-10	-6,5	-9,75	10,06
RTAG	-27	-3	0	-10	-6,5	-10,00	10,46
YLD	-25	-4	1	-10	-7	-9,50	9,76
R10_D	-9	8	*	6	6	1,67	7,59
R3M_D	4	33	*	-10	4	9,00	17,91
YLD_D	-25	*	-21	*	-23	-23,00	2,00
WBI	-	-17	*	16	-0,5	-0,50	16,50
DAX_D	1	8	-3	13	4,5	4,75	6,18
USD	-	30	-19	*	5,5	5,50	24,50
EEX	-	-3	-19	*	-11	-11,00	8,00
EEXR	-25	-6	-22	*	-22	-17,67	8,34

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

Übersicht A.4.3: Abstände zu den oberen Wendepunkten der Referenzchronologie

Inflationszyklus geglättet ($AR(5)\Delta_{12}\ln Y_t$)

Stichprobenbereich: 1975:1 bis 1997:12

	Referenzchronologie			Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	80:12	84:7	92:10			
GPI	2	1	24	2,0	9,00	10,61
PEIN	2	-1	0	0,0	0,33	1,25
PER	10	1	-26	1,0	-5,00	15,30
WPI	9	-2	-1	-1,0	2,00	4,97
WPIR	-10	-9	-11	-10,0	-10,00	0,82
WPIE	8	-5	-1	-1,0	0,67	5,44
POIL	-3	-17	-18	-17,0	-12,67	6,85
PBAU	-13	-2	-12	-12,0	-9,00	4,97
PM_D	12	-1	16	12,0	9,00	7,26
PX_D	-11	0	15	0,0	1,33	10,66
LOGE	-12	-15	17	-12,0	-3,33	14,43
LOAN	-9	-15	16	-9,0	-2,67	13,42
LOAR	-11	-17	16	-11,0	-4,00	14,35
LGS1	6	-14	28	6,0	6,67	17,15
LOMI	-13	-13	5	-13,0	-7,00	8,49
LOSI	-11	-12	26	-11,0	1,00	17,68
LSTK	-2	-28	-4	-4,0	-11,33	11,81
IP	-4	-31	-6	-6,0	-13,67	12,28
IPS_D	-2	19	-7	-2,0	3,33	11,26
IPE	*	16	-8	4,0	4,00	12,00
AUF	*	18	-9	4,5	4,50	13,50
LAG	*	-15	-9	-12,0	-12,00	3,00
IFO_D	-21	*	-7	-14,0	-14,00	7,00
LSU	-5	-24	20	-5,0	-3,00	18,02
BEG	24	19	-12	19,0	10,33	15,92
BARM	*	19	-10	4,5	4,50	14,50
BARW	*	18	-12	3,0	3,00	15,00
BANM	-4	-26	15	-4,0	-5,00	16,75
BANW	1	-26	5	1,0	-6,67	13,77
BEAU	-21	*	6	-7,5	-7,50	13,50
ALO	-18	*	-8	-13,0	-13,00	5,00
ALQ	-18	*	-8	-13,0	-13,00	5,00
OST	-11	*	-8	-9,5	-9,50	1,50
STAZ	-15	-27	-8	-15,0	-16,67	7,85
UME	-12	7	-22	-12,0	-9,00	12,03
UMER	-11	9	-22	-11,0	-8,00	12,83
UMEA	6	-2	-4	-2,0	0,00	4,32
UMERA	7	-4	-5	-4,0	-0,67	5,44
UMG	9	-5	-25	-5,0	-7,00	13,95
KFZ	16	11	7	11,0	11,33	3,68
UEIN	13	4	-16	4,0	0,33	12,12
UEAU	13	-8	36	13,0	13,67	17,97
STROM	25	3	18	18,0	15,33	9,18
MP	11	3	-26	3,0	-4,00	15,90
XP	-12	1	-29	-12,0	-13,33	12,28
BG	12	11	-7	11,0	5,33	8,73
M0	25	12	-1	12,0	12,00	10,61
M1	12	-7	28	12,0	11,00	14,31
M2	17	12	-42	12,0	-4,33	26,71
M3	*	19	16	17,5	17,50	1,50
M1_D	-12	-3	6	-3,0	-3,00	7,35
M3_D	25	16	-2	16,0	13,00	11,22
CNB	12	-10	25	12,0	9,00	14,45
R10	-11	*	24	6,5	6,50	17,50
R3M	-6	-4	7	-4,0	-1,00	5,72
RTAG	-7	-4	6	-4,0	-1,67	5,56
YLD	3	-4	5	3,0	1,33	3,86
R10_D	-9	*	24	7,5	7,50	16,50
WBI	-12	*	-2	-7,0	-7,00	5,00
DAX_D	11	-4	-4	-4,0	1,00	7,07
USD	-8	-7	11	-7,0	-1,33	8,73
EEX	8	*	-3	2,5	2,50	5,50
EEXR	7	*	-4	1,5	1,50	5,50

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

Übersicht A.4.4: Abstände zu den oberen Wendepunkten der Referenzchronologie
Inflationszyklus geglättet (AR(5) $\Delta_{12}\ln Y_t$)

Stichprobenbereich: 1966:1 bis 1997:12 bzw. maximal verfügbarer gemeinsamer Zeitbereich

	Referenzchronologie					Median	Mittelwert	Standard- abweichung
	67:5	74:10	80:12	84:7	92:10			
GPI	0	10	2	1	24	2,00	7,40	9,02
PEIN	0	-2	2	-1	0	0,00	-0,20	1,33
PER	-38	4	10	1	-26	1,00	-9,80	18,74
WPI	-32	7	9	-2	-1	-1,00	-3,80	14,74
WPIR	-32	7	18	6	0	6,00	-0,20	16,93
WPIE	-	3	8	-5	-1	1,00	1,25	4,82
POIL	-	-	-3	-17	-18	-17,00	-12,67	6,85
PBAU	-40	-3	-13	-2	-12	-12,00	-14,00	13,75
VPI_D	*	11	-11	*	6	6,00	2,00	9,42
PM_D	-34	5	12	-1	16	5,00	-0,40	17,78
PX_D	-35	4	-11	0	15	0,00	-5,40	16,98
LOGE	-	4	-12	-15	17	-4,00	-1,50	12,89
LOAN	-	3	-9	-15	16	-3,00	-1,25	11,88
LOAR	-	-10	-11	-17	16	-10,50	-5,50	12,70
LGSJ	*	-29	6	-14	28	-4,00	-2,25	21,43
LOMI	*	4	-13	-13	5	-4,50	-4,25	8,76
LOSI	-41	-7	-11	-12	26	-11,00	-9,00	21,29
LSTK	-	-8	-2	-28	-4	-6,00	-10,50	10,33
IP	-	-9	-4	-31	-6	-7,50	-12,50	10,83
IPS_D	2	-7	-2	19	-7	-2,00	1,00	9,61
IPE	-4	-11	*	16	-8	-6,00	-1,75	10,54
AUF	-6	-13	*	18	-9	-7,50	-2,50	12,09
LAG	-5	-12	*	-15	-9	-10,50	-10,25	3,70
IFO_D	*	-3	-21	*	-7	-7,00	-10,33	7,72
LSU	*	12	-5	-24	20	3,50	0,75	16,90
BEG	*	13	*	-23	19	13,00	3,00	18,55
BARM	-11	-10	*	19	-10	-10,00	-3,00	12,71
BARW	*	14	-1	-3	4	1,50	3,50	6,58
BANM	-5	11	-4	-26	15	-4,00	-1,80	14,47
BANW	*	12	1	-26	5	3,00	-2,00	14,40
BEAU	-	-15	-21	*	6	-15,00	-10,00	11,58
ALO	-7	-10	-18	*	-8	-9,00	-10,75	4,32
ALQ	*	17	9	-1	6	7,50	7,75	6,46
OST	-5	-12	-11	*	-8	-9,50	-9,00	2,74
STAZ	-6	-11	-15	-27	-8	-11,00	-13,40	7,45
UME	-6	6	-12	7	-22	-6,00	-5,40	10,98
UMER	-10	11	-11	9	-22	-10,00	-4,60	12,66
UMEA	-	-	6	-2	-4	-2,00	0,00	4,32
UMERA	-	-	7	-4	-5	-4,00	-0,67	5,44
UMG	-40	3	9	-5	-25	-5,00	-11,60	18,26
KFZ	-	-17	16	11	7	9,00	4,25	12,68
UEIN	-13	8	13	4	-16	4,00	-0,80	11,58
UEAU	-20	-7	13	-8	36	-7,00	2,80	19,69
STROM	-21	19	25	3	18	18,00	8,80	16,57
MP	-38	19	11	3	-26	3,00	-6,20	21,99
XP	-30	4	-12	1	-29	-12,00	-13,20	14,36
BG	-21	-2	12	11	-7	-2,00	-1,40	12,24
M0	2	-10	25	12	-1	2,00	5,60	11,98
M1	*	-22	-2	13	-20	-11,00	-7,75	14,29
M2	-18	-17	17	12	-42	-17,00	-9,60	21,68
M3	*	-18	*	19	16	16,00	5,67	16,78
M1_D	-28	-10	29	13	-6	-6,00	-0,40	19,64
M3_D	-16	20	25	16	-2	16,00	8,60	15,30
CNB	*	29	12	-10	25	18,50	14,00	15,22
R10	-13	-10	-11	*	24	-10,50	-2,50	15,34
R3M	-	0	-6	-4	7	-2,00	-0,75	4,97
RTAG	-	1	-7	-4	6	-1,50	-1,00	4,95
YLD	-	1	3	-4	5	2,00	1,25	3,34
R10_D	*	3	-9	*	24	3,00	6,00	13,64
R3M_D	-37	12	-8	*	5	-1,50	-7,00	18,75
YLD_D	-7	-16	*	10	*	-7,00	-4,33	10,78
WBI	-	2	-12	*	-2	-2,00	-4,00	5,89
DAX_D	-42	8	11	-4	-4	-4,00	-6,20	18,91
USD	-	12	*	21	0	12,00	11,00	8,60
EEX	-	11	8	*	-3	8,00	5,33	6,02
EEXR	-11	12	7	*	-4	1,50	1,00	9,03

Leads (+) und Lags (-) in Monaten.

© 1998 Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

Medieninhaber (Verleger), Herausgeber und Hersteller: Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung,
Wien 3, Arsenal, Objekt 20 • Postanschrift: A-1103 Wien, Postfach 91 • Tel. (+43 1) 798 26 01-0 •
Fax (+43 1) 798 93 86 • <http://www.wifo.ac.at/> • Verlags- und Herstellungsort: Wien

Verkaufspreis: EUR 15,00 • Kostenloser Download:

http://titan.wsr.ac.at/wifosite/wifosite.get_abstract_type?p_language=1&pubid=21939&pub_language=-1